Convergencia en el esfuerzo inversor en I+D+i de las regiones españolas*

Laura Sauci
Mónica Carmona
Jesús Iglesias
Universidad de Huelva

Resumen

Este trabajo trata de contrastar la hipótesis de convergencia estocástica para el gasto total en I+D+i de las comunidades autónomas españolas así como el peso relativo de sus componentes público y privado durante el período 1987-2013, haciendo uso del test de estacionariedad con cambio estructural para datos de panel propuesto por Carrión, del Barrio y López-Bazo (2005). En el período analizado la hipótesis de convergencia es aceptada tanto al considerar el esfuerzo inversor en I+D+i total como cuando examinamos este esfuerzo en función de su naturaleza pública o privada. Por tanto, ya sea como consecuencia de la adecuación de las políticas o de las fuerzas que operan en los mercados y que determinan la configuración de los tejidos empresariales regionales, los resultados parecen apuntar hacia una mayor cohesión, en términos de esfuerzo innovador de los diferentes territorios, lo que debería traducirse en unos efectos favorables sobre la reducción de los desequilibrios, reforzandose así la cohesión territorial.

Palabras clave: *innovación, cambio estructural (múltiple), tests de raíces unitarias para datos de panel, convergencia.*

Clasificación JEL: C22, C23, O31, O32.

Abstract

This paper attempts to test the stochastic convergence hypothesis for total expenditure on R&D of the Spanish autonomous communities as well as the relative weight of their public and private components in the period 1987 to 2013, using the test of stationarity with structural change for panel data proposed by Carrión, del Barrio and López-Bazo (2005). In the analyzed period, the convergence hypothesis is accepted both when considering total investment in R&D as when we examine this effort as a function of their public or private nature. Therefore, whether as a result of the adjustment policies or of forces operating in markets and determining the configuration of the regional business composition, the results seem to point towards greater cohesion, in terms of the innovative efforts of the different territories, which should result in some positive effects on the reduction of imbalances, thus strengthening territorial cohesion.

Keywords: *innovation, multiple breaks, panel unit root tests, convergence.*

JEL classification: *C22, C23, O31, O32.*

---

* Agradecemos a los profesores Carrión, Del Barrio y López-Bazo el haberles facilitado el programa de lineales de Gauss. Trabajo financiado con la ayuda recibida del Plan Andaluz de I+D+i (SEJ-487).

1. Introducción

Con independencia de su eficiencia y adecuación, una de las recetas que se desprenden de las proposiciones teóricas y empíricas de la literatura de crecimiento económico[1] –revisadas exhaustivamente en los trabajos de De la Fuente, 1997; Cameron, 1998; Temple 1999– es que apostar por la investigación y la innovación es un pilar clave sobre el que asentar cualquier estrategia de desarrollo, ya sea a través de la intervención pública directa o a través de la ayuda a los proyectos privados innovadores. En efecto, las estrategias de desarrollo regionales, nacionales y comunitarias no son ajenas a estas prescripciones, de manera que resulta habitual encontrar objetivos explícitos de los sectores público y privado en términos de esfuerzo inversor –cuantificado como porcentaje del gasto en I+D+i con respecto al PIB– como forma de promover el crecimiento de un determinado territorio.

No obstante, existe un importante desequilibrio en favor de la iniciativa privada que suele ser interpretado en clave positiva, esto es, en términos de la capacidad del tejido empresarial de contribuir directamente al crecimiento, al tratar de capturar las oportunidades de beneficio más innovadoras que generan mayor valor añadido y que repercuten, en mayor medida, en la creación de empleo (Congregado *et al.,* 2008). Ahora bien, en aquellos casos en los que este esfuerzo inversor por parte del sector privado sea pequeño, bien por su carácter imitador o rutinario, el sector público puede intentar incentivar la innovación, promover la incorporación de nuevos empresarios de carácter innovador al tejido empresarial, e incluso optar por la intervención pública directa en la materia, a partir de la promoción básica y aplicada que se difunda por el tejido empresarial existente. A estos efectos, y aunque la participación del sector público en el proceso de innovación pueda ser visto desde la perspectiva de la complementariedad, no podemos descartar el hecho de que su aparición provoque efectos de *crowding out* con los consiguientes efectos negativos sobre la participación del sector privado en la inversión nacional en I+D+i.

Con este objetivo, el presente artículo analiza las estadísticas regionales de gasto en I+D+i durante el período 1987-2013 para comprobar si las diferencias en el potencial innovador entre las regiones tienden a acentuarse o a amortiguarse, cuestión clave si tenemos en cuenta las implicaciones de este potencial sobre el crecimiento, la productividad y el empleo, y por ende, sobre la cohesión económica y social de las regiones españolas. De este modo, si queremos evaluar el grado en el que los territorios que partían de posiciones relativamente más atrasadas han ido corrigiendo el gap inversor, cabe preguntarse: ¿ha permitido la descentralización regional unida a las estrategias singulares promovidas por los gobiernos regionales en el ejercicio

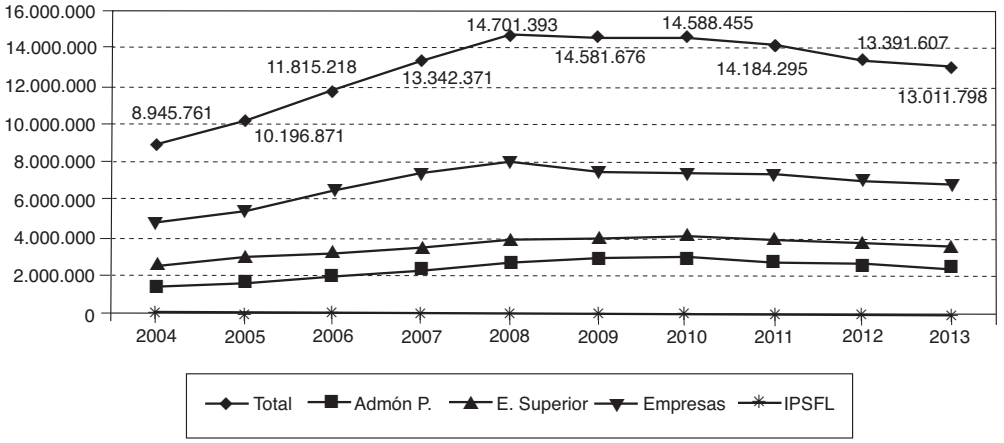
[1] La literatura empírica acerca de la relación entre el crecimiento y la innovación sugiere que los procesos de innovación realizan una contribución significativa al crecimiento. Además, esta literatura aporta evidencia acerca de las externalidades que caracterizan estos procesos, incluyendo el papel de la investigación financiada con recursos públicos y sobre las posibles barreras a la difusión internacional de la tecnología que pueden obstaculizar el *cath up* tecnológico y la tendencia a converger por lo que los esfuerzos de inversión domésticos se tornan en cruciales para eliminar las diferencias.

de su autonomía la corrección de los desequilibrios territoriales existentes?, y en caso afirmativo, ¿solo se ha corregido el diferencial correspondiente al gasto público o también la evolución del gasto privado ha seguido unas pautas de eliminación de esas diferencias, gracias a las políticas de promoción del tejido empresarial innovador?

Advertirá el lector que esta cuestión es especialmente importante para la economía española en el momento actual debido a la drástica caída del gasto público en general y del gasto público en I+D+i en particular, motivada por la crisis económica y la consecuente búsqueda de estabilidad presupuestaria, lo que ha provocado cambios en la participación relativa de ambos sectores (Gráfico 1a).

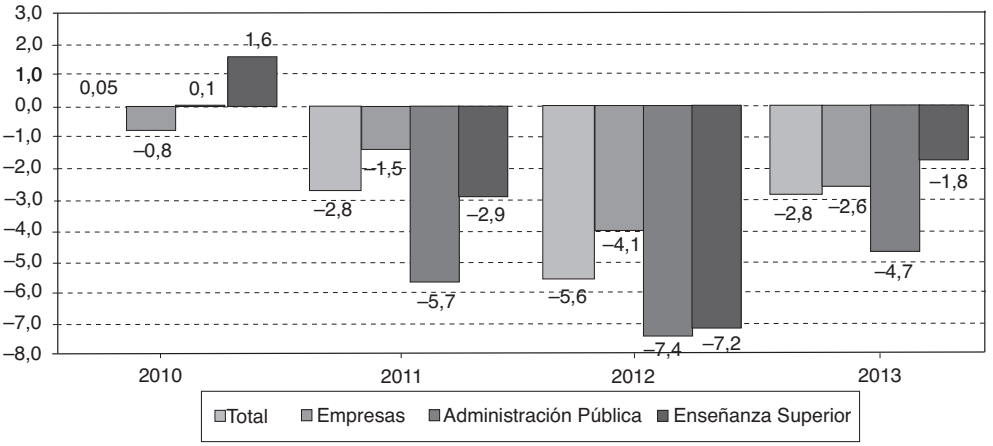
De este análisis sectorial se desprende que tanto el gasto público como el gasto privado experimentaron una disminución del 4,7 por 100 y del 2,6 por 100, respectivamente, respecto al año anterior, confirmando la evolución decreciente que mantienen desde el inicio de la crisis (Gráfico 1b). Asimismo, la I+D interna fue financiada prioritariamente por el sector privado –empresas (un 46,3 por 100)– y por el sector público –la Administración Pública (un 41,6 por 100).

GRÁFICO 1A
EVOLUCIÓN DEL GASTO EN I+D
(Miles de euros)



NOTA: Instituciones Privadas Sin Fines de Lucro (IPSFL).
FUENTE: INE.

GRÁFICO 1B
TASAS DE VARIACIÓN DEL GASTO EN I+D INTERNA EN EL PERÍODO 2010-2013
(% PIB base 2010))



FUENTE: INE.

A nivel regional se detecta una distribución asimétrica del esfuerzo inversor entre las distintas comunidades autónomas, siendo las autonomías que tradicionalmente han presentado mayores porcentajes de gasto con respecto a la media nacional: País Vasco (2,09 por 100 del PIB, en 2013), Navarra (1,79 por 100), Madrid (1,75 por 100) y Cataluña (1,50 por 100), observándose igualmente un proceso de ralentización en estos últimos años.

No parece osado aventurar que esta pérdida de capacidad inversora hará más difícil alcanzar el objetivo del 3 por 100 de gasto en I+D+i sobre el PIB, fijado para el conjunto de la Unión Europea en 2020, siendo del 2 por 100 el objetivo proyectado para España, según la Estrategia Española de Ciencia y Tecnología de Innovación (véase Cuadro 1), objetivo que deberá ir vinculado a una nueva estrategia competitiva y de excelencia de su tejido empresarial que sea capaz de captar mercados y actividades de alto valor añadido.

CUADRO 1
INDICADORES DE LA ESTRATEGIA ESPAÑOLA DE CIENCIA Y TECNOLOGÍA Y DE INNOVACIÓN

Indicadores de esfuerzo inversor	2010	2016	2020
Gasto en I+D sobre el Producto Interior Bruto (%)	1,39	1,48	**2,00**
Gastos I+D sector privado sobre el Producto Interior Bruto (%)	0,60	0,73	1,20
Ratio entre financiación privada y pública del gasto en I+D	0,86	1,06	1,70
% de la financiación del gasto en I+D procedente del extranjero	5,70	9,60	15,00

FUENTE: INE.

En el entorno europeo, la estrategia española de supeditación del gasto de inversión en I+D+i, con respecto a las necesidades impuestas por la evolución de la deuda y de la propia economía española, no es una estrategia compartida con otras economías. Más bien al contrario, la intensidad de la contracción del gasto en I+D en España, es un caso aislado en el entorno europeo, donde los países han intentado minimizar el impacto de la crisis sobre este sector. Como prueba de esta afirmación y según datos de Eurostat, basta citar el ejemplo de una economía como la alemana en la que el gasto en I+D (en relación al PIB) creció un 7,69 por 100 entre 2009 y 2013, frente a la economía española que registró una tasa de variación media del gasto en I+D del –8,1 por 100 durante ese mismo período. Fruto de este proceso, la I+D financiada por el sector privado ya supera a la financiada por el sector público en España.

De todo ello se desprende una aparente adecuación del esfuerzo inversor a los pesos relativos de ambos sectores en las economías más desarrolladas, lo que obedece, en cambio, a una brusca caída del esfuerzo público sin que ello suponga que el sector privado ha sido capaz de tomar el testigo de la I+D+i pública. En este sentido, el hecho de que el peso del sector privado alcance al público puede ser el resultado de causas muy diversas: desde la evolución del tejido empresarial desde posiciones más rutinarias hacia un tejido empresarial más dinámico e innovador, hasta venir motivado por el repliegue de la inversión pública en la materia, debido a la subordinación de las políticas de innovación e I+D a ámbitos en los que el equilibrio presupuestario obliga a reasignaciones al menos transitorias de los gastos.

En este contexto, trataremos de evaluar si las desigualdades de la distribución regional del gasto privado en I+D+i tienden a desaparecer gracias a la propia fuerza de los mercados o si por el contrario tan solo desaparecen gracias a la intervención pública, esto es, a la introducción de incentivos y políticas públicas directas. En otros

términos, este artículo trata de explorar si el esfuerzo inversor en I+D+i tiende a converger y si el origen de las fuentes de financiación pública y privada responden a un mismo patrón.

Para efectuar este análisis consideramos el concepto de convergencia de Quah (1990). En particular, y aplicado a nuestro caso de estudio, diremos que la convergencia estocástica en el gasto en I+D+i hace referencia al supuesto en el que una perturbación, en la relación entre el esfuerzo en I+D+i de una región con respecto a la media, es transitoria, es decir, que cualquier shock en el diferencial del gasto en I+D+i de una región sobre la media total (lo que llamaremos gasto relativo) tiene un efecto transitorio, y, con ello, no permanente. Por tanto, basta con testar si dicho diferencial (del gasto en I+D+i de cada región sobre la media) es estacionario, esto es, carece de raíz unitaria[2].

Para contrastar esta hipótesis y dada la naturaleza de la base de datos sobre la que se apoyan nuestras aplicaciones empíricas –datos de panel– utilizaremos los tests de estacionariedad con cambio estructural propuestos por Carrión, del Barrio y López Bazo (2005) –en adelante, CBL– de raíces unitarias para datos de panel–. Así, cuando exista evidencia de convergencia estocástica, el gasto relativo en I+D+i será estacionario (inexistencia de raíz unitaria), mientras que en el caso de que el gasto relativo no sea estacionario (existencia de raíz unitaria) el efecto de cualquier shock o perturbación sobre dicho gasto se convertiría en permanente, esto es, se generaría un proceso de divergencia.

De este modo, el presente artículo se enmarca en los trabajos empíricos sobre convergencia, en particular sobre convergencia estocástica, permitiendo la existencia de cambio estructural con el fin de estudiar si las diferencias en el gasto en I+D regional, se han ido difuminando o no.

Para llevar a cabo esta tarea, el resto del artículo se estructura como sigue. En el siguiente apartado se revisa, de manera sucinta, la literatura previa acerca de la relación entre emprendimiento, innovación y convergencia, en un intento de proporcionar al lector las claves necesarias para poder poner en perspectiva el interés potencial de nuestros resultados. El tercer apartado describe el panel de datos regional que servirá de base para nuestras aplicaciones empíricas y la estrategia econométrica utilizada para llevar a cabo el análisis de convergencia que constituye el núcleo de este trabajo. El cuarto apartado se reserva para presentar los resultados de la aplicación de los contrastes de raíces unitarias para datos de panel incluyendo aquellos que permiten la posibilidad de cambio estructural. Avancemos en este punto que aunque hay evidencia de cambio estructural en las tres series consideradas, los resultados apuntan hacia la idea de que la convergencia en términos del esfuerzo inversor en I+D+i tanto por parte del sector público como el sector privado ha sido la tendencia dominante entre las regiones españolas en el período 1987-2013.

---

[2] Recordemos que la existencia de una raíz unitaria supone que la serie, tiene entre otras características, memoria infinita, y por tanto, cualquier cambio en ella tendría carácter permanente y no transitorio como sería el caso cuando la serie fuera estacionaria (no existencia de raíz unitaria).

2. Emprendimiento, innovación y convergencia

La relación entre el emprendimiento y la innovación es y ha sido una de las relaciones más intensamente exploradas dentro de la denominada literatura del emprendimiento/autoempleo. Como bien es sabido, la innovación es una de las facetas que define el desempeño de la función empresarial (Schumpeter, 1912; O'Kean, 2000; O'kean y Menudo, 2008; Iversen *et al.,* 2008) y conocer las claves que determinan el que un tejido empresarial sea innovador es y ha sido uno de los grandes retos a los que se enfrenta el análisis del emprendimiento dado los favorables efectos de la innovación sobre el crecimiento.

En este sentido, y aunque existe una extensa literatura tanto teórica como empírica, acerca de los efectos de la I+D+i sobre el *crecimiento económico* –Romer (1990), Grossman y Helpman (1991), Aghion y Howitt (1992, 2007), Barro y Sala-i-Martin (1995), Young (1998), Jones (1995, 1998)–, *la productividad* –Griliches (1979), Mansfield (1980), Griliches y Lichtenberg (1984), Jaffe (1986), Mairesse y Sassenou (1991), Mairesse y Mohnen (1995), Mohnen (1996), Hall y Mairesse (1995), Guellec y van Pottelsberghe de la Potterie (2004)–, e incluso sobre las *externalidades* de los procesos de innovación –Griliches (1992), Nadiri (1993), Bernstein y Mohnen (1994), Coe y Helpman (1995), Keller (1998), Coe y Hoffmaister (1999), Xu y Wang (1999), Wei *et al*. (2001), Falvey *et al*. (2002, 2004), Madsen (2007), Coe, Helpman y Hoffmaister (2009)–, las contribuciones referidas al papel del sector del conocimiento, de la innovación y al propio emprendimiento como uno de los determinantes fundamentales en el proceso de crecimiento, pese a su interés, han sido más escasas. Por ello, el estudio de los sistemas regionales de innovación y de la propia calidad y configuración de los tejidos empresariales regionales así como de los elementos que los configuran han pasado al primer plano de interés en este campo (Cornett y Ingstrup, 2010).

Para el caso español, Calvo (2002) examina la convergencia sigma[3] en el gasto en innovación por persona ocupada en el período 1994-2000, obteniendo evidencia en favor de la convergencia –aunque protagonizada por los sectores de tecnología alta–, en línea con algunos trabajos previos como los de Castillo y Jimeno (1998), Coronado y Acosta (1999) o Calvo (2000b).

Más recientemente Villaverde y Maza (2010) analizan de forma no paramétrica la distribución regional del gasto en I+D+i para el período 1997-2008, proporcionando evidencia de la alta desigualdad entre las regiones españolas con cierto grado de persistencia, desde 2004. A la reconsideración de estos resultados a la luz de las nuevas tendencias marcadas por la crisis, junto al uso de técnicas alternativas para detectar estos cambios, dedicamos el resto del trabajo.

---

[3] El *coeficiente sigma* es una medida de dispersión que muestra cómo varía en el tiempo la desviación estándar del logaritmo neperiano del gasto en innovación para las 17 comunidades autónomas (CALVO, 2002, pp. 36-37).

3. Datos y marco empírico

Una vez planteados los objetivos y anclado el contenido de este trabajo en el contexto de la literatura previa, dedicamos este apartado a presentar los elementos que sirven de base a las aplicaciones empíricas sobre el fenómeno de la convergencia regional en términos de esfuerzo inversor en I+D+i.

3.1. Datos

En nuestro análisis empírico utilizamos datos anuales de gasto en I+D+i (total, público y privado) referidos a las 17 Comunidades Autónomas (en adelante, CCAA) durante el período 1987-2013, los cuales han sido tomados de dos fuentes distintas. Para el período 1987-2007 se ha utilizado la base de datos regional (BDMORES) publicada por el Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas. Debido a la no actualización de dicha base desde diciembre de 2011, se ha hecho uso, para el período restante 2008-2013, de los datos procedentes del Observatorio Español de I+D+i (ICONO), que depende del Ministerio de Economía y Competitividad.

Es necesario señalar que durante este período ha habido cambios metodológicos importantes en la obtención de las series, en especial en lo relativo al gasto público y privado, y por tanto, al total. Es por ello que, si bien existen datos disponibles desde 1980 para las 17 CCAA, se ha optado por rechazarlos debido a la presencia de varios valores anómalos en algunas de ellas.

En el Cuadro 2 se observa cómo la evolución del esfuerzo inversor tanto total como público y privado ha seguido una senda creciente para el total de las 17 CCAA durante el período objeto de estudio. Se puede apreciar como País Vasco, Navarra, Madrid y Cataluña son las regiones españolas con un mayor esfuerzo inversor, siendo destacable, en particular, el caso del País Vasco cuando hablamos del esfuerzo inversor privado, muy superior al resto de las CCAA. En relación al esfuerzo inversor público, este es mayor especialmente en Madrid, Cataluña y Andalucía; posiblemente, y recordando que este esfuerzo incluye tanto las Administraciones Públicas como la enseñanza superior, la existencia de un gran número de universidades en dichos territorios supone un alza importante de dicho esfuerzo.

CUADRO 2

EVOLUCIÓN DEL ESFUERZO INVERSOR EN I+D+i (TOTAL Y POR FUENTE) EN LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS ESPAÑOLAS

(% con respecto al PIB)

	Total			Público			Privado		
Comunidad	**1987**	**2000**	**2013**	**1987**	**2000**	**2013**	**1987**	**2000**	**2013**
Andalucía	0,41	0,63	1,04	0,26	0,42	0,66	0,15	0,21	0,38
Aragón	0,53	0,68	0,90	0,30	0,29	0,41	0,24	0,39	0,49
Asturias	0,40	0,81	0,86	0,23	0,40	0,41	0,17	0,41	0,45
Baleares	0,14	0,22	0,33	0,06	0,19	0,29	0,09	0,03	0,04
Canarias	0,21	0,47	0,50	0,19	0,37	0,39	0,02	0,10	0,11
Cantabria	0,35	0,42	0,91	0,30	0,31	0,59	0,05	0,12	0,32
Castilla y León	0,27	0,64	0,99	0,20	0,37	0,43	0,07	0,27	0,56
Castilla-La Mancha	0,24	0,56	0,53	0,03	0,20	0,22	0,21	0,36	0,31
Cataluña	0,68	1,05	1,50	0,19	0,33	0,65	0,49	0,71	0,85
Comunidad Valenciana	0,26	0,69	1,02	0,17	0,40	0,61	0,09	0,30	0,41
Extremadura	0,32	0,54	0,76	0,22	0,39	0,60	0,11	0,14	0,16
Galicia	0,24	0,64	0,86	0,17	0,43	0,47	0,07	0,21	0,39
Madrid	1,35	1,56	1,75	0,58	0,70	0,76	0,76	0,86	0,99
Murcia	0,39	0,69	0,84	0,29	0,39	0,51	0,10	0,30	0,33
Navarra	0,30	0,86	1,79	0,00	0,30	0,56	0,30	0,57	1,23
País Vasco	0,89	1,15	2,09	0,16	0,25	0,52	0,73	0,90	1,57
La Rioja	0,07	0,57	0,79	0,05	0,22	0,40	0,02	0,35	0,39
España	0,58	0,91	1,24	0,33	0,46	0,58	0,25	0,35	0,66

FUENTE: Ministerio de Economía y Competitividad. Observatorio Español de I+D+i. Los datos de contabilidad regional proceden de la base de datos BDMORES del Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas.

3.2. Estrategia econométrica

El análisis de la convergencia a través de los contrastes de raíces unitarias ha sido un enfoque intensamente utilizado en los últimos años. En esta línea, nuestra estrategia de análisis empírico pasa por el uso de contrastes de raíces unitarias para datos de panel como forma de analizar el fenómeno de la convergencia estocástica. Siguiendo la estrategia de Carlino y Mills (1993), primero definimos el gasto relativo en I+D+i de cada región G_{it} computando el logaritmo del tipo de gasto en I+D+i considerado –total, público o privado–, expresado en porcentaje de su PIB, de la región i en el momento t, con respecto a la media de las observaciones individuales (región) en cada período de tiempo. De esta forma, nuestra variable queda definida como:

$$G_{it} = ln(G_{it}/\bar{G}_t) \qquad [1]$$

En los Gráficos 2a, 2b y 2c podemos observar la evolución del esfuerzo inversor relativo total, privado y público durante el período 1987-2013. En los tres casos, especialmente en el público y en el total, se muestra como existe un cierto proceso de convergencia del gasto relativo para las 17 CCAA. Sin embargo, a pesar de este análisis gráfico preliminar es necesario un análisis más complejo para contrastar si existe dicho proceso de convergencia en los tres tipos de gastos.

GRÁFICO 2A
EVOLUCIÓN DEL ESFUERZO INVERSOR RELATIVO EN I+D+i TOTAL, REGIONES ESPAÑOLAS (1987-2013)

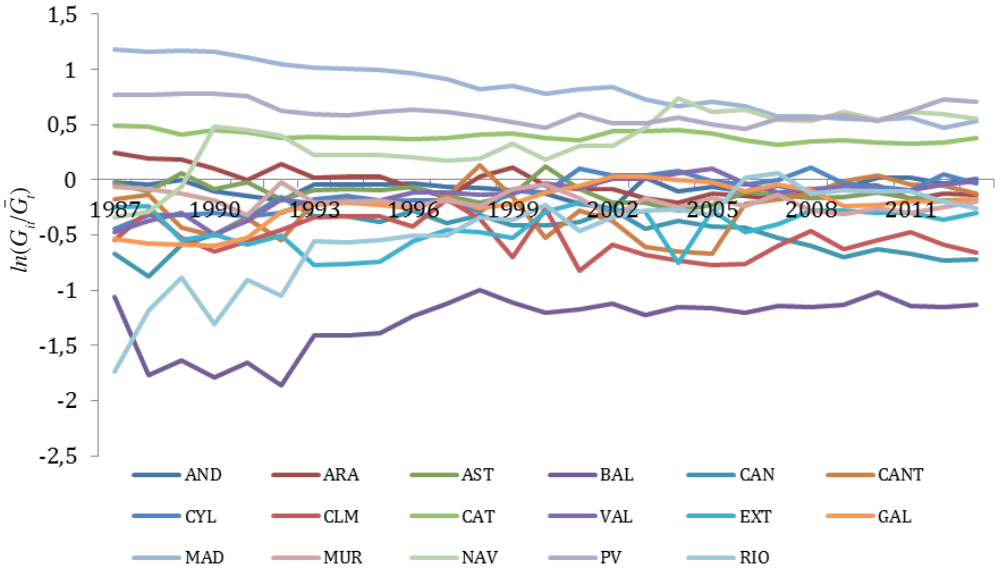


GRÁFICO 2B

EVOLUCIÓN DEL ESFUERZO INVERSOR RELATIVO EN I+D+i PRIVADO, REGIONES ESPAÑOLAS (1987-2013)

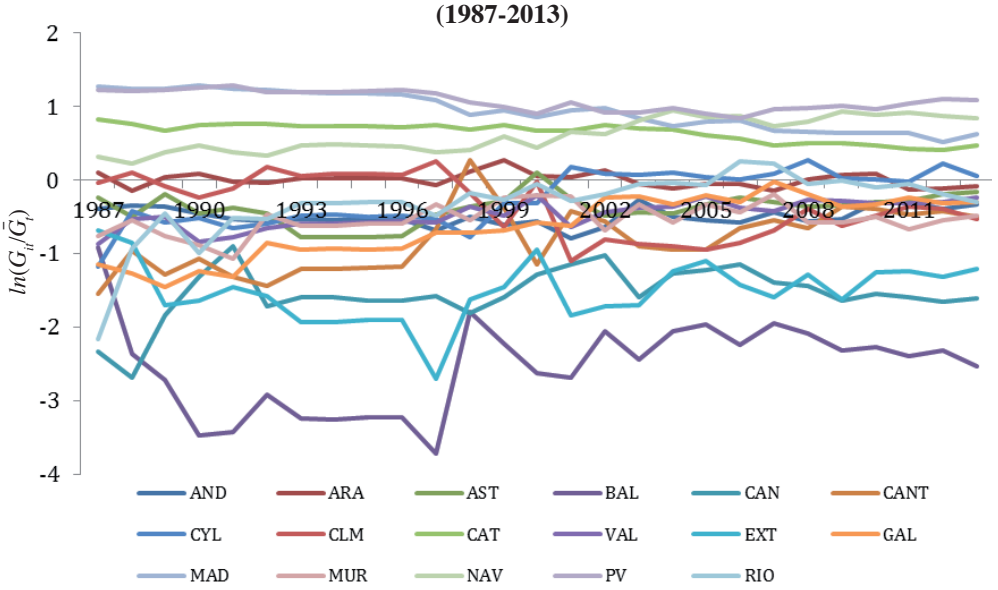
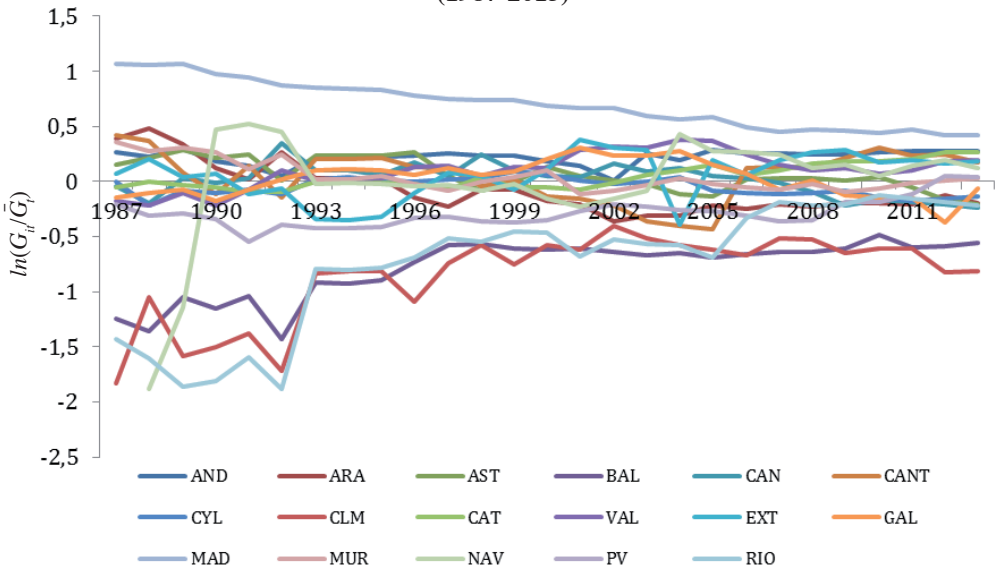


GRÁFICO 2C

EVOLUCIÓN DEL ESFUERZO INVERSOR RELATIVO EN I+D+i PÚBLICO, REGIONES ESPAÑOLAS (1987-2013)



Como bien es sabido, el concepto de convergencia estocástica implica que el gasto relativo es estacionario, es decir, se rechaza la hipótesis de existencia de raíz unitaria haciendo uso de las aproximaciones de búsqueda de raíces unitarias para datos de panel –dada la naturaleza de la base de datos sobre la que se fundamentan nuestras estimaciones–. El enfoque adoptado permite detectar la presencia de estas, incluso en el contexto de múltiples cambios estructurales, aunque para poner en valor estos últimos, se presentarán los resultados derivados de estos tests de raíces unitarias con y sin cambio estructural.

Siguiendo esta estrategia, el primer paso es llevar a cabo el test de estacionariedad de Kwiatkowski *et al*. (1992) –KPSS –y el de Hadri (2000), definido como una media de los tests univariantes KPSS. Sin embargo, los métodos de inferencia pueden reportar sesgo si se ignora la existencia de cambio estructural cuando este está presente en los datos, lo cual es bastante probable si consideramos un período de tiempo tan largo, más de tres décadas, donde resulta altamente probable que los cambios en el marco de acción política y en la propia dinámica seguida por los tejidos empresariales regionales, hayan generado cambios sustanciales en la trayectoria dinámica de las variables de esfuerzo inversor en I+D+i de las regiones españolas.

Por estas razones también empleamos la prueba del panel de CBL. Esta prueba nos permite incorporar un cambio estructural potencial en la función de tendencia, evitando el sesgo potencial de aceptar la hipótesis nula de no convergencia en presencia de cambios estructurales.

4. Resultados

Siguiendo con la propuesta anteriormente descrita, comenzaremos estudiando la convergencia estocástica. En primer lugar, este análisis se realiza mediante contrastes de raíces unitarias para datos de panel convencionales –test de Hadri–. Sin embargo, este test tiende a rechazar la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias en el caso en el que existan cambios estructurales.

Por esta razón, se completa el estudio con la extensión de este contraste, propuesto por CBL. En el contexto de nuestro análisis, esta aproximación ha de permitirnos controlar tanto la heterogeneidad como la existencia de cambio estructural múltiple, esto es, de un número distinto de cambios de régimen para cada una de las regiones españolas.

En el Cuadro 3 se presentan los resultados del contraste estacionario de panel propuesto por Hadri (2000). El panel A muestra los resultados de los contrastes

CUADRO 3
KPSS TEST SIN CAMBIOS ESTRUCTURALES

Panel A. Comunidad Autónoma						
	Total		**Público**		**Privado**	
Andalucía	0,117		0,173**		0,156***	
Aragón	0,486***		0,833***		0,120	
Asturias	0,390***		0,202**		0,213***	
Baleares	2,051***		0,421***		0,277***	
Canarias	0,173**		0,074		0,234***	
Cantabria	0,078		0,094		0,417***	
Castilla y León	0,570***		0,080		0,401***	
Castilla-La Mancha	0,193**		0,395***		0,149**	
Cataluña	0,826***		0,411***		0,487***	
Comunidad Valenciana	1,073***		0,241***		0,361***	
Extremadura	0,261**		0,269***		0,164**	
Galicia	0,327***		0,085		0,759***	
Madrid	1,840***		6,194***		1,067***	
Murcia	0,527***		0,739***		0,634***	
Navarra	0,569***		3,154***		0,569***	
País Vasco	0,155**		0,132*		0,304***	
La Rioja	0,910***		0,485***		0,860***	
Panel B: Panel KPSS test total						
	Test	**p-value**	**90%**	**95%**	**97,5%**	**99%**
$Z(\bar{\lambda})_{Homogeneous}$	11,856	0,000	4,4725	5,967	7,136	9,288
$Z(\bar{\lambda})_{Heterogeneous}$	12,456	0,000	6,1461	7,935	9,188	12,210
Panel B: Panel KPSS test PÚBLICO						
	Test	**p-value**	**90%**	**95%**	**97,5%**	**99%**
$Z(\bar{\lambda})_{Homogeneous}$	13,336	0,000	6,481	11,745	16,430	21,244
$Z(\bar{\lambda})_{Heterogeneous}$	11,213	0,000	6,351	8,080	10,303	12,589
Panel B: Panel KPSS test PRIVADO						
	Test	**p-value**	**90%**	**95%**	**97,5%**	**99%**
$Z(\bar{\lambda})_{Homogeneous}$	5,828	0,000	4,060	5,442	6,524	8,231
$Z(\bar{\lambda})_{Heterogeneous}$	7,060	0,000	6,454	8,237	9,072	10,144

NOTAS: Los valores críticos para el KPSS para la especificación con tendencia al 1 por 100, 5 por 100 y 10 por 100 son 0,213; 0,149 y 0,121, respectivamente, para T = 50 (véase SEPHTON, 1995). Igualmente los dos Z son los valores de un estadístico de multiplicadores de Lagrange para el contraste KPSS de HADRI (2000), concretamente para los casos de homogeneidad y heterogeneidad en la estimación de la varianza a largo plazo. ***,** y * denotan el rechazo de la hipótesis nula al 1 por 100, 5 por 100 y 10 por 100, respectivamente.

univariantes KPSS. Entre las 17 CCAA podemos destacar que prácticamente en todas y para cualquier sector de ejecución –público y privado–, podemos rechazar la hipótesis nula de estacionariedad (al 10 por 100, 5 por 100 o 1 por 100 de significatividad). Es decir, el contraste univariante KPSS muestra la existencia de divergencia en el gasto en I+D relativo en el total de las 17 CCAA, excepto para las CCAA de Andalucía y Cantabria, en el caso del gasto en I+D total, Canarias, Cantabria, Castilla y León y Galicia, en el caso del gasto público en I+D, y finalmente Aragón cuando se trata del gasto privado en I+D.

El panel B del Cuadro 3 muestra los resultados del contraste de estacionariedad de Hadri (2000) para el caso de «independencia de corte transversal»[4] y normalidad asintótica así como los valores críticos obtenidos mediante bootstrap permitiendo «correlación de corte transversal». Por motivos de robustez, se ha utilizado el contraste de Hadri suponiendo homogeneidad y heterogeneidad en la varianza a largo plazo. Como podemos observar, los resultados nos llevan a poder rechazar la hipótesis nula de estacionariedad conjunta en todos los casos a un nivel de significatividad del 1 por 100 para el caso de «independencia de corte transversal» y normalidad asintótica. Estos resultados permanecen inalterados cuando los comparamos con el contraste de Hadri haciendo uso de los valores críticos proporcionados vía bootstrap. Como se puede observar, en todos los casos podemos rechazar la hipótesis nula al 5 por 100 de significatividad independientemente del supuesto de homogeneidad o heterogeneidad en la estimación de la varianza a largo plazo (excepto en el caso del supuesto de heterogeneidad en la varianza a largo plazo en el caso del gasto en I+D privado que sería al 10 por 100 de significatividad).

A la luz de estos resultados, podemos afirmar la existencia de divergencia en el gasto de I+D para cualquier sector de ejecución en las 17 CCAA. Sin embargo, estos resultados nos podrían llevar a conclusiones erróneas si no tuviéramos en cuenta la existencia de cambios estructurales[5]. En base a ello vamos a hacer uso de la metodología propuesta por CBL que, como ya hemos advertido anteriormente, es una extensión del contraste de estacionariedad de Hadri permitiendo cambios estructurales.

El test CBL supone la existencia de un proceso generador de datos que, bajo la hipótesis nula de estacionariedad en varianza, se puede especificar como:

$$G_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{i,k} DU_{i,k,t} + \beta_{it} \sum_{k=1}^{m_i} \gamma_{i,k} DT^*_{i,k,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad [3]$$

[4] La independencia de corte transversal implica la ausencia de correlación entre las unidades observacionales (CCAA en nuestro trabajo) para cada período.

[5] Se entiende por cambio estructural como cualquier cambio en la serie temporal (en nuestro caso el gasto relativo en I+D+i) que afecta al comportamiento a largo plazo de dicha serie, provocando que los parámetros de la serie varíen con el tiempo.

siendo $DU_{i,k,t}$ y $DT^*_{i,k,t}$ dos variables ficticias introducidas para recoger los cambios en nivel y pendiente, respectivamente, de forma que la variable $DU_{i,k,t} = 1$ para todo $t > T^i_{b,k}$ y 0 en caso contrario, donde $T^i_{b,k}$ denota el cambio k-ésimo para el individuo i-ésimo, donde $k = 1, ..., m_i$, $m_i \geq 1$. Por su parte, $DT^*_{i,k,t} = t - T^i_{b,k}$, para todo $t > T^i_{b,k}$ y 0, en caso contrario. Finalmente el término de error se supone independiente entre regiones.

En este punto se debería hacer notar que este proceso generador de datos incluye: a) efectos individuales –cambios estructurales o cambios en media, b) efectos temporales si $\beta_i \neq 0$ y c) efectos de cambio estructural temporal si $\gamma_i \neq 0$ –que se dan cuando hay cambios en la tendencia de una región. Esta especificación es lo suficientemente general como para permitir heterogeneidad individual, tendencias diferentes en cada región y cambios en la pendiente de cada región. Para contrastar la hipótesis nula de estacionariedad, el estadístico del contraste CBL requiere el cómputo del siguiente estadístico:

$$LM(\hat{\lambda}) = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \left(\hat{\psi}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^{N} \hat{S}^2_{i,t} \right) \qquad [3]$$

donde $LM(\hat{\lambda}) = \hat{\psi}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^{T} \hat{S}^2_{i,t}$ es el test KPSS para la región i-ésima, y $\hat{S}^2_{i,t} = \sum_{j=1}^{T} \hat{\varepsilon}_{i,j}$ es la suma obtenida de la suma de los residuos tras la estimación de la ecuación [2] por mínimos cuadrados. Finalmente, $\hat{\psi}_i^2$ es la estimación consistente de la varianza a largo plazo de los residuos $\varepsilon_{i,j}$.

Dado que este contraste no es independiente del lugar en el que se ubiquen los cambios (λ_i), se ha de usar el procedimiento sugerido por Bai y Perron (1998), que consiste en minimizar la suma de los cuadrados de los residuos para determinar esta localización de los cambios, para cada región. Tras fechar estos cambios para todos los posibles $m_i \leq m^{\max}$ para cada región –siendo m y $m^{\max}$ el número de cambios y el máximo número de cambios, respectivamente– debemos seleccionar el número apropiado de cambios. Para determinar este número, se usa el criterio de información de Schwarz modificado tal y como sugieren Liu, Wu y Zidek (1997) cuyo estadístico se calcula a través de la siguiente expresión:

$$Z(\hat{\lambda}) = \frac{\sqrt{N}[\eta(\hat{\lambda}) - \bar{\xi}]}{\bar{\varsigma}} \xrightarrow{d} N(0,1) \qquad [4]$$

donde $\bar{\varsigma}^2$ y $\bar{\xi}$ son la media y la varianza de $LM_i(\hat{\lambda}_i)$, respectivamente. Como el estadístico $Z(\hat{\lambda})$ parte del supuesto de independencia entre las observaciones individuales, hemos de computar la distribución del test por *bootstraping* siguiendo a Maddala y Wu (1999).

Los Cuadros 4a, 4b y 4c muestran los resultados de dicho contraste para los tres tipos de gastos utilizados en este artículo. El panel A de los tres cuadros muestra los resultados de los contrastes univariantes KPSS permitiendo la existencia de cambios estructurales tal como el contraste está planteado.

Es necesario señalar, que para controlar la posible existencia de sesgo en muestras finitas como es nuestro caso, se han calculado los valores críticos para los contrastes KPSS individuales haciendo simulaciones de Monte Carlo usando 20.000 replicaciones. Podemos observar que, básicamente la mayoría de las CCAA, independientemente del tipo de gasto, presentan al menos un cambio estructural en la función de gasto en I+D relativo. Así, teniendo en cuenta las excepciones en el caso de Aragón, Baleares, Canarias, Cataluña, Comunidad Valenciana, Madrid, Navarra y La Rioja (en el gasto total en I+D); de Asturias, Baleares, Castilla-León, Cataluña, Comunidad Valenciana, Extremadura, y Navarra (en el caso de gasto privado en I+D) y Andalucía, Canarias, Cantabria, Castilla y León, Murcia y Navarra (en el caso de gasto en I+D público), no rechazamos la hipótesis nula de estacionariedad.

El panel B, por su parte, muestra los resultados del test de Hadri (2000) para el caso de independencia entre las observaciones individuales así como los valores críticos obtenidos por *bootstraping*. En el caso de asumir en el contraste de estacionariedad KPSS los supuestos de normalidad asintótica e «independencia de corte transversal», obtenemos que, tanto en el caso del gasto en I+D total como en el caso del gasto en I+D privado y público, sí se puede rechazar al 99 por 100 de significatividad dicha hipótesis nula de estacionariedad, teniendo evidencia de divergencia en dichos gastos de I+D.

Sin embargo, estas conclusiones podrían ser erróneas imponiendo el supuesto de «dependencia de corte transversal» y haciendo uso de los valores críticos obtenidos mediante *bootstrap*. Se puede observar que bajo este supuesto, en todos los casos no podemos rechazar la hipótesis nula de estacionariedad (y, por tanto, de convergencia). En consecuencia, se demuestra que la asunción del supuesto de «independencia de corte transversal» puede llevarnos a rechazar de forma espúrea la hipótesis nula.

De acuerdo con estos resultados, y para los tres casos estudiados, no puede rechazarse la hipótesis nula de estacionariedad, por lo que puede afirmarse que existe un proceso de convergencia. Es decir, los resultados muestran que no tener en cuenta la existencia de cambios estructurales puede llevarnos a conclusiones erróneas (rechazo de la hipótesis nula que nos lleve a un proceso de divergencia). Los resultados confirman que controlar la existencia de cambios estructurales se muestra vital para poder concluir adecuadamente acerca de los procesos de convergencia.

Respecto al número de cambios estructurales detectados se observa que, para los tres casos analizados, su número es similar (alrededor de 30). Sin embargo, parece ser que su distribución en el tiempo es distinta en cuanto al origen en el esfuerzo inversor. En relación al gasto en I+D+i total, se aprecia como un tercio de estos cambios estructurales se concentran a principios de los años 90, pudiendo interpretarse su origen en la crisis económica que tuvo lugar en la economía española en el año 1993, mientras que alrededor de otro tercio tienen lugar a principios de este siglo (años 2000, 2001 y 2002), período que coincide con el IV Plan Nacional de I+D+i 2000-2003.

Centrándonos en el caso público y privado detectamos un gran número de cambios estructurales a principios de los años 90, coincidiendo con la situación analizada para el gasto I+D+i total, pero también es cierto que parece haber un desplaza-

CUADRO 4A
CONTRASTE KPSS CON CAMBIOS ESTRUCTURALES. ESFUERZO INVERSOR RELATIVO TOTAL

Panel A: Test univariante							
Región	**Estadístico**	m_i	$\hat{T}^1_{b,1}$	$\hat{T}^1_{b,2}$	**10%**	**5%**	**1%**
Andalucía	0,060	2	1998	2002	0,122	0,145	0,192
Aragón	0,592***	2	1990	2000	0,124	0,148	0,202
Asturias	0,083	1	2001		0,158	0,192	0,266
Baleares	0,924***	1	1995		0,185	0,237	0,335
Canarias	0,275**	2	1990	2006	0,149	0,193	0,277
Cantabria	0,070	2	1999	2005	0,115	0,142	0,198
Castilla y León	0,124*	2	1992	2000	0,117	0,140	0,195
Castilla la Mancha	0,158*	1	2000		0,157	0,187	0,251
Cataluña	0,165*	2	1990	2006	0,138	0,174	0,256
Comunidad Valenciana	0,188**	2	1991	1999	0,126	0,157	0,222
Extremadura	0,099	2	1992	1996	0,162	0,209	0,306
Galicia	0,089	2	1991	1999	0,126	0,156	0,224
Madrid	0,130**	2	1996	2003	0,103	0,118	0,150
Murcia	0,079	1	2001		0,159	0,192	0,266
Navarra	0,736***	2	1990	2002	0,122	0,146	0,192
País Vasco	0,171	2	1991	1999	0,181	0,229	0,350
La Rioja	0,399***	2	1992	2002	0,116	0,143	0,203

Panel B: Contraste KPSS de panel						
	Independencia de corte transversal		**Valores críticos *bootstraps* Dependencia de corte transversal**			
	Estadístico	**p-value**	**90%**	**95%**	**97,5%**	**99%**
$Z(\hat{\lambda})$ (homogéneo)	5,734	0,000	7,353	8,463	9,750	11,254
$Z(\hat{\lambda})$ (heterogéneo)	15,634	0,000	15,880	18,656	21,473	24.495

NOTAS: La especificación en que se basan estos resultados incluye constantes diferentes para cada región y tendencia lineal. $Z(\hat{\lambda})$ (homogéneo) y $Z(\hat{\lambda})$ (heterogéneo) son los estadísticos del contraste de CBL. La distribución *bootstrap* para $Z(\hat{\lambda})$ está basada en 20.000 réplicas. El número de cambios ha sido determinado haciendo uso del criterio de información LWZ para un máximo de dos cambios estructurales $m_i = 2$. ***, ** y * indican rechazo de la hipótesis nula al 1 por 100, 5 por 100 y 10 por 100, respectivamente.

CUADRO 4B
CONTRASTE KPSS CON CAMBIOS ESTRUCTURALES. ESFUERZO INVERSOR RELATIVO PRIVADO

Panel A: Test univariante

Región	Estadístico	m_i	$\hat{T}^1_{b,1}$	$\hat{T}^1_{b,2}$	10%	5%	1%
Andalucía	0,077	2	1990	2009	0,198	0,255	0,382
Aragón	0,116*	2	1997	2002	0,114	0,135	0,177
Asturias	0,257**	2	1992	1996	0,163	0,210	0,313
Baleares	0,437***	2	1990	1997	0,149	0,189	0,274
Canarias	0,098	1	1990		0,268	0,348	0,525
Cantabria	0,077	1	1996		0,175	0,218	0,315
Castilla y León	0,402***	1	2000		0,157	0,188	0,258
Castilla la Mancha	0,060	2	2000	2006	0,124	0,154	0,221
Cataluña	0,140*	2	1999	2005	0,115	0,142	0,196
Comunidad Valenciana	0,210**	1	1997		0,167	0,204	0,292
Extremadura	0,372***	2	1992	1997	0,149	0,192	0,279
Galicia	0,096	2	1991	2001	0,117	0,138	0,186
Madrid	0,105	2	1987	2006	0,103	0,121	0,159
Murcia	0,068	1	1991		0,251	0,324	0,490
Navarra	0,225***	2	1998	2002	0,123	0,146	0,196
País Vasco	0,102	2	1997	2008	0,114	0,134	0,176
La Rioja	0,161	1	1990		0,267	0,344	0,519

Panel B: Contraste KPSS de panel

	Independencia de corte transversal		Valores críticos *bootstraps* Dependencia de corte transversal			
	Estadístico	p-value	90%	95%	97,5%	99%
$Z(\hat{\lambda})$ (homogéneo)	4,389***	0,000	7,671	9,131	10,829	13,450
$Z(\hat{\lambda})$ (heterogéneo)	15,634***	0,000	14,363	16,044	17,690	20,726

NOTAS: La especificación en que se basan estos resultados incluye constantes diferentes para cada región y tendencia lineal. $Z(\hat{\lambda})$ (homogéneo) y $Z(\hat{\lambda})$ (heterogéneo) son los estadísticos del contraste de CBL. La distribución *bootstrap* para $Z(\hat{\lambda})$ está basada en 20.000 réplicas. El número de cambios ha sido determinado haciendo uso del criterio de información LWZ para un máximo de dos cambios estructurales $m_i = 2$. ***, ** y * indican rechazo de la hipótesis nula al 1 por 100, 5 por 100 y 10 por 100, respectivamente.

CUADRO 4C
CONTRASTE KPSS CON CAMBIOS ESTRUCTURALES. ESFUERZO INVERSOR RELATIVO PÚBLICO

Panel A: Test univariante

Región	Estadístico	m_i	$\hat{T}^1_{b,1}$	$\hat{T}^1_{b,2}$	10%	5%	1%
Andalucía	0,223*	1	2004		0,180	0,231	0,343
Aragón	0,140	2	1990	1995	0,179	0,229	0,338
Asturias	0,093	1	1996		0,175	0,217	0,316
Baleares	0,151	2	1992	1996	0,166	0,211	0,316
Canarias	0,269**	2	1990	2006	0,165	0,209	0,305
Cantabria	0,790***	2	1999	2005	0,115	0,140	0,197
Castilla y León	0,266***	2	1992	2004	0,109	0,130	0,177
Castilla-La Mancha	0,136	2	1992	1996	0,163	0,207	0,317
Cataluña	0,065	2	2002	2007	0,148	0,189	0,287
Comunidad Valenciana	0,078	2	1991	2000	0,120	0,145	0,201
Extremadura	0,079	2	1992	1996	0,167	0,212	0,317
Galicia	0,103	2	1992	2006	0,123	0,154	0,223
Madrid	0,120*	2	1991	2002	0,114	0,134	0,178
Murcia	0,379**	1	1992		0,232	0,300	0,443
Navarra	0,941***	1	1990		0,270	0,351	0,542
País Vasco	0,224	1	2008		0,250	0,321	0,485
La Rioja	0,087	2	1992	2005	0,114	0,137	0,195

Panel B: Contraste KPSS de panel

	Independencia de corte transversal		Valores críticos *bootstraps* Dependencia de corte transversal			
	Estadístico	p-value	90%	95%	97,5%	99%
$Z(\hat{\lambda})$ (homogéneo)	10,440***	0,000	12,367	91,105	26,945	33,928
$Z(\hat{\lambda})$ (heterogéneo)	7,894***	0,000	11,742	13,702	16,125	18,594

NOTAS: La especificación en que se basan estos resultados incluye constantes diferentes para cada región y tendencia lineal. $Z(\lambda)$ (homogéneo) y $Z(\hat{\lambda})$ (heterogéneo) son los estadísticos del contraste de CBL. La distribución *bootstrap* para $Z(\hat{\lambda})$ está basada en 20.000 réplicas. El número de cambios ha sido determinado haciendo uso del criterio de información LWZ para un máximo de dos cambios estructurales $m_i = 2$. ***, ** y * indican rechazo de la hipótesis nula al 1 por 100, 5 por 100 y 10 por 100, respectivamente.

miento de los cambios estructurales hacia mediados de la primera década del presente siglo. El origen de estos cambios podría estar vinculado al inicio de la crisis actual. Así, en el caso del gasto privado, cinco CCAA (Andalucía, Castilla-La Mancha, Cataluña, Madrid y País Vasco) evidencian cambios estructurales a partir del año 2005, mientras que en el caso público existen seis CCAA (Canarias, Cantabria, Cataluña, Galicia, País Vasco y La Rioja) que muestran cambios estructurales a partir de ese mismo año 2005[6].

5. Conclusiones

Este trabajo ha analizado la evolución del gasto relativo en I+D+i y de sus componentes público y privado en las 17 regiones españolas durante el período 1987-2013, desde la perspectiva de la convergencia, haciendo uso del test de estacionariedad con cambio estructural para datos de panel propuesto por Carrión, del Barrio y López-Bazo (2005). Abordar esta cuestión es importante, no solo para contrastar si han existido estrategias diferenciadas entre los gobiernos autonómicos sino para saber si los tejidos empresariales de los diferentes territorios han sido capaces de aprovechar las oportunidades y avanzar en la cohesión territorial.

El análisis empírico desarrollado ha tratado de dar respuesta a las cuestiones que se plantean en la introducción de este artículo, por un lado, si el esfuerzo inversor en I+D+i tiende a converger y por otro, si el origen de las fuentes de financiación pública y privada siguen un comportamiento similar. En relación a la primera cuestión, nuestros resultados muestran cómo las estimaciones realizadas bajo el supuesto de *independencia entre las regiones* puede llevarnos a conclusiones erróneas acerca del proceso de convergencia real producido entre las CCAA. Por el contrario, si consideramos los cambios estructurales producidos en la función de gasto en I+D relativo, los resultados parecen apuntar hacia la convergencia en el esfuerzo inversor en todas las CCAA. Respecto a la segunda cuestión, resulta igualmente significativo en ese proceso tanto el esfuerzo inversor realizado por el sector público como el generado por el sector privado, sin que se aprecien diferencias entre ambos.

A pesar de este proceso de convergencia entre las distintas regiones españolas no debemos olvidar la aún amplia brecha existente entre ellas, por lo que, una de las vías de actuación de la acción pública debería estar encaminda en intentar acortar estas distancias. Finalmente, se ha puesto de manifiesto la existencia e importancia de los cambios estructurales en los distintos procesos de convergencia, lo cual nos abriría una nueva línea de estudio susceptible de ser incorporada a la agenda de investigación futura, teniendo presente el posible impacto de la crisis económica en este proceso.

---

[6] Es necesario señalar que la ausencia de cambios estructurales a partir del año 2009 para cualquier CCAA no implica la no existencia de éstos. El motivo de esta cuestión se debe a que la metodología utilizada en el trabajo impide contrastar la existencia de cambios estructurales a partir de dicho año, por lo que solo es posible contrastar su existencia hasta ese año.

Bibliografía

[1] ACS, Z. y VARGA, A. (2002). «Geography, Endogenous Growth and Innovation». *International Regional Science Review,* 25(1), 132-148.

[2] AGHION, P. y HOWITT, P. (1992). «A model of growth through creative destruction». *Econometrica*, 60, 323-351.

[3] AGHION, P. y HOWITT, P. (2007). «Capital, innovation, and growth accounting». *Oxford Review of Economic Policy*, 23(1), 79-93.

[4] BAI, J. y PERRON, P. (1998). «Estimating and testing linear models with multiple structural changes». *Econometrica,* 66, 47-78.

[5] BARRO, R. y SALA-I-MARTIN, X. (1992). «Convergence». *Journal of Political Economy*, 100(2), 223-251.

[6] BARRO, R. y SALA-I-MARTIN, X. (1995). *Economic Growth*, New York, McGraw-Hill, Inc.

[7] CALVO, J.L. (2000a). «Una caracterización de la innovación tecnológica en los sectores manufactureros españoles: algunos datos». *Economía Industrial*, 331, 139-150.

[8] CALVO, J.L. (2000b). «La distribución de los gastos de innovación entre las comunidades autónomas españolas en el período 1994-1998». *Economía Industrial*, 334, 71-80.

[9] CALVO, J.L. (2002). «Innovación tecnológica y convergencia regional». *Economía Industrial*, 347, 33-40.

[10] CAMERON, G. (1998). «Innovation and Growth: a survey of the empirical evidence». *CEP Discussion Paper* No. 277.

[11] CAMERON, G., PROUDMAN, J. y REDDING, S. (2005). «Technological convergence, R&D, trade and productivity growth». *European Economic Review* 49, 775-807.

[12] CARLINO, G.A. y MILLS, L.O. (1993). «Are U.S. regional economies converging? A time series analysis». *Journal of Monetary Economics,* 32, 335-346.

[13] CARLINO, G.A. y MILLS, L.O. (1996). «Testing neoclassical convergence in regional incomes and earnings». *Regional Science and Urban Economics,* 26(6), 565-590.

[14] CARRIÓN, J., DEL BARRIO, T. y LÓPEZ-BAZO, E. (2005). «Breaking the panels. An application to the GDP per capita». *Econometrics Journal,* 8, 159-75.

[15] CASTILLO, S. y JIMENO, J. F. (1998). «Convergencia regional y tecnología», en J. R. Cuadrado, T. Mancha y R. Garrido, *Convergencia regional en España. Hechos, tendencias y perspectiva,* Fundación Argentaria, Madrid.

[16] COE, D. y HOFFMAISTER, A. (1999). «Are There International Spillovers Among Randomly Matched Trade Partners? A Response to Keller». *IMF Working Paper* No. 99/18.

[17] COE, D.T. y Helpman, E. (1995). «International R&D Spillovers». *European Economic Review*, 39, 859-887.

[18] COE, D.T., HELPMAN, E. y HOFFMAISTER, A.W. (2009). «International R&D Spillovers and Institution». *European Economic Review*, 53, 723-741

[19] COHEN, W. y LEVINTHAL, D. (1989). «Innovation and Learning: Two Faces of R&D». *Economic Journal,* 99, 569-596.

[20] CONGREGADO, E., GOLPE, A.A., MILLÁN, J.M. y ROMÁN, C. (2008). «Building a Statistical System on Entrepreneurship», en E. Congregado (ed.), *Measuring Entrepreneurship, Springer,* Nueva York, 307-338.

[21] CONGREGADO, E. (2008). *Measuring Entrepreneurship: building a statistical system,* Springer, Nueva York.

[22] CORNETT, A.P. y INGSTRUP, M.B. (2010). «Cluster development as an instrument of regional business development», en K. Brown, J. Burgess, M. Festing y S. Royer (eds.), *Value Adding Webs and Clusters,* Verlag, Alemania, pp. 43-61.
[23] CORONADO, D. y ACOSTA, M. (1999). «Innovación tecnológica y desarrollo regional». *Información Comercial Española*, 781, pp. 103-116.
[24] DAWSON, J.W. y SEN, A. (2007). «New evidence on the convergence of international incoume from a group of 29 countries». *Empirical Economics,* 33(2), 199-230.
[25] DE LA FUENTE, A. (1997). «The empirics of economic growth and convergence: a selective review». *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21, 23-73.
[26] FALVEY, R., FOSTER, N. y GREENAWAY, D. (2004). «Imports, exports, Knowledge Spillovers and Growth». *Economics Letters,* 85, 209-213.
[27] GARCÍA-GRECIANO, B. y RAYMOND, J. L. (1999). «Las disparidades regionales y la hipótesis de convergencia: una revisión». *Papeles de Economía Española,* 80, 2-18.
[28] GRIFFITH, R., REDDING, S. y VAN REENEN, J. (2003). «Mapping the Two Faces of R&D: Productivity Growth in a Panel of OECD Industries». *Scandinavian Journal of Economics,* 105(1), 99-118.
[29] GRILICHES, Z. (1979). «Issues in Assessing the Contribution of R&D to Productivity Growth». *Bell Journal of Economics,* 10, 92-116.
[30] GRILICHES, Z. (1992). «The search for R&D spillovers». *Scandinavian Journal of Economics,* 94, 29-47.
[31] GRILICHES, Z. y LICHTENBERG, F. (1984). «R&D and productivity growth at the industry level: Is there still a relationship?», en Z. Griliches (ed.), *R&D, Patents and Productivity*, 465-501. Chicago: University of Chicago Press.
[32] GROSSMAN, G. y HELPMAN, E. (1991). *Innovation and Growth in the Global Economy,* Cambridge, MA, The MIT Press.
[33] GUELLEC, D. y VAN POTTELSBERGHE, B. (2004). «From R&D to Productivity Growth: Do the Institutional Settings and the Source of Funds of R&D Matter?». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 66, 353-378.
[34] HADRI, K. (2000). «Testing for Stationary in heterogeneous panel data». *Econometrics Journal,* 3, 148-61.
[35] HALL, B.H. y MAIRESSE, J. (1995). «Exploring the Relationship Between R&D and Productivity in French Manufacturing Firms». *Journal of Econometrics,* 65, 263-293.
[36] VERSEN, J., JORGENSEN, R. y MALCHOW-MOLLER, N. (2008). «Defining and Measuring Entrepreneurship». *Foundations and Trends in Entrepreneurship*, 4(1).
[37] JAFFE, A. (1986). «Technological Opportunity and Spillovers of R&D: Evidence from Firms Patents, Profits and Market Value». *American Economic Review,* 75(6), 984-1002.
[38] JONES, C. (1995). «R&D based models of economic growth». *Journal of Political Economy* 103, 759-784.
[39] JONES, C. y WILLIAMS, J. C. (1998). «Measuring the social return to R&D». *Quarterly Journal of Economics,* 113, 1119-1135.
[40] KELLER, W. (1998). «Are International R&D Spillovers Trade-Related? Analyzing Spillovers Among Randomly Matched Trade Partners». *European Economic Review,* 42, 1469-1481.
[41] KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P.C.B., SCHMIDT, P. y SHIN Y. (1992). «Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?». *Journal of Econometrics,* 54, 159-78.

[42] MADDALA, G. y WU, S. (1997). «On segmented multivariate regressions». *Statistica Sinica,* 7, 497-525.
[43] MADSEN, J.B. (2007). «Technology Spillover through Trade and TFP Convergence: 135 Years of Evidence for the OECD Countries». *Journal of International Economics,* 72, 464-480.
[44] MANSFIELD, E. (1980). «Basic research and Productivity Increase in Manufacturing». *American Economic Review,* 70, 863-873.
[45] MOHNEN, P. (1996). «R&D Externalities and Productivity Growth». *STI Review*, 18, 39-66.
[46] NADIRI, M. I. (1993). «Innovations and Technological Spillovers». *NBER WP* No. 4423.
[47] NEWEY, W. y WEST, K. (1994). «Automatic lag selecion in covariance matrix estimation». *Review of Economic Studies,* 61, 631-653.
[48] O'KEAN, J.M. (2000). *La Teoría Económica de la función empresarial*. Alianza, Madrid, 2000.
[49] O'KEAN, J.M. y MENUDO, J.M. (2008). «Entrepreneurial Tools», en E. Congregado (ed.), *Measuring Entrepreneurship: Building a Statistical System*, Nueva York, Springer, 21-36.
[50] PARKER, S.C. (2009). «The Economics of Entrepreneurship». *Cambridge University Press*, Cambridge.
[51] ROMER, P. (1990). «Endogenous technological change». *Quarterly Journal of Economics*, 98, S71-S102.
[52] SCHUMPETER, J.A. (1912). *La teoría del desenvolvimiento económico*. Fondo de Cultura Económica, México, 1976.
[53] SEPHTON, P.S. (1995). «Response surfaceestimates of the KPSS stationarity test». *Economics Letters,* 47 (3-4), 255-261.
[54] TEMPLE, J. (1999). The new growth evidence. *Journal of Economic Literature*, 37(1), 112-156.
[55] VILLAVERDE, J. y MAZA, A. (2010). «La distribución de la I+D entre las regiones españolas». *Revista Galega de Economía,* 19, 1-16.
[56] WEI, Y. y LIU, X. (2006). «Productivity spillovers from R&D, exports and FDI in China's manufacturing sector». *Journal of International Business Studies,* 37, 544-557.
[57] XU, B. y WANG, J. (1999). «Capital Goods Trade and R&D Spillovers in the OECD», *Canadian Journal of Economics,* 32, 1258-1274.
[58] YOUNG, A. (1998). «Growth without scale effects». *Journal of Political Economy* 106, 41-63.

CUADERNOS ECONÓMICOS DE INFORMACIÓN COMERCIAL ESPAÑOLA (CICE)

SUSCRIPCIÓN ANUAL

CUADERNOS ECONÓMICOS DE INFORMACIÓN COMERCIAL (2 NÚMEROS)			
	ESPAÑA 1 año	UNIÓN EUROPEA 1 año	RESTO DEL MUNDO 1 año
SUSCRIPCIÓN	30,00 €	40,00 €	40,00 €
Gastos de envío España	2,36 €	10,04 €	16,10 €
Más 4% de IVA. Excepto Canarias, Ceuta y Melilla	1,29 €		
TOTAL	33,65 €	50,04 €	56,10 €

EJEMPLARES SUELTOS

CUADERNOS ECONÓMICOS DE INFORMACIÓN COMERCIAL			
	ESPAÑA 1 ejemplar	UNIÓN EUROPEA 1 ejemplar	RESTO DEL MUNDO 1 ejemplar
NÚMERO SUELTO	18,00 €	23,00 €	23,00 €
Gastos de envío España	1,18 €	5,02 €	8,05 €
Más 4% de IVA. Excepto Canarias, Ceuta y Melilla	0,77 €		
TOTAL	19,95 €	28,02 €	31,05 €

DATOS

Nombre y apellidos .....

Empresa .....

Domicilio .....

D.P. ..... Población .....

N.I.F. .....

Teléf. ..... Fax. .....

Email .....

Transferencia a la cuenta de ingresos por venta de publicaciones del Ministerio de Economía y Competitividad.
IBERCAJA. Calle Alcalá 29. 28014 MADRID (ESPAÑA)
CÓDIGO CUENTA CLIENTE: 2085-9252-07-0330598330
CÓDIGO BIC DE IBERCAJA: CAZRES2Z
IBAN: ES47 2085-9252-07-0330598330

GOBIERNO DE ESPAÑA
MINISTERIO DE ECONOMIA Y COMPETITIVIDAD
SUBSECRETARÍA
SECRETARÍA GENERAL TÉCNICA
SUBDIRECCIÓN GENERAL DE ESTUDIOS, INFORMACION Y PUBLICACIONES

Suscripciones y ventas por correspondencia:
Paseo de la Castellana, 162, 8ª Planta 28046 Madrid. Teléfono 91583.55.07/06

Suscripciones a través de la página web del Ministerio de Economía y Competitividad
distribucionpublicaciones@mineco.es

MINISTERIO DE ECONOMÍA
Y COMPETITIVIDAD

ICE
INFORMACIÓN COMERCIAL
ESPAÑOLA

CUADERNOS ECONÓMICOS

ÚLTIMOS NÚMEROS PUBLICADOS

54. Economía experimental
55. Especificación y evaluación de modelos econométricos (I)
56. Especificación y evaluación de modelos econométricos (II)
57. Política de defensa de la competencia
58. Las fuentes de crecimiento
59. Integración económica
60. Juegos dinámicos
61. Distribución de la renta y crecimieto económicos
62. La Nueva Economía Política
63. Aspectos del mercado de trabajo español
64. Crisis y reformas de los sistemas de Seguridad Social: Temas a debate (I)
65. Crisis y reformas de los sistemas de Seguridad Social: Temas a debate (II)
66. Microeconometría y conducta: Aplicaciones para el caso español
67. La economía de la salud
68. Modelos de microsimulación
69. Instrumentos derivados
70. Nuevas tendencias en Historia Económica
71. Diseño y evaluación de políticas de protección ambiental
72. Decisiones de inversión y adopción de nuevas tecnologías
73. La gestión de la actividad innovadora en las empresas
74. Capital humano y empleo
75. Desigualdad, equidad y eficiencia en salud y servicios sanitarios
76. Contribuciones recientes a la Economía Industrial
77. Contribuciones a la Economía Experimental
78. Aportaciones recientes a la Economía Industrial
79. Contribuciones a la economía de la energía
80. Evaluación económica de infraestructuras de transporte
81. Análisis económico de las telecomunicaciones en España
82. Comercio internacional, empresas y competitividad
83. Economía de las energías renovables
84. Mejorar la productividad: un reto pendiente en la economía española
85. Temas actuales de Economía Política
86. Gestión ambiental de las organizaciones
87. Inmigración y crisis económica en España
88. Defensa de la Competencia en España: un análisis sectorial
89. Contribuciones a la Economía de la Innovación: análisis de la I+D+i empresarial

NÚMEROS EN PREPARACIÓN

90. La vivienda tras la crisis financiera global: nueva visión, viejos problemas

ICE

INFORMACIÓN COMERCIAL ESPAÑOLA

GOBIERNO DE ESPAÑA

MINISTERIO DE ECONOMÍA Y COMPETITIVIDAD

9 770210 263007 00066

P.V.P.: 19,95 euros (I.V.A. incluido)