



Investigaciones Regionales

Número 27 • Otoño 2013

ISSN: 1695-7253

E-ISSN: 2340-2717

ARTÍCULOS:

- 5 Seijas, A., y Iglesias, G.**
Evolución de la productividad y asociación con la satisfacción en la atención hospitalaria y especializada de los sistemas sanitarios de las Comunidades Autónomas
- 33 Capello, M.; Figueras, A.; Freille, S., y Moncarz, P.**
The role of federal transfers in regional convergence in human development indicators in Argentina
- 65 Escribá, F., y Murgui, M. J.**
Productividad y Empleo Regional en España: Un enfoque dinámico
- 91 Dueñas, D.; Iglesias, C., y Llorente, R.**
La segregación laboral en las regiones españolas durante el periodo 1996-2010
- 115 González, V.; Rubiera, F., y Pérez, J. L.**
Descripción y análisis de la huella urbanística del boom inmobiliario en Asturias mediante Sistemas de Información Geográfica, 1996-2006

NOTAS:

- 143 Buendía, J. D., y Sánchez, M.ª M.**
La distribución del desempleo en las provincias españolas: Un análisis con datos de panel mediante el filtrado espacial

PANORAMA Y DEBATES:

- 157 Maroto, A.**
Las relaciones entre servicios y productividad: Un tema a impulsar en el ámbito regional y territorial

RESEÑA DE LIBROS:

- 187 Service Industries and Regions: growth, location and regional effects**, por **M.ª T. Fernández**
- 191 Defining the Spatial Scale in Modern Regional Analysis: New Challenges from Data at Local Level**, por **J. L. Santos**

NOTICIAS DE LIBROS Y OTRAS PUBLICACIONES

197

In memoriam

Julio Alcaide Inchausti

El pasado 7 de octubre falleció en Madrid D. Julio Alcaide (q.D.g.), de quien esta revista y todos los estudiosos españoles de temas regionales somos claros deudores. Él fue quien se hizo cargo, desde el servicio de estudios del Banco de Bilbao, de la primera estimación de la Renta Nacional de España y su distribución, con datos de 1955, a la que siguieron las estimaciones posteriores de carácter bienal y las que, ya desde Funcas y con la eficiente colaboración de su hijo Pablo, dirigió y alentó con carácter anual hasta el inicio de la presente década. Desempeñó asimismo un papel fundamental en la elaboración de la primera Contabilidad Nacional y las primeras Tablas *Input-Output*, ambas de 1954, campo en el que siguió trabajando en posteriores estimaciones. Es, asimismo, autor de numerosos análisis y trabajos sobre los problemas regionales, los estudios sectoriales y de coyuntura, junto con su aportación a la estimación de la contabilidad regional.

Julio Alcaide ha sido, sin duda, un estadístico de un relieve muy singular, que dirigió el INE y que fue distinguido con el Premio Jaime I de Economía en 1991. Pero, quizás por encima de todos sus méritos como profesional destaca muy claramente su bondad y su generosa dedicación y apoyo a cuantos se acercaron a él para pedirle ayuda. La AEER y esta revista en particular, de cuyo Consejo Científico formó parte, desean rendirle un muy especial tributo porque se trata de alguien realmente insustituible.

Investigaciones Regionales



asociación
española
de ciencia
regional

Issue 27 • Autumn 2013

ISSN: 1695-7253

E-ISSN: 2340-2717

ARTICLES:

- 5 Seijas, A., and Iglesias, G.**
Evolution of productivity and relation with satisfaction in hospital care and specialized care of Autonomous Communities Health Systems
- 33 Capello, M.; Figueras, A.; Freille, S., and Moncarz, P.**
The role of federal transfers in regional convergence in human development indicators in Argentina
- 65 Escribá, F., and Murgui, M. J.**
Productivity and Regional Employment in Spain: A Dynamic Approach
- 91 Dueñas, D.; Iglesias, C., and Llorente, R.**
Labour segregation in the spanish regions from 1996 to 2010
- 115 González, V.; Rubiera, F., and Pérez, J. L.**
Description and analysis of the consequences of the housing Boom in Asturias using Geographical Information Systems, 1996-2006

NOTES:

- 143 Buendía, J. D., and Sánchez, M.^a M.**
The distribution of unemployment in Spanish regions: A spatial filtering approach with panel data

SURVEYS AND DEBATES:

- 157 Maroto, A.**
Productivity and Services: A topic to be encouraged in the regional and territorial studies

BOOKS REVIEWS:

- 187** *Service Industries and Regions: growth, location and regional effects*, by **M.^a T. Fernández**
- 191** *Defining the Spatial Scale in Modern Regional Analysis: New Challenges from Data at Local Level*, by **J. L. Santos**

BOOKS NEWS

197

Investigaciones Regionales is included in the following Bibliometrics Indexes:

- *Sciverse Scopus*
- *IN-RECS*
- *RESH*

Investigaciones Regionales is stored in the following bibliographic databases:

- *CARHUS Plus+* (Agency for Management of University and Research Grants - AGAUR)
- *Cindoc*
- *Dialnet*
- *DOAJ* (Directory of Open Access Journals)
- *EBSCO Publishing*
- *EconLit* (American Economic Association)
- *Latindex* (Networks of Scientific Journals from Latin America and The Caribbean, Spain and Portugal)
- *ProQuest*
- *Recyt* (Spanish Science & Technology Ministry)
- *Redalyc*
- *RePEc* (Research Papers in Economics)

ARTÍCULOS



Evolución de la productividad y asociación con la satisfacción en la atención hospitalaria y especializada de los sistemas sanitarios de las Comunidades Autónomas

Amparo Seijas Díaz *, Guillermo Iglesias Gómez *

RESUMEN: El objetivo de este trabajo es analizar los cambios de productividad y su relación con las variaciones de satisfacción percibida en la atención hospitalaria y especializada de los Servicios Regionales de Salud españoles para el periodo 1999-2004. Se utilizan índices de productividad de Malmquist e índices de eficiencia obtenidos mediante Análisis Envolvente de Datos, incluyendo procedimientos *bootstrap* para la obtención de resultados y su análisis. En promedio se da un avance de la productividad y una caída de la satisfacción de los ciudadanos, pero a nivel individual de Comunidad Autónoma no existe correlación entre ambos aspectos. La opción de incluir en la función de producción hospitalaria un indicador de satisfacción mejora los resultados globales, si bien no da lugar a cambios importantes en las ordenaciones de las Comunidades Autónomas.

Clasificación JEL: H40; I10; I18.

Palabras clave: Productividad; eficiencia; satisfacción; índice de Malmquist; análisis envolvente de datos; sanidad.

Evolution of productivity and relation with satisfaction in hospital care and specialized care of Autonomous Communities Health Systems

ABSTRACT: The goal of this paper is to analyze changes in productivity and their relation with variations in citizens' perceived satisfaction in the field of hospital care and specialized care in the Spanish regional health services for the period 1999-2004. To assess changes in productivity the Malmquist indices and Data Envelopment Analysis methodology are used, completing the analysis with bootstrap procedures. The average results show a rise in productivity accompanied by a drop in citizens' satisfaction. However, the individual analysis does not allow identi-

* Departamento de Economía Aplicada I. Facultad de Economía y Empresa. Universidade da Coruña. Campus de Elviña s/n, 15071. A Coruña. Teléfono: 981 16 70 00; Extensiones: 2568, 2541. E-mail: asdeai@udc.es; gwig@udc.es.

Recibido: 3 de febrero de 2012 / Aceptado: 7 de junio de 2013.

finding any correlation between variables. The inclusion of the hospital indicator of satisfaction in the production function improves the results, although does not change the regional administrations rankings.

JEL Classification: H40; I10; I18.

Keywords: Productivity; efficiency; satisfaction; Malmquist index; data envelopment analysis; health care.

1. Introducción

La preocupación de los ciudadanos por el funcionamiento de sus sistemas sanitarios se centra en varios niveles. En cuanto a contribuyentes, desean una asignación óptima de recursos públicos y, en cuanto a usuarios, desean que la atención recibida resulte satisfactoria. En este contexto, la medición de la productividad en el sector sanitario constituye un tema clave y no exento de complejidad (Smith, 2010).

No es sencillo delimitar el proceso de producción sanitario, dado que cuenta con múltiples *inputs* y *outputs* de diversa naturaleza, entrando en juego diferentes agentes. Así, se pueden considerar varias fases en la organización de este proceso (Smith, 2010; Jacobs *et al.*, 2006). En una primera fase, se parte de una serie de *inputs* escasos y con usos alternativos, entre los que destacan el personal, los equipamientos, las camas, los quirófanos, entre otros, y que se transforman en unos *outputs* intermedios: estancias, pruebas de laboratorio, diagnósticos, cirugías, etc. En una fase posterior, esos productos intermedios van a generar un producto final, que son los pacientes atendidos por ese sistema sanitario, dando lugar a su vez como un resultado general a una mejora de los niveles de salud y bienestar de los ciudadanos.

Por tanto, puede evaluarse la productividad en diferentes niveles de organización y con distintos *inputs* y *outputs*. Así, cabe la realización de análisis y comparaciones de tratamientos específicos, hospitales, complejos sanitarios, áreas sanitarias, sistemas provinciales, sistemas regionales e incluso de sistemas sanitarios a nivel de países. La literatura que se centra en la productividad y eficiencia en el sector sanitario ha proliferado en las últimas décadas confirmando esta diversidad, como muestran los trabajos de recopilación y revisión de Worthington (2004), Hollingsworth (2008) y O'Neill *et al.* (2008).

Utilizando información agregada por áreas geográficas, destacan los trabajos semanales de Färe *et al.* (1997) sobre el comportamiento productivo de los sistemas sanitarios de países de la OCDE, empleando diferentes conceptos de *output* en función de la fase del proceso de producción analizada, y de Puig-Junoy (1998) que construye una función de producción, a nivel de países OCDE, utilizando técnicas no paramétricas combinadas con análisis econométrico para tratar el efecto de factores no controlables. Trabajos más recientes, como Afonso y St. Aubyn (2011), emplean modelos más elaborados para evaluar la eficiencia en diferentes países, combinando Análisis Envolvente de Datos (*Data Envelopment Analysis*, DEA) y regresiones con *bootstrap* para corregir sesgos. También a nivel de sistemas regionales, resulta de

interés la aportación de Ozcan y Luke (2011), que mediante índices de Malmquist, a partir de datos agregados, evalúa los servicios de atención a veteranos en Estados Unidos. Y a escala provincial, la aportación de Ng (2008), que estudia con agregación de información el comportamiento productivo de los sistemas sanitarios provinciales chinos mostrando una caída de la productividad, por pérdida de eficiencia técnica, particularmente en las provincias costeras.

En el ámbito español, destacan los trabajos de Puig-Junoy y Dalmau (2000), Cabasés *et al.* (2003) y Martín y López del Amo (2007), en los cuales se realiza una exhaustiva revisión de la literatura sobre la eficiencia de las organizaciones hospitalarias en España. La mayoría de trabajos toman como referencia de estudio a los hospitales, aunque también se evalúan actividades específicas dentro de los hospitales como las unidades de cuidados intensivos.

En cuanto a la satisfacción, cabe señalar que en los últimos años, particularmente en los países desarrollados, los ciudadanos están cada vez más preocupados con aspectos relacionados con la calidad de los servicios prestados por sus sistemas sanitarios y con los costes asociados. En este sentido, se considera que la satisfacción de los ciudadanos es un aspecto relevante de la calidad. Y, en consecuencia, la opinión de los ciudadanos sobre el funcionamiento del sistema sanitario, se convierte en información relevante a la hora de tomar decisiones en materia sanitaria y que probablemente hay que analizar de forma conjunta con los niveles de productividad y eficiencia alcanzada por esos sistemas de salud (Kotzian, 2009)¹.

Este análisis conjunto, plantea una cuestión relevante que es la relación entre productividad y satisfacción. Cabe preguntarse si existe una relación de complementariedad, de intercambio (*trade-off*) o son independientes entre sí. La relación de *trade-off* es problemática desde el punto de vista de la política sanitaria, en el sentido de que una mayor satisfacción requerirá un mayor consumo de trabajo y capital, y en consecuencia conducirá a una pérdida de productividad, o también en el sentido de que la búsqueda de una mayor productividad supondrá racionalizar los recursos y ofrecer servicios sanitarios de peor calidad, y que por tanto den lugar a una menor satisfacción (Laine *et al.*, 2005). Las investigaciones que asocian alguna medida de satisfacción del paciente o del ciudadano con su sistema de salud y el rendimiento, tanto técnico como económico, no resultan concluyentes acerca de la existencia de dicho *trade-off* contemplando el resto de posibilidades.

Un modo de aproximar la cuestión, es a través de la consideración de los costes en el análisis, relacionando los efectos del gasto en cuidados de salud con la satisfacción de los ciudadanos. En esta línea, Blendon *et al.* (1990) analizando diez países desarrollados con datos de encuestas, concluyeron que, con la excepción de Estados Unidos y Suecia, mayores niveles de satisfacción de los ciudadanos están asociados con altos niveles de gasto per cápita en atención sanitaria. Con una metodología simi-

¹ Este autor, de hecho, distingue entre dos tipos de *outputs* en los sistemas de salud, aquéllos referidos a la propia restauración biológica de la salud (*health output*) y otros con componentes más subjetivos, que se podrían denominar *outputs* más allá de la restauración biológica de la salud (*beyond-health output*).

lar, Mossialos (1997) refuerza la idea de que los incrementos en satisfacción guardan relación directa con el gasto sanitario per cápita. Ambos trabajos parecen apuntar en la dirección del *trade-off*, si bien desde un punto de vista de rendimiento técnico y satisfacción la cuestión no queda clara. Así Blendon *et al.* (1990), apuntan a que esa satisfacción puede asociarse a la disponibilidad de tecnologías más sofisticadas, instalaciones modernas, menores tiempos de espera, cuestiones todas ellas que podrían avalar un mayor rendimiento técnico, que descartaría el *trade-off*, e incluso señalan que la satisfacción podría estar condicionada por otros factores como cuestiones culturales, o si en esos sistemas sanitarios se están acometiendo reformas, con lo cual carecería de sentido buscar una relación directa. En estudios posteriores, Blendon *et al.* (2003), señalan que existe un claro potencial en determinados ámbitos de la atención sanitaria para controlar costes y aumentar los cuidados de los ciudadanos con lo cual tampoco está claro el *trade-off* entre rendimiento económico y satisfacción.

Otra línea de investigación seguida en otros trabajos se centra más en el rendimiento técnico. En este tipo de estudios se aplican metodologías para la determinación de índices de eficiencia, y posteriormente buscar la relación de éstos con indicadores de calidad vinculados a la satisfacción. Por ejemplo, Laine *et al.* (2005) estudian esta relación, en unidades de atención especializada de Finlandia, mediante DEA y múltiples indicadores de calidad por áreas. Los resultados de correlación no son concluyentes, mostrando que de las 41 áreas estudiadas, en 22 no hay correlación, en 13 hay *trade-off* dado que pobres resultados en calidad están asociados con una alta eficiencia técnica, mientras que en 6 áreas los peores resultados de calidad están correlacionados con bajos índices de eficiencia. Este resultado señala, a juicio de los autores, que es posible lograr avances en ciertas áreas para ambas cuestiones.

A nivel agregado, estudiando países de la OCDE, Adang y Borm (2007) tratan de establecer la asociación entre cambios en satisfacción y cambios en la productividad de los sistemas sanitarios. Para ello, emplean un modelo de Malmquist mediante DEA *output-orientado* bajo rendimientos constantes a escala en el periodo 1995 a 2000/2002. Los resultados muestran que el rendimiento de los sistemas sanitarios no está asociado con la satisfacción de los ciudadanos. En Estados Unidos, Gao *et al.* (2011), encuentran correlación positiva entre eficiencia y medidas agregadas de calidad en la asistencia de pacientes en los servicios a veteranos. Su valoración conjunta refleja que no se da el *trade-off* entre ambas cuestiones. Los autores también apuntan el interés de integrar la gestión en unidades de mayor dimensión, para obtener ganancias en eficiencia sin que esto suponga sacrificios de calidad, mediante presupuestos centralizados, establecimiento de programas de calidad comunes, entre otras medidas. En Italia Nuti *et al.* (2011) analizan las doce autoridades locales que gestionan la sanidad pública en la Toscana. Estudian la eficiencia técnica mediante la metodología DEA con *bootstrap*, y realizan un análisis de correlación de estos índices, tanto con los costes del sistema per cápita como con indicadores globales de rendimiento que incorporan diferentes aspectos de calidad. No encuentran correlación entre la eficiencia técnica y las otras dos variables, pero sí una correlación negativa entre los indicadores globales y el coste per cápita. Debido a esto concluyen que es posible lograr ahorros en costes, mejorando la calidad de los servicios, dado que se facilitaría

una reasignación de recursos para lograr avances en eficiencia técnica en los departamentos locales que cuentan con peores resultados.

En el caso español, destaca el trabajo de Navarro-Espigares y Hernández (2011), en el mismo se analiza la evolución de la eficiencia técnica y la calidad en hospitales andaluces mediante la metodología DEA incluyendo un indicador de satisfacción percibida. Como conclusión se apunta una relación directa, aunque débil, entre ambos aspectos, lo que descartaría el *trade-off*. También en este trabajo resulta destacable la introducción de indicadores de calidad, particularmente de satisfacción percibida, como *outputs* en la determinación de la eficiencia técnica. En una línea parecida, Prior (2006) estudia el efecto de incorporar en los análisis de productividad indicadores de calidad técnica, en concreto las infecciones posteriores al tratamiento hospitalario. Para ello, realiza un estudio con hospitales catalanes, que permite detectar avances en productividad que no serían observados con modelizaciones más tradicionales.

A partir de la revisión de la literatura, tanto internacional como nacional, presentada en esta introducción, la aportación de este trabajo consiste en la realización de un análisis agregado a nivel de Comunidades Autónomas (CCAA), tanto en términos de productividad como de satisfacción percibida, comprobando la posible relación entre ambos aspectos para el periodo 1999-2004. En el terreno metodológico, se incorpora el uso de índices de productividad de Malmquist e índices de eficiencia DEA, incluyendo procedimientos *bootstrap* para la obtención de resultados y su posterior análisis. Con este trabajo de investigación, se propone un enfoque más amplio sobre el sector público sanitario en los estudios de economía regional.

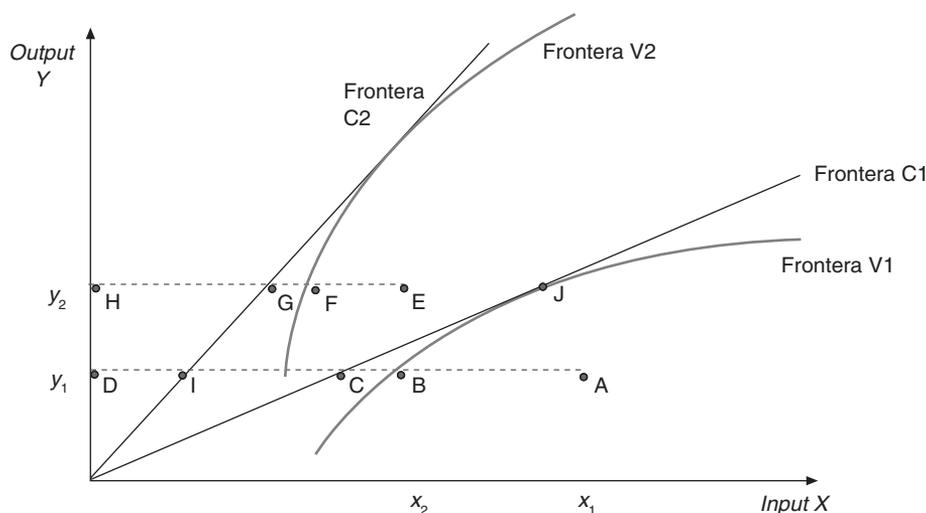
A continuación se desarrolla el trabajo con la exposición de la metodología, en segundo lugar se muestra el contexto productivo analizado y las variables empleadas, se continúa con la presentación y discusión de los principales resultados, para finalizar con un apartado de conclusiones.

2. Metodología

2.1. Productividad

La información bajo la forma de datos de panel facilita el análisis longitudinal de la evolución del comportamiento productivo de una unidad de producción. La aproximación más utilizada en la literatura, en particular en el sector sanitario, es aplicar el índice de Malmquist (Jacobs *et al.*, 2006). Se trata de una metodología que, a partir de la propuesta seminal de Caves *et al.* (1982), permite valorar los cambios en la productividad y de sus componentes, uno relacionado con la variación de la eficiencia y otro con el cambio tecnológico.

Para ilustrar lo que mide este índice y sus componentes, se parte de una unidad de producción que con un *input* (x) produce un *output* (y), tal y como se refleja en la figura 1. En la misma se observa el comportamiento productivo en dos periodos

Figura 1. Productividad y eficiencia

Fuente: Elaboración propia.

distintos ($t = 1$ y $t = 2$), puntos A (x_1, y_1) y E (x_2, y_2). Se da un avance de productividad dado que se aumenta la ratio y/x , concretamente con menos *input* se está logrando un mayor *output*.

Para poder evaluar el cambio de productividad y sus componentes, se muestran para cada uno de los periodos las fronteras de eficiencia, tanto bajo tecnología de rendimientos constantes a escala (C1 y C2), como bajo tecnología de rendimientos variables a escala (V1 y V2).

Siguiendo una orientación hacia la minimización del *input* y bajo rendimientos constantes a escala, la eficiencia se evalúa mediante las funciones distancia del resultado productivo de la unidad respecto a la frontera de referencia plenamente eficiente². En el periodo 1 la función distancia de la unidad se corresponde con la proporción DA/DC que se denota como $dC1(x_1, y_1)$. Cuanto más alejado se encuentre ese valor de la unidad, señalará un mayor grado de ineficiencia, lo que equivale a que para obtener ese *output* se debería reducir el *input*. El exceso de *input* se muestra con la distancia entre los puntos C y A. En el periodo 2 la función distancia para determinar la eficiencia sería: $dC2(x_2, y_2) = HE/HG$. De este modo, bajo rendimientos constantes a escala el cambio de eficiencia de la unidad es:

$$CE = \frac{dC2(x_2, y_2)}{dC1(x_1, y_1)} \quad (1)$$

² Los trabajos de Shephard (1953) y Farrell (1957) constituyen la referencia del uso de las distancias para evaluar la eficiencia.

Valores mayores que la unidad señalan que se ha dado una pérdida de eficiencia entre periodos, un valor de uno señala que la eficiencia se mantiene y un valor menor a la unidad señala un avance de eficiencia.

Además la unidad productiva se enfrenta a un desplazamiento de fronteras eficientes entre periodos (de C1 a C2), que se asocia con un cambio tecnológico que también explica la evolución de la productividad. Su medición requiere tener en cuenta las funciones distancia anteriores y las funciones distancia cruzadas de la observación de un periodo con la frontera de otro, que se corresponden con $dC2(x_1, y_1) = DA/DI$ y $dC1(x_2, y_2) = HE/HJ$. Determinándose el cambio tecnológico, como una media geométrica:

$$CT = \left[\frac{dC1(x_1, y_1)}{dC2(x_1, y_1)} \times \frac{dC1(x_2, y_2)}{dC2(x_2, y_2)} \right]^{1/2} \quad (2)$$

Valores mayores a uno señalan un decremento tecnológico, un uno indica que no hay cambio tecnológico y valores menores que uno señalan un avance tecnológico.

El producto del cambio en la eficiencia por el cambio tecnológico facilita el índice de Malmquist:

$$\begin{aligned} IM = CE \times CT &= \frac{dC2(x_2, y_2)}{dC1(x_1, y_1)} \times \left[\frac{dC1(x_1, y_1)}{dC2(x_1, y_1)} \times \frac{dC1(x_2, y_2)}{dC2(x_2, y_2)} \right]^{1/2} = \\ &= \left[\frac{dC1(x_2, y_2)}{dC1(x_1, y_1)} \times \frac{dC2(x_2, y_2)}{dC2(x_1, y_1)} \right]^{1/2} \end{aligned} \quad (3)$$

El índice de Malmquist se corresponde con la media geométrica de dos índices de eficiencia. Uno mide el cambio de eficiencia con la tecnología de referencia delimitada por la frontera 1 y otro el cambio de eficiencia con la tecnología de la frontera 2. Si el índice de Malmquist es mayor que uno, indica un descenso en la productividad total de la unidad, igual que uno indica que no hay cambio y un valor menor que uno muestra un aumento en la productividad total de la unidad.

Cabe señalar que este índice puede descomponerse aún más si se tienen en cuenta las fronteras con rendimientos variables a escala. Existe una cierta controversia en la literatura acerca del modo en que se puede realizar esta descomposición, e incluso, si es adecuado su análisis dado que puede haber problemas en su cálculo mediante programación lineal (Färe *et al.*, 1994; Ray y Desli, 1997, y Coelli *et al.*, 2005). El cambio de eficiencia (CE) puede descomponerse en el producto de un cambio de eficiencia pura (CEP) y un cambio de eficiencia de escala (CEE). Las eficiencias puras y sus cambios se obtienen bajo rendimientos variables a escala mediante las funciones distancia $dV1(x_1, y_1) = DA/DB$ y $dV2(x_2, y_2) = HE/HF$, que dada la naturaleza de la

tecnología siempre dan lugar a un menor o igual nivel de ineficiencia respecto a la tecnología de rendimientos constantes. El otro componente incluiría una valoración de la eficiencia de escala que resulta de comparar directamente las fronteras bajo rendimientos constantes con las fronteras con rendimientos variables a escala. Así la eficiencia de escala de la unidad en el periodo 1 se correspondería con la función distancia $dE1(x_1, y_1) = DB/DC$ y en el periodo 2 $dE2(x_2, y_2) = HF/HG$, pudiendo evaluarse con ellas el cambio de eficiencia de escala³.

También el cambio tecnológico (CT) se puede descomponer en el producto de un cambio tecnológico puro (CTP) y un cambio de escala de la tecnología (CTE). Para su determinación se tienen en cuenta las funciones distancia que permiten valorar los cambios entre las fronteras $V1$ y $V2$ y los cambios relativos de éstas respecto a $C1$ y $C2$.

En el cálculo del índice de Malmquist es habitual utilizar la metodología no paramétrica DEA, y sus diferentes modelos, para estimar las diferentes fronteras y las funciones distancia e índices de eficiencia.

La metodología DEA es de las más empleadas en trabajos publicados sobre organizaciones sanitarias, tal y como señalan Hollingsworth (2003 y 2008), Worthington (2004) y O'Neill *et al.* (2008). Resulta especialmente apropiada en este contexto productivo al no requerir el establecimiento previo de una forma funcional para la frontera de producción eficiente, poder aplicarse con un número reducido de observaciones y en presencia de varios *outputs*. El cálculo se efectúa mediante técnicas de programación lineal a partir de las unidades observadas, por lo que la frontera eficiente es relativa al basarse en las mejores prácticas. La metodología DEA posee carácter determinístico, esto implica que cualquier desviación entre el comportamiento productivo de la unidad evaluada respecto a la frontera de referencia se atribuye a ineficiencia.

Las alternativas tradicionales para su especificación son el modelo desarrollado por Charnes, Cooper y Rhodes (1978), conocido como modelo CCR, y la propuesta de Banker, Charnes y Cooper (1984), modelo BCC. La primera implica construir una frontera eficiente bajo los supuestos de rendimientos constantes a escala, convexidad y libre disponibilidad de *inputs* y *outputs*, la otra alternativa permite introducir la existencia de rendimientos variables a escala. Ambas propuestas pueden presentar orientación en términos de *outputs* o en términos de *inputs*, en función de si la unidad observada tiene como objetivo maximizar el *output* dados unos *inputs*, o minimizar los *inputs* dado un vector de *outputs*.

En particular, para calcular el índice de Malmquist se pueden aplicar todas las variantes DEA, siendo los primeros autores en utilizar medidas radiales Färe *et al.* (1989), en su trabajo de evaluación de la productividad de hospitales suecos. También Färe *et al.* (1997) realizaron un estudio de referencia aplicando esta metodología a nivel de países.

³ Lógicamente el producto de las eficiencias puras por las eficiencias de escala es igual al valor de eficiencia bajo rendimientos constantes a escala. Por ejemplo, $dC1(x_1, y_1) = dV1(x_1, y_1) \times dE1(x_1, y_1) = (DA/DB) \times (DB/DC) = DA/DC$.

A pesar de sus ventajas, la metodología DEA cuenta también con una serie de inconvenientes. Entre ellos, destacan su carácter determinístico, el desconocimiento de la verdadera frontera de eficiencia y la ausencia de *test* de hipótesis que avalen en cierta medida los resultados obtenidos en el marco teórico que se haya establecido. Por este motivo, es habitual usar procedimientos *bootstrap* en el proceso de generación de datos para la estimación de los modelos DEA. Este modo de proceder surge de los trabajos de Simar y Wilson (1998; 2000a, y 2000b). Según estos autores los valores de eficiencia DEA clásicos, obtenidos según los modelos comentados anteriormente, están sesgados hacia valores altos de eficiencia. El sesgo depende del número de unidades de producción evaluadas, siendo mayor a menor número de observaciones. Por esta razón, plantean la obtención de un número elevado de índices de eficiencia mediante múltiples muestras *bootstrap* a partir de los datos iniciales, y así poder detectar el sesgo, realizar la corrección de los índices de eficiencia y establecer intervalos de confianza acerca de los mismos.

Los problemas de la metodología DEA se trasladan a los índices de Malmquist cuando se utilizan para su cálculo. También, en este caso, se puede aplicar un procedimiento *bootstrap* (Simar y Wilson, 1999), para mitigar esos problemas y obtener intervalos de confianza para los índices de Malmquist y sus diferentes componentes. Cada vez, es mayor el uso de estos procedimientos en estudios del sector sanitario, ejemplos de ello son los trabajos de Chowdhury *et al.* (2011) y Nghiem y Coelli (2011).

2.2. Satisfacción de los ciudadanos y su medición

Definir y medir la calidad de los servicios de salud utilizando el concepto de satisfacción de los ciudadanos, entraña dificultades por tratarse de un término con múltiples acepciones y un fuerte componente de subjetividad. Según Hopkins (1990), se puede considerar la calidad como una simple relación entre expectativas frente a experiencias reales, es decir, el nivel de satisfacción dependerá de las experiencias vividas como ciudadanos y pacientes, en relación con lo esperado del sistema de salud. Por su parte Sitzia y Wood (1997), abordan una revisión de la literatura relacionada con la noción de satisfacción y destacan además de las expectativas otros factores (sexo, edad, nivel de salud, características socioeconómicas) como determinantes de la satisfacción.

La necesidad de cuantificar la satisfacción obliga a utilizar algún tipo de metodología para su aproximación. La vía más empleada es el uso de encuestas de opinión. Como ejemplo, Mossialos (1997) y Adang y Borm (2007) emplean encuestas de opinión (Eurobarómetro) para aproximar la percepción de los ciudadanos sobre el funcionamiento de los sistemas sanitarios europeos.

3. Delimitación del proceso productivo y datos

Las unidades de referencia objeto de estudio son los Servicios Regionales de Salud (SRS) de las diecisiete CCAA españolas en el horizonte temporal comprendido entre 1999 y 2004. Para delimitar los *inputs* y los *outputs*, se han utilizado los datos del Informe para el Análisis de Gasto Sanitario (Instituto de Estudios Fiscales, 2007), elaborado por el Grupo de Trabajo para el análisis del gasto público⁴. Este documento ofrece información agregada por CCAA sobre la atención hospitalaria y especializada financiada desde el ámbito público, permitiendo comparar con cierta homogeneidad los SRS⁵.

La selección de las variables resulta una fase crítica al realizar las estimaciones empleando modelos DEA. Esto se debe a que los resultados obtenidos con esta metodología son sensibles a la especificación adoptada, y no se dispone de *test* estadísticos que permitan contrastar la adecuación de las variables incluidas en la estimación. En consecuencia, se necesita elegir variables que reflejen la realidad que se pretende aproximar (Golany y Roll, 1989) y que entre ellas exista una base conceptual y empírica sólida que justifique la relación entre *inputs* y *outputs* (Bessent y Bessent, 1980).

Las variables elegidas en este trabajo están en consonancia con lo que la mayoría de estudios sobre la eficiencia consideran relevante para evaluar la eficiencia en las primeras fases del proceso productivo sanitario (Worthington, 2004; Hollingsworth, 2008).

En cuanto a los *inputs* que aproximan el factor trabajo, se emplean datos sobre número de facultativos especialistas de área (FEA) y número de diplomados universitarios en enfermería (EDUE). Los datos del Informe provienen del Instituto Nacional de Gestión Sanitaria para los años 1999-2001 en CCAA gestionadas por el INSALUD y de las propias CCAA para los años en que tuvieran asumidas las competencias sanitarias.

El factor capital se aproxima mediante la variable camas, y se define como el número medio anual de camas en funcionamiento utilizadas por los Servicios de Salud de las CCAA, con independencia de su ubicación en hospitales de titularidad pública o privada. Este indicador mide atención especializada con internamiento, y los datos han sido facilitados por las diferentes CCAA siguiendo las definiciones y metodología establecida por la Estadística de Establecimientos Sanitarios en Régimen de Internado.

Por lo que respecta al *output*, la literatura considera que los resultados de los procesos hospitalarios tengan en cuenta la casuística de las altas y el consumo de

⁴ En el mismo participaron representantes de todas las Comunidades y Ciudades Autónomas, de los Ministerios de Economía y Hacienda, Sanidad y Consumo y Presidencia.

⁵ Según Golany y Roll (1989) las unidades evaluadas deben realizar las mismas tareas, con similares objetivos y operar bajo las mismas condiciones de mercado.

recursos asociado, lo que se conoce como *casemix*. En este sentido, las Unidades de Complejidad Hospitalaria (UCH) responden a esta demanda de información. Se calculan multiplicando el número de altas producidas por su complejidad (peso) para un Grupo de Diagnóstico Relacionado (GDR) concreto, obtenido a partir de la información de la base de datos del Conjunto Mínimo Básico de Datos (CMBD) del Ministerio de Sanidad y Consumo.

El *output* anterior mide aspectos relacionados con la atención sanitaria en los hospitales con internamiento, mientras que los *inputs* aproximan la actividad especializada tanto con internamiento como sin internamiento. Por este motivo, se incluyen como segundo *output* las consultas externas (CEExt)⁶, que se definen como el número total de consultas externas en hospitales y centros de especialidades a cargo de los servicios de salud.

Por lo que respecta a los indicadores sobre la satisfacción de los ciudadanos, la fuente de información la constituyen los Barómetros Sanitarios publicados desde 1995 por el Ministerio de Sanidad y Política Social (Instituto de Información Sanitaria, 2009). Con este instrumento, se aproxima la percepción que tienen los ciudadanos de los servicios sanitarios públicos y la opinión que les merecen las medidas de política sanitaria. En concreto, se han seleccionado las respuestas a dieciocho preguntas específicas sobre aspectos relacionados con la asistencia en hospitales y la atención especializada en consultas externas, con la excepción del año 2001 para el cual no está disponible esta información. Estas respuestas son valoraciones de 0 a 10 puntos del trato recibido por parte del personal, tiempo de espera, nivel de información, medios utilizados, entre otras cuestiones⁷. Se emplea como indicador de satisfacción el promedio de dichas respuestas (Preg)⁸.

En el cuadro 1, se facilitan las principales estadísticas de las variables empleadas en el estudio.

El *input* que más aumenta en el periodo son los FEA cuya ratio crece en promedio un 27,4%, mientras que el *input* camas descende un 4,6%. Los *outputs* UCH y CEExt crecen ambos, correspondiendo la mayor variación a las UCH con un aumento del 12,1%. Por su parte, la satisfacción promedio descende un 2,9%. Respecto a la variabilidad, la ratio EDUE es la que manifiesta más diferencias entre CCAA.

⁶ La metodología DEA pierde poder discriminatorio cuanto mayor es el número de variables seleccionadas, por este motivo se ha renunciado a indicadores como la Cirugía Mayor Ambulatoria que tiene un peso específico inferior a las Consultas Externas.

⁷ En los cuadros 6 y 7 pueden verse los aspectos valorados.

⁸ Existe una alta correlación entre las respuestas a cada pregunta en diferentes años, lo que señala que la media puede ser un buen indicador de la evolución del conjunto, mostrando una percepción global de los ciudadanos acerca de la atención especializada y hospitalaria de sus sistemas de salud.

Cuadro 1. Estadísticas descriptivas de *inputs* y *outputs* para la asistencia especializada en las CCAA para el periodo 1999-2004

Año	Estadísticas	FEA*	EDUE*	Camas*	UCH*	CExt*	Preg
1999	Promedio	10,39	17,65	30,35	782	15.203	6,81
	Coefficiente de variación	0,26	0,34	0,19	0,19	0,18	0,05
	Máximo	15,80	26,70	44,14	966	20.365	7,52
	Mínimo	4,44	4,42	19,80	309	9.000	6,37
2000	Promedio	10,66	17,69	29,68	805	15.298	6,89
	Coefficiente de variación	0,26	0,36	0,19	0,23	0,15	0,05
	Máximo	15,99	29,25	43,04	1.281	18.896	7,57
	Mínimo	4,50	5,08	19,43	436	9902	6,10
2001	Promedio	11,05	18,74	29,43	837	15.468	
	Coefficiente de variación	0,26	0,35	0,21	0,16	0,17	
	Máximo	16,29	29,81	44,68	978	19.229	
	Mínimo	4,50	7,14	19,28	519	8426	
2002	Promedio	12,14	20,47	29,33	856	15.588	6,19
	Coefficiente de variación	0,23	0,29	0,19	0,13	0,15	0,06
	Máximo	16,28	29,04	43,84	1.023	19.635	7,04
	Mínimo	4,49	8,81	22,73	565	10.217	5,47
2003	Promedio	12,25	20,95	29,15	864	16.033	6,32
	Coefficiente de variación	0,23	0,31	0,20	0,13	0,13	0,08
	Máximo	16,48	33,84	43,48	1.046	20.318	7,32
	Mínimo	4,70	8,41	22,34	568	11.818	5,52
2004	Promedio	13,23	21,65	28,97	877	16.214	6,61
	Coefficiente de variación	0,23	0,30	0,22	0,12	0,12	0,06
	Máximo	16,29	30,58	42,46	1.042	20.546	7,69
	Mínimo	4,65	8,27	19,99	581	12.559	5,94

* Por cada 10.000 habitantes protegidos por el sistema de salud.

Fuente: Elaboración propia a partir del *Informe para el Análisis de Gasto Sanitario* (Instituto de Estudios Fiscales, 2007) y los Barómetros Sanitarios (Instituto de Información Sanitaria, 2009).

4. Resultados empíricos

4.1. Cambios en la productividad

Para evaluar los cambios en la productividad se estiman índices de Malmquist radiales bajo el supuesto de rendimientos constantes a escala⁹. La orientación seguida

⁹ Es recomendado en la literatura utilizar este supuesto dados los problemas de cálculo e interpretación de los índices de Malmquist bajo rendimientos variables de escala (Jacobs *et al.*, 2006; Ozcan y Luke, 2011).

es al *input*, si bien este aspecto sólo es relevante cuando se interpreta la descomposición del cambio de eficiencia y del cambio tecnológico en sus componentes. En el cuadro 2 se muestran los resultados obtenidos¹⁰.

En promedio el conjunto de CCAA muestra un avance de la productividad superior al 4%, siendo el cambio tecnológico (CT) el componente relevante dado que prácticamente no se da cambio de eficiencia (CE). En el caso de trece CCAA se puede afirmar, al menos al 10% de significatividad, que hay cambios en la productividad en el periodo estudiado, con valores del índice de Malmquist distintos de 1. En siete de ellas se daría un empeoramiento de la productividad y en seis un avance. En todo caso, en las CCAA donde no es significativo el cambio de productividad, los valores estimados señalan un avance, en particular Navarra.

Por CCAA el peor comportamiento es el de Andalucía, la explicación posiblemente resida en el aumento de casi el doble del *input* EDUE, concretamente un 97,6%, registrado en el periodo. También destaca en la descomposición del índice de Malmquist, la contracción de la frontera de referencia tecnológica (CT), siendo con Castilla y León, la única Comunidad Autónoma en la que se observa este comportamiento. Por el lado de los avances, sobresalen Baleares y Extremadura, con un gran avance en eficiencia (CE). Ambas disminuyen la intensidad del *input* camas, un 18,1% y un 28,2% respectivamente, y aumentan los *outputs*, sobre todo CExt en Extremadura con un incremento del 66,3%¹¹.

La descomposición ulterior del CE y del CT, se ha de tomar con precaución, como se comentó en el apartado metodológico. Se observa que en el CE el componente significativo es el cambio de eficiencia pura (CEP), dado que el cambio de eficiencia de escala (CEE) no resulta significativo para ninguna CCAA. Y dentro de los dos componentes que afectan al CT, destaca el avance en la escala de la tecnología (CTE) cuyo valor estimado favorece en prácticamente todas las CCAA el avance de productividad, con valores inferiores a 1.

4.2. Niveles de eficiencia

Para tener una visión más completa del comportamiento productivo de los sistemas sanitarios de las CCAA, el estudio de los cambios de productividad se complementa con el análisis de los niveles de eficiencia de las CCAA. En el cuadro 3, se presentan para los años extremos del periodo analizado, los índices DEA de eficiencia bajo rendimientos constantes a escala, según el modelo determinista de Charnes, Cooper y Rhodes (1978), CCR; y también los índices *bootstrap*, con sus correspondientes intervalos de confianza al 95%, obtenidos según los planteamientos de Simar y Wilson (1998; 2000a, y 2000b)¹².

¹⁰ Calculados mediante la versión 1.15 del Programa FEAR desarrollado por Wilson (2008) realizando 2.000 réplicas.

¹¹ Estas variaciones se han obtenido a partir de la información detallada sobre los diferentes *inputs* y *outputs* en el *Informe para el Análisis de Gasto Público* (Instituto de Estudios Fiscales, 2007).

¹² Se trata de valores inversos a las funciones distancia comentadas en el apartado sobre la metodología utilizada, según la propuesta de Farrell (1957). Las CCAA con un índice de eficiencia igual a 1 se

Cuadro 2. Índices de productividad y cambios en sus componentes en las CCAA para el periodo 1999-2004

Comunidad Autónoma	Malmquist	Eficiencia CE	Tecnología CT	Ef. pura CEP	Ef. escala CEE	Tec. pura CTP	Tec. escala CTE
Andalucía	1,4412***	1,1745**	1,2270	1,1604**	1,0122	1,2248	1,0018
Aragón	1,0035*	1,1155*	0,8996	1,1324**	0,9851	0,9586	0,9385**
Asturias	0,9040***	0,9415	0,9602	0,9670	0,9736	0,9674	0,9925
Baleares	0,6072***	0,6485***	0,9363*	0,7729***	0,8391	1,0313	0,9079**
Canarias	1,0188**	1,1209	0,9089	1,0490	1,0685	1,0659	0,8527*
Cantabria	1,0275***	1,0379**	0,9899	1,0235	1,0141	1,0628	0,9314*
Castilla-La Mancha	0,7952*	0,8621	0,9224	0,9164	0,9407	0,9782	0,9429***
Castilla y León	1,1836***	1,1694***	1,0122	1,1515***	1,0155	1,0165	0,9957
Cataluña	0,9722	1,0000	0,9722	1,0000	1,0000	NE	NE
Comunidad Valenciana	0,8520***	0,9425	0,9040**	0,9315	1,0118	0,9170**	0,9858
Extremadura	0,6256***	0,6685**	0,9358	0,8435*	0,7925	1,0695*	0,8750***
Galicia	1,1107**	1,2106***	0,9175*	1,2051**	1,0046	0,9339**	0,9824
Madrid	0,9881	1,0896*	0,9069*	1,1095*	0,9820	0,9017**	1,0057
Murcia	0,8665***	0,9553	0,9070	0,8275**	1,1544	1,1724**	0,7736***
Navarra	0,9086	0,9462	0,9602	1,0000	0,9462	0,9950	0,9650
País Vasco	1,0014*	1,0817*	0,9258	1,0440	1,0361	0,9575	0,9669
Rioja	0,9952	1,0433*	0,9538	1,0000	1,0433	1,2130	0,7863**
Promedio	0,9589	1,0005	0,9553	1,0079	0,9894	1,0291	0,9315

Niveles de significatividad cambio mediante *bootstrap*:

***1%, ** 5% y * 10%.

NE: No evaluable con el procedimiento de descomposición empleado de Ray y Desli (1997).

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 3. Índices de eficiencia en las CCAA para los años 1999 y 2004

CCAA	Año 1999		Intervalo confianza		Año 2004		Intervalo confianza	
	CCR	Eficiencia bootstrap	Inferior	Superior	CCR	Eficiencia bootstrap	Inferior	Superior
Andalucía	1,000	0,796	0,674	0,986	0,851	0,748	0,631	0,847
Aragón	0,643	0,564	0,492	0,634	0,576	0,516	0,459	0,573
Asturias	0,612	0,553	0,499	0,603	0,650	0,611	0,560	0,647
Baleares	0,572	0,521	0,464	0,570	0,882	0,845	0,784	0,881
Canarias	0,521	0,450	0,388	0,515	0,465	0,408	0,348	0,462
Cantabria	0,814	0,739	0,665	0,803	0,784	0,748	0,688	0,782
Castilla-La Mancha	0,693	0,609	0,535	0,689	0,803	0,763	0,702	0,801
Castilla-León	1,000	0,896	0,808	0,986	0,855	0,819	0,756	0,854
Cataluña	1,000	0,799	0,679	0,986	1,000	0,808	0,667	0,989
Com. Valenciana	0,872	0,818	0,747	0,865	0,925	0,871	0,806	0,923
Extremadura	0,553	0,479	0,412	0,549	0,827	0,788	0,726	0,825
Galicia	0,703	0,658	0,601	0,697	0,581	0,539	0,492	0,577
Madrid	0,764	0,712	0,651	0,755	0,701	0,652	0,604	0,698
Murcia	0,636	0,557	0,487	0,628	0,666	0,589	0,508	0,661
Navarra	0,860	0,782	0,703	0,850	0,909	0,855	0,783	0,905
País Vasco	1,000	0,911	0,823	0,990	0,924	0,870	0,804	0,921
Rioja	0,592	0,535	0,484	0,585	0,567	0,526	0,477	0,563
Promedio	0,755	0,669	0,595	0,747	0,763	0,703	0,635	0,759

Fuente: Elaboración propia.

En primer lugar, reseñar la alta correlación entre los resultados obtenidos con el modelo CCR y mediante el procedimiento *bootstrap*, tanto en términos de valores de eficiencia como en ordenaciones de las CCAA (cuadro 4). Este hecho es un indicador de robustez en el estudio realizado. Si bien, se confirma la sensibilidad de la metodología al número reducido de observaciones, como se comprueba con la caída del valor de los índices CCR al corregir el sesgo mediante *bootstrap*, y con los intervalos de confianza.

Cuadro 4. Coeficientes de correlación CCR-Bootstrap años 1999/2004

Correlación CCR-Bootstrap	Año 1999	Año 2004
Coefficiente de Pearson	0,970	0,970
Coefficiente de Spearman	0,982	0,951

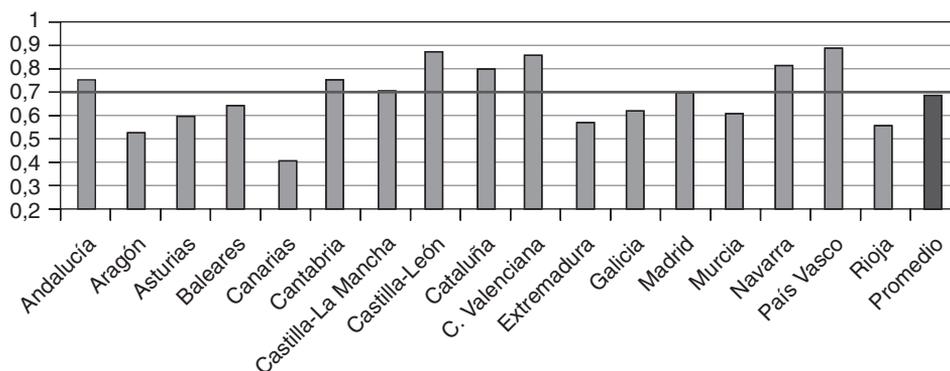
Correlación significativa al nivel de 0,01 (p -valor 0,00).

Fuente: Elaboración propia.

consideran eficientes por situarse en la frontera y las ineficientes cuentan con valores menores. El procedimiento *bootstrap* ha sido el homogéneo con 2.000 réplicas.

Las dos CCAA con mejor comportamiento productivo en el año 1999 serían el País Vasco y Castilla-León. Si se consideran los intervalos de confianza, puede asegurarse al 95% que sus sistemas sanitarios son más eficientes que los de once CCAA. En 2004, serían el País Vasco acompañado por la Comunidad Valenciana los sistemas más eficientes, pudiendo constatar superioridad a nueve CCAA. En cuanto a las CCAA con menores niveles de eficiencia, destaca Canarias en ambos años, sus niveles de ineficiencia son significativos respecto a ocho CCAA en el año 1999 y respecto a quince en el año 2004. En consonancia con el apartado anterior, puede observarse el gran avance de eficiencia de Baleares y de Extremadura. En la figura 2 se muestran los promedios de eficiencia *bootstrap* en el periodo 1999-2004.

Figura 2. Promedios de Eficiencia en las CCAA para el periodo 1999-2004



Fuente: Elaboración propia.

4.3. Satisfacción: variación y niveles

En el cuadro 5 se reflejan los indicadores de satisfacción percibida (Preg) para cada Comunidad Autónoma en los años 1999 y 2004, mostrando su variación y promedios para todo el periodo en las últimas columnas.

Se observa una caída generalizada del nivel de satisfacción, que en promedio es del 2,9%. La mayor caída se da en la Comunidad de Madrid con un -7,42% y sólo se da aumento en el indicador de satisfacción en cuatro CCAA, destacando Asturias con un 4,7%. En cuanto a los promedios en el periodo, sobresalen Asturias con 7,37 y Navarra con 7,26 puntos. Por el lado de las CCAA con peor valoración media en el periodo de análisis, se encuentra Galicia con 5,89.

Cuadro 5. Indicadores de satisfacción percibida por CCAA para el periodo 1999-2004

Comunidad Autónoma	Preg-99	Preg-04	Variación (%)	Promedio Preg
Andalucía	6,68	6,62	-1,02	6,46
Aragón	7,31	6,87	-6,04	6,98
Asturias	7,35	7,69	4,70	7,37
Baleares	6,69	6,69	-0,04	6,45
Canarias	6,52	6,08	-6,84	6,11
Cantabria	6,79	6,42	-5,51	6,49
Castilla-La Mancha	6,65	6,80	2,35	6,57
Castilla-León	6,68	6,52	-2,30	6,51
Cataluña	6,85	6,53	-4,69	6,46
Comunidad Valenciana	7,08	6,60	-6,77	6,70
Extremadura	6,91	6,82	-1,33	6,54
Galicia	6,37	5,94	-6,78	5,89
Madrid	6,61	6,12	-7,42	6,26
Murcia	6,49	6,22	-4,25	6,20
Navarra	7,52	7,11	-5,41	7,26
País Vasco	6,67	6,71	0,52	6,77
Rioja	6,56	6,65	1,36	6,57
Promedio	6,81	6,61	-2,90	6,56

Fuente: Elaboración propia.

4.4. Análisis conjunto de productividad y satisfacción

Conocidos los cambios en la productividad y en la satisfacción, cabe preguntarse sobre si hay algún grado de relación y cuál es el sentido de ésta, siguiendo la propuesta de Adang y Borm (2007). A nivel promedio de todas las CCAA se da un avance de la productividad, lo que unido a la caída de la satisfacción avalaría el *trade-off* entre ambos aspectos. Sin embargo, un análisis individual mediante el uso de coeficientes de correlación entre ambas variaciones para cada Comunidad Autónoma descarta cualquier tipo de asociación. Así el valor del coeficiente de Pearson es de 0,252 (*p*-valor: 0,330) y el coeficiente de Spearman de 0,309 (*p*-valor: 0,228), con lo cual ninguna de las dos correlaciones es significativa con sigmas bilaterales superiores a 0,1.

También se puede plantear la correlación entre cambios en productividad y cambios en las valoraciones de las respuestas sobre aspectos específicos de atención hospitalaria (cuadro 6) y de atención especializada (cuadro 7), de modo similar al planteamiento por áreas de Laine *et al.* (2005). Como puede comprobarse con los *p*-

valores ninguna de las correlaciones es significativa al nivel de 0,1, a excepción de la que se establece con «Equipamiento y medios tecnológicos existentes en los centros» en atención especializada.

Cuadro 6. Coeficiente de correlación entre cambios en productividad y cambios en respuestas sobre atención hospitalaria

<i>Aspecto valorado</i>	<i>Coef. Spearman</i>	<i>p-valor</i>
Número de personas que comparten habitación	0,105	0,687
Hostelería	0,301	0,240
Trámites administrativos para el ingreso	-0,216	0,406
Tiempo de demora para el ingreso no urgente	0,162	0,535
Cuidados y atención por parte del personal médico	0,167	0,523
Cuidados y atención por parte del personal de enfermería	0,341	0,181
Trato recibido del personal no sanitario	0,292	0,256
Equipamiento y medios tecnológicos existentes en los hospitales	0,297	0,248
Información recibida sobre la evolución del problema de salud	0,350	0,168

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 7. Coeficiente de correlación entre cambios en productividad y cambios en respuestas sobre atención especializada

<i>Aspecto valorado</i>	<i>Coef. Spearman</i>	<i>p-valor</i>
Facilidad para conseguir cita	0,066	0,801
Tiempo dedicado por el médico a cada usuario	0,233	0,368
Número de especialidades a las que tiene acceso	0,169	0,516
Tiempo de espera hasta entrar en consulta	0,044	0,866
Conocimiento del historial y seguimiento de problemas de salud del usuario	0,301	0,240
Confianza y seguridad en el tratamiento recibido	0,230	0,374
Equipamiento y medios tecnológicos existentes en los centros	0,478	0,052
Trato recibido por el personal sanitario	0,103	0,694
Información recibida sobre su problema de salud	-0,120	0,646

Fuente: Elaboración propia.

En la misma línea, podría tratarse la relación entre niveles de eficiencia y de satisfacción en un año dado, observando si hay un patrón común de comportamiento. En el cuadro 8 se reflejan las correlaciones entre ambas variables año a año y en promedio. De nuevo, no se detecta ningún *trade-off* eficiencia-satisfacción, dado que

Investigaciones Regionales, 27 (2013) – Páginas 7 a 32

no hay correlación significativa a excepción del año 2003, que además refleja una correlación directa.

Cuadro 8. Coeficientes de correlación niveles eficiencia-satisfacción

	1999	2000	2002	2003	2004	Promedio
<i>Correlaciones de Pearson</i>						
Eficiencia-Satisfacción	0,087	0,055	0,259	0,500*	0,295	0,254
<i>p-valor</i>	0,740	0,833	0,315	0,041	0,251	0,326
<i>Correlaciones de Spearman</i>						
Eficiencia-Satisfacción	0,169	0,103	0,292	0,542*	0,297	0,233
<i>p-valor</i>	0,516	0,694	0,256	0,025	0,248	0,368

* Correlación significativa al nivel de 0,05 (bilateral).

Fuente: Elaboración propia.

En el cuadro 9, se refleja el comportamiento de cada Comunidad Autónoma tanto respecto a cambios de productividad y de satisfacción, como en niveles de eficiencia y satisfacción, en el periodo 1999-2004. Se trata de un resumen de lo expuesto en el apartado empírico que facilita un análisis más detallado de las relaciones entre esas variables. Se añaden dos columnas de características de contexto que complementan de modo cualitativo el análisis. Concretamente, el año en que se reciben las transferencias sanitarias por parte de cada Comunidad Autónoma y la dimensión de su sistema sanitario aproximada con el porcentaje de población protegida respecto al total del Estado.

El cuadro 9 muestra un comportamiento heterogéneo de las CCAA, abundando en la dificultad de generalizar apuntada con anterioridad con los diferentes análisis de correlación.

En cuanto a las variaciones, se observa que en ningún caso un descenso de productividad va acompañado de un aumento de satisfacción, lo que descartaría el *trade-off* en ese sentido. Sin embargo, sí se muestra *trade-off* en el sentido contrario, con la Comunidad Valenciana y Murcia que aumentan la productividad y al mismo tiempo les disminuye su indicador de satisfacción. En el caso de siete CCAA se observa una relación directa entre ambas variaciones, dos con aumento de ambos aspectos, Castilla-La Mancha y Asturias, y las otras cinco, que se corresponden con las últimas filas de la tabla, lo hacen en sentido negativo. Otras siete CCAA no muestran cambio en uno de los aspectos y sí en el otro, lo que denotaría independencia en la relación. Y finalmente La Rioja se mantiene sin variación.

Respecto a los niveles de eficiencia y de satisfacción, cabe destacar que todas las CCAA con altos niveles de eficiencia logran como mínimo un nivel medio de satisfacción. Este hecho avalaría la complementariedad. Los referentes que combinan niveles altos de eficiencia y de satisfacción son la Comunidad Valenciana, el País Vasco y Navarra. Sin embargo hay CCAA con bajos niveles de eficiencia y altos niveles de satisfacción, que señalarían en la dirección del *trade-off*, casos de Aragón

Cuadro 9. Resumen de comportamiento productivo, satisfacción y de características de contexto de las CCAA para el periodo 1999-2004

	<i>Variación Malmquist</i> ^a	<i>Variación Satisfacción</i> ^b	<i>Nivel Eficiencia</i> ^c	<i>Nivel Satisfacción</i> ^c	<i>Año Transferencias</i>	<i>Dimensión</i>
Castilla-La Mancha	Aumento	Aumento	Medio	Medio	2002	4,28
Asturias	Aumento	Aumento	Bajo	Alto	2002	2,53
Baleares	Aumento	Igual	Bajo	Medio	2002	2,24
Extremadura	Aumento	Igual	Bajo	Medio	2002	2,45
Com. Valenciana	Aumento	Descenso	Alto	Alto	1988	10,63
Murcia	Aumento	Descenso	Bajo	Bajo	2002	2,96
Rioja	Igual	Igual	Bajo	Medio	2002	0,68
Navarra	Igual	Descenso	Alto	Alto	1991	1,39
Cataluña	Igual	Descenso	Alto	Medio	1981	16,19
Madrid	Igual	Descenso	Medio	Bajo	2002	13,13
País Vasco	Descenso	Igual	Alto	Alto	1988	5,04
Andalucía	Descenso	Igual	Alto	Medio	1984	17,58
Cantabria	Descenso	Descenso	Alto	Medio	2002	1,3
Castilla-León	Descenso	Descenso	Alto	Medio	2002	5,67
Aragón	Descenso	Descenso	Bajo	Alto	2002	2,68
Galicia	Descenso	Descenso	Bajo	Bajo	1991	6,34
Canarias	Descenso	Descenso	Bajo	Bajo	1994	4,45

^a Se determina en función de si es significativo en el Cuadro 2.

^b Se determinan aumentos/descensos si las variaciones son mayores/menores a +2%/–2%, en el resto de situaciones se supone que no hay variación.

^c Los niveles, se consideran altos/bajos si son superiores/inferiores en más de un 2% al promedio de todas las CCAA, en caso contrario se considera un valor medio.

Fuente: Elaboración propia.

y de Asturias. En el lado de las CCAA con peor comportamiento destacan Galicia y Canarias con niveles bajos en ambas cuestiones.

El proceso de transferencias permite realizar un análisis distinguiendo entre las CCAA con competencias anteriores a 2002 (siete CCAA) y aquellas que reciben la posibilidad de gestionar su sistema sanitario en 2002 (diez CCAA). En mejoras de productividad predominan las CCAA con competencias recientes en materia sanitaria, cinco de las seis. Sin embargo, tampoco permite esto derivar conclusiones claras, dado que tres CCAA con transferencias en 2002, empeoran tanto en productividad como en satisfacción (Cantabria, Castilla y León y Aragón). Destacar que cuatro de las CCAA con competencias anteriores a 2002 empeoran en productividad.

Respecto a los niveles se detecta que las tres CCAA con mayores niveles de eficiencia y de satisfacción recibieron las transferencias con anterioridad a 2002. Pero

esto no es garantía de avances, dado que las dos peores también forman parte de este grupo. En todo caso, este resultado señalaría que si se aprovechan bien las competencias es posible complementar ambos aspectos.

Un último criterio para distinguir las CCAA lo constituye la dimensión de su sistema sanitario. No parece que la escala tenga relevancia a la hora de diferenciar resultados entre CCAA, ni en términos de variaciones ni de niveles. Así, es posible alcanzar niveles de eficiencia y calidad altos con una dimensión pequeña, caso de Navarra, y también es posible con una dimensión grande, caso de la Comunidad Valenciana. La dimensión no parece una característica negativa en términos de eficiencia, dado que los cuatro sistemas más grandes (Andalucía, Cataluña, Comunidad Valenciana y Madrid), cuentan con niveles de eficiencia medios y altos, aunque con disparidad en términos de satisfacción.

4.5. Modelo de producción con el indicador de satisfacción

La inexistencia de correlación clara entre productividad y eficiencia con respecto al indicador de satisfacción, abre la posibilidad de especificar un modelo de proceso productivo más completo. Siguiendo el fundamento teórico expuesto por Kotzian (2009), y trabajos como el de Navarro-Espigares y Hernández (2011), se procede a introducir el indicador de satisfacción (Preg) como *output* (Modelo II).

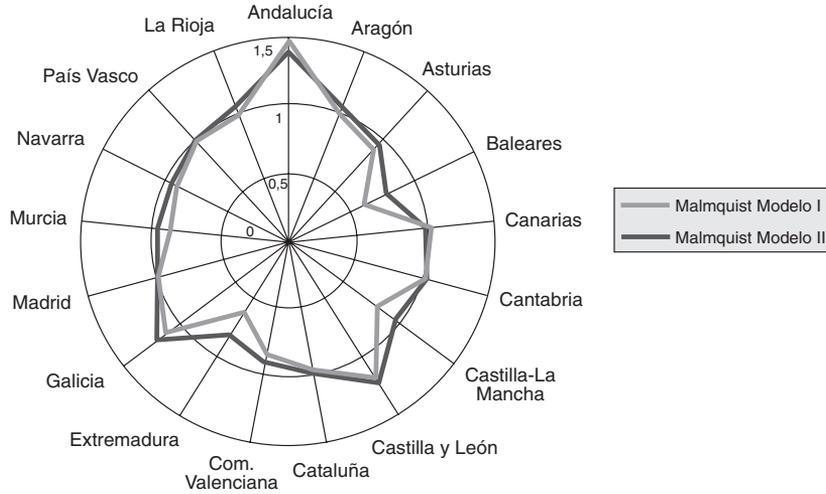
La aplicación del índice de Malmquist, con la nueva especificación, da lugar a una ligera pérdida de productividad promedio del conjunto, con un índice de 1,012, y con valores promedio de 1,017 para CE y de 0,997 para CT. Este resultado es lógico respecto al modelo inicial sin satisfacción (Modelo I), atendiendo a la pérdida en el indicador de satisfacción que se da en el periodo.

Se observa que mayoritariamente las CCAA sufren ligeros cambios, con tendencia a un menor avance o un mayor descenso de la productividad al comparar los modelos (figura 3). Sólo destacan Baleares y Extremadura que tienen menos ganancias de productividad, aunque siguen mostrando un mejor comportamiento, y como excepción a la norma general, en este caso de menor descenso, se encuentra Andalucía, aunque sigue mostrando la mayor pérdida de productividad del conjunto. Con todo, la correlación entre los índices de Malmquist del «Modelo I» respecto al «Modelo II» es elevada. El coeficiente de Pearson es de 96,4% y el coeficiente de Spearman alcanza el valor de 94,4% para un nivel de significatividad bilateral del 1%. Lo que señala un escaso efecto en la ordenación de las CCAA en función de la evolución de la productividad.

Si se consideran los niveles de eficiencia estimados con el Modelo II. Los resultados muestran un nivel de eficiencia promedio mayor tanto CCR como *bootstrap* respecto a los niveles del Modelo I¹³. Concretamente, el promedio de índices *boots-*

¹³ Las CCAA cuentan con un *output* más, por lo que la metodología DEA tiene un grado de libertad menos en su operativa lo que facilita ese aumento.

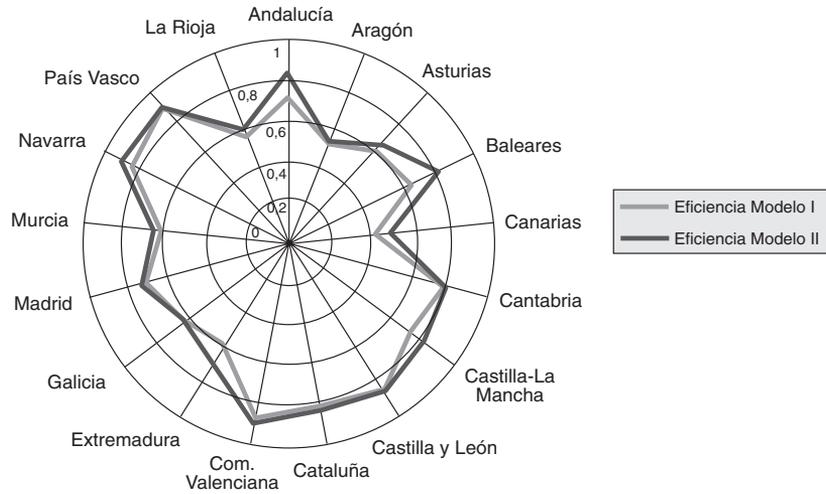
Figura 3. Comparación productividad entre modelos en las CCAA para el periodo 1999-2004



Fuente: Elaboración propia.

trap es de 0,739 frente al 0,694 del Modelo I. Por CCAA, los resultados apuntan en similar dirección, observándose una tendencia a una cierta mejora, más significativa para las CCAA de Andalucía, Baleares y Extremadura con promedios superiores en un 10% respecto a los obtenidos con el Modelo I (figura 4).

Figura 4. Comparación eficiencia entre modelos en las CCAA para el periodo 1999-2004



Fuente: Elaboración propia.

Los coeficientes de correlación de Pearson y Spearman señalan una elevada correlación entre modelos comparados para todos los años y en promedio (cuadro 10). Con estos valores se comprueba la robustez de los resultados, pudiendo enfatizar que la inclusión de una nueva variable no altera significativamente la clasificación alcanzada, lo que implica que los resultados obtenidos para el modelo original son consistentes.

Cuadro 10. Correlaciones eficiencias entre modelos

<i>Eficiencias</i>	1999	2000	2002	2003	2004	<i>Promedio</i>
<i>Correlaciones de Pearson</i>						
Modelo I y II	0,904	0,928	0,931	0,907	0,971	0,943
<i>Correlaciones de Spearman</i>						
Modelo I y II	0,880	0,909	0,909	0,860	0,936	0,941

Correlaciones significativas al nivel de 0,01 (*p*-valor 0,00).

Fuente: Elaboración propia.

5. Conclusiones

El análisis de la evolución de la productividad de los SRS de las CCAA revela que se ha dado un comportamiento dispar, que también se observa si se comparan los niveles de eficiencia logrados, únicamente el componente tecnológico parece tener un avance más homogéneo. Esto debe llevar a la reflexión de si esta falta de homogeneidad es transitoria, o denota un cambio estructural debido a la progresiva implantación de modelos de gestión descentralizada motivado por el proceso de transferencias. La importancia en los resultados de un sistema sanitario del componente tecnológico y de los mecanismos de gestión, también es señalada en los trabajos de Färe *et al.* (1997), Ng (2008), Ozcan y Luke (2011) y Gao *et al.* (2011).

En cuanto a la evolución de los indicadores de producción, productividad y eficiencia, y su relación con el indicador de satisfacción, se observa un aparente *trade-off* a nivel agregado, que no es posible constatar cuando se utiliza la información individualizada de cada Comunidad Autónoma. De hecho, no se ha podido encontrar ningún patrón común de comportamiento. Este resultado, teniendo en cuenta las especificidades del trabajo que lo diferencian de otros, no resulta extraño en la literatura que trata esta relación, como en Adang y Borm (2007).

En todo caso, cabe destacar que es posible el logro de niveles altos de eficiencia y satisfacción de modo simultáneo. Tres CCAA lo logran, posiblemente aprovechando el proceso de descentralización. Esto señalaría que las CCAA con peores resultados cuentan con referencias *benchmark*, que demuestran que los avances en productividad son compatibles con avances en la satisfacción percibida por los ciudadanos, lo que señala como posible una correlación directa. La opción de mejora en ambos aspectos es algo que se plantea también en la mayoría de trabajos revisados que estudian esta relación, caso de Laine (2005), Gao *et al.* (2011), Nuti (2011) o el trabajo de

Navarro-Espigares y Hernández (2011). Una cuestión que queda abierta es si llegado a ciertos niveles altos de productividad y satisfacción es posible lograr más avances sin que se dé el *trade-off*.

La alternativa de incorporar la satisfacción como un *output* en la modelización del proceso productivo, junto a los *outputs* estrictamente técnicos, responde a la demanda creciente de los ciudadanos sobre este aspecto de la calidad en la atención recibida. En este trabajo, su aplicación no ha dado lugar a grandes variaciones en los resultados de productividad, si bien provoca un aumento generalizado de la eficiencia.

Un análisis de los mecanismos económicos que hay detrás de los resultados complementaría el estudio. Como primera aproximación se podría emplear el gasto per cápita en salud, partiendo de las aportaciones de trabajos previos con este enfoque como Blendon *et al.* (1990), Mossialos (1997) y Nuti *et al.* (2011). En este sentido, para el caso español el trabajo de Cantarero (2002) constituye una referencia para acometer esta labor, dado que examina la financiación de la asistencia sanitaria en las regiones españolas en torno a los cambios producidos en 2001.

Por último señalar, que con este trabajo de investigación se propone un enfoque más amplio sobre el sector público sanitario en los estudios de economía regional. No exento de complejidad y limitaciones por el carácter de los *outputs*, el tamaño de la muestra, el modo de abordar y estudiar la eficiencia de los sistemas sanitarios y las características de los indicadores de opinión de los ciudadanos. Cuestiones, todas ellas, comunes a la literatura al respecto y puestas de manifiesto de forma explícita por autores como Adang y Borm (2007) o Nuti *et al.* (2011). Queda abierta para futuros estudios la relación de los resultados con el resto de fases del proceso de producción de salud, incluyendo la interacción con la atención primaria.

6. Referencias

- Adang, E. M., y Borm, G. F. (2007): «Is there an association between economic performance and public satisfaction in health care?», *The European Journal of Health Economics*, 8 (3), 279-285.
- Afonso, A., y St. Aubyn, M. (2011): «Assessing health efficiency across countries with a two-step and bootstrap analysis», *Applied Economics Letters*, 18 (15), 1427-1430.
- Banker, R. D.; Charnes, A., y Cooper, W. W. (1984): «Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in DEA», *Management Science*, 30 (9), 1078-1092.
- Bessent, A., y Bessent, W. (1980): «Determining the comparative efficiency of schools through data envelopment analysis», *Educational Administration Quarterly*, 16 (2), 57-75.
- Blendon, R. J.; Leitman, R.; Morrison, I., y Donelan, K. (1990): «Satisfaction with health systems in ten nations», *Health Affairs*, 9,185-192.
- Blendon, R. J.; Schoen, C.; DesRoches, C.; Osborn, R., y Zapert, K. (2003): «Common Concerns Amid Diverse Systems: Health Care Experiences In Five Countries», *Health Affairs*, 22,106-121.
- Cabasés, J. M.; Martín, J. J., y López del Amo, M. P. (2003): «La eficiencia de las organizaciones hospitalarias», *Papeles de Economía Española*, 35, 195-225.
- Cantarero, D. (2002): «Sanidad, Financiación Autonómica y Transferencias», *Investigaciones Regionales*, 1, 59-81.

- Caves, D. W.; Christensen, L. R., y Diewert, W. E. (1982): «The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output and Productivity», *Econometrica*, 50 (6), 1393-1414.
- Charnes, A.; Cooper, W. W., y Rhodes, E. (1978): «Measuring the efficiency of decision making units», *European Journal of Operational Research*, 2 (3), 429-444.
- Chowdhury, H.; Wodchis, W., y Laporte A. (2011): «Efficiency and technological change in health care services in Ontario: An application of Malmquist Productivity Index with bootstrapping», *International Journal of Productivity and Performance Management*, 60 (7), 721-745.
- Coelli, T. J.; Rao, D. S. P.; O'Donnell, C. J., y Battese, G. (2005): *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, New York: Springer.
- Färe, R.; Grosskopf, S.; Lindgren, B., y Poullier, J. P. (1997): «Productivity Growth in Health-Care Delivery», *Medical Care*, 35 (4), 354-366.
- Färe, R.; Grosskopf, S.; Lindgren, B., y Roos, P. (1989): «Productivity Developments in Swedish Hospitals: A Malmquist Output Index Approach», Discussion paper series 89-3, USA: Southern Illinois University.
- Färe, R.; Grosskopf, S.; Norris, M., y Zhang, Z. (1994): «Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Changes in Industrialised Countries», *American Economic Review*, 84 (1), 66-83.
- Farrell, M. J. (1957): «The Measurement of Technical Efficiency», *Journal of the Royal Statistical Society*, 120 (3), 253-281.
- Gao, J.; Moran, E.; Almenoff, P. L.; Render, M. L.; Campbell, J., y Jha, A. K. (2011): «Variations In Efficiency And The Relationship To Quality Of Care In The Veterans Health System», *Health Affairs*, 30 (4), 655-663.
- Golany, B., y Roll, Y. (1989): «An application procedure for DEA», *Omega International Journal of Management Science*, 17 (3), 237-250.
- Hollingsworth, B. (2003): «Non-parametric and parametric applications measuring efficiency in health care», *Health Care Management Science*, 6 (4), 203-218.
- (2008): «The measurement of efficiency and productivity of health care delivery», *Health Economics*, 17 (10), 1107-1128.
- Hopkins, A. (1990): *Measuring the Quality of Medical Care*, London: Royal College of Physicians.
- Instituto de Estudios Fiscales (2007): *Informe para el análisis de gasto público*, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- Instituto de Información Sanitaria (2009): *Barómetro Sanitario (1995-2008)*, Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo.
- Jacobs, R; Smith, P. C., y Street, A. (2006): *Measuring Efficiency in Health Care. Analytic Techniques and Health Policy*, 1.ª ed., Cambridge: Cambridge University Press.
- Kotzian, P. (2009): «Determinants of Satisfaction with Health Care System», *The Open Political Science Journal*, 2, 47-58.
- Laine, J.; Finne-Soveri, U. H.; Björkgren, M.; Linna, M.; Noro, A., y Häkkinen, U. (2005): «The association between quality of care and technical efficiency in long term care», *International Journal Quality Health Care*, 17 (3), 259-267.
- Martín, J. J., y López del Amo, M. P. (2007): «La medida de la eficiencia en las organizaciones hospitalarias», *Presupuesto y Gasto Público*, 49, 139-161.
- Mossialos, E. (1997): «Citizens' views on health care systems in the 15 member states of the European Union», *Health Economics*, 6, 109-116.
- Navarro-Espigares, J. L., y Hernández, E. (2011): «Efficiency and quality in health services: a crucial link», *The Service Industries Journal*, 31 (3), 385-403.
- Ng, Y. C. (2008): «The Productive Efficiency of the Health Care Sector of China», *The Review of Regional Studies*, 38 (3), 381-393.

- Nghiem, S., y Coelli, T. (2011): «Sources of Productivity Growth in Health Services: A Case Study of Queensland Public Hospitals», *Economic Analysis & Policy*, 41 (1), 37-48.
- Nuti, S.; Daraio, C.; Speroni, C., y Vainieri, M. (2011): «Relationships between technical efficiency and the quality and costs of health care in Italy», *International Journal for Quality in Health Care*, 32 (3), 324-330.
- O'Neill, L.; Rauner, M.; Heidenberger, K., y Kraus, M. (2008): «A cross-national comparison and taxonomy of DEA-based hospital efficiency studies», *Socio-Economic Planning Sciences*, 42 (3), 158-189.
- Ozcan, Y. A., y Luke, R. D. (2011): «Healthcare Delivery Restructuring and Productivity Change: Assessing the Veterans Integrated Service Networks (VISNs) using Malmquist Approach», *Medical Care Research and Review*, 68 (1S), 20S-35S.
- Prior, D. (2006): «Efficiency and total quality management in health care organizations: A dynamic frontier approach», *Ann Operational Research*, 145, 281-299.
- Puig-Junoy, J. (1998), «Health Production Performance in the OECD», *Applied Economics Letters*, 5 (4), 255-259.
- Puig-Junoy, J., y Dalmau, E. (2000): *¿Qué sabemos acerca de la eficiencia de las organizaciones sanitarias en España?*, XX Jornadas de Economía de la Salud (AES), 151-197.
- Ray, S. C., y Desli, E. (1997): «Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Changes in Industrialised Countries: Comment», *American Economic Review*, 87 (5), 1033-1039.
- Shephard, R. W. (1953): *Cost and Production Functions*, Princeton: Princeton University Press.
- Simar, L., y Wilson, P. (1998): «Sensitivity Analysis of Efficiency Scores: How to Bootstrap in Nonparametric Frontier Models», *Management Science*, 44, 49-61.
- (1999): «Estimating and Bootstrapping Malmquist Indices», *European Journal of Operation Research*, 115, 459-471.
- (2000a) «Statistical Inference in Nonparametric Frontier Models: the State of the Art», *Journal of Productivity Analysis*, 13, 49-78.
- (2000b) «A General Methodology for Bootstrapping in Nonparametric Frontier Models», *Journal of Applied Statistics*, 27, 779-802.
- Sitzia, J., y Wood, N. (1997): «Patient satisfaction: A review of issues and concepts», *Social Science and Medical*, 45 (12), 1829-1843.
- Smith, P. C. (2010): «Measuring and improving health-system productivity», *The Lancet*, 376, 1198-1200.
- Wilson, P. W. (2008): «FEAR 1.0: A Software Package for Frontier Efficiency Analysis with R», *Socio-Economic Planning Sciences*, 42, 247-254.
- Worthington, A. C. (2004): «Frontier Efficiency Measurement in Health Care: A Review of Empirical Techniques and Selected Applications», *Medical Care Research and Review*, 61 (2), 135-170.

The role of federal transfers in regional convergence in human development indicators in Argentina *

Marcelo Capello^{A,C}, Alberto Figueras^A, Sebastián Freille^{A,B}, Pedro Moncarz^A

ABSTRACT: We analyse regional convergence between Argentine provinces in well-being indicators for the period 1970-2001. More specifically, we examine the role of regional public policy in reducing the development gap between the provinces. We find strong evidence of conditional convergence in well-being indicators. However, we find no evidence that redistributive transfers from the federal government to the provinces have had a positive effect on convergence in these indicators. In fact, we find that for some schooling, health and housing measures, the effect of federal transfers on improvement rates might have been contrary to what was expected.

Classification JEL: H77; O15.

Keywords: Regional convergence; Human development; Fiscal transfers; Argentina.

Efectos de las transferencias federales sobre la convergencia regional en indicadores de desarrollo humano en Argentina

RESUMEN: Se analiza la convergencia regional entre las provincias argentinas en indicadores de bienestar para el periodo 1970-2001. En particular, se estudia el rol de la política pública regional en la reducción de la brecha de desarrollo entre provincias. Los resultados muestran una fuerte evidencia de convergencia condicional en indicadores de bienestar. Sin embargo, no se encuentra evidencia que las transferencias redistributivas desde el gobierno federal hacia las provincias hayan

* We would like to thank the participants of the 43 Jornadas Internacionales de Finanzas Publicas (Argentina), the 22 Seminario Regional de Política Fiscal (Chile), 46 Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (Argentina), and X Arnoldshain Seminar (Germany). The authors acknowledge financial support from the Ministerio de Ciencia y Tecnología de la Provincia de Córdoba (PID Grant 46/2008) and from the Agencia Nacional de Promoción Científica y Tecnológica (FONCyT Grant PICT 2007-805). Sebastián Freille gratefully acknowledges financial support from CONICET through a Postdoctoral Grant. Corresponding author: Pedro E. Moncarz (pedro.moncarz@gmail.com).

^A Universidad Nacional de Córdoba.

^B Universidad Católica de Córdoba.

^C IERAL de Fundación Mediterránea.

Recibido: 10 de septiembre de 2012 / Aceptado: 30 de mayo de 2013.

tenido un efecto positivo sobre la convergencia de estos indicadores. Más aun, se obtiene que para algunos indicadores de educación, salud y vivienda, el efecto de las transferencias federales podría haber sido el opuesto al que se esperaría.

Clasificación JEL: H77; O15.

Palabras clave: Convergencia regional; desarrollo humano; transferencias fiscales; Argentina.

1. Background and motivation

One of the central goals of a federal form of government is to help ease the regional disparities in social and economic outcomes between the sub-national jurisdictions. To this end, most federal countries have specific financial arrangements between the different tiers of government aimed at ensuring homogeneous levels of public goods provision across the different jurisdictions. In most cases, these arrangements involve some form of tax-sharing and intergovernmental transfers according to different criteria but usually there are both devolutive and redistributive considerations¹. An important question is whether these intergovernmental financial arrangements are in fact bridging the development gap between rich and poor regions. In this paper we examine the impact of decentralized public policy on regional development by focusing on its effect on a set of well-being indicators rather than on economic performance measures.

Our contribution is twofold: firstly, unlike previous studies for Argentina, we analyse regional convergence in measures of well-being and human development rather than focusing on economic performance; and secondly, we analyse the effect of decentralized fiscal policy on regional convergence (or the lack thereof) across regions in well-being indicators.

¹ Most federal countries have designed specific schemes for articulating financial linkages between the different levels of government in multi-tiered systems. In Brazil, both regional states and municipalities receive transfers from the federal government. In Australia, federal transfers are critical to state budgets representing as much as 50% of total revenues. The largest transfer is that corresponding to the proceeds of the goods and services tax (GST) followed by other specific transfers. Similarly, the unconditional Equalization Transfer in Canada accounts for more than 80% of total federal transfers to the provinces. In Argentina, by and large intergovernmental fiscal relations are channelled through the *Régimen de Coparticipación Impositiva* which introduces criteria for vertical—primary—and horizontal—secondary—distribution of funds. Not only federal countries have inter-governmental financial arrangements in place. Non-federal, fiscally decentralised countries have often similar arrangements between the central government and the territorial or local units. This is the case of Colombia a politically-unitary country whose territorial divisions—*departamentos and municipios*—receive earmarked transfers from the national government to finance decentralized spending. Another country where the role of transfers from the central government has become increasingly important is China, particularly after the introduction of the Tax-Sharing System (TSS) reform in 1994 which was aimed at improving the efficiency of sub-national spending and reducing horizontal inequalities. Other unitary countries like Portugal and Chile have also increased their degree of fiscal decentralization in recent years.

While this topic has often attracted the attention of scholars, it has only in recent years become more actively researched due to several reasons. Firstly, the fact that several countries have moved towards more fiscally decentralized schemes in the last 30 years has prompted scholars to analyse this topic in more detail. Additionally, the growing importance of regions as clusters of economic activity has also highlighted the relevance of inter-governmental financial relations. Finally, although only a small number of countries are *de-iure* federations, they use up around half of the earth's surface area and their citizens make up more than 40% of the world's population². Furthermore, a large part of the literature is focused on studying the economic and political determinants of federal transfers while the strand that focuses on the economic and social effects of transfers has been given less attention. Our paper contributes to this latter literature by means of investigating the role of federal transfers in regional convergence across a wide range of social and well-being indicators.

The paper is organized as follows. The next section surveys some related literature. Section 3 provides a brief background of the system of inter-governmental financial arrangements in Argentina. Section 4 describes some of the theoretical insights that motivate the choice of our approach. In section 5 we describe the methodology, data and analyse the distributional dynamics of the selected indicators. Section 6 lays out the econometric specification and proceeds to estimation of the baseline models. Section 7 concludes.

2. Related literature

The relationship between federal transfers and economic convergence –convergence in GDP- has been profusely studied in the empirical literature. Coulombe and Lee (1995, 1998) and Kaufman *et al.* (2003) find a positive effect of transfers on convergence for Canadian provinces while Rodriguez (2006) finds no significant effect. The evidence is not conclusive for the Australian case either. While Ramakrishnan and Cerisola (2004) conclude that there is no significant impact of transfers on convergence in economic outcomes during the 90's decade, Rangarajan and Srivastava (2004) find that transfers are associated with regional economic convergence. In a recent study, Martínez-Vazquez and Timofeev (2010) find a negative effect of federal transfers on regional economic convergence in the Russian Federation. Similarly, Bagchi (2003) finds that regional disparities have increased in India during the last 50 years despite the persistence of federal transfers to the regions. Some recent studies (Maciel *et al.*, 2008; de Oliveira, 2008) suggest that transfers to states and municipalities have had a positive effect on the process of regional convergence in Brazil³. Other studies

² This recent interest on the effect of inter-governmental transfers has also been fuelled by the experiences of some of the most heavily populated countries which, are either federal by law (India and the Russian Federation) or share some trademark federalist traits.

³ It should be noted, however, that while convergence across Brazilian regions seems to have taken place at different sub periods in recent decades, there is no evidence of long-term trend towards regional convergence.

have examined the role of transfers on regional convergence in quasi-federal countries —i.e. similar to *de-facto* federations—. Recent contributions include work on China by Shuanyou and Hongxia (2003), Heng (2008), and Candelaria *et al.* (2009) which find that inter-governmental transfers have not been beneficial towards easing regional inequalities in recent decades. Ferreira Dias and Silva (2004) finds no significant association between central transfers and regional convergence for Portugal.

There are several empirical studies on regional economic convergence in Argentina [Elías (1995); Elías and Fuentes (1998); Willington (1998); Utrera and Koroch (1998; 2000); Garrido *et al.* (2002); Marina (2001); Ramón-Berjano (2002); Figueras *et al.* (2003); and Figueras *et al.* (2004)]. By and large, these studies reject the hypothesis of absolute convergence across Argentine provinces while they find some support for the conditional convergence hypothesis —i.e. the evidence suggests Argentine provinces tend to converge to their own stationary state—. In other words, once one accounts for control variables that reflect differences between the regions other than the level of the variable of interest in the convergence equation —this variable is the literacy rate in Utrera and Koroch (2000) but often the investment-to-GDP ratio and the population growth rate are also used—, the coefficient for the GDP variable becomes significant⁴. Somewhat surprisingly, none of these studies test the convergence hypotheses in relation with well-being standards which may be related not only with economic strength but also with the amount of federal transfers that the regions receive.

This is all the more relevant since, in recent years, a growing number of studies have focused on convergence in well-being standards in various countries [Easterly (1999); Easterlin (2000); Kenny (2005); Branisa and Cardozo (2009) and Royuela and García (2010)]⁵. We follow this line of work in this paper and add to this growing literature by presenting the Argentine case. Our main goal is to evaluate the extent to which public policy from the central government has contributed to alleviating regional disparities in well-being standards in Argentina. We are only aware of one previous study that analyses convergence in such terms. Porto (1994) finds evidence of absolute convergence in well-being indicators but no evidence of absolute convergence in income. Interestingly, the author finds a positive effect of redistribute fiscal policy on convergence in well-being measures.

⁴ Other papers analyse convergence by different economic activities (Figueras *et al.*, 2003 and Figueras *et al.*, 2004) and also the extent to whether σ -convergence has taken place (Russo and Ceña Delgado, 2000).

⁵ It is often argued that the correlation between income measures and development measures is hardly straightforward and linear. Furthermore, some authors observe that while convergence in income has often proved difficult to achieve between developed and developing countries, the gaps in human development and well-being indicators have been gradually decreasing.

3. Tax-sharing and inter-governmental federal transfers in Argentina

Argentina is politically organized as a federal country with three tiers of government: a central government (the federal level), 23 mid-level governments (the provincial level) and 2259 local governments (the local level). Although technically a local government, the Ciudad Autónoma de Buenos Aires is often considered as another mid-level jurisdiction due to its fiscal and political autonomy and to the fact that it has political representation in the national Congress.

Inter-governmental financial relations in Argentina are articulated through a tax-coordination scheme known as *Régimen de Coparticipación Impositiva*. Given that tax collection is highly centralized, while public expenditure is more evenly distributed between the three levels of government, this scheme introduces a mechanism of compensating the provinces and municipalities for the delegation of tax collection on the national level. In other words, this mechanism seeks to alleviate (at least partially) the vertical fiscal imbalance arising due to the mismatch between expenditure and revenue for the different levels of government. The principles governing the distribution of the Co-participation fund are outlined in the National Constitution, and reflect both devolutive —according to the distribution of public services between the different levels— and redistributive —attending to differences in economic standards and development between the different sub-national units— criteria⁶. Table 1 shows the evolution of the spending and revenue shares of the two levels of government for four years covering our period of analysis. It can be seen that despite significant fluctuations in the federal and provincial shares, the vertical imbalance has been a persistent feature within the federal architecture. An example of these imbalances is the increasing share of federal transfers into provincial current revenues, which in the 30 years period covered by our analysis increased by 12%, achieving more than 60% of total current revenues. This figures have increased even further in recent times.

In practice, there are several channels through which this tax-sharing system introduces biases and distortions that conspire against the goals of narrowing both the vertical and horizontal fiscal gaps. Firstly, there are several important taxes which are not part of the tax-sharing scheme —most importantly export and import tariffs and labour taxes—; many others which are subject to significant deductions before adding

⁶ The specific criteria and transfer shares are defined in the *Ley Nacional 23548* which establishes two stages for the distribution of the Co-participation fund. The first stage, known as the primary distribution, specifies transfer shares for the Federal level (42.34%) and the Provincial level including the local level (56.66%). The remainder (1%) goes to the Federal level as part of a fund to meet extraordinary circumstances in the sub-national units. The second stage is known as the secondary distribution and specifies the share of each province within the amount allocated to the Provincial level. The coefficients for each province in the secondary distribution do not follow strictly criteria based on population or transferred competences but also incorporate a significant redistributive criterion. This means that rich and populated provinces like Buenos Aires, Cordoba, and Mendoza have coefficients smaller than their shares in the country population.

up to the Co-participation fund; and a few others which have a specific assignment. Secondly, there are strong underlying incentives to preserve the *status quo* concerning the redesign of the tax-sharing system attending to the past and present shortcomings of the system to overcome regional inequalities. These incentives are closely linked with the way political power is organized and distributed in federal Argentina. Finally, in the last 30 years, several public services have been decentralized to the provinces while the criteria and coefficients specified in the legal documents have not been modified to reflect the new situation. Moreover, some important new taxes have been introduced although the proceeds of its collection do not go into the resource pool⁷.

Due to these provisions, the working of the tax-sharing system in Argentina is far from being a standardized and streamlined process. In fact, it is useful to understand the tax-sharing system and particularly the «devolution» of taxes to provincial governments as involving two types of transfers from the national government: auto-

Table 1. Spending and revenue by level of government

Public expenditure (% GDP)				
	<i>Total</i>	<i>Federal</i>	<i>Provinces</i>	<i>Provinces/Total</i>
1970	23.75	15.76	7.99	33.64
1980	31.38	22.13	9.25	29.48
1990	27.96	19.12	8.84	31.62
2000	34.83	23.91	10.92	31.35
Public revenues (% GDP)				
	<i>Total</i>	<i>Federal</i>	<i>Provinces</i>	<i>Provinces/Total</i>
1970	21.93	17.50	4.43	20.20
1980	22.44	17.14	5.30	23.62
1990	18.24	14.11	4.13	22.64
2000	26.74	20.68	6.06	22.66
Provinces: % of Total current revenues (Constant 2001 values)				
	<i>Own tax revenues</i>	<i>Own non-tax revenues</i>	<i>Total own current revenues</i>	<i>Transfers from Federal Government</i>
1970	36.92	8.26	45.19	54.81
1980	35.22	11.01	46.23	53.77
1990	26.83	11.59	38.43	61.57
2000	28.41	10.00	38.41	61.59

Note: Exclude Municipalities and City of Buenos Aires. Source: Porto (2004).

⁷ The vertical fiscal imbalance worsened in the late 70's and throughout the 80's, and even more during the 90's when several important public services —health, education— were transferred from the nation to the provinces. While some *de facto* provisions were introduced into the tax-sharing scheme to further compensate the provinces for these new functions, in practice these fell short of achieving the goal of reducing the vertical fiscal imbalance.

matic and non-automatic. Automatic transfers, in turn, can be general —tied to general taxes and for general purpose-expenditures— or specific —tied to specific taxes and for specific expenditures—. In both cases, the distribution of these transfers is ruled by criteria established by law as discussed above. Non-automatic transfers, on the other hand, are not related with any general or specific taxes and are given out at the will of the ruling administration. Its distribution is essentially based on political criteria or on extraordinary circumstances.

4. Fiscal transfers, public expenditure and the Dutch disease

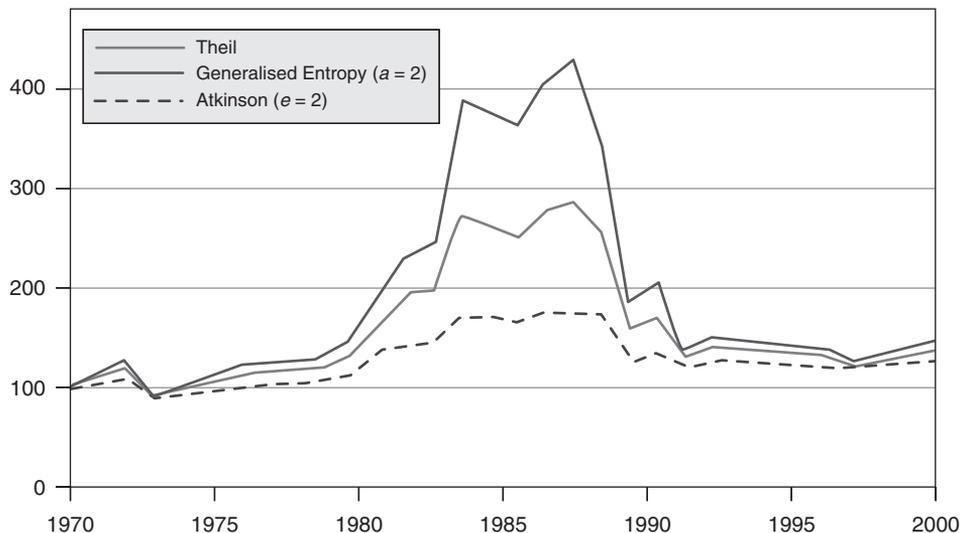
As mentioned earlier, the evidence suggests that Argentina provinces are not converging (in absolute terms) in economic conditions (Porto, 1994, 1996; Elías, 1995; Utrera and Koroch, 1998; Marina, 2001; and Ramón-Berjano, 2002). In fact, not only have most relevant studies failed to find a negative and significant sign for the β coefficient, but also this can be quickly, albeit less rigorously, perceived from the trends presented in figure 1, where we present the evolution of three inequality measures of GDP per capita. After a reduction in the first half of the 1970s, all measures increased substantially until the mid/late eighties, after which there was an important reduction as the country was leaving behind a period of very high inflation which ended in an hyperinflation episode in 1989, and to a lesser extent another one in 1991. However, the reduction observed in the nineties was not large enough to compensate completely for the deterioration observed until the late eighties. This evidence would actually suggest that there has been a worsening in regional income inequalities over the last four decades, which is in line with all the previous literature cited earlier.

However, it is possible that, while the income gap between the provinces has not been reduced, provinces have come closer in terms of other indicators which may reflect well-being and living standards more adequately. This is particularly relevant to us in this paper since we are most interested in studying the role of public policy in helping overcome long-standing differences in development levels. More specifically, since federal public policy, in this paper measured strictly in terms of transfers per capita to the regional governments, is likely to affect public spending by the regional governments, it is possible that some development variables —like infant mortality rates, educational levels and child undernourishment— are also affected to some extent.

Automatic transfers can be considered as a form of an unconditional grant to the governments in that there are no restrictions on how the money is ultimately allocated. But since they account for a large part of provincial revenues, these are often used to finance public expenditures and other purposes. However, even if these transfers increase public spending, there is no guarantee that they will effectively contribute to higher incomes or better living standards. Furthermore, the fact that these transfers are automatic and unconditional may pose additional problems due a possible weakening of accountability incentives by the provincial governments⁸. Additionally, because of

⁸ In this sense, other transfers, such as capital or extraordinary transfers, may be associated with greater external control and/or tighter accountability constraints. On the other hand, since these transfers

Figure 1. Inequality measures of provincial GDPs per capita
(Index 1970 = 100)



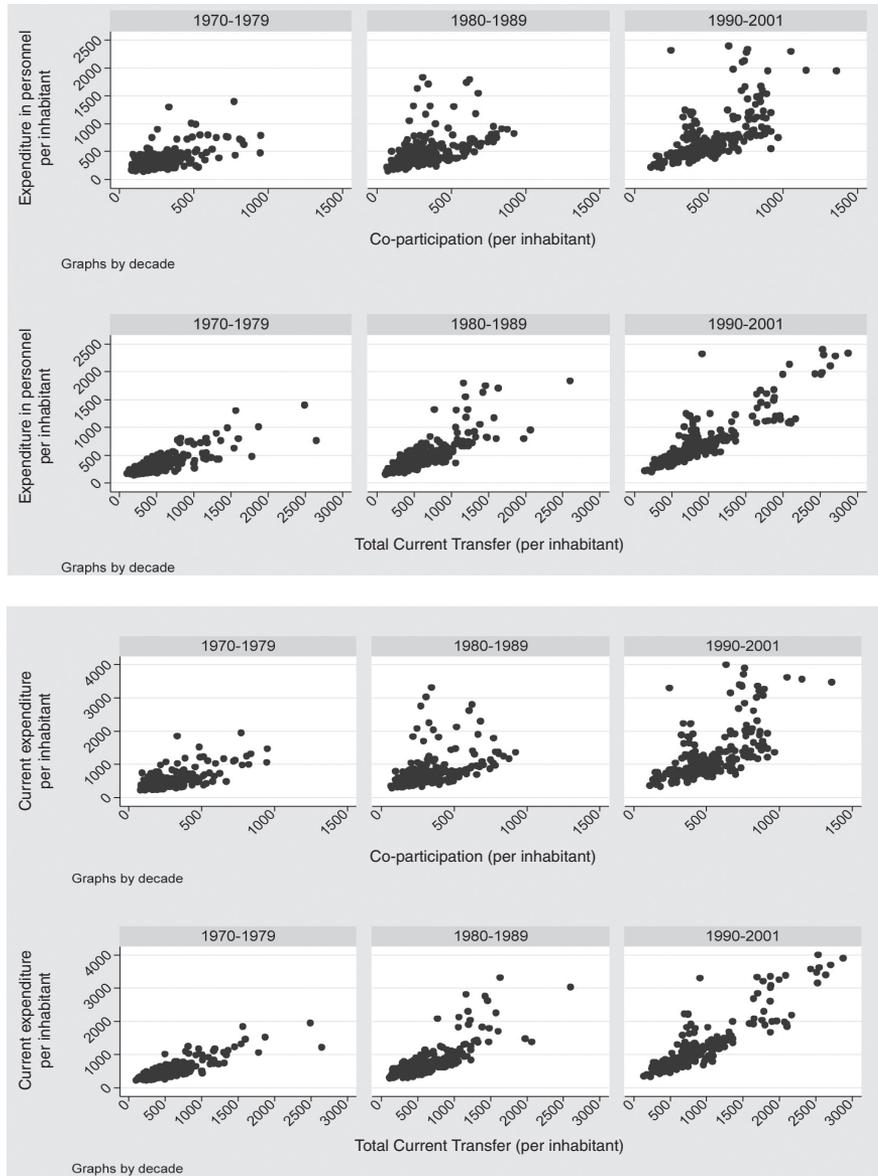
their nature, these transfers are designed to include some redistributive component in their allocation which is meant to reduce regional inequalities across various dimensions; given that these transfers have been persistently higher for some of the poorer regions, it is desirable to analyse their effectiveness in terms of selected measures.

The theoretical underpinnings of the previous considerations are rooted in the traditional literature of the so-called transfer paradox in a static setting (Brecher and Bhagwati, 1982; Bhagwati *et al.*, 1983; Yano, 1983) and in a dynamic setting (Gallor and Polemarchakis, 1987; Haaparanta, 1989; and Cremers and Sen, 2008) and the more recent political economy of federalism and inter-governmental transfers. A recent literature has also suggested that this phenomenon may be associated with a Dutch-disease-like phenomenon working at the sub-national level (McMahon, 1996; Paldam, 1997; Capello and Figueras, 2007). More specifically, we argue that it is possible that unconditional transfers from the central government are used in a way that provides spending capacity for the regional governments but affects the possibilities for long-term growth due to the adverse incentives it creates for private investment and production. One application of this phenomenon focusing on its impact on the regional labour markets is Capello *et al.* (2009) who find that a higher level of transfers per capita increases the wage premium paid by the public sector relative to the private sector, which leaves the latter facing a stronger pressure in the regional job market.

As can be clearly seen from the scatter plot in figure 2, high transfers per capita are associated with higher current public expenditure and higher expenditure in per-

are often discretionary and, in many cases, politically motivated, the implications for accountability may not be that straightforward.

Figure 2. Transfers and Public Expenditure



sonnel, although the relationship appears to have increased over time, and it looks like more evident in the case of Total Current Transfers⁹. In table 2 we show the results

⁹ Even an stronger positive correlation is found if transfers and expenditures are normalized by provinces' GDP.

Table 2. Federal Transfers and Public Expenditures $\ln(EXP_{it}) = \alpha + \sum_d \beta_d (d_d \times \ln(TR_{it})) + \phi_i + \eta_i + u_{it}$

		Dependent variable: expenditure in personnel (per inhabitant)											
$\ln(\text{COPpc}) \times d_{1970-1979}$	-0.1895 (0.142)	0.6556** (0.35)	0.2728*** (0.044)	0.2897*** (0.040)	0.6735*** (0.011)	0.2290*** (0.024)	0.2942*** (0.023)						
$\ln(\text{COPpc}) \times d_{1980-1989}$	0.0101 (0.128)	0.6819*** (0.029)	0.3138*** (0.042)	0.3451*** (0.036)	0.6962*** (0.011)	0.2309*** (0.028)	0.3389*** (0.027)						
$\ln(\text{COPpc}) \times d_{1990-2001}$	0.0733 (0.098)	0.6974*** (0.026)	0.3823*** (0.052)	0.4513*** (0.045)	0.7982*** (0.011)	0.3191*** (0.034)	0.4507*** (0.036)						
$\ln(\text{TCTpc}) \times d_{1970-1979}$						0.0747 (0.115)	0.5278*** (0.027)	0.3150*** (0.032)	0.3042*** (0.033)	0.5663*** (0.007)	0.3055*** (0.022)	0.3127*** (0.020)	
$\ln(\text{TCRpc}) \times d_{1980-1989}$						0.2377** (0.085)	0.5992*** (0.024)	0.3286*** (0.030)	0.3147*** (0.030)	0.667*** (0.009)	0.2699*** (0.025)	0.3008*** (0.021)	
$\ln(\text{TCTpc}) \times d_{1990-2001}$						0.3246*** (0.098)	0.7036*** (0.023)	0.4994*** (0.035)	0.4804*** (0.038)	0.7942*** (0.008)	0.5144*** (0.030)	0.4973*** (0.026)	
Observations	736	736	736	736	736	736	736	736	736	736	736	736	736
R-squared	0.838						0.850						
Number of provinces	23	23	23	23	23	23	23	23	23	23	23	23	23
		Dependent variable: Total current expenditure in personnel (per inhabitant)											
$\ln(\text{COPpc}) \times d_{1970-1979}$	-0.0923 (0.112)	0.5409*** (0.036)	0.2819*** (0.045)	0.2569*** (0.041)	0.6947*** (0.012)	0.2677*** (0.029)	0.1674*** (0.021)						
$\ln(\text{COPpc}) \times d_{1980-1989}$	0.0432 (0.117)	0.5552*** (0.030)	0.3340*** (0.041)	0.3200*** (0.035)	0.6353*** (0.012)	0.2554*** (0.023)	0.2404*** (0.020)						
$\ln(\text{COPpc}) \times d_{1990-2001}$	0.1195 (0.104)	0.6299*** (0.027)	0.4011*** (0.0509)	0.3996*** (0.044)	0.7520*** (0.011)	0.3432*** (0.031)	0.3274*** (0.025)						
$\ln(\text{TCTpc}) \times d_{1970-1979}$						0.1818 (0.110)	0.4911*** (0.028)	0.3103*** (0.031)	0.3139*** (0.031)	0.5912*** (0.011)	0.3510*** (0.019)	0.2803*** (0.018)	
$\ln(\text{TCRpc}) \times d_{1980-1989}$						0.2992*** (0.088)	0.5670*** (0.025)	0.3716*** (0.027)	0.3629*** (0.028)	0.6191*** (0.013)	0.3627*** (0.018)	0.3216*** (0.015)	
$\ln(\text{TCTpc}) \times d_{1990-2001}$						0.3856*** (0.096)	0.7028*** (0.023)	0.4886*** (0.034)	0.4765*** (0.036)	0.7679*** (0.013)	0.5122*** (0.026)	0.4667*** (0.023)	
Observations	736	736	736	736	736	736	736	736	736	736	736	736	736
R-squared	0.885						0.899						
Number of provinces	23	23	23	23	23	23	23	23	23	23	23	23	23

Estimator	FE	FGLS	FGLS	FGLS	FGLS	FGLS	FGLS	FGLS	FGLS	FGLS	FGLS	FGLS	FGLS	FGLS	FGLS	FGLS	FGLS
Heteroskedasticity	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Cross-sectional correlation	No	No	Yes	Yes	Yes	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No
AR(1) Autocorrelation	No	No	Yes (C)	Yes (P)	No	Yes (C)	Yes (P)	No	No	No	Yes (C)	Yes (P)	No	No	Yes (C)	Yes (P)	Yes (P)

EXP and *TR* are, respectively, public expenditure and federal transfers per inhabitant for province *i* in year *t*; transfers are measured by co-participation per inhabitant (COPpc) or total current transfers per inhabitant (TCTpc); d_{it} are three dummy variables to distinguish between the following periods: 1970-1979, 1980-1989, and 1990-2001; ϕ_i and η_t are fixed and province fixed effects respectively. C: AR(1) common to all cross sections. P: AR(1) specific to each cross section. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

from the estimation of a very parsimonious model of public expenditure on Federal transfers. As expected from the evidence in figure 2, in most cases there is a positive relationship between the two variables, with this relationship being significant when the model is estimated by Feasible Generalised Least Squares (FGLS) allowing for the presence of heteroskedasticity and an error structure with cross-section and/or AR(1) correlations¹⁰. It is also possible to observe that the econometric results indicates that over time there has been an increase in the degree of correlation between transfers and expenditures¹¹.

5. Methodology and data

There are essentially two different approaches to measuring convergence. The original approach, due to Barro (1991), Barro and Sala-i-Martin (1991, 1992) and Sala-i-Martin (1996), is concerned with both β - and σ -convergence. This approach, also known as the classical approach to convergence tests for β -convergence by regressing the average growth rate of the variable of interest on its initial value. A negative and significant coefficient indicates the existence of convergence¹². On the other hand, σ -convergence studies how the dispersion of the variable of interest evolves over time. If the coefficient of variation tends to decrease over time, there is evidence of σ -convergence. The second approach is known as the distributional approach to convergence and it originated with the work of Quah (1993, 1996, 1997). Rather than exploring measures of position and dispersion, this approach focuses on the distributional dynamics of the data. The specific methodology consists in estimating kernel densities for variables relative to the national average.

Data come from different sources. Human development and well-being indicators are from the *Censo Nacional de Población y Vivienda* for the years 1970, 1980, 1991 and 2001, and from the *Dirección de Estadísticas e Información de Salud, Ministerio de Salud de la Nación*. Data on transfers from the Federal Government to the Provinces are from the database compiled by the *Economic Department of Universidad Nacional de La Plata*. A full description of variables, sources, and time coverage are in the Appendix A. In Appendix B there is a set of descriptive statistics.

Before testing for β -convergence using an econometric model, in table 3 we report the evolution of the coefficient of variation for the different variables. In this case is possible to observe that the dispersion in the distribution has decreased over time for the cases of primary and secondary school enrolment, life expectancy, infant mortality, household-owners, and housing overcrowding, while it has increased

¹⁰ We thanks to an anonimus referee for sugesting this approach.

¹¹ The three dummy variables for the periods 1970-1979, 1980-1989, and 1990-2001, are calculated, roughly, one for each of the three decades covered by our analysis.

¹² This approach is used to test for both absolute and conditional convergence. The β -convergence approach was initially derived from a neoclassical growth model, however its use has been widespread to analyze other variables without necessarily having a proper theoretical support. As mentioned earlier, examples for the case of convergence in well-being indicators are Easterly (1999), Easterlin (2000), Kenny (2005), Branisa and Cardozo (2009), and Royuela and García (2010).

for illiteracy, unsatisfied basics needs, maternal mortality, and deficient dwellings. It can also be observed that, aside from the cases of primary school enrolment and household-owners, there has been an increase in the dispersion for all the indicators from 1991 to 2001, despite the fact that the average per capita transfers during this period was higher for most of the provinces.

Table 3. Coefficients of variation and confidence intervals

		1970	1980	1991	2001
Illiteracy rate	Cv	46.74	47.27	51.15	54.33
	95% CI	35.36-57.82	34.66-61.70	38.69-66.63	41.15-70.75
Primary school enrolment ratio	Cv	5.15	2.97	2.12	1.29
	95% CI	3.85-6.74	1.68-4.53	1.24-3.28	0.83-1.85
Secondary school enrolment ratio	Cv	24.76	15.30	14.38	14.24
	95% CI	19.40-31.62	11.34-20-13	11.08-18.70	11.48-17.84
Life expectancy at birth	Cv		3.30	1.75	2.03
	95% CI		2.54-4.24	1.40-2.20	1.60-2.60
Maternal mortality rate	Cv		48.48	67.37	75.32
	95% CI		37.08-61.98	48.58-93.25	56.86-101.13
Infant mortality rate	Cv		26.35	22.01	29.05
	95% CI		20.69-33.72	17.29-27.90	23.07-36.86
Unsatisfied basic needs	Cv		34.19	36.71	37.13
	95% CI		25.18-44.57	29.85-45.41	30.89-45.14
Percentage of deficient dwellings	Cv		40.45	62.99	65.39
	95% CI		32.62-50.16	32.25-112.90	47.97-90.05
Ratio of housing overcrowding	Cv		47.57	44.28	52.03
	95% CI		36.62-60.90	33.28-56.93	41.66-64.90
Household-owners as percentage of total households	Cv		14.56	6.46	6.22
	95%CI		12.11-17.58	5.44-7.83	4.85-7.98

The coefficient of variation is defined as the ration between the standard deviation and the arithmetic mean of the variable. Due to the small sample size, we report bootstrapped confidence intervals using a bias-corrected and accelerated (BCa) percentile confidence approach. The number of replications is 999.

6. Testing for β -convergence

Although it is often customary to test for both absolute and conditional convergence, in this paper we are mostly interested in testing for the latter¹³. The reason

¹³ In most cross-national convergence studies starting with Barro (1991), there are usually controls for variables that could potentially affect the steady states of different countries such as the ratio of investment to GDP, and the like.

is that despite the fact that the distinction between absolute and conditional convergence becomes less relevant at the state/regional level (Barro and Sala-i-Martin, 1992), there are sharp differences in the level of federal transfers to the Argentine provinces. Since these transfers are a key source of income for the provinces, it is likely that the level of transfers, particularly the average level of transfers to the region for a given period, could affect its steady state.

Our baseline equation is a standard convergence equation expanded to include our variable of interest:

$$\Delta Y_{i,t,t-j} = \alpha + \beta \ln(Y_{i,t-j}) + \gamma \ln(TR_{i,t-j+1,t}) + \phi_t + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

where $\Delta Y_{i,t,t-j}$ is the average annual growth rate of variable Y between censuses in years t and $t-j$ for province i ; $Y_{i,t-j}$ is the value of variable Y in the initial year $t-j$ for province i ; ϕ_t and η_i are time and province fixed effects, while $\varepsilon_{i,t}$ is an error term. With regards to the Transfer variable, $TR_{i,t-j+1,t}$ is measured by the cumulated per

capita transfers between $t-j+1$ and t $\left(TR_{i,t-j+1,t} = \sum_{h=t-j+1}^t TR_{i,h} \right)$.

In the two upper blocks of table 4 we report the estimates of equation (1) when using a fixed effect model. However, considering some of the criteria followed to distribute transfers among provinces, it could be the case that the level of transfers is not exogenous, so we estimate equation (1) also using an instrumental variable estimator (IV). Taking into account the positive relationship between transfers and public expenditure as reported in table 2, we use total current expenditure and expenditure in personnel, per inhabitant, as instruments. The results from the IV estimations are reported in the two lower blocks of table 4. As we can see from the Hansen test, in almost all cases we do not reject the null about the validity of the instruments.

Prior to the interpretation of our results, it is important to note the different scaling and measurement of the human development variables. In some cases, as with primary and secondary school enrolment, life expectancy, and household-owners a higher value implies an improvement alongside these dimensions. For all the other cases, illiteracy, unsatisfied needs, maternal and infant mortality, deficient dwellings and housing overcrowding since these measure the ratio of the population with specific deficits to the total population, a higher value implies a deterioration of this variable. This has implications for the interpretation of the coefficients. Firstly, for the β -coefficient, regardless of whether higher or lower values represent improvements, the regression coefficient on the initial value of the variable has to be negative for convergence to exist¹⁴.

¹⁴ This can be illustrated with a simple example. Suppose Y is the variable we are interested in testing for convergence where a higher value implies a better performance. Then, convergence would require *lower* initial values for Y to be associated with *higher* positive growth rates (higher ΔY). Suppose now Y is a variable where a lower value implies a better performance. Then, convergence would require *higher* initial values for Y to be associated with *lower* negative growth rates (lower $-\Delta Y$)—or higher growth rates in absolute value. In both cases, we see that the implied sign is

From table 4, we have that the β -coefficient in almost all the regressions is negative and statistically significant suggesting that provinces with initial worse standards of well-being and human development have improved at a faster pace than provinces with higher standards across these dimensions. With regards to the role of federal transfers, the results are much less robust, as well as there is a large heterogeneity across the different variables.

For the education variables, we expect a positive sign for the school enrolment rate (primary and secondary) variables and a negative one for the illiteracy rate. As reported in table 4, for the illiteracy rate, the estimated coefficients are almost always not significant, and also there is no clear pattern about their sign. For the school enrolment variables, the coefficients are also mostly not statistically significant. Moreover, contrary to what is expected when they are significant the estimates are negative.

With regards to the health variables, here we expect a positive sign for life expectancy and a negative coefficient for maternal and infant mortality. For life expectancy, even when the coefficients are positive in 3 out of 4 cases, they are always not significant. For maternal mortality in all cases, and in 2 out of 4 cases for infant mortality, we obtain the opposite sign, however they are mostly not significant, specially in the case of infant mortality.

For the housing variables, we expect a positive sign for the proportion of household-owners and a negative coefficient for the other three variables: unsatisfied basic needs, deficient dwellings and housing overcrowding. For unsatisfied basic needs there is no clear pattern with regard the sign of the coefficients, negative when using the FE estimator and positive when using the IV estimator, however in the only case we obtain a significant estimate, the coefficient is, as expected, negative. For housing overcrowding, once again, we do not have conclusive evidence about the direction of the effect played by federal transfers, with the four estimates rendering coefficients not statistically significant. For deficient dwellings, as in the case of unsatisfied basic needs, the results fail to produce coefficients with the same signs, positive when using a FE estimator and negative for the IV estimator, and in the only case the estimate is significant the coefficient is positive. Finally, for house hold-owners, 3 out of 4 estimates are significant, but most important in the four cases we obtain, at odds with what is expected, a negative estimate.

A characteristic of socio-economic variables in Argentina, is the existence of a long-run and relatively stable regional pattern. Maps 1 to 10 show the value of each indicator for each province at the initial and final years of our sample. For each indicator, provinces are grouped into five quintiles. As it is possible to observe, there is a relative clear regional structure, with north-west and north-east provinces showing the worst performance. For the largest provinces, Buenos Aires (BUE), Córdoba (CBA), Mendoza (MZA), and Santa Fe (SFE), their rankings usually put them among those

negative. Now, suppose X is a control variable, as public transfers in our case. If Y is a variable where a higher value implies a better performance, then a *positive* coefficient on X implies that a *higher* X is associated with a *higher (positive)* ΔY (improvements in Y over time). Contrarily, if Y is a variable where a lower value implies a better performance, then a *negative* coefficient on X implies that a *higher* X is associated with a *lower (negative)* ΔY (improvements in Y over time).

Table 4. β -conditional convergence

	Illiteracy rate		Primary school enrollment ratio		Secondary school enrollment ratio		Life expectancy at birth		Maternal mortality rate	
	Y(t-j)		Y(t-j)		Y(t-j)		Y(t-j)		Y(t-j)	
ln(coparticipation)	-4.8307** (1.778)	-4.4501** (1.921)	-7.3696*** (1.399)	-7.6149*** (1.454)	-7.5228*** (0.957)	-7.7440*** (0.869)	-7.2209*** (1.589)	-6.7537*** (2.053)	-11.8013*** (1.068)	-13.7114*** (1.233)
ln(total current transfers)	0.4505 (0.634)		-0.3287** (0.134)		-3.2829*** (0.632)		0.3033 (0.201)		73.0520*** (21.196)	
Observations	67	67	69	69	69	69	46	46	44	44
R-squared	0.831	0.830	0.942	0.938	0.935	0.920	0.587	0.549	0.848	0.768
Number of provinces	23	23	23	23	23	23	23	23	22	22
Estimator	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
	Infant mortality rate		Unsatisfied basic needs		Deficient dwellings		Housing overcrowding		Household-owners	
Y(t-j)	-13.6061*** (2.330)	-13.5256*** (2.330)	-9.9596*** (1.482)	-11.5275*** (2.148)	-16.1165*** (2.616)	-15.3213*** (2.434)	-5.0896* (2.831)	-4.3559 (2.688)	-8.2811*** (0.566)	-9.1181*** (0.512)
ln(coparticipation)	0.3558 (1.517)		-2.7027* (1.511)		9.6679 (6.827)		-2.3566 (2.008)		-1.6432*** (0.359)	
ln(total current transfers)		0.1304 (3.184)		-0.5723 (1.944)		9.7807* (4.889)		0.5933 (2.337)		-1.6043*** (0.477)
Observations	46	46	46	46	46	46	46	46	46	46
R-squared	0.570	0.570	0.777	0.756	0.920	0.922	0.793	0.785	0.953	0.953
Number of provinces	23	23	23	23	23	23	23	23	23	23
Estimator	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE

	Illiteracy rate		Primary school enrollment ratio		Secondary school enrollment ratio		Life expectancy at birth		Maternal mortality rate	
	Y(t-1)	Y(t)	Y(t-1)	Y(t)	Y(t-1)	Y(t)	Y(t-1)	Y(t)	Y(t-1)	Y(t)
ln(coparticipation)	5.5239 (6.575)	-3.6164* (1.951)	-6.9393*** (1.603)	-7.7492*** (1.299)	-6.9997*** (1.893)	-7.4670*** (1.658)	-0.3517 (0.700)	-5.2992** (2.652)	-13.1847*** (1.420)	-13.7239*** (1.033)
ln(total current transfers)		-3.6533 (2.996)	-0.6748 (0.613)	-0.0536 (0.489)		9.5363 (8.595)		0.8744 (1.259)	21.1671 (48.108)	7.3849 (35.107)
Observations	66	66	69	69	69	69	46	46	44	44
R-squared	0.545	0.760	0.934	0.936	0.780	0.806	0.407	0.264	0.800	0.766
Number of provinces	22	22	23	23	23	23	23	23	22	22
Estimator	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV
R-squared (First Stage)	0.808	0.848	0.791	0.836	0.781	0.838	0.925	0.898	0.987	0.898
Hansen test (p-value)	0.806	0.671	0.095	0.056	0.895	0.113	0.110	0.447	0.932	0.733
	Infant mortality rate		Unsatisfied basic needs		Deficient dwellings		Housing overcrowding		Household-owners	
Y(t-1)	-15.4456*** (3.111)	-11.4999*** (4.301)	-13.4844*** (3.103)	-11.8406*** (2.104)	-11.3201** (4.403)	-13.6307*** (4.286)	-3.5109 (2.908)	-4.5189 (3.300)	-8.0060*** (0.597)	-9.7158*** (0.820)
ln(coparticipation)	5.9957 (8.678)		2.7826 (4.715)		-21.8105 (17.061)		2.7936 (5.392)		-2.4885** (1.020)	
ln(total current transfers)		-7.2870 (14.507)		0.4892 (4.766)		-14.6114 (27.995)		-7.9505 (10.412)		-4.7781 (3.417)
Observations	46	46	46	46	46	46	46	46	46	46
R-squared	0.522	0.482	0.687	0.752	0.846	0.867	0.753	0.665	0.948	0.874
Number of provinces	23	23	23	23	23	23	23	23	23	23
Estimator	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV
R-squared (First Stage)	0.928	0.908	0.952	0.908	0.934	0.900	0.930	0.895	0.936	0.898
Hansen test (p-value)	0.533	0.477	0.750	0.415	0.617	0.345	0.347	0.527	0.150	0.178

All regressions include time and provinces fixed effects.
 *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Robust standard errors between brackets.

with a better performance, while the City of Buenos Aires (CABA) is in almost all cases among those with the best indicators. The southern provinces, Chubut (CHU), La Pampa (LPA), Neuquén (NQN), Río Negro (RNG), Santa Cruz (SCR) and Tierra del Fuego (TDF) show the most important improvements between the initial and final years of our sample, while for the remaining provinces (centre-east, centre-west) their relative positions vary according to the indicator we look at.

To take into account for this apparent regional behaviour, we estimate also the following panel data spatial error model (SEM):

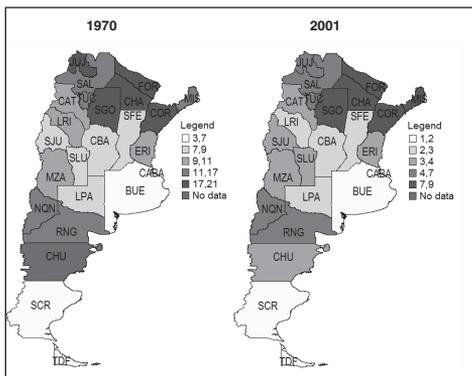
$$\Delta Y_{i,t,t-j} = \alpha + \beta \ln(Y_{i,t-j}) + \gamma \ln(TR_{i,t-j+1,t}) + \phi_t + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

$$\varepsilon_{i,t} = \lambda W \varepsilon_{i,t} + u_{i,t}$$

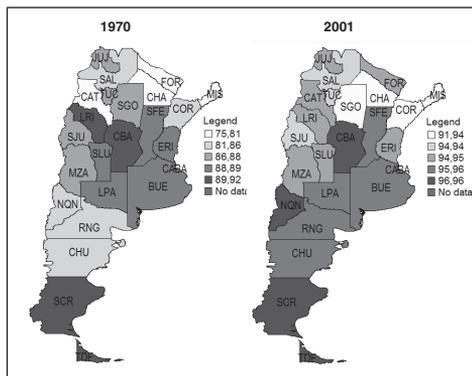
where W is a spatial matrix for the idiosyncratic error component. The matrix W is constructed using geospatial data, more specifically a dataset that contains the coordinates for the boundaries for 21 provinces. Due to the lack of data for Chubut and Tierra del Fuego, these two provinces are excluded from the model.

In table 5 we report the results from the SEM model. As in the case of the other two estimators, we obtain evidence of conditional convergence, with the estimates being significant in all cases. With regards to the role of transfers from the Federal Government to the provinces, we obtain coefficients that are statistically significant in the case of primary and secondary school enrolment, unsatisfied basic needs, maternal mortality, deficient dwellings, and household-owners. However, in line with the previous results, in all but one occasion, deficient dwellings when using co-participation transfers, the coefficients have the opposite sign to what would be expected.

Map 1. Illiteracy rate¹⁵

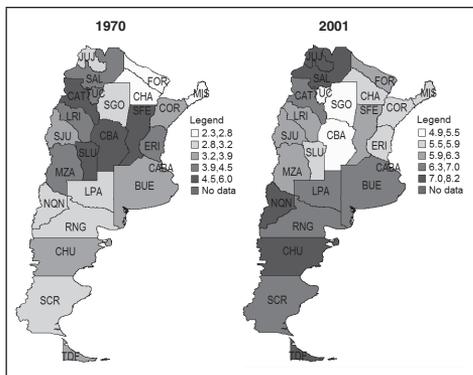


Map 2. Primary school enrolment rate

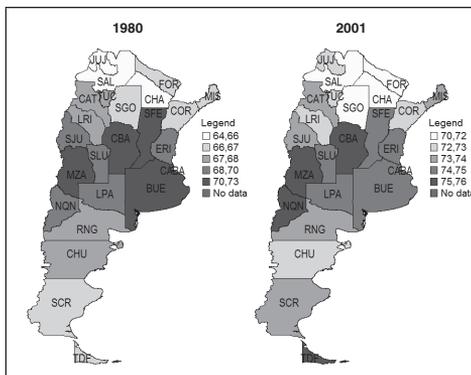


¹⁵ See Table A.2 in Appendix A for a description of the codes corresponding to the name of each province.

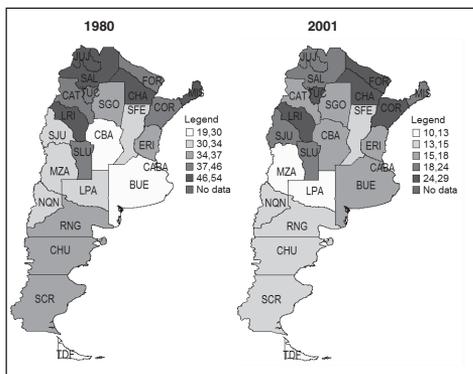
Map 3. Secondary school enrolment rate



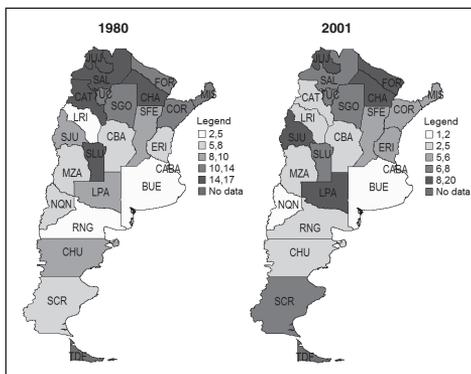
Map 4. Life expectancy



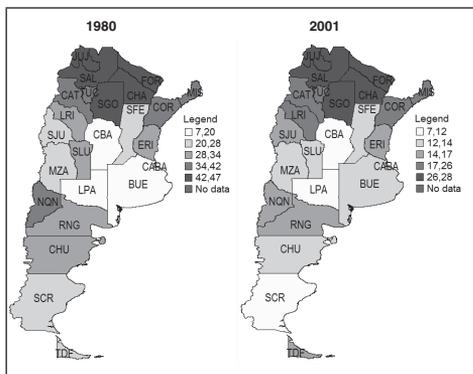
Map 5. Infant mortality rate



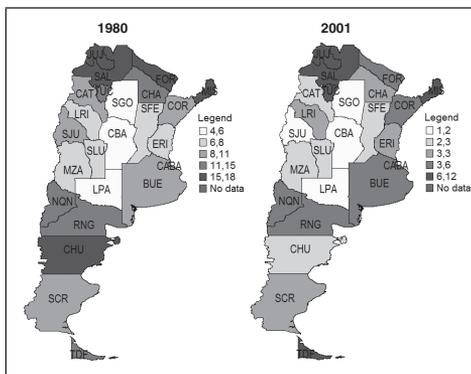
Map 6. Maternal mortality rate

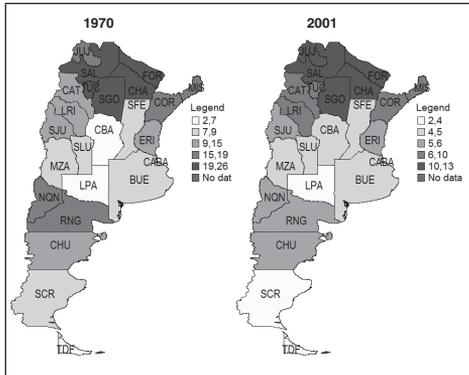
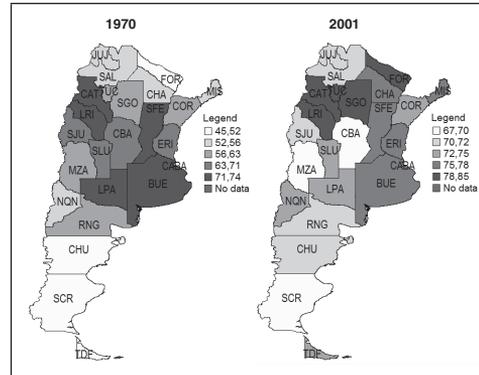


Map 7. Unsatisfied basic needs rate



Map 8. Percentage of deficient dwellings



Map 9. Housing overcrowding rate**Map 10.** Household-owners as percentage of total households

7. Concluding remarks

There are several conclusions that we draw from the analysis in this study. Firstly, the evidence suggests that there has been a convergence process between the Argentine provinces in the levels of different socio-economic and well-being standards. Although the evidence suggests that there is absolute convergence in some indicators, we found better support for the hypothesis that provinces have tended to converge to their own stationary states.

Concerning the role of public policy towards regional governments, the evidence suggests that federal fiscal transfers have not had most of an impact on the rates at which provinces improve their well-being standards. In fact, if anything, we find that fiscal transfers are negatively correlated with these improvement rates for a few indicators. This seems to be the case with some educational variables (primary and secondary school enrolment rates), health-related (rate of maternal mortality) and housing standards (deficient dwellings and household-owners rates).

These results provide partial support to our theoretical presumption on the negative effects of transfers per capita. Regardless of any positive spillovers effects associated with untied current transfers per capita to the provinces (possibly through greater spending capacity due to higher public employment and wages), the evidence presented here does not seem to support the idea that fiscal federal transfers are allocated to the type of public spending that improves well-being and human development in a long-run perspective. However, they left us without a convincing empirical explanation behind the convergence process that we find for all the variables we considered here. Among possible plausible explanations, it is the role of conditional tied cash transfers, such as funding from the Federal government for specific programs aimed at improving welfare indicators, particularly to benefit those jurisdictions with lower levels of development. Also, since the 1990s current transfers have lost importance at the expense of capital transfers, over which provinces have a lower degree of

Table 5. β -conditional convergence
Spatial Error Model

	Illiteracy rate		Primary school enrollment ratio	Secondary school enrollment ratio	Life expectancy at birth		Maternal mortality rate			
	Y(t-j)	ln(total current transfers)			Y(t-j)	ln(total current transfers)	Y(t-j)	ln(total current transfers)		
Y(t-j)	-6.9633*** (1.694)	-7.2324*** (1.701)	-7.4115*** (1.463)	-8.2590*** (0.760)	-8.3573*** (0.778)	-8.2274*** (1.671)	-7.6124*** (1.463)	-12.6497*** (0.991)	-13.8721*** (1.286)	
ln(coparticipation)	0.2319 (0.996)	-0.3742 (0.218)	-0.3742 (0.218)	-2.4525*** (0.814)		-0.8229 (0.512)		53.4646** (19.418)		
ln(total current transfers)		0.7117 (0.898)	-0.2830* (0.140)		-2.1933** (0.932)		-0.1784 (0.169)		9.7152 (6.551)	
Lambda	0.2850 (0.208)	0.3382 (0.213)	0.4117*** (0.106)	0.3107* (0.157)	0.2636 (0.153)	0.3378* (0.179)	0.4775*** (0.158)	-0.8183*** (0.194)	-0.7832*** (0.234)	
Observations	63	63	63	63	63	42	42	42	42	
R-squared	0.133	0.142	0.801	0.553	0.540	0.099	0.365	0.111	0.286	
Number of provinces	21	21	21	21	21	21	21	21	21	
	Infant mortality rate		Unsatisfied basic needs		Deficient dwellings		Housing overcrowding		Household-owners	
	Y(t-j)	ln(total current transfers)	Y(t-j)	ln(total current transfers)	Y(t-j)	ln(total current transfers)	Y(t-j)	ln(total current transfers)	Y(t-j)	ln(total current transfers)
Y(t-j)	-14.6139*** (2.390)	-13.8955*** (2.516)	-8.0760*** (1.224)	-8.6042*** (1.351)	-20.7279*** (2.102)	-20.0000*** (2.257)	-6.2219*** (2.101)	-6.4457*** (2.113)	-8.4898*** (0.465)	-8.9077*** (0.711)
ln(coparticipation)	5.8722 (6.724)	6.5063*** (2.209)			-33.9218** (13.136)		7.1544 (6.071)		-4.0485** (1.511)	
ln(total current transfers)		0.3431 (3.245)	0.4026 (0.976)		8.1221* (4.022)		2.7458 (1.928)		-1.4063** (0.608)	
Lambda	-0.4008* (0.229)	-0.3810 (0.256)	0.0689 (0.211)	0.2460 (0.259)	0.2460 (0.259)	-0.0734 (0.228)	0.3770*** (0.124)	0.3938** (0.152)	-0.4614 (0.272)	-0.0927 (0.173)
Observations	42	42	42	42	42	42	42	42	42	42
R-squared	0.014	0.031	0.011	0.048	0.164	0.582	0.126	0.079	0.001	0.081
Number of provinces	21	21	21	21	21	21	21	21	21	21

All regressions include time and provinces fixed effects.
*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Robust standard errors between brackets.

autonomy when deciding about its use. Unfortunately we do not have access to these types of transfers for a period of time as we have discussed here.

8. References

- Bagchi, A. (2003): «Fifty years of fiscal federalism in India: An appraisal», *Working Papers* 03/2, National Institute of Public Finance and Policy.
- Barro, R. J. (1991): «Economic growth in a cross section of countries», *The Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-443.
- Barro, R. J., and Sala-i-Martin, X. (1991): «Convergence across states and regions», *Brookings Papers on Economic Activity*, 22, 107-182.
- (1992): «Convergence», *Journal of Political Economy*, 100, 223-251.
- Bhagwati, J. N.; Brecher, R. A., and Hatta, T. (1983): «The generalized theory of transfers and welfare: Bilateral transfers in a multilateral world», *The American Economic Review*, 73, 606-618.
- Branisa, B., and Cardozo, A. (2009): «Regional growth convergence in Colombia using social indicators», *Ibero-America Institute for Economic Research (IAI) Discussion Papers* 195, Ibero-America Institute for Economic Research.
- Brecher, R. A., and Bhagwati, J. N. (1982): «Immiserizing transfers from abroad», *Journal of International Economics*, 13, 353-364.
- Candelaria, C.; Daly, M., and Hale, G. (2009): «Beyond Kuznets: persistent regional inequality in china», *Working Paper Series* 2009-07, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Capello, M., and Figueras, A. (2007): «Enfermedad holandesa en las jurisdicciones subnacionales: Una explicación del estancamiento», *Revista Cultura Económica*, 25, 15-24.
- Capello, M.; Figueras, A.; Freille, S., and Moncarz, P. (2009): «Fiscal Transfers, Public Sector Wage Premium and the Effects on Private Wages», *Revista de Economía y Estadística*, 47, 41-66.
- Coulombe, S., and Lee, F. C. (1995): «Convergence across Canadian provinces, 1961 to 1991», *Canadian Journal of Economics*, 28, 886-98.
- (1998): «Évolution a long terme de la convergence régionale au Canada», *L'Actualité Économique*, 74(1), 5-27.
- Cremers, E. T., and Sen, P. (2008): «The transfer paradox in a one-sector overlapping generations model», *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32, 1995-2012.
- de Oliveira, J. C. (2008): «Análise do crescimento econômico e das desigualdades regionais no Brasil», *Working paper*, Universidade de Santa Cruz do Sul.
- Easterlin, R. A. (2000): «The worldwide standard of living since 1800», *Journal of Economic Perspectives*, 14, 7-26.
- Easterly, W. (1999): «Life during growth», *Journal of Economic Growth*, 4, 239-76.
- Elías, V. J. (1995): «Regional economic convergence: The case of Latin American economies», *Estudios de Economía*, 22, 159-176.
- Elías, V. J., and Fuentes, R. (1998): «Convergence in the southern cone», *Estudios de Economía*, 25, 179-89.
- Ferreira Dias, M., and Silva, R. (2004): «Central government transfers and regional convergence in Portugal», *ERSA conference papers*, European Regional Science Association.
- Figueras, A. J.; Arrufat, J. L., and Regis, P. J. (2003): *El fenómeno de la convergencia regional: Una contribución*, 38 Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política.
- Figueras, A. J.; Arrufat, J. L.; De La Mata, D., and Álvarez, S. (2004): *Convergencia regional: Un estudio sobre indicadores de tendencia*, 39 Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política.

- Galor, O., and Polemarchakis, H. M. (1987): «Intertemporal equilibrium and the transfer paradox», *The Review of Economic Studies*, 54, 147-156.
- Garrido, N.; Marina, A., and Sotelsek, D. (2002): «Convergencia económica en las provincias Argentinas (1970-1995)», *Estudios de Economía Aplicada*, 20, 403-421.
- Haaparanta, P. (1989): «The intertemporal effects of international transfers», *Journal of International Economics*, 26, 371-382.
- Heng, Y. (2008): «Fiscal Disparities and the Equalization Effects of Fiscal Transfers at the County Level in China», *Annals of Economics and Finance*, 9, 115-149.
- Kaufman, M.; Dunaway, S., and Swagel, P. (2003): *Regional Convergence and the Role of Federal Transfers in Canada*. SSRN eLibrary.
- Kenny, C. (2005): «Why are we worried about income? nearly everything that matters is converging», *World Development*, 33, 1-19.
- Maciel, P. J.; Andrade, J., and Kuhl Teles, V. (2008): «Transferencias fiscais e convergencia regional no Brasil», *Working paper*, Banco de Nordeste do Brasil.
- Marina, A. (2001): «Convergencia económica en Argentina: ¿qué nos dice la evidencia empírica?», in Mancha Navarro, T., and Sotelsek Salem, D. (coord.), *Convergencia económica e integración: La experiencia en Europa y América Latina*, 147-162, Madrid, Ediciones Pirámide.
- Martínez-Vázquez, J., and Timofeev, A. (2010): «Intra-regional equalization and growth in Russia», *Working Papers* 10-11, Georgia State University, Andrew Young School of Policy Studies.
- McMahon, F. (1996): *Looking the Gift Horse in the Mouth: The Impact of Federal Transfers on Atlantic Canada*, Halifax, Atlantic Institute for Market Studies.
- Paldam, M. (1997): «Dutch disease and rent seeking: The Greenland model», *European Journal of Political Economy*, 13, 591-614.
- Porto, A. (2004): *Disparidades regionales y federalismo fiscal*, Editorial de la Universidad de La Plata, 1.ª ed., marzo de 2004.
- Porto, G. (1994): *Convergencia y política económica. Algunos resultados para provincias Argentinas*, 29 Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política.
- (1996): *Las economías regionales*, Buenos Aires: Grupo Editor Latinoamericano.
- Quah, D. T. (1993): «Empirical cross-section dynamics in economic growth», *European Economic Review*, 37, 426-434.
- (1996): «Twin peaks: Growth and convergence in models of distribution dynamics», *Economic Journal*, 106, 1045-55.
- (1997): «Empirics for growth and distribution: Stratification, polarization, and convergence clubs», *CEPR Discussion Papers* 1586, CEPR.
- Ramakrishnan, U., and Cerisola, M. D. (2004): *Regional Economic Disparities in Australia*, SSRN eLibrary.
- Ramón-Berjano, C. (2002): «Convergence of Regional Disparities in Argentina and Brazil: The Implications for MERCOSUR». *Working Paper Chatham House*, <http://www.chatham-house.org/publications/papers/view/107781>.
- Rangarajan, C., and Srivastava, D. (2004): «Fiscal transfer in Australia: Review and relevance to India», *Working Papers* 04/20, National Institute of Public Finance and Policy.
- Rodríguez, G. (2006): «The role of the interprovincial transfers in the β : Further empirical evidence for Canada», *Journal of Economic Studies*, 33, 12-29.
- Royuela, V., and García, G. A. (2010): «Economic and social convergence in Colombia», *Research Institute of Applied Economics Working Paper* 14.
- Russo, J., and Ceña Delgado, F. (2000): «Evolución de la convergencia y disparidades provinciales en Argentina», *Revista de Estudios Regionales*, 57, 151-173.
- Sala-i-Martin, X. (1996): «The classical approach to convergence analysis», *Economic Journal*, 106, 1019-36.

- Shuanyou, M., and Hongxia, Y. (2003): «Inter-governmental transferment and regional economic convergence in China», *Economic Research Journal*, 3, 26-33.
- Utrera, G., and Koroch, J. (1998): *Convergencia: Evidencia para provincias argentinas*, 33 Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política.
- (2000): *Regional convergence in Argentina: Empirical evidence*, 35 Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política.
- Willington, M. (1998): Un análisis empírico del crecimiento económico regional en Argentina. Documento de Trabajo 84, Instituto de Estudios Económicos sobre la Realidad Argentina y Latinoamericana (IEERAL), Fundación Mediterránea.
- Yano, M. (1983): «Welfare aspects of the transfer problem», *Journal of International Economics*, 15, 277-289.

Appendix A

A.1. Variable definitions, description, and data sources

<i>Variable</i>	<i>Definition</i>	<i>Period</i>	<i>Source</i>
Illiteracy rate	Percentage of population aged 14 or older who lacks the ability to read and write.	1970, 1980, 1991, 2001	National Census, INDEC
Primary school enrolment ratio	Ratio of population between 6 and 12 years attending primary school to total population between 6 and 12 years	1970, 1980, 1991, 2001	National Census, INDEC
Secondary school enrolment ratio	Ratio of total enrolled students in secondary schools to total population	1970, 1980, 1991, 2001	National Census, INDEC
Life expectancy at birth	Estimated average life expectancy of newborns from a given population at a given year This calculation holds mortality rates by age fixed at the time of birth.	1980, 1991, 2001	National Census, INDEC
Maternal mortality rate	Defined as the ratio of the number of maternal deaths during pregnancy and childbirth per 10000 live births.	1980, 1990, 2001	Dirección de Estadísticas e Información de Salud, Ministerio de Salud de la Nación
Infant mortality rate	Ratio of the number of deaths of child under one (1) year of age per 1000 live births.	1980, 1991, 2001	Dirección de Estadísticas e Información de Salud, Ministerio de Salud de la Nación
Unsatisfied basic needs	Percentage of households with any of the following: 1) Overcrowding in housing conditions -more than three (3) persons per room; 2) Deficient dwellings; 3) Deficient sanitary conditions; 4) School non-attendance -at least one child aged 6-12 does not attend school	1980, 1991, 2001	National Census, INDEC
Deficient dwellings	Ratio of the number of deficient dwellings (shacks, tents, mobile homes) to the total number of dwellings	1980, 1991, 2001	National Census, INDEC
Housing overcrowding	Ratio of households with more than three (3) persons per room to the total number of households.	1980, 1991, 2001	National Census, INDEC
Household-owners as percentage of total households	Ratio of households whose members have ownership of both dwelling and land to the total number of households.	1980, 1991, 2001	National Census, INDEC
Transfers	Transfers per capita. Defined as the amount of resources transferred from the National to the regional level corresponding to the <i>Regimen de Coparticipación</i> and Total Current Transfers in prices of 2001.	1970-2001	Departamento de Economía de la Universidad Nacional de La Plata

A.2. Codes used in Maps 1 to 10

<i>Province Name</i>	<i>CODE</i>	<i>Province Name</i>	<i>CODE</i>	<i>Province Name</i>	<i>CODE</i>
Buenos Aires	BUE	Jujuy	JUJ	San Juan	SJU
Catamarca	CAT	La Pampa	LPA	San Luis	SLU
Chaco	CHA	La Rioja	LRI	Santa Cruz	SCR
Chubut	CHU	Mendoza	MZA	Santa Fe	SFE
Corrientes	COR	Misiones	MIS	Santiago del Estero	SGO
Córdoba	CBA	Neuquén	NQN	Tierra del Fuego	TDF
Entre Ríos	ERI	Río Negro	RNG	Tucumán	TUC
Formosa	FOR	Salta	SAL		

Appendix B

B.1. Descriptive statistics by year

		<i>Illiteracy rate</i>	<i>Primary school enrolment</i>	<i>Secondary school enrolment</i>	<i>Life expectancy</i>	<i>Maternal mortality</i>	<i>Infant mortality</i>	<i>Unsatisfied basic needs</i>	<i>Deficient dwellings</i>	<i>Housing overcrowding</i>	<i>Household-owners</i>	<i>Transfers</i>
Mean	1970	11.75	85.14	3.55								231.27
	1980	9.36	92.64	4.70	67.31	9.18	37.66	31.97	10.39	13.27	59.93	424.02
	1991	5.90	95.38	7.32	70.67	7.16	25.43	22.61	3.52	10.10	65.18	514.60
	2001	4.07	94.60	6.26	73.19	6.42	17.33	17.83	3.88	6.36	74.51	473.78
	Overall	7.71	91.94	5.46	70.39	7.59	26.81	24.14	5.93	9.91	66.54	410.92
Minimum	1970	3.20	74.60	2.25								90.72
	1980	2.40	83.30	3.16	64.18	1.80	20.30	18.80	4.79	5.82	45.40	161.50
	1991	1.20	88.50	5.71	68.37	2.20	15.60	12.00	2.03	4.00	58.71	153.26
	2001	0.70	90.90	4.88	69.97	1.00	10.10	9.20	1.25	1.79	66.88	147.91
	Overall	0.70	74.60	2.25	64.18	1.00	10.10	9.20	1.25	1.79	45.40	90.72
Maximum	1970	20.90	90.80	4.80								595.42
	1980	17.70	95.50	5.67	71.28	17.40	54.20	46.80	18.36	25.54	74.10	922.61
	1991	12.30	98.10	9.82	72.79	21.80	33.20	34.30	12.91	18.10	73.50	916.26
	2001	9.00	96.20	8.17	75.24	19.70	28.90	28.00	12.15	13.26	85.39	1157.69
	Overall	20.90	98.10	9.82	75.24	21.80	54.20	46.80	18.36	25.54	85.39	1157.69
Standard Deviation	1970	5.07	4.25	0.77								102.02
	1980	4.03	2.71	0.65	1.98	4.29	9.09	9.53	3.95	5.72	8.82	181.36
	1991	2.77	2.05	1.07	1.20	4.57	5.21	7.57	2.23	4.06	4.29	216.99
	2001	2.05	1.23	0.88	1.42	4.62	4.79	6.21	2.56	3.12	4.59	223.13
	Overall	4.67	4.91	1.68	2.88	4.58	10.67	9.77	4.35	5.21	8.65	214.02
Skewness	1970	0.19	-0.70	0.12								1.89
	1980	0.29	-1.85	-0.50	0.38	0.07	0.26	0.11	0.38	0.34	0.12	1.14
	1991	0.57	-1.78	0.61	0.01	1.47	-0.11	0.31	3.42	0.34	0.18	0.45
	2001	0.69	-1.22	0.47	-0.44	1.56	0.75	0.45	1.61	0.67	0.26	1.29
	Overall	0.88	-1.37	0.23	-0.33	0.95	0.71	0.60	1.14	0.77	-0.39	1.05

Note: see Table in A.1 in Appendix A for a description of variables, units of measure and sources.

B.2. Descriptive statistics by province

Province	Descriptive measure	Illiteracy rate	Primary school enrolment	Secondary school enrolment	Life expectancy	Maternal mortality	Infant mortality	Unsatisfied basic needs	Deficient dwellings	Housing overcrowding	Household-owners	Transfers
Buenos Aires	Mean	3.30	92.45	5.39	72.01	2.87	22.53	15.87	5.55	5.82	74.22	147.16
	Minimum	1.70	88.20	3.89	69.96	2.10	15.00	13.00	2.08	3.98	71.38	125.97
	Maximum	5.00	96.40	6.75	73.99	4.30	28.40	19.90	9.94	7.57	78.02	161.50
	St. Deviation	1.48	4.06	1.52	2.01	1.24	6.85	3.59	4.01	1.79	3.42	15.19
	Skewness	0.08	-0.05	-0.03	-0.07	0.70	-0.42	0.53	0.40	-0.09	0.47	-0.70
Catamarca	Mean	6.55	91.33	6.07	70.37	8.40	29.73	26.87	4.72	11.05	73.43	635.89
	Minimum	3.20	80.20	4.46	67.11	3.70	15.50	18.40	2.06	7.48	69.71	280.28
	Maximum	9.50	95.20	7.62	73.38	13.60	41.90	37.60	8.11	14.28	79.90	916.26
	St. Deviation	2.99	7.42	1.38	3.14	4.97	13.32	9.80	3.09	3.41	5.62	274.39
	Skewness	-0.11	-1.15	-0.05	-0.14	0.18	-0.28	0.40	0.41	-0.19	0.68	-0.39
Chaco	Mean	14.98	84.80	4.46	67.92	13.90	36.83	35.20	5.46	16.04	65.88	383.56
	Minimum	9.00	74.60	2.68	64.77	11.80	24.00	27.60	2.61	10.32	54.50	170.73
	Maximum	20.90	92.80	5.80	69.97	15.90	54.20	44.80	10.67	21.29	77.92	522.28
	St. Deviation	5.34	7.83	1.46	2.77	2.05	15.60	8.77	4.52	5.50	11.72	155.59
	Skewness	-0.01	-0.40	-0.28	-0.61	-0.09	0.49	0.40	0.70	-0.15	0.10	-0.64
Chubut	Mean	4.25	91.48	5.70	69.82	4.40	22.33	20.87	7.06	9.11	61.33	361.68
	Minimum	3.50	82.80	3.22	66.71	2.30	13.10	13.40	2.62	4.95	50.60	264.78
	Maximum	5.00	96.60	7.90	72.16	8.50	34.80	29.80	15.40	12.79	71.55	436.55
	St. Deviation	1.06	6.25	2.20	2.81	3.55	11.21	8.30	7.23	3.94	10.49	72.53
	Skewness	0.00	-0.72	-0.11	-0.46	0.71	0.49	0.31	0.70	-0.22	-0.09	-0.47
Corrientes	Mean	12.93	90.30	5.14	69.30	8.03	32.20	30.50	5.72	13.11	66.36	345.84
	Minimum	7.20	83.00	3.70	65.79	5.40	23.50	24.00	3.14	8.66	58.50	242.99
	Maximum	18.30	94.20	6.23	72.03	9.80	44.60	40.60	9.29	17.77	74.81	410.71
	St. Deviation	5.08	5.11	1.08	3.19	2.32	11.03	8.87	3.19	4.56	8.17	72.16
	Skewness	-0.07	-0.87	-0.48	-0.43	-0.59	0.55	0.62	0.52	0.08	0.13	-0.81
Córdoba	Mean	4.60	94.43	5.60	72.99	3.20	20.90	14.43	3.23	5.27	65.81	227.81
	Minimum	2.30	90.30	4.80	71.28	2.40	16.20	11.10	1.60	3.86	61.30	128.26
	Maximum	7.00	96.60	7.15	74.90	4.80	24.20	19.40	5.82	6.34	69.43	282.11
	St. Deviation	2.10	2.82	1.06	1.82	1.39	4.18	4.38	2.27	1.27	4.14	69.87
	Skewness	0.05	-0.99	1.02	0.20	0.71	-0.55	0.59	0.64	-0.45	-0.38	-0.85

B.2. (continue)

Province	Descriptive measure	Illiteracy rate	Primary school enrolment	Secondary school enrolment	Life expectancy	Maternal mortality	Infant mortality	Unsatisfied basic needs	Deficient dwellings	Housing overcrowding	Household-owners	Transfers
Entre Ríos	Mean	6.93	93.03	5.40	71.37	4.70	24.63	19.93	4.52	7.45	71.01	325.23
	Minimum	3.40	87.70	3.93	68.43	4.20	14.90	14.70	2.39	4.70	68.00	171.69
	Maximum	10.60	95.90	6.94	74.08	5.20	35.80	27.90	8.00	10.06	76.08	420.67
	St. Deviation	3.17	3.66	1.26	2.83	0.50	10.52	7.01	3.04	2.68	4.42	111.58
	Skewness	0.06	-0.95	0.10	-0.15	0.00	0.25	0.61	0.65	-0.10	0.67	-0.68
Formosa	Mean	12.10	89.18	5.03	68.86	16.20	30.50	36.37	7.66	18.97	65.22	554.28
	Minimum	6.80	78.40	2.25	66.41	12.90	24.50	28.00	3.44	13.26	47.20	239.11
	Maximum	18.60	94.20	7.33	70.80	21.80	38.10	46.80	15.65	25.54	79.22	803.16
	St. Deviation	5.19	7.46	2.18	2.24	4.88	6.94	9.57	6.93	6.19	16.38	250.17
	Skewness	0.30	-0.92	-0.32	-0.40	0.67	0.40	0.38	0.70	0.25	-0.42	-0.33
Jujuy	Mean	11.15	93.10	6.55	68.35	15.00	34.33	34.93	10.34	14.69	61.73	383.83
	Minimum	5.40	86.90	2.79	64.18	10.40	18.40	26.10	5.18	10.48	51.80	277.59
	Maximum	18.10	95.90	9.82	72.50	19.70	51.40	45.10	18.36	18.18	71.65	487.43
	St. Deviation	5.66	4.17	3.02	4.16	4.65	16.53	9.57	7.04	3.90	9.92	93.98
	Skewness	0.25	-1.10	-0.22	-0.01	0.04	0.13	0.25	0.62	-0.32	0.00	-0.03
La Pampa	Mean	5.70	93.48	5.04	71.59	6.27	21.07	13.33	2.74	4.22	71.89	521.82
	Minimum	3.00	87.70	3.03	68.43	3.40	12.40	9.20	1.27	2.34	69.18	319.57
	Maximum	8.60	96.30	6.55	74.78	7.90	30.30	18.80	4.79	5.82	74.98	634.91
	St. Deviation	2.46	3.94	1.69	3.18	2.49	8.96	4.94	1.83	1.75	2.92	139.53
	Skewness	0.10	-1.01	-0.24	0.01	-0.69	0.12	0.46	0.52	-0.29	0.24	-0.93
La Rioja	Mean	5.80	93.38	6.02	70.05	5.33	32.17	24.20	4.41	9.65	74.16	614.67
	Minimum	2.70	88.90	4.40	67.22	1.80	23.50	17.40	3.20	7.06	69.14	310.73
	Maximum	9.30	95.80	7.95	72.54	10.80	45.80	31.60	6.59	11.79	79.25	824.56
	St. Deviation	2.91	3.06	1.49	2.68	4.80	11.95	7.12	1.89	2.40	5.06	216.70
	Skewness	0.17	-0.98	0.34	-0.23	0.62	0.63	0.15	0.69	-0.33	0.02	-0.70
Mendoza	Mean	6.48	92.55	5.50	72.75	5.20	22.50	16.27	3.22	6.16	63.08	235.93
	Minimum	3.60	85.70	4.42	70.58	3.90	12.10	13.10	1.63	4.50	60.70	190.07
	Maximum	9.50	96.30	7.01	74.95	6.00	31.80	20.40	5.98	7.10	66.88	259.51
	St. Deviation	2.67	4.77	1.25	2.18	1.14	9.90	3.74	2.40	1.44	3.33	31.14
	Skewness	0.06	-0.89	0.27	0.03	-0.65	-0.20	0.44	0.68	-0.69	0.64	-1.03

B.2. (continúe)

Province	Descriptive measure	Illiteracy rate	Primary school enrolment	Secondary school enrolment	Life expectancy	Maternal mortality	Infant mortality	Unsatisfied basic needs	Deficient dwellings	Housing overcrowding	Household-owners	Transfers
Misiones	Mean	11.28	88.60	4.57	69.25	8.47	34.53	30.90	7.98	10.70	64.63	298.57
	Minimum	6.70	80.60	2.66	65.57	5.30	19.60	23.50	3.54	6.16	52.10	193.67
	Maximum	16.40	92.40	5.71	72.69	10.80	51.90	39.20	14.60	14.54	77.21	368.05
	St. Deviation	4.26	5.40	1.39	3.57	2.84	16.29	7.89	5.84	4.23	12.55	74.10
	Skewness	0.16	-1.07	-0.66	-0.12	-0.49	0.27	0.21	0.59	-0.30	0.01	-0.76
Neuquén	Mean	8.80	91.78	5.53	71.59	4.93	20.10	22.83	6.34	11.01	62.94	370.02
	Minimum	3.90	82.50	2.79	68.13	1.00	13.00	15.50	3.58	5.11	54.10	306.24
	Maximum	14.80	96.90	7.91	75.24	7.60	31.70	33.90	11.24	17.13	71.92	440.19
	St. Deviation	4.86	6.54	2.36	3.56	3.48	10.13	9.75	4.25	6.01	8.91	58.64
	Skewness	0.27	-0.82	-0.15	0.10	-0.58	0.66	0.60	0.69	0.06	0.03	0.14
Río Negro	Mean	8.78	91.08	5.24	70.82	3.17	24.83	23.20	6.86	10.39	61.98	368.27
	Minimum	4.20	80.70	2.83	67.73	2.60	14.70	16.10	3.43	4.84	56.40	235.30
	Maximum	14.50	96.90	7.43	73.86	3.60	35.70	32.80	13.29	16.23	70.10	437.66
	St. Deviation	4.56	7.35	2.17	3.07	0.51	10.52	8.63	5.57	5.70	7.19	92.65
	Skewness	0.32	-0.80	-0.09	-0.03	-0.45	0.13	0.49	0.70	0.09	0.57	-0.89
Salta	Mean	10.30	91.10	6.40	68.46	12.10	34.70	34.60	9.60	15.74	60.91	322.41
	Minimum	5.20	82.90	4.08	64.58	6.50	19.10	27.50	4.82	11.95	52.10	215.39
	Maximum	16.00	94.50	9.13	71.88	17.40	52.10	42.40	16.81	19.05	70.89	388.98
	St. Deviation	4.84	5.50	2.25	3.67	5.46	16.57	7.47	6.36	3.57	9.45	75.27
	Skewness	0.14	-1.11	0.22	-0.23	-0.10	0.20	0.17	0.60	-0.23	0.22	-0.81
San Juan	Mean	6.15	92.65	5.61	70.87	7.80	24.50	19.17	4.38	7.55	64.82	420.97
	Minimum	3.20	86.60	3.44	67.84	5.80	18.80	14.30	1.61	5.58	61.39	232.15
	Maximum	8.90	96.20	7.90	73.63	8.90	30.10	26.00	9.46	9.47	70.27	561.99
	St. Deviation	2.65	4.18	1.85	2.90	1.73	5.65	6.09	4.41	1.95	4.77	146.17
	Skewness	-0.07	-0.91	0.11	-0.17	-0.70	-0.03	0.53	0.70	-0.05	0.64	-0.42
San Luis	Mean	6.13	92.73	5.52	71.06	8.80	27.87	19.80	4.31	7.49	67.65	513.93
	Minimum	3.20	87.70	4.58	68.32	6.00	17.80	13.00	2.19	4.58	61.12	263.27
	Maximum	8.40	95.20	6.48	74.06	13.80	37.20	27.70	7.08	8.98	75.24	700.38
	St. Deviation	2.59	3.40	0.78	2.88	4.34	9.72	7.41	2.51	2.52	7.12	184.24
	Skewness	-0.16	-1.05	0.04	0.17	0.69	-0.14	0.27	0.44	-0.71	0.27	-0.55

B.2. (continue)

Province	Descriptive measure	Illiteracy rate	Primary school enrolment	Secondary school enrolment	Life expectancy	Maternal mortality	Infant mortality	Unsatisfied basic needs	Deficient dwellings	Housing overcrowding	Household-owners	Transfers
Santa Cruz	Mean	3.48	94.93	6.06	69.64	6.73	22.93	16.00	5.80	5.60	58.92	749.24
	Minimum	1.60	90.70	2.86	65.57	6.10	14.50	10.10	3.40	2.97	51.00	595.42
	Maximum	5.80	97.70	9.15	72.93	7.10	34.40	22.70	10.59	7.94	67.05	869.72
	St. Deviation	1.87	2.98	2.66	3.74	0.55	10.29	6.34	4.15	2.50	8.03	114.73
	Skewness	0.29	-0.77	-0.06	-0.36	-0.68	0.49	0.23	0.71	-0.22	0.05	-0.47
Santa Fe	Mean	4.98	93.60	5.42	72.31	5.37	23.60	15.30	3.75	6.23	71.78	233.51
	Minimum	2.70	88.70	4.63	70.47	3.10	14.30	11.90	2.03	4.14	69.36	145.28
	Maximum	7.20	96.20	6.54	74.17	8.30	34.30	20.00	6.88	8.14	75.48	280.72
	St. Deviation	2.05	3.39	0.94	1.85	2.66	10.07	4.20	2.71	2.01	3.26	63.14
	Skewness	-0.03	-0.92	0.25	0.02	0.43	0.25	0.51	0.70	-0.16	0.61	-0.76
Santiago del Estero	Mean	11.68	91.43	4.25	69.12	9.47	26.37	35.20	3.06	14.63	72.76	397.66
	Minimum	6.60	86.80	2.93	66.01	7.10	14.80	26.20	1.25	9.97	59.40	151.97
	Maximum	16.70	93.30	6.03	71.53	13.10	35.10	45.80	5.24	19.91	85.39	540.43
	St. Deviation	4.50	3.09	1.47	2.83	3.19	10.44	9.90	2.02	5.00	13.01	170.87
	Skewness	-0.01	-1.13	0.28	-0.43	0.61	-0.46	0.29	0.32	0.23	-0.10	-0.88
Tierra del Fuego	Mean	1.88	95.05	5.78	70.19		15.70	22.20	12.54	4.11	61.09	749.06
	Minimum	0.70	90.80	3.24	65.57		10.10	15.50	12.15	1.79	45.40	90.72
	Maximum	3.20	98.10	8.17	74.84		20.30	25.60	12.91	6.53	72.12	1157.69
	St. Deviation	1.14	3.09	2.70	4.63		5.17	5.80	0.38	2.37	13.96	460.55
	Skewness	0.14	-0.61	-0.01	0.01		-0.34	-0.71	-0.13	0.08	-0.55	-0.83
Tucumán	Mean	7.40	92.25	5.23	70.28	6.60	31.70	27.23	7.17	12.95	68.85	289.78
	Minimum	3.90	85.80	3.97	67.40	3.60	24.50	20.50	2.56	7.51	60.50	168.03
	Maximum	11.20	95.10	6.94	72.42	10.40	42.00	36.60	12.73	19.03	78.47	366.15
	St. Deviation	3.35	4.33	1.24	2.59	3.47	9.15	8.37	5.15	5.79	9.05	86.39
	Skewness	0.09	-1.11	0.60	-0.48	0.40	0.55	0.52	0.33	0.20	0.25	-0.77

Note: see Table in A.1 in Appendix A for a description of variables, units of measure and sources.



Productividad y Empleo Regional en España: Un enfoque dinámico *

F. Javier Escribá Pérez ** y M.^a José Murgui García **

RESUMEN: En este trabajo se analiza el impacto de factores sectoriales y territoriales en la dinámica del empleo de las industrias regionales de la economía española durante el periodo 1980-2006. Se aplican técnicas de estimación para un panel dinámico (System-GMM) que ofrecen un tratamiento metodológico alternativo al problema de la endogeneidad de las variables. Los resultados confirman la robustez de los efectos contemporáneos: la diversificación, el tamaño de mercado y la dinámica del sector afectan positivamente al empleo a corto plazo. A largo plazo los efectos son más inciertos.

Clasificación JEL: C23; R12; R34.

Palabras clave: Empleo regional; productividad; panel dinámico.

Productivity and Regional Employment in Spain: A Dynamic Approach

ABSTRACT. This paper analyses the impact of sectorial and territorial factors on the dynamics of employment in regional industries in Spain over the period 1980-2006. A dynamic panel data model is estimated using panel data techniques (System-GMM), which provide an alternative methodology for addressing the problem of variable endogeneity. The results confirm the robustness of the contemporary effects: diversification, market size and dynamics in the sector affect employment in the short term. However, effects in the long term are more uncertain.

JEL Classification: C23; R12; R34.

Keywords: Regional employment; productivity; Dynamic panel estimation.

* Este trabajo forma parte de un proyecto financiado con fondos FEDER.
Los autores agradecen los detallados comentarios y las sugerencias de dos evaluadores anónimos que han contribuido a mejorar el trabajo.

** Universidad de Valencia. Dept. Anàlisi Econòmica, Campus dels Tarongers. Avda. dels Taroners, s/n. 46022-València. Email: francisco.j.escriba@uv.es; maria.j.murgui@uv.es.

Recibido: 12 de diciembre de 2012 / Aceptado: 2 de agosto de 2013.

1. Introducción

Este trabajo aborda el impacto de la estructura económica regional sobre la dinámica del empleo en las industrias regionales de la economía española en el periodo 1980-2006. Desde un punto de vista económico, el aumento del empleo puede acabar teniendo efectos adversos si no es empleo productivo, de calidad y estable y si además va asociado al estancamiento de la productividad y de la competitividad (Garibaldi y Mauro, 2002). En España entre 1995 y 2006 ha crecido fuertemente el empleo pero de forma especialmente intensa en sectores de baja productividad, poca cualificación laboral, y con elevada temporalidad. Con posterioridad, desde el inicio de la crisis económica actual, se está produciendo en las regiones españolas una fuerte destrucción masiva de puestos de trabajo con mucha más intensidad que en países de nuestro entorno, que fueron capaces de mantener crecimientos no sólo del empleo sino también de la productividad desde 1995.

Las regiones dentro de un país muestran mayor nivel de especialización que los diferentes países entre sí. Mientras los factores sectoriales apenas explican una pequeña parte de las diferentes tasas de crecimiento del empleo entre países¹, éstos desempeñan un papel determinante en el diferente comportamiento del empleo regional dentro de cada país. Por tanto, multitud de políticas relacionadas con reformas estructurales e institucionales dentro de un país afectarán a todas las regiones y quedan fuera de nuestro ámbito de estudio. Elevados niveles de empleo y de su crecimiento son hoy día objetivos prioritarios de la política económica de las Administraciones Públicas. El objetivo de este trabajo es identificar los factores sectoriales y regionales que determinan el diferente nivel de empleo en las industrias regionales españolas.

En este trabajo disponemos de un panel de datos para las industrias regionales de la economía española y se utiliza el estimador GMM para paneles dinámicos. La disponibilidad de tres dimensiones del panel— regiones, sectores y tiempo— para las 17 Comunidades Autónomas españolas desde 1980 a 2006 y 19 sectores productivos de cada región permite utilizar este método de estimación, en concreto el estimador System-GMM —Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998)— y considerar los valores rezagados de las variables como instrumentos. La evidencia sobre los efectos dinámicos de las economías de aglomeración sobre el crecimiento del empleo es todavía extraordinariamente escasa², en este trabajo pretendemos llevar a cabo una contribución en esa dirección.³ Para ello, se analizan los efectos sobre el comportamiento del empleo de la estructura económica regional y sectorial, así como sus efectos contemporáneos y a largo plazo.

¹ Garibaldi y Mauro (2002) y Andrés *et al.* (2010).

² Henderson (1997 y 2003), Combes, Magnac y Robin (2004), Blien, Suedekum y Wolf (2006), Brühlhart y Mathys (2008).

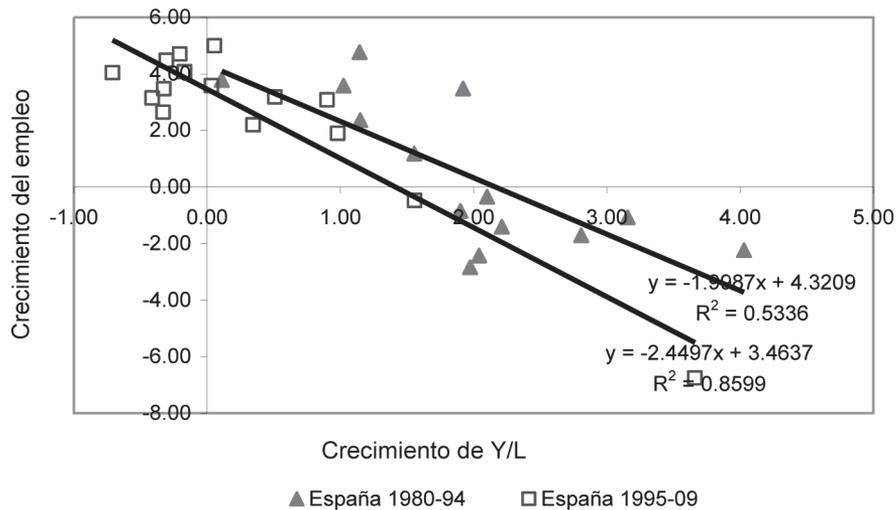
³ Los efectos de las economías de aglomeración se identifican estrictamente en ámbitos locales más reducidos que los regionales [véase Pablo-Martí y Muñoz-Yebra (2009)]. Por esa razón en este trabajo nuestra contribución a esta literatura es indirecta y preferimos referirnos a factores sectoriales y regionales.

En la siguiente sección se presenta el comportamiento del crecimiento del empleo y de la productividad del trabajo en el periodo 1980-2006 y se argumenta la ruptura que supone el año 1994. En la sección tercera se presenta el marco teórico básico, el método econométrico y los datos utilizados. En el siguiente apartado se comentan los resultados de la estimación para los dos periodos considerados tanto a corto como a largo plazo. Finalmente se recogen aquellas reflexiones que relacionan las conclusiones de esta investigación especialmente con la evolución del empleo en el periodo actual de crisis y con recomendaciones de política económica.

2. El *trade off* empleo-productividad

En la economía española desde 1980 vamos a distinguir entre dos etapas marcadas por el diferente comportamiento de la productividad: hasta y desde 1994. Desde 1994 confluyen tanto una enorme creación de empleo, un elevado y sostenido crecimiento del *output* como un estancamiento de la productividad.

Gráfico 1. Crecimiento del empleo y de la productividad del trabajo. España

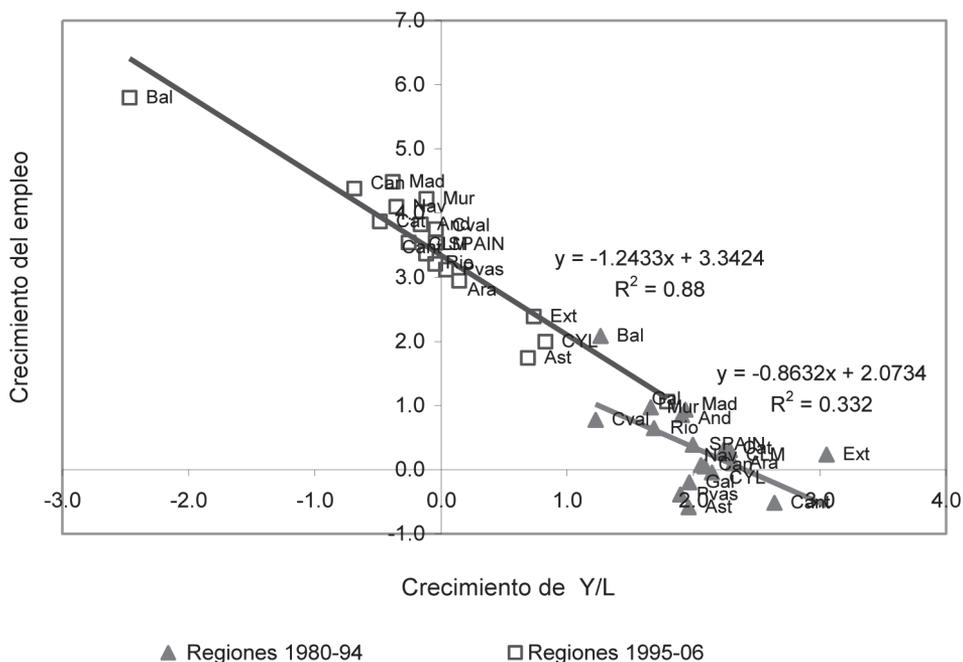


En el gráfico 1 se representa el *trade-off* entre empleo y productividad (en adelante EPT) y se divide el periodo 1980-2009 en 1994. En el primer subperiodo los primeros años 1980-85 y la crisis 1992-1994 muestran reducciones en el empleo, el resto de años el empleo crece. No obstante mayores crecimientos del empleo se corresponden con menores crecimientos de la productividad del trabajo. Desde 1995 se observa un considerable desplazamiento de la nube de puntos hacia la izquierda, el empleo crece todos los años excepto desde 2008. Aun existiendo tasas más elevadas de crecimiento del *output* que en el periodo anterior, la línea que ajusta crecimiento

del empleo y de la productividad se ha desplazado hacia abajo, es decir, semejantes crecimientos (disminuciones) del empleo han ido acompañadas con inferiores (superiores) incrementos de la productividad, lo que apunta a un crecimiento del *output* apoyado en el crecimiento cuantitativo de factores de producción⁴.

El periodo 1980-2006 podemos analizarlo con más detalle y establecer el comportamiento entre las regiones y los sectores productivos. En el gráfico 2 se representan las EPT considerando las tasas de crecimiento medio de las 17 regiones en cada subperiodo. La nube de puntos se desplaza considerablemente hacia el noroeste: el empleo aumenta en todas las regiones por término medio desde 1995 hasta 2006 pero a costa de que en muchas de ellas la productividad se reduzca. Precisamente son regiones especializadas en agricultura las que consiguen mantener crecimientos positivos en productividad, mientras que en las más especializadas en servicios ocurre lo contrario. El comportamiento de Baleares, especializada en construcción y turismo, es un caso extremo.

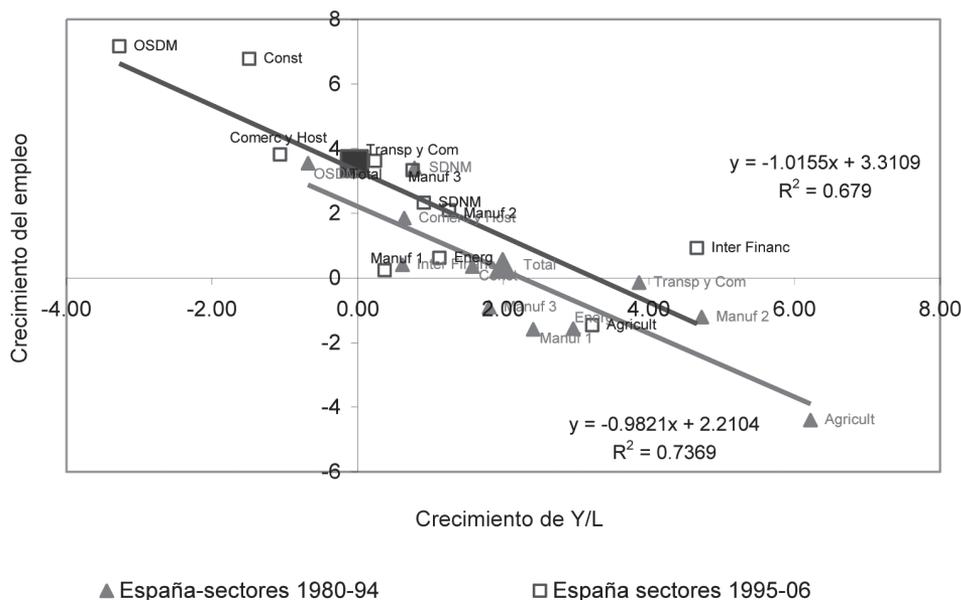
Gráfico 2. Crecimiento del empleo y de la productividad del trabajo. Regiones españolas.



⁴ Evidentemente la pendiente de la EPT para cada dato es -1 , e intercepta ambos ejes a la tasa de crecimiento del *output* del periodo. Pero en nuestra representación la relación entre crecimiento del empleo y productividad es un ajuste estadístico en el que el crecimiento del *output* no es constante. Véase Buchele y Christiansen (1999).

En el gráfico 3 se representan las EPT de cada una de las tasas medias de los diferentes sectores en los dos subperiodos⁵. Desde 1995 el empleo ha crecido por término medio en todos los sectores (excepto agricultura), resultado del fuerte tirón de la demanda que se produjo en ese periodo. Especialmente aumentó el empleo en otros servicios de mercado, construcción y comercio y hostelería, y únicamente en estos sectores ha sido negativa la tasa de crecimiento de la productividad. La productividad crece a menor tasa que en el periodo anterior en todos los sectores excepto en intermediación financiera. No obstante, el comportamiento de los sectores es más diverso que el de las regiones tanto en lo que respecta al crecimiento del empleo como al de la productividad.

Gráfico 3. Crecimiento del empleo y de la productividad del trabajo. España. Sectores.



Mientras que entre países únicamente una pequeña porción de las diferencias en el crecimiento del empleo se ha atribuido a la diferente composición sectorial (Garibaldi y Mauro, 2002 y Andrés *et al.*, 2010), entre las regiones de un mismo país la clave del diferente comportamiento del empleo suele buscarse en su estructura productiva. Los sectores productivos tienen un diferente dinamismo: regiones como Baleares y Canarias especializadas en construcción y servicios (turismo) vieron crecer fuertemente el empleo entre 1995 y 2006 y actualmente están sufriendo pérdidas

⁵ Para mayor sencillez del gráfico se han agrupado las ramas manufactureras en tres grupos. Manuf1 corresponde a las ramas de alimentación y textil. Manuf2 corresponde a química, caucho y plásticos, material eléctrico y material de transporte. Manuf3 son el resto de ramas manufactureras.

importantes; en comunidades como Cataluña, Aragón o Comunidad Valenciana, especializadas en industrias de bienes de consumo crearon hasta 2006 y destruyeron con posterioridad más empleo que el País Vasco. Las regiones con una estructura más equilibrada son las que mantienen niveles más estables de empleo, así como las regiones mejor posicionadas en estándares de competitividad. Asimismo regiones con elevado peso del sector público mantienen su nivel de empleo como Extremadura. Es pertinente plantearse qué consecuencias podría tener sobre la creación de empleo una modificación del modelo de crecimiento en las diferentes regiones hacia actividades con mayores niveles de productividad.

En Andrés *et al.* (2010) se abordan tres ejercicios contrafactuales para evaluar la capacidad del «nuevo modelo de crecimiento» para crear empleo a nivel de la economía española tomando como referencia UE-10⁶. Nosotros vamos a llevar a cabo un ejercicio semejante para las regiones españolas tomando como referencia la región de nuestra economía que creando empleo ha mantenido los niveles más elevados de productividad en términos agregados y para casi cada uno de los sectores: el País Vasco. Se analizará el comportamiento hipotético de las distintas regiones en los tres escenarios siguientes:

- En el primero suponemos que España y las diferentes regiones mantienen sus propias estructuras productivas sectoriales pero el nivel de productividad de cada sector es el correspondiente al del País Vasco.
- En el segundo escenario suponemos que España y las diferentes regiones mantienen para cada sector sus propios niveles de productividad pero sus modelos productivos en términos de empleo poseen idéntica composición porcentual a los del País Vasco.
- Finalmente supondremos que España y las diferentes regiones tienen idéntica composición y nivel de productividad sectorial que el País Vasco.

En los tres escenarios suponemos que cada región crece a la tasa efectiva de crecimiento media anual del valor añadido desde 1980 hasta 2006. Por consiguiente las tasas de crecimiento del empleo en cada escenario serán el resultado de sustraer de la tasa de crecimiento efectiva del *output* la tasa de crecimiento de la productividad hipotética estimada en cada escenario. Como puede observarse en el cuadro 1, entre 1995 y 2006 la economía española ha sido capaz de aumentar en siete millones el empleo neto. Si la productividad de sus sectores hubiese sido más elevada —como la del País Vasco, escenario 1— habría creado casi 2,5 millones de puestos menos. Bajo los supuestos del segundo escenario se habrían perdido unos 700.000 puestos de trabajo y en el escenario tercero, más de tres millones.

El efecto más débil es el relacionado con la modificación del «modelo productivo» hacia uno similar al de una economía «más avanzada» (escenario 2). Más de la mitad de la pérdida de empleos se produce en cuatro regiones: Andalucía, C. Valenciana y las dos Castillas. La etapa de fuerte cambio estructural desde agricultura

⁶ El grupo de países que integran la UE-10 son: Alemania, Bélgica, Dinamarca, Francia, Austria, Italia, Holanda, Noruega, Portugal y Suecia.

hacia industria y servicios se ha ralentizado: ya la presencia del sector agrícola es muy reducida incluso en las regiones especializadas en él, la industria pierde peso en todas las regiones y con más intensidad en las más manufactureras, y desde 1995 en todas las regiones crece la construcción y los servicios. Este resultado coincide con los que obtienen para países Garibaldi y Mauro (2002).

Cuadro 1. Escenarios sobre la creación de empleo.

	<i>Empleo creado</i>	<i>Escenario 1</i>	<i>Escenario 2</i>	<i>Escenario 3</i>
Andalucía	1.143	-474	-197	-677
Aragón	191	-76	-34	-98
Asturias	82	-59	-15	-58
Baleares	256	-62	-20	-91
Canarias	346	-95	-15	-143
Cantabria	89	-27	-23	-40
Castilla y León	239	-107	-56	-158
Castilla-La Mancha	265	-152	-59	-202
Cataluña	1.368	-376	-2	-391
C. Valenciana	778	-383	-89	-447
Extremadura	102	-81	-26	-114
Galicia	136	-208	-52	-250
Madrid	1.377	-172	-18	-170
Murcia	232	-122	-44	-148
Navarra	130	-23	-14	-33
País Vasco	341	0	0	0
Rioja	49	-14	-8	-22
España	7.125	-2.431	-673	-3.042

Nota: Los datos están expresados en miles de puestos de trabajo.

No obstante, una región no es simplemente una combinación lineal de sectores productivos, los sectores pueden tener un dinamismo diferente en distintas regiones. Por tanto, en este trabajo se pretende analizar en qué medida el comportamiento del empleo de las industrias regionales depende de factores regionales y de factores sectoriales. Un creciente campo de investigación recientemente ha estimado la extensión y tipo de economías externas: una favorable combinación de factores sectoriales y regionales pueden tener efectos positivos sobre el crecimiento del *output* de las industrias regionales y por tanto de la productividad y del empleo. De hecho, la ausencia de datos sobre valor añadido y capital a escala local ha conducido a la mayoría de los

trabajos a inferir el crecimiento de la productividad total de los factores desde los resultados sobre el crecimiento del empleo⁷. El supuesto crucial ha sido: el crecimiento de la productividad total de los factores que generan las economías de aglomeración conduce al crecimiento del empleo⁸. Nuestro marco teórico, como veremos a continuación, mantiene ese canal de transmisión que en muchos casos es evadido por algunos de los trabajos más recientes sobre los factores sectoriales y regionales que estimulan el crecimiento del empleo⁹.

3. El Marco Teórico

3.1. El Modelo Básico y el Método Econométrico

El origen del enfoque que vamos a seguir se encuentra en los trabajos de Glaeser *et al.* (1992) y Henderson *et al.* (1995) discutiendo la relevancia de las economías de localización (MAR externalidades) o de urbanización (Jacobs externalidades)¹⁰. Estos autores utilizan un enfoque estático, es decir, explican el crecimiento del empleo, la productividad o los salarios en función de las características locales (como especialización, tamaño, diversificación) en el momento inicial. Los resultados que obtienen ambos trabajos para ámbitos locales de la Unión Europea son contradictorios y han propiciado toda una serie de trabajos empíricos¹¹ para ámbitos locales de diferentes países que en general apoyan en mayor medida los resultados de Glaeser *et al.* (1992) y la relevancia de las economías de urbanización en la determinación de la evolución del empleo¹². No obstante, en diferentes países, diferentes periodos y distintos ámbitos locales (véase Pablo-Martí y Muñoz-Yebra, 2009) y/o sectoriales, los resultados no son concluyentes, aunque en gran medida también la fragilidad y discrepancias en los resultados puede ser consecuencia de la metodología que generalmente se utiliza.

Convencionalmente esta literatura utiliza una metodología *cross-section* donde las tasas de crecimiento del empleo se regresan sobre variables de control que reflejan la composición industrial local en un año base. De esta forma, no se otorga importancia al aspecto temporal: efectos contemporáneos, a corto y largo plazo (Blien, Suedekum y Wolf, 2006). Otro tipo de problemas son identificados por Combes (2000) respecto a la utilización de medidas de especialización.

⁷ Para un *survey* reciente puede consultarse Rosenthal y Strange (2004).

⁸ Este supuesto ha sido cuestionado para el caso español por De Lucio, Herce y Goicolea (2002) y también por Dekle (2002), Cingano y Schivardi (2004), Martín, Mayer y Mayneris (2008) y Escribá y Murgui (2012).

⁹ Véase Blien, Suedekum y Wolf (2006), Dauth (2010) y Illy *et al.* (2010).

¹⁰ MAR externalidades se producen por la proximidad y concentración de empresas del mismo sector, Jacobs externalidades son causadas por la diversidad de empleos, establecimientos e instituciones que se benefician de su mutua proximidad (economías de urbanización).

¹¹ Véase el *survey* de Combes y Overman (2004).

¹² Para el caso español pueden consultarse los trabajos de Goicolea, Herce y De Lucio (1995) y Callejón y Costa (1996), entre otros.

Esta literatura sobre el efecto de las economías externas ha evolucionado hacia un enfoque dinámico, donde se analiza el crecimiento del empleo o la productividad en función de los determinantes locales pasados —la trayectoria de estas características regionales o sectoriales importa para explicar la dinámica del empleo hoy—. Se utilizan tres dimensiones en los datos: la local, la sectorial y la temporal. Esta riqueza en la explotación de las series conlleva problemas sobre la necesidad de controlar la posible endogeneidad de las variables explicativas y la heterogeneidad inobservada.

En este trabajo vamos a seguir el enfoque propuesto por Combes, Magnac y Robin (2004) y De Lucio, Herce y Goicolea (2002) para analizar el efecto de las características sectoriales y regionales sobre la dinámica del empleo. Suponiendo una función de producción Cobb-Douglas para cada industria regional ij (donde i denota la rama y j la región) con rendimientos constantes a escala para los dos factores de producción, trabajo ($L_{ij,t}$) y capital ($K_{ij,t}$) y siendo A el nivel de tecnología o la productividad total de los factores, el valor añadido de la industria regional se expresará,

$$Y_{ij,t} = A_{ij,t} L_{ij,t}^{\alpha_{ij}} K_{ij,t}^{1-\alpha_{ij}} \quad (1)$$

Las condiciones de optimización de primer grado de las industrias regionales pueden formularse como la igualdad entre la relación técnica de sustitución y la razón de los precios de los *inputs*. En una función Cobb-Douglas su expresión sería,

$$\frac{K_{ij,t} r_t}{L_{ij,t} \omega_{ij,t}} = \frac{1-\alpha_{ij}}{\alpha_{ij}} \quad (2)$$

siendo r el tipo de interés que aproxima el coste de uso¹³, ω el salario y suponiendo que α permanece constante. A partir de la expresión (2) puede expresarse el capital en función de los demás elementos¹⁴, sustituyendo la expresión del capital en (1) y tomando logaritmos,

$$\ln Y_{ij,t} = \ln A_{ij,t} + \alpha_{ij} \ln L_{ij,t} + (1-\alpha_{ij}) \left[\ln \omega_{ij,t} + \ln L_{ij,t} + \ln(1-\alpha_{ij}) - \ln \alpha_{ij} - \ln r_t \right] \quad (3)$$

Desde esta expresión (3), se obtienen las expresiones para la productividad del trabajo (4) y el empleo (5),

$$\ln \frac{Y_{ij,t}}{L_{ij,t}} = \ln A_{ij,t} + (1-\alpha_{ij}) \ln \omega_{ij,t} + (1-\alpha_{ij}) \left[\ln(1-\alpha_{ij}) - \ln \alpha_{ij} - \ln r_t \right] \quad (4)$$

$$\ln L_{ij,t} = \ln Y_{ij,t} - \ln A_{ij,t} - (1-\alpha_{ij}) \ln \omega_{ij,t} - (1-\alpha_{ij}) \left[\ln(1-\alpha_{ij}) - \ln \alpha_{ij} - \ln r_t \right] \quad (5)$$

¹³ El tipo de interés se considera igual para todas las industrias regionales.

¹⁴ La ausencia de datos de capital a nivel local hace que se omita esta variable lo que puede cambiar los resultados (Dekle, 2002).

siguiendo a Combes Magnac y Robin (2004) y llamando σ_{ij} a la elasticidad de la demanda del *output* respecto al precio, la expresión (5) quedaría como sigue:

$$\ln L_{ij,t} = -\sigma_{ij} \ln p_{ij,t} - \ln A_{ij,t} - (1 - \alpha_{ij}) \ln \omega_{ij,t} - (1 - \alpha_{ij}) [\ln(1 - \alpha_{ij}) - \ln \alpha_{ij} - \ln r_t] \quad (6)$$

Bajo el supuesto de competencia perfecta donde el precio es igual al coste marginal,

$$p_{ij,t} = \omega_{ij,t}^{\alpha_{ij}} r_t^{1-\alpha_{ij}} \frac{1}{A_{ij,t} \alpha_{ij}^{\alpha_{ij}} (1 - \alpha_{ij})^{(1-\alpha_{ij})}} \quad (7)$$

y expresándola en logaritmos,

$$\ln p_{ij,t} = \alpha_{ij} \ln \omega_{ij,t} - \ln A_{ij,t} + (1 - \alpha_{ij}) \ln r_t - \ln \left[\alpha_{ij}^{\alpha_{ij}} (1 - \alpha_{ij})^{(1-\alpha_{ij})} \right] \quad (8)$$

Bajo el supuesto de que el mercado de capital está perfectamente integrado y que hay movilidad imperfecta del trabajo. Sustituyendo (8) en (6) se tiene,

$$\ln L_{ij,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln \omega_{ij,t} + \gamma_2 \ln A_{ij,t} + \gamma_3 \ln r_t \quad (9)$$

donde $\gamma_0 = \sigma_{ij} \ln \left[\alpha_{ij}^{\alpha_{ij}} (1 - \alpha_{ij})^{(1-\alpha_{ij})} \right] - (1 - \alpha_{ij}) [\ln(1 - \alpha_{ij}) - \ln \alpha_{ij}]$, $\gamma_1 = [\alpha_{ij} (1 - \sigma_{ij}) - 1]$, $\gamma_2 = [\sigma_{ij} - 1]$ y $\gamma_3 = (1 - \alpha_{ij})(1 - \sigma_{ij})$

El coeficiente de los salarios nominales (γ_1) es negativo y el valor del coeficiente γ_2 depende de la elasticidad de la demanda: si $\sigma_{ij} > 1$, γ_2 será positivo y si $\sigma_{ij} < 1$ entonces el coeficiente es γ_2 será negativo, es decir, si la demanda no se expande suficientemente después de la reducción de precios ($p_{ij,t}$) por el *shock* tecnológico se traduce en una reducción de los *inputs*. El tipo de interés sólo tiene variación temporal por lo que será capturado por las *dummies* temporales como veremos más tarde.

Además se supone que las características regionales —empleo regional (LReg) y el índice de diversificación (Diver)— y sectoriales —empleo de un sector (LSec) y nivel de formación de los trabajadores sectorial (H)—¹⁵ que influyen en el empleo de la industria regional lo hacen a través de la productividad total de los factores, es decir,

$$A_{ij,t} = f[LSec, LReg, Diver, H] \quad (10)$$

Este supuesto, habitual en la literatura, supone que aumentos en la productividad van asociados a ganancias proporcionales en el empleo a través de desplazamientos de la curva de demanda de trabajo.

¹⁵ Estas variables se definirán más adelante.

Incluyendo este supuesto —ecuación 10— la expresión (9) quedaría de la siguiente forma:

$$\ln L_{ij,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln \omega_{ij,t} + \gamma_2 \ln Lsec_{ij,t} + \gamma_3 \ln Lreg_{ij,t} + \gamma_4 \ln Diver_{ij,t} + \gamma_5 \ln H_{ij,t} + \gamma_6 \ln r_t \quad (11)$$

En modelos de series temporales es habitual incluir en la especificación valores desfasados de los regresores, de la variable endógena o de ambos. La inclusión de la variable endógena desfasada ofrece una caracterización adecuada del proceso de acumulación de factores pero induce a problemas de inferencia. En modelos de panel, y en el dinámico como el que aquí se considera, la aparición de efectos individuales no observados agravan todavía más estos problemas como se mostrará a continuación.

A partir de la ecuación (11) la especificación empírica del modelo dinámico de datos de panel a estimar puede expresarse genéricamente como un modelo de retardo distribuido autorregresivo de orden n (ADL(n,n))

$$L_{ij,t} = \alpha + \sum_{k=1}^n \beta_k L_{ij,t-k} + \sum_{k=0}^n \lambda_k X_{ij,t-k} + \mu_{ij} + d_t + \varepsilon_{ijt} \quad (12)$$

siendo μ_{ij} los efectos específicos de las industrias-regionales invariantes en el tiempo (localización geográfica, características idiosincrásicas propias de la región y de la industria, etc.), d_t recogen los efectos temporales que afectan a todas las industrias-regionales (políticas nacionales, la evolución del tipo de interés...). Nosotros trataremos estos efectos temporales como fijos —constantes desconocidas— mediante la inclusión de un conjunto de *dummies* temporales en todas las regresiones¹⁶. ε_{ijt} es la perturbación aleatoria, $L_{ij,t}$ es el logaritmo del nivel de empleo-la variable endógena— y $L_{ij,t-k}$ la variable endógena desfasada con retardos ($k = 1, \dots, n$), $X_{ij,t-k}$ son los valores corrientes o desfasados del conjunto de variables explicativas —en logaritmos— recogidas en la expresión (11) que se discutirán más adelante.

Las regresiones dinámicas de datos de panel presentan, como es sabido, distintos problemas econométricos. Los más importantes hacen referencia, en primer lugar, a la heterogeneidad de la muestra —en nuestro caso variaciones inobservables entre industrias-regionales— cuyo tratamiento incorrecto de estos efectos específicos conduciría a la obtención de estimadores inconsistentes. El otro problema hace referencia a la presencia como regresor de la variable endógena desfasada que está correlacionada con los errores. Por tanto, en la estimación de este tipo de modelos se intenta corregir los posibles sesgos en los parámetros estimados de interés β y λ que pueden existir por la potencial correlación de las variables independientes ($L_{ij,t-k}$ ($k = 1, \dots, n$) y $X_{ij,t-k}$ ($k = 0, \dots, n$)) con respecto a los efectos fijos regionales μ_{ij} (problema de *heterogeneidad*). Además de la potencial endogeneidad de estas variables respecto a las perturbaciones pasadas o corrientes, es decir, cuando el supuesto de que todas las variables explicativas son determinadas exógenamente no se cumple

¹⁶ Otra posibilidad sería expresar las variables en desviaciones respecto a su media temporal, lo que elimina la necesidad de introducir *dummies* temporales.

(problema de *Endogeneidad*), de manera que el estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios estará sesgado y será inconsistente.

Con el fin de solucionar estos problemas, siguiendo a Arellano y Bond (1991) se utiliza el Método Generalizado de Momentos, el estimador en diferencias —Difference GMM—. La idea del estimador GMM en primeras diferencias es tomar primeras diferencias para eliminar la posible fuente de inconsistencia generada por la presencia de μ_{ij} y utilizar los niveles de las variables explicativas desfasadas dos o más periodos como instrumentos para corregir la endogeneidad de las mismas. Así, la expresión (12) expresada en primeras diferencias quedaría:

$$\Delta l_{ij,t} = \sum_{k=1}^n \beta_k \Delta l_{ij,t-k} + \sum_{k=0}^n \lambda_k \Delta x_{ij,t-k} + \Delta d_t + \Delta \varepsilon_{ijt} \quad (13)$$

Sin embargo, cuando existe un alto grado de persistencia en las series y el número de observaciones temporales es pequeño, el estimador DIFF-GMM puede sufrir serias pérdidas de eficiencia porque hay información de las restricciones de momentos que es ignorada. Es decir, que los niveles desfasados de las variables explicativas son débiles instrumentos para las primeras diferencias¹⁷. Así pues, para solucionar este problema puede estimarse un sistema de ecuaciones que incluya ecuaciones en diferencias así como ecuaciones en niveles. Nuestra estimación conjunta se llevará a cabo utilizando el estimador System (SYS-GMM en adelante) de Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998). Este estimador considera el modelo como un sistema de ecuaciones, una para cada periodo temporal. Las ecuaciones difieren en sus instrumentos (o condiciones de ortogonalidad). Las variables endógenas en primeras diferencias se instrumentan con sus niveles desfasados dos o más periodos y las variables endógenas en niveles utilizan como instrumentos las primeras diferencias desfasadas. La consistencia de los estimadores descansa en la validez de las condiciones de ortogonalidad, es decir, que los residuos estén serialmente incorrelacionados y que las variables explicativas sean exógenas. El contraste de sobreidentificación propuesto por Sargan (1958) y Hansen (1982) es utilizado para ver la validez de las condiciones de ortogonalidad —si los instrumentos son exógenos—. Además puede contrastarse si las condiciones adicionales de momentos para las ecuaciones en niveles son válidas mediante el Hansen-difference test. Para contrastar la presencia de correlación serial de los residuos se utilizan los estadísticos propuestos por Arellano y Bond (1991), cuya hipótesis nula es la no autocorrelación serial, se espera autocorrelación de primer orden pero no de orden superior¹⁸.

¹⁷ Véase Blundell y Bond (1998). En este trabajo se utiliza el estimador SYS-GMM ya que la mayoría de las variables (todas a excepción de los salarios y en menor medida la educación de la fuerza de trabajo) presentan un alto grado de persistencia, es decir, varían significativamente entre individuos (industrias regionales) pero son relativamente estables en el tiempo.

¹⁸ Esto es, se espera autocorrelación de primer orden, $AR(1)$, $\Delta \varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$ estará correlacionado con $\Delta \varepsilon_{it-1} = \varepsilon_{it-1} - \varepsilon_{it-2}$, pero no autocorrelación de orden superior.

3.2. Los datos

En este trabajo se utiliza un panel de datos con una muestra de 19 industrias o ramas en las 17 regiones españolas durante el periodo 1980-2006¹⁹. Los datos utilizados corresponden a la base de datos BD.MORES b-2000 [De Bustos *et al.* (2008)]²⁰, a excepción de la formación de los trabajadores (Fundación Bancaja). El análisis en este trabajo se lleva a cabo para tres muestras distintas. En primer lugar para el total de las ramas de actividad. En segundo lugar, se excluyen de la muestra, como es habitual en la mayoría de trabajos, las ramas de agricultura, energía y Servicios de no mercado. Por último, consideramos una muestra más restrictiva donde excluimos además de las anteriores la rama de construcción y comercio y hostelería. La elección de las dos últimas muestras responden: en el primer caso, al especial comportamiento de la productividad (muy alta en energía, tasa de crecimiento muy elevada en agricultura y carente de significado en servicios de no mercado) y del empleo (reducido en energía, excedente en agricultura) por lo que en la mayoría de trabajos se intenta centrar el análisis en el comportamiento del sector empresarial (Business Sector). En el segundo caso, se trataba de analizar el sector empresarial excluyendo los dos sectores (construcción y comercio y hostelería) en los que el empleo ha tenido un comportamiento excepcional.

La descripción de las variables incluidas en el análisis así como la forma en que se aproximan se resumen en el cuadro 2. Cómo se observa en dicho cuadro se considera que todas las variables explicativas son endógenas a excepción de la formación de los trabajadores en cada gran agrupación sectorial.

Las variables sectoriales y regionales se aproximan, como se observa en el cuadro 2, como sigue. Para controlar los efectos puramente sectoriales se incluye el tamaño del sector —su empleo— sin incluir el de la propia industria regional. Para capturar el tamaño de mercado se utiliza el empleo regional también descontado el de la propia industria regional²¹. La diversidad se aproxima por el índice de Herfindal-Hirshman con la máxima desagregación (19 sectores) que permite la base de datos BD.MORES. La educación de los trabajadores por el porcentaje de ocupados con estudios anteriores al superior. Respecto a la especialización, usualmente se aproxima con la participación de la propia industria regional en el empleo de la región. Sin embargo, en este trabajo atendiendo a las críticas sobre la presencia de colinealidad perfecta de este indicador —que muestra Combes (2000)— utilizamos

¹⁹ Los datos corresponden a un *unbalanced* panel y aunque están disponibles desde 1980 debido a los desfases utilizados para las variables instrumentales ($t-2$) se pierden los dos primeros periodos.

²⁰ Esta base de datos regional está disponible en la siguiente página web: <http://www.sepg.pap.minhap.gob.es/sitios/sepg/es-ES/Presupuestos/Documentacion/paginas/basesdatosestudiosregionales.aspx>.

²¹ En Ciccone y Hall (1996) y Ciccone (2002) se discuten y utilizan como alternativa al empleo regional lo que definen como *densidad*, es decir, el empleo local dividido por el área geográfica. Véase también Holl (2012).

el tamaño del coeficiente de la variable endógena desfasada como en Combes *et al.* (2004)²².

Cuadro 2. Determinantes del empleo.

Variable	
<i>Variable endógena</i>	
Nivel de empleo ($L_{ij,t}$)	Número de ocupados en cada rama industrial y región.
<i>Variables explicativas que consideramos endógenas</i>	
1. Salarios nominales ($\omega_{ij,t}$)	Rentas del trabajo por ocupado en cada industria y región
2. Efecto sectorial ($Lsec$)	$Lsec = L_{i,t} - L_{ij,t}$
3. Efecto regional ($Lreg$)*	$Lreg = L_{j,t} - L_{ij,t}$
4. Índice de diversificación ($Diver$)	$Diver = -\ln \left[\sum_{i=1}^{19} \left(\frac{L_{ij,t}}{L_{j,t}} \right)^2 \right]$
<i>Variables explicativas que consideramos exógenas</i>	
5. Formación de los trabajadores sectorial (H)	El porcentaje de ocupados con al menos estudios anteriores al superior en cada gran sector.

* En la mayoría de trabajos al restar tanto en $Lsec$ como en $Lreg$ el empleo de la propia industria regional se considera suficiente para considerarlas exógenas, como veremos en tal supuesto no es satisfactorio.

En los cuadros 3 y 4 se presentan las tasas de crecimiento promedio de las variables explicativas separando entre las que recogen las características sectoriales y las regionales de los dos periodos analizados: 1980-1994 y 1994-2006. El comportamiento del empleo sectorial ($Lsec$) es muy diferente en ambos periodos. Datos de formación sectorial únicamente disponemos por grandes sectores, y excepto en servicios de no mercado, en todos ha crecido el porcentaje de ocupados con estudios. El empleo regional ($Lreg$) muestra un fuerte crecimiento en el segundo periodo en las regiones con mayor peso de la construcción, comercio y hostelería y otros servicios de mercado. Se ha producido una tendencia bastante general a reducir la diversificación: en el periodo 1994-2006 sólo aumenta en las regiones más agrícolas que han visto reducir la presencia de ese sector.

²² Para evidenciar la existencia de especialización industrial, debería encontrarse un parámetro autorregresivo mayor que la unidad aunque ello implicaría una senda de crecimiento explosiva. Un parámetro entre 0 y 1 indica reversión a la media en el largo plazo. Cuanto mayor y más cercano a 1 sea el parámetro, mayor inercia en la dinámica de transmisión hacia el largo plazo.

Cuadro 3. Tasas de crecimiento promedio.

<i>Porcentajes</i>	<i>Empleo (LSec)</i>		<i>Formación ocupados (H)</i>	
	<i>Ramas de actividad</i>	1980-1994	1994-2006	1980-1994
Agricultura y pesca	-3,48	-1,37	13,93	19,12
Industria extractiva y energética	-0,53	0,41	2,26	5,06
Alimentación, bebidas y tabaco	-0,94	1,18	6,44	4,51
Textil, confección, cuero y calzado	-2,40	-0,49		
Papel, edición, industrias gráficas	-0,02	3,58		
Química	-0,90	2,05		
Caucho y plástico	-0,66	4,70		
Productos miner. No metálicos	-1,76	3,60		
Metalurgia y productos metálicos	-2,16	4,93		
Maquinaria y equipo mecánico	-1,58	4,82		
Equipo eléctrico, electrónico y óptico	1,02	1,28		
Material de transporte	-1,73	2,92		
Manufacturas diversas y madera y corcho	3,62	3,15		
Construcción	0,61	8,65	4,31	5,64
Comercio y hostelería	1,13	4,23	3,04	5,09
Transporte y Comunicaciones	-0,67	3,82		
Intermediación financiera	-0,28	0,90		
Otros servicios de mercado	3,68	9,39		
Servicios de no mercado	2,94	2,51	0,61	-0,16

Cuadro 4. Tasas de crecimiento promedio.

<i>Porcentajes</i>	<i>Empleo (LReg)</i>		<i>Diversificación (Diver)</i>	
	<i>Regiones</i>	1980-1994	1994-2006	1980-1994
Andalucía	1,03	4,73	-0,65	0,32
Aragón	0,12	3,46	-0,18	0,14
Asturias	-0,57	1,90	0,11	-0,47
Baleares	2,09	8,00	-1,00	-0,10
Canarias	-0,03	5,59	-0,50	-0,08

Cuadro 4. (cont.)

Porcentajes Regiones	Empleo (LReg)		Diversificación (Diver)	
	1980-1994	1994-2006	1980-1994	1994-2006
Cantabria	-0,45	4,30	-0,30	-0,36
Castilla y León	0,06	2,22	0,34	0,22
Castilla-La Mancha	0,39	4,05	-0,01	0,35
Cataluña	0,50	4,80	-0,74	-0,65
C. Valenciana	0,70	4,62	-0,59	-0,35
Extremadura	0,19	2,71	0,30	0,36
Galicia	-0,18	1,10	1,42	0,51
Madrid	1,48	5,76	-1,02	-0,20
Murcia	1,16	5,33	-0,64	0,29
Navarra	0,03	5,14	0,17	-0,48
País Vasco	-0,34	3,69	-0,80	-0,24
La Rioja	0,65	3,82	0,17	0,01

4. Resultados de la Estimación

Los cuadros 5 y 6 presentan los resultados de la estimación de los determinantes del empleo de las regiones españolas siguiendo la especificación presentada en las ecuaciones (12) y (13) para tres muestras distintas y dos periodos temporales. La primera constituye la muestra completa, es decir, con todas las ramas o industrias; la segunda corresponde a la muestra anterior pero sin considerar la ramas de Agricultura, Energía y Servicios de no mercado y la última muestra considerada corresponde a catorce ramas productivas (las de manufacturas —once ramas— y las de servicios de mercado a excepción de comercio y hostelería). En el cuadro 5 se realiza la estimación para el periodo 1980-1994 para las distintas muestras y en el cuadro 6 las correspondientes al periodo 1995-2006.

Como puede observarse en los cuadros se incluyen dos retardos para la variable dependiente y el valor contemporáneo y dos desfases para las variables explicativas²³. Por tanto se ha especificado un modelo de retardo distribuido autorregresivo [ADL(2,2)]. El estimador utilizado es el SYS-GMM (Arellano y Bover, 1995 y Blundell y Bond, 1998) y será consistente siempre y cuando se acepte la validez de las condiciones de ortogonalidad (test de sobreidentificación de Sargan o Hansen) y la

²³ Se han estimado las especificaciones con más de dos retardos y los coeficientes de las variables desfasadas tres y más no eran significativamente distintas de cero. Asimismo los coeficientes contemporáneos de las variables no cambiaban.

existencia de no autocorrelación de segundo orden en los residuos. Como se observa en la parte inferior del cuadro 5, el test de Sargan acepta —con un *p-value* de 0,235 para la columna [1], 0,360 para la columna [2] y 0,458 para la [3]— la validez de los instrumentos escogidos y también se acepta la no correlación de segundo orden, AR(2) test, con *p-value* de 0,830; 0,788 y 0,916, respectivamente para las tres columnas. Pero además, las estimaciones realizadas utilizando el sistema de ecuaciones en diferencias y en niveles redundará en una ganancia de eficiencia en la estimación —comparado con el estimador en primeras diferencias— siempre que se acepte la validez de las condiciones de momentos adicionales. Como se observa en la parte inferior del cuadro el Difference Hansen Test se acepta con un *p-value* de 0,177; 0,686 y 0,866, respectivamente.

Los resultados que se obtienen para el periodo 1980-1994 ofrecen valores de los coeficientes contemporáneos positivos y significativos para la diversificación, el empleo sectorial y el tamaño o empleo regional. Todos ellos muestran un efecto positivo sobre el empleo. El coeficiente de la variable endógena desfasada es muy similar en las tres muestras, oscila desde 0,85 (columna [3]) a 0,89 en la muestra completa (columna [1]) y son significativamente distintos de cero. Estos coeficientes son cercanos pero menores que la unidad, por lo que no evidencia un comportamiento explosivo del patrón de crecimiento pero sí una considerable inercia en el crecimiento del empleo²⁴. El impacto de esta variable no es significativo con un desfase de dos periodos. Resultados similares pueden encontrarse en (Blien *et al.*, 2006, Combes *et al.*, 2004, y Fuchs, 2011). Los salarios en el corto plazo influyen negativamente sobre el empleo (coeficientes alrededor de -0,20) y el nivel educativo favorece el empleo pero dependiendo de si en el conjunto de sectores considerados se excluye agricultura, energía y servicios de no mercado (0,10 y 0,13, respectivamente en las columnas [2] y [3]). En general los coeficientes varían significativamente en relación con la muestra considerada: en concreto la diversificación aumenta su impacto (de 0,33 a 0,47) a medida que en la muestra se prescinde de agricultura, energía y servicios de no mercado y además de construcción y comercio y hostelería.

Los resultados contemporáneos para el periodo 1995-2006 que se presentan en el cuadro 6, confirman en gran medida los del periodo anterior en cuanto al papel desempeñado por los salarios, el comportamiento global del sector y de la región y por la diversificación²⁵, pero los coeficientes de la diversificación y del empleo global sectorial aumentan significativamente. Los coeficientes del empleo global sectorial alcanzan valores alrededor del 0,9 y los de la diversificación oscilan desde el 0,45 cuando se consideran todas las industrias regionales al 0,90 cuando sólo se consideran manufacturas y tres industrias de servicios de mercado. También aumenta el coeficiente de la variable dependiente desfasada, que cuando se consideran todos los sectores —entre ellos construcción y turismo— llega a alcanzar la unidad. La inercia

²⁴ La interpretación de la variable retardada también nos da información sobre la convergencia hacia un nivel de equilibrio de largo plazo, cuando el coeficiente es positivo y cercano a 1.

²⁵ Como en Kowalewski (2011) para Alemania 1998-2007.

en la dinámica de transición hacia el largo plazo es muy importante. En este periodo el nivel educativo no resulta significativo para ninguna de las muestras²⁶. Respecto a la validez de los instrumentos utilizados, el test de Hansen se acepta para las tres muestras y también la existencia de no autocorrelación de segundo orden como se observa en la parte inferior del cuadro.

Cuadro 5. Resultados de la estimación por periodos. 1980-1994.

Estimador 2 etapas SYSTEM-GMM. Variable dependiente: $\ln L_{ij,t}$				
		<i>All Industrias</i> [1]	<i>16 ramas</i> [2]	<i>14 ramas</i> [3]
$\ln L_{ij}$	$t-1$	0,898*** (0,081)	0,868*** (0,078)	0,852*** (0,082)
	$t-2$	0,053 (0,077)	0,082 (0,075)	0,100 (0,080)
$\ln \omega_{ij}$	t	-0,215*** (0,079)	-0,204*** (0,083)	-0,239*** (0,083)
	$t-1$	0,227*** (0,082)	0,213*** (0,084)	0,229*** (0,089)
	$t-2$	-0,009 (0,034)	-0,002 (0,035)	-0,007 (0,037)
$\ln Lsec$	t	0,791*** (0,103)	0,716*** (0,105)	0,754*** (0,096)
	$t-1$	-0,636*** (0,146)	-0,528* (0,139)	-0,552*** (0,113)
	$t-2$	-0,098 (0,076)	-0,126** (0,068)	-0,165*** (0,065)
$\ln Lreg$	t	0,466*** (0,148)	0,571*** (0,167)	0,372*** (0,157)
	$t-1$	-0,349** (0,155)	-0,298* (0,179)	-0,118 (0,169)
	$t-2$	-0,065 (0,091)	-0,220** (0,107)	-0,204* (0,121)
<i>Diver</i>	t	0,332*** (0,126)	0,465*** (0,154)	0,470*** (0,178)
	$t-1$	-0,359*** (0,153)	-0,473*** (0,173)	-0,505*** (0,198)
	$t-2$	0,079 (0,066)	0,091 (0,075)	0,131 (0,087)
$\ln H$	t	0,056 (0,043)	0,103* (0,057)	0,133** (0,066)
	$t-1$	-0,085 (0,060)	-0,138* (0,075)	-0,141* (0,081)
	$t-2$	0,035 (0,033)	0,079 (0,052)	0,051 (0,059)

²⁶ En Merino, Somarriba y Negro (2012) se analiza la calidad del trabajo en España.

Cuadro 5. (cont.)

Estimador 2 etapas SYSTEM-GMM. Variable dependiente: $\ln L_{ij,t}$				
		All Industrias [1]	16 ramas [2]	14 ramas [3]
Obs.		4.172	3.509	3.067
Nº de Industrias regionales		322	271	237
Variables temporales		Sí	Sí	Sí
Sargan o Hansen Test		[0,235]	[0,360]	[0,458]
Difference Hansen Test		[0,177]	[0,686]	[0,866]
AR(1) Test		[0,000]	[0,000]	[0,000]
AR(2) Test		[0,830]	[0,788]	[0,916]

Cuadro 6. Resultados de la estimación por periodos. 1994-2006.

Estimador two-step SYSTEM-GMM. Variable dependiente: $\ln L_{ij,t}$				
		All Industrias [1]	16 ramas [2]	14 ramas [3]
$\ln L_{ij}$	$t-1$	1,001*** (0,057)	0,988*** (0,056)	0,986*** (0,058)
	$t-2$	-0,005 (0,055)	-0,000 (0,054)	0,005 (0,057)
$\ln \omega_{ij}$	t	-0,154* (0,091)	-0,223** (0,105)	-0,240** (0,126)
	$t-1$	0,123 (0,090)	0,197** (0,100)	0,207* (0,128)
	$t-2$	0,032 (0,027)	0,035 (0,028)	0,039 (0,048)
$\ln L_{sec}$	t	0,934*** (0,069)	0,916*** (0,081)	0,923*** (0,095)
	$t-1$	-0,861** (0,114)	-0,816*** (0,119)	-0,804*** (0,134)
	$t-2$	-0,069 (0,063)	-0,085 (0,059)	-0,109 (0,074)
$\ln L_{reg}$	t	0,457*** (0,142)	0,334** (0,156)	0,257* (0,157)
	$t-1$	-0,480** (0,212)	-0,238 (0,247)	-0,174 (0,264)
	$t-2$	0,006 (0,089)	-0,082 (0,107)	-0,075 (0,134)
Diver	t	0,458*** (0,152)	0,506*** (0,164)	0,902*** (0,233)
	$t-1$	-0,523*** (0,189)	-0,587*** (0,208)	-0,938*** (0,316)
	$t-2$	0,062 (0,089)	0,092 (0,100)	0,064 (0,144)

Cuadro 6. (cont.)

Estimador <i>two-step</i> SYSTEM-GMM. Variable dependiente: $\ln L_{ij,t}$				
		All Industrias [1]	16 ramas [2]	14 ramas [3]
$\ln H$	t	-0,021 (0,098)	-0,033 (0,039)	-0,077 (0,070)
	$t-1$	0,0180 (0,029)	0,062 (0,047)	0,049 (0,088)
	$t-2$	0,002 (0,028)	-0,039 (0,035)	0,013 (0,063)
Obs.		3.552	2.991	2.380
Ind-reg		323	272	238
Variables temporales		Sí	Sí	Sí
Sargan o Hansen Test		[0,357]	[0,528]	[0,530]
Difference Hansen Test		[0,012]	[0,332]	[0,186]
AR(1) Test		[0,000]	[0,000]	[0,000]
AR(2) Test		[0,416]	[0,426]	[0,406]

Nota a los cuadros 5 y 6: Los errores estándar corregidos (Windmeijer, 2005) se presentan entre paréntesis. * valores significativos al 10%, ** significativos al 5% y *** significativos al 1%. Los valores presentados para Hansen test y AR(.) test son los *p-values* para las hipótesis nula de válida especificación y no autocorrelación de primer y de segundo orden, respectivamente. Los instrumentos utilizados para la estimación de las ecuaciones en primeras diferencias son los niveles de las variables explicativas que consideramos endógenas (todas a excepción de la formación de los trabajadores) desfasadas dos periodos y todos los desfases hasta un máximo de cinco y las variables explicativas exógenas sin desfasar. Los instrumentos adicionales utilizados para las ecuaciones en niveles son las variables consideradas endógenas en primeras diferencias desfasadas un periodo y las primeras diferencias de las variables explicativas exógenas. No se utilizan todos los desfases posibles de las variables porque dada la dimensión de la muestra y el número de variables explicativas si se utilizan más desfases el número de instrumentos excedería el número de grupos. Las variables temporales incluidas en la estimación son 1982-1994 y 1996-2006 según el periodo considerado y son estadísticamente significativas (valores no reportados en los cuadros).

Dada la especificación utilizada en este trabajo —ecuación (12)— un modelo autorregresivo de retardos distribuidos ADL(2,2), es posible investigar el impacto a largo plazo de las variables sectoriales y regionales. En efecto, se pueden obtener los efectos a largo plazo a través del cálculo de los multiplicadores de largo plazo de cada una de las variables explicativas respecto del empleo, como sigue:

$$\lambda_{LP} = \frac{\sum_{k=0}^2 \lambda_k}{1 - \sum_{k=1}^2 \beta_k} \quad (14)$$

donde λ son los coeficientes de las variables independientes contemporáneas y desfasadas y β los de la variable endógena desfasada uno y dos periodos. Los valores de los efectos a largo plazo y la significatividad de estos coeficientes (*p-values* del Test de Wald) se presentan en el cuadro 7²⁷.

²⁷ Nótese que los multiplicadores obtenidos no pueden estimarse directamente. Por tanto la hipótesis nula contrastada es: $H_0 : \lambda_{LP} = 0$. Sin embargo, existen trabajos en los que afirman que cuando los valores es-

A largo plazo —véase el cuadro 7— solamente las características sectoriales (empleo sectorial) y regionales (la diversificación y el tamaño del mercado) tienen un impacto positivo y significativo a largo plazo sobre el empleo.²⁸ El nivel de formación no tiene ningún impacto significativo sobre el empleo con la excepción de la muestra sectorial más restringida y únicamente para el periodo 1980-1994, en que presenta un coeficiente elevado aunque poco significativo. En el periodo 1994-2006 únicamente el tamaño regional parece tener un impacto positivo sobre el empleo de las industrias regionales y siempre que se restrinja la cobertura de sectores productivos. Si se consideran todas las ramas, en el último periodo ninguna de las variables explicativas resulta a largo plazo significativa.

Cuadro 7. Efectos a largo plazo.

	1980-1994			1994-2006		
	Todas ramas [1]	16 ramas [2]	14 ramas [3]	Todas ramas [4]	16 ramas [5]	14 ramas [6]
$Ln \omega_{ij}$	0,053 [0,880]	0,130 [0,732]	-0,372 [0,392]	0,411 [0,904]	0,798 [0,403]	0,839 [0,861]
$Ln Lsec$	1,176*** [0,005]	1,259*** [0,001]	0,792*** [0,003]	0,883 [0,290]	1,210*** [0,000]	1,201 [0,224]
$Ln Lreg$	1,078*** [0,004]	1,050*** [0,005]	1,052*** [0,000]	0,667 [0,522]	1,061*** [0,000]	1,120*** [0,008]
$Diver$	1,099*** [0,003]	1,684*** [0,005]	2,079*** [0,000]	-0,976 [0,866]	0,997 [0,420]	3,809 [0,191]
$Ln H$	0,126 [0,219]	0,024 [0,915]	0,935** [0,056]	-0,290 [0,809]	-0,910 [0,135]	-1,881 [0,595]

Nota: Entre paréntesis se presentan los *p-values* de la significatividad de los coeficientes. La hipótesis nula es $H_0: \lambda LP = 0$.

5. Reflexiones finales

En este trabajo se ha abordado un análisis del comportamiento del empleo en las industrias regionales de la economía española utilizando un enfoque dinámico de datos de panel. La principal cuestión en este trabajo es analizar los factores sectoriales y regionales que determinan el empleo en territorios de un mismo país con semejantes instituciones y regulaciones de los mercados. Los resultados apuntan a que la dinámica de los factores sectoriales y regionales son determinantes importantes del empleo en las industrias regionales. No obstante es importante tener en cuenta la dimensión temporal.

timados de la variable endógena desfasada son cercanos a la unidad, la significatividad de los parámetros de largo plazo puede no ser muy fiable, en tal caso contrastan mediante un test de Wald la significatividad del numerador de la expresión (14). Nosotros hemos realizado ambos contrastes y los resultados no varían.

²⁸ Téngase en cuenta que nuestra especificación de largo plazo es relativamente corta —sólo dos desfases—.

En los dos periodos analizados de la economía española (1980-1994 y 1995-2006), se obtienen impactos contemporáneos importantes sobre el nivel de empleo en las industrias regionales, con magnitudes similares a los obtenidos en otros trabajos (Blien *et al.*, 2006 y Dauth, 2010) aunque en nuestro caso las unidades de análisis (industrias regionales) sean más grandes de lo que es habitual (distritos²⁹ o ciudades) en los análisis de la existencia de economías de aglomeración. Por lo que políticas tanto industrial, que incentive el crecimiento del sector a nivel nacional, como macroeconómica, que favorezca el crecimiento regional, tendrán efectos a corto plazo sobre la dinámica del empleo en las industrias regionales.

A largo plazo, el impacto de estos determinantes sectoriales y regionales es mucho más incierto, sobre todo esta incertidumbre se manifiesta más claramente desde mediados de los noventa. Desde entonces el empleo creció a tasas muy elevadas en la generalidad de regiones españolas pero en ese periodo únicamente la dinámica global sectorial y regional influyó sobre la del empleo de las industrias regionales cuando se restringe el ámbito de ramas consideradas, mientras factores como el nivel educativo no resulta significativo para ninguna de las muestras. La reducida productividad ha estado asociada a la alta capacidad de creación de puestos de trabajo y a un modelo productivo muy intensivo en mano de obra, basado en el arrastre de la construcción y en el turismo, aunque también en el crecimiento de otros servicios de mercado.

No obstante, con semejante dinamismo con que se crearon puestos de trabajo, se destruyeron desde 2008³⁰. El peor comportamiento posterior del empleo en la economía española durante la crisis, ha tenido una traslación diferenciada en las distintas regiones. Aunque todas las regiones han experimentado un crecimiento negativo del empleo desde 2008, el impacto de la crisis ha sido más intenso en aquellos territorios que dependen en mayor medida de la demanda interna. Regiones especializadas en la construcción y turismo, como Baleares y Canarias, están actualmente sufriendo decrecimientos especialmente acusados del empleo, así como Cataluña, Aragón o Comunidad Valenciana, especializadas en industrias de bienes de consumo, destruyen más empleo que el País Vasco. En 2008 el paro comienza a repuntar por el sur de España, en 2009 comienza a extenderse, además de por Canarias, por toda España, y ya en 2010 y 2011 alcanza valores superiores al 20%, con la excepción del País Vasco. Incluso en Extremadura, Canarias y Andalucía supera el 30% en 2012.

Las regiones con una estructura más equilibrada y diversificada, son las que resisten mejor, así como las regiones mejor posicionadas en estándares de competitividad. Aquellas regiones con un mayor nivel de apertura a la demanda externa y que dirigen su oferta hacia mercados emergentes estarán mejor preparadas para aprovechar las oportunidades que ofrezca el crecimiento global. Hay margen en todas las regiones para incrementar el empleo de calidad en el cajón de sastre que son los otros servi-

²⁹ Véase Becattini (2002), Pablo-Martí y Muñoz-Yebra (2009) y Boix y Trullén (2011).

³⁰ Lamentablemente en la BD.MORES no se dispone actualmente de datos homogéneos con posterioridad a 2007, por lo que las reflexiones sobre la crisis se basan en la CRE.

cios de mercado (especialmente en los servicios empresariales), que es el sector que mejor se ha comportado en los dos subperiodos estudiados en términos de empleo. Resulta imprescindible la incorporación del adecuado capital humano y la mejora de la actividad innovadora a los niveles de países de nuestro entorno. Mientras el empleo no vaya acompañado de la productividad, no se mantendrá.

No se aprecia que la política económica más determinante para estimular el empleo regional deba consistir en modificar el modelo de producción— al margen de la necesaria reducción del sector de la construcción en España— si por ello se entiende exclusivamente el cambio de actividades productivas. Se trata principalmente de mejorar e intensificar el potencial de cada sector y de cada región. Por un lado, de nada servirá que nuestra estructura sectorial productiva se parezca cada vez más a las de países más avanzados si en todas las ramas somos menos eficientes y competitivos y los aumentos de productividad sólo se producen a costa del empleo. Por otro lado, es además natural que dentro de un país las regiones se especialicen. Cada región debería mejorar e intensificar su actividad en aquellos sectores en los que muestra una ventaja adquirida, que en general suele ser en las que históricamente se ha especializado.

6. Referencias bibliográficas

- Andres, J.; Bosca, J. E.; Doménech, R., y Ferri, J. (2010): «Job creation in Spain: productivity growth, labour market reforms or both?», *Papeles de Economía*, 124.
- Arellano, M., y Bond, S. (1991): «Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations», *The Review of Economic Studies*, 58, 277-97.
- Arellano, M., y Bover, O. (1995): «Another look at the instrumental variable estimation of error-components models», *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- Becattini, G. (2002): «Del distrito industrial marshalliano a la teoría del distrito contemporáneo. Una breve reconstrucción crítica», *Investigaciones Regionales*, 1, 9-32.
- Blien, U.; Suedekum, J., y Wolf, K. (2006): «Local employment growth in West Germany: A dynamic panel approach», *Labour Economics*, 13, 445-458.
- Blundell, R., y Bond, S. (1998): «Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models», *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Boix, R., y Trullén, J. (2011): «La relevancia empírica de los distritos industriales marshallianos y los sistemas productivos locales manufactureros de gran empresa en España», *Investigaciones Regionales*, 19, 75-96.
- Brühlhart M., y Mathys, N. A. (2008): «Sectoral agglomeration economies in a panel of European Regions», *Regional Science and Urban Economics*, 38, 348-362.
- Buchelet, R., y Christiansen, J. (1999): «Employment and productivity growth in Europe and North America: The impact of labor market institutions», *Internacional Review of Applied Economics*, 13(3), 313-332.
- Callejón, M., y Costa, M. T. (1996): «Geografía de la producción. Incidencia de las externalidades en la localización de las actividades en España», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, 754, 39-49.
- Ciccone, A. (2002): «Agglomeration effects in Europe», *European Economic Review*, 46(2), 213-227.

- Ciccone A., y Hall, R. (1996): «Productivity and the density of economic activity», *American Economic Review*, 86, 54-70.
- Cingano, F., y Schivardi, F. (2004): «Identifying the sources of local productivity growth», *Journal of the European Economic Association*, 2 (4), 720-742.
- Combes, P. P. (2000): «Economic structure and local growth: France, 1984-1993», *Journal of Urban Economics*, 47(3), 329-355.
- Combes, P. P.; Magnac, T., y Robin, J. M. (2004): «The dynamics of local employment in France», *Journal of Urban Economics*, 56(2), 217-243.
- Combes, P. P., y Overman, H. G. (2004): The spatial distribution of economic activities in the European Union, in Henderson, J. V., y Thisse, J. F. (eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 4, Elsevier North-Holland.
- Dauth, W. (2010): «Agglomeration and regional employment growth», IAB Discussion Paper 7/2010
- De Bustos, A., Diaz, A., Cutanda, A., Escribá, F. J., Murgui, M. J., and Sanz, M. J. (2008): «La BD.MORES en base 2000: Nuevas estimaciones y variables», Ministerio de Economía y Hacienda. DGAPP. D-2008-08.
- De Lucio, J. J.; Herce, J. A., y Goicolea, A. (2002): «The effects of externalities on productivity growth in Spanish industry», *Regional Science and Urban Economics*, 32, 241-258.
- Dekle R. (2002): «Industrial concentration and regional growth: evidence from the prefectures», *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 310-315.
- Escribá F. J., y Murgui, M. J. (2012): Time Varying Agglomeration Effects on Total Factor Productivity Growth in Spanish Regions (1995-2008), Ministerio de Economía y Hacienda. DGP, D-2012-08.
- Fuchs, M. (2011): «The determinants of local employment dynamics in Western Germany», *Empirical Economics*, 40, pp. 177-203,
- Garibaldi, P., y Mauro, P. (2002): «Anatomy of Employment growth», *Economic Policy*, vol. 17(34), 67-113.
- Glaeser, E. L.; Kallal, H. D.; Scheinkman, J. A., y Shleifer, A. (1992): «Growth in cities», *Journal of Political Economy*, 100 (6), 1126-1152.
- Goicolea, A.; Herce, J. A., y de Lucio, J. J. (1995): «Fuentes territoriales de crecimiento industrial en España», Documento de trabajo, 95-14, FEDEA.
- Hansen, L. P. (1982): «Large sample properties of Generalized Method of Moments estimators», *Econometrica*, 50, 1029-1054.
- Henderson, V. (1997): «Externalities and industrial development», *Journal of Urban Economics*, 42(3), 449-470.
- Henderson, V. (2003): «Marshall's scale economies», *Journal of Urban Economics*, 53(1), 1-28.
- Henderson, V.; Kundoro, A., y Turner, M. (1995): «Industrial development in cities», *Journal of Political Economy*, 103(5), 1067-1090.
- Holl, A. (2012): «Localización y productividad de la empresa española», *Investigaciones Regionales*, 25, 27-42.
- Ily, A.; Schwartz, M.; Hornych, C., y Rosenfeld, M. (2010): «Specialization, diversity, competition and their impact on local economic growth in Germany», *Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge*, Bd. 68. Halle University.
- Kowalewski, J. (2011): Specialization and Employment Development in Germany: An Analysis at Regional Level», *Papers in Regional Science*, vol. 90 (4), pp. 789-811.
- Martin, P.; Mayer, T., y Mayneris, F. (2008): «Spatial concentration and firm-level productivity in France», *CEPR*, núm. 6858.
- Merino, M. C.; Somarriba, N., y Negro, A. M. (2012): «Un análisis dinámico de la calidad del trabajo en España. Los efectos de la crisis económica», *Estudios de Economía Aplicada*. vol. 30-1, pp. 261-282.

- Pablo-Martí, F., y Muñoz-Yebra, C. (2009): «Localización empresarial y economías de aglomeración: el debate en torno a la agregación espacial», *Investigaciones Regionales*, 15, 139-166
- Rosenthal, S. S., y Strange, W. (2004): «Evidence on the nature and sources of agglomeration economics», en Henderson, J. V., y Thisse, J. F. (eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 4, Elsevier North-Holland.
- Sargan, J. D. (1958): «The estimation of economic relationships using instrumental variables», *Econometrica*, 26, 393-415.
- Windmeijer, F. (2005): «A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators», *Journal of Econometrics*, 126, 25-51.



La segregación laboral en las regiones españolas durante el periodo 1996-2010

Diego Dueñas Fernández *; Carlos Iglesias Fernández *; Raquel Llorente Heras **

RESUMEN: En el presente trabajo se analiza la evolución de la segregación por género en el mercado de trabajo español entre 1996 y 2010, haciendo especial énfasis en las distintas pautas que han seguido las Comunidades Autónomas. Para ello, se utilizan dos medidas: la primera es el Índice de Karmel y MacLachlan y la segunda es la que utiliza las denominadas «curvas de segregación» sobre la cuales se aplica el Índice de Gini. Los resultados obtenidos reflejan una profunda heterogeneidad en la segregación a nivel regional, así como una distinta participación de un género y otro en la evolución de la segregación.

Clasificación JEL: J01; J16; J71.

Palabras clave: Mercado de trabajo; regiones; segregación; género.

Labour segregation in the spanish regions from 1996 to 2010

ABSTRACT: This paper analyzes the evolution of gender segregation in Spanish labour market between 1996 and 2010, with particular emphasis on the different trends Spanish regions. For this purpose, two measures are used: the first one is Karmel and MacLachlan index and the second one uses «segregation curves» and applies Gini index. The results show a deep heterogeneity in regional segregation, as well as a different gender contribution to explain the evolution of segregation.

Classification JEL: J01; J16; J71.

Keywords: Labour market; regions; segregation; gender.

* IAES.

** Universidad Autónoma de Madrid e IAES.

Los autores del artículo agradecen la financiación recibida del Centro de Estudios Andaluces (CENTRA) dentro del proyecto «La segregación laboral de la mujer andaluza: indicadores, consecuencias y medidas hacia la Igualdad de Género» con código PRY055/12 sin la cual no hubiera sido posible realizar esta investigación. No obstante, los posibles errores y omisiones contenidos en la presente publicación sólo pueden ser atribuidos a los autores.

Dirección postal: Diego Dueñas Fernández. Facultad de Ciencias Económicas, Empresariales y Turismo, Departamento de Economía. Plaza de la Victoria, núm. 1, 28802, Alcalá de Henares (Madrid). e-mail: diego.duenas@uah.es.

Recibido: 20 de enero de 2013 / Aceptado: 6 de mayo de 2013.

1. Introducción y objetivos

La creciente participación de la mujer en los mercados de trabajo de los países desarrollados se ha constituido en uno de los temas principales al que han dirigido el foco de sus análisis numerosos estudios sobre el mercado laboral dentro de la literatura económica de las últimas décadas, generando toda una corriente de pensamiento que ha sido conceptualizada como Economía de Género (Vara, 2006). Esta literatura ha centrado gran parte de sus trabajos en las disparidades que se han generado entre los hombres y las mujeres que mantienen la estructura ocupacional y sectorial de las economías desarrolladas.

Dentro de esta corriente de análisis, uno de los temas más abordados ha sido la persistencia de la segregación laboral por género, entendiéndose como tal la distinta distribución entre sexos en las actividades y las ocupaciones que forman el mercado de trabajo, la cual supone uno de los rasgos más persistentes de las economías de los países desarrollados. En este sentido, diversos trabajos (Anker, 1998) constatan la ruptura en los años noventa de la disminución de la segregación por género ocurrida en la década anterior, y los elevados niveles actuales que imperan en los mercados laborales (Comisión Europea, 2009).

Al margen de las teorías ya conocidas referidas a las diferencias en capital humano entre ambos géneros, tanto desde el punto de vista de la oferta de trabajo (Becker, 1965) como desde el punto de vista de la demanda (Becker, 1971), recientemente han surgido otras que han hecho hincapié en las preferencias tanto de los hombres como de las mujeres, como por ejemplo la *Identity Economics* (Akerlof y Kranton, 2000), la *Pollution Theory* (Goldin, 2002), o la teoría de la «preferencia por la discriminación» (Bender, Donohue y Heywood, 2005).

El estudio de la segregación laboral por género está totalmente justificado ya que puede ser un concepto asociado con un buen número de ineficiencias, entre otras la referida a la discriminación salarial por género existente en los mercados laborales (Palacio y Simón, 2006). Por otra parte, existe evidencia empírica acerca del incremento de la segregación laboral por género en nuestro mercado de trabajo (para una revisión de las principales investigaciones se puede consultar García, García y Montuenga, 2011). Este comportamiento es especialmente interesante en la medida en que se produce en un contexto de cambio tecnológico que incrementa la demanda de trabajo cualificado con el que las mujeres se identifican en mayor medida (Iglesias, Llorente y Dueñas, 2010), y un cambio sectorial donde se sustituyen puestos de trabajo industriales, de definición tradicionalmente masculina, por otros de servicios más vinculados con las mujeres (Iglesias, Llorente y Dueñas, 2009).

Igualmente, es conveniente conocer si esta evolución es semejante a la que se ha producido en los mercados de trabajo regionales, aspecto sobre el cual apenas existe evidencia empírica dentro de la literatura académica (Hidalgo, Pérez y Calderón, 2007), ya que se puede incurrir en un error al valorar de forma generalizada la segregación a escala nacional si existieran grandes disparidades entre las Comunidades Autónomas que componen nuestro país.

En este contexto, el trabajo se plantea dos objetivos. En primer lugar, analizar cuál ha sido la evolución de la segregación laboral por género en España y en sus CCAA, teniendo en cuenta que dentro del periodo analizado estamos contemplando el pronunciado cambio en la tendencia que, desde el punto de vista del empleo, ha experimentado nuestro mercado laboral en los últimos años de la primera década de este siglo. En segundo lugar, contrastar si es un género u otro el que, según su distribución ocupacional y sectorial, tiene mayor o menor grado de implicación en el nivel de segregación y en su tendencia.

Los datos proceden de la Encuesta de Población Activa (EPA)¹ con una desagregación ocupacional y sectorial de dos dígitos, tomando los segundos trimestres de 1996 a 2010. Se han tenido en cuenta las diecisiete Comunidades Autónomas y España, al margen de los datos correspondientes a Ceuta y Melilla. El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En el segundo apartado se presenta la metodología que se va a utilizar en el análisis. En el tercer apartado se exponen los resultados derivados de la aplicación de los índices de segregación. En el cuarto apartado el trabajo recoge las conclusiones más importantes.

2. Categorización del mercado laboral y metodología

Con el fin de garantizar la representatividad estadística del análisis y de incorporar una dimensión tanto ocupacional como sectorial de la segregación debido a la importancia que ambas demuestran (Dueñas, Iglesias y Llorente, 2012), se ha elaborado una variable mixta de ocupaciones y actividades que recoge las categorías expuestas en la tabla 1:

Tabla 1. Categorización de la Variable Mixta

Agricultura (Agr)
Profesionales (Prof) - Manufactura, Industria y Construcción (MIC)
Trabajadores no manuales de baja cualificación (NoMan) - Manufactura, Industria y Construcción (MIC)
Ocupaciones manuales (Man) - Manufactura, Industria y Construcción (MIC)
Profesionales (Prof) - Servicios Sociales (SS)
Trabajadores no manuales de baja cualificación (NoMan) - Servicios Sociales (SS)
Ocupaciones manuales (Man) - Servicios Sociales (SS)
Profesionales (Prof) - Servicios Privados (SP)
Trabajadores no manuales de baja cualificación (NoMan) - Servicios Privados (SP)
Ocupaciones manuales (Man) - Servicios Privados (SP)

Fuente: Elaboración propia a partir de la EPA.

¹ Instituto Nacional de Estadística (INE).

A partir de los resultados obtenidos en la tabla 2, entre 1996 y 2010 cuatro de las diez categorías que aquí se presentan han disminuido su peso en el empleo y seis lo han ganado, si tenemos en cuenta el total de la población. Destacan entre ellas las evoluciones negativas de la Agricultura (-4,1%) y de Man-MIC (-6,6%) que han quedado compensadas con el incremento experimentado en todas las categorías de Servicios Privados y en los Servicios Sociales de Profesionales y Trabajadores no manuales de baja cualificación.

Tabla 2. Distribución del empleo masculino y femenino en 1996, 2007 y 2010 (segundos trimestres) (en %)

1996	H	M	Total	2007	H	M	Total	2010	H	M	Total
Agr	9,7	6,2	8,4	Agr	5,7	2,9	4,6	Agr	5,7	2,5	4,3
Prof-MIC	5,5	2,5	4,5	Prof-MIC	6,8	3,7	5,5	Prof-MIC	7,0	3,7	5,5
NoMan-MIC	1,6	3,4	2,2	NoMan-MIC	1,1	2,7	1,8	NoMan-MIC	1,1	2,2	1,6
Man-MIC	31,2	7,7	23,0	Man-MIC	34,1	5,1	22,2	Man-MIC	26,4	4,0	16,4
Prof-SS	6,5	16,2	9,8	Prof-SS	6,5	15,8	10,3	Prof-SS	8,4	18,3	12,8
NoMan-SS	3,7	9,1	5,5	NoMan-SS	2,9	7,9	4,9	NoMan-SS	3,9	9,9	6,6
Man-SS	2,5	2,8	2,6	Man-SS	2,3	2,3	2,3	Man-SS	2,8	2,3	2,5
Prof-SP	13,9	13,2	13,6	Prof-SP	16,5	15,0	15,8	Prof-SP	17,9	15,2	16,7
NoMan-SP	11,8	24,6	16,2	NoMan-SP	10,8	28,0	17,9	NoMan-SP	12,2	26,4	18,5
Man-SP	13,8	14,3	14,0	Man-SP	13,3	16,5	14,6	Man-SP	14,5	15,6	15,0

H: Hombres; M: Mujeres.

Fuente: EPA. INE.

Si distinguimos a la población trabajadora por su género, podemos encontrar algunas singularidades interesantes. Para el género masculino, la categoría Man-MIC tiene un fuerte crecimiento hasta el año 2007, registrando una notable reducción entre dicho año y 2010. Algo similar pero en sentido opuesto ocurre para las mujeres en las categorías Prof-SS y NoMan-SS. Igualmente, es importante destacar que un 44,3% de los hombres en el año 2010, es decir, casi uno de cada dos, está ocupado en las categorías Man-MIC y Prof-SP, mientras que un porcentaje bastante similar de mujeres, en concreto un 44,7%, se encuentra repartido en las categorías Prof-SS y NoMan-SP.

Una vez que ha sido definida la variable que recogerá el conjunto de ocupaciones y sectores de la estructura laboral, el análisis se vertebrará en una doble dirección mediante la utilización de dos índices de segregación:

En primer lugar se utilizará el Índice de Karmel y MacLachlan (Karmel y MacLachlan, 1988) (KM en lo sucesivo) para analizar la evolución de la segregación para el conjunto nacional y para sus regiones. Este indicador toma valores entre 0 (segregación nula) y 0,5 (máxima segregación), y queda determinado para cada región y a nivel nacional en cada año analizado de la siguiente manera:

$$KM_{r,t} = \frac{1}{T_{r,t}} \sum_{j=1}^{10} |F_{j,r,t} - a_{r,t} (M_{j,r,t} + F_{j,r,t})| \quad (1)$$

donde T es el empleo total, F_j y M_j son el número de mujeres y de hombres en el sector-ocupación j , respectivamente, a es la participación de las mujeres en el conjunto del empleo, y los subíndices r y t corresponden a cada región (o al conjunto nacional) y al año, respectivamente.

Las posibilidades que ofrece este indicador no solo pasan por cuantificar la segregación laboral por género sino que es posible separar la variación de dicha segregación entre dos momentos temporales en lo que se denominan «efecto composición» y «efecto mixto». El efecto composición recoge el cambio en el índice entre dos periodos debido a variaciones en la composición por sexo de los sectores-ocupaciones, manteniendo constante la estructura sectorial-ocupacional (t_j en adelante) y la participación de mujeres (y por tanto, de hombres) en el empleo total (a). Se considera como la medida más apropiada del grado de segregación que existe en un mercado laboral (Watts, 1992). El efecto mixto recoge el cambio en el índice entre dos periodos debido a cambios en la estructura sectorial —ocupacional y en la proporción relativa de mujeres y hombres en el empleo total, manteniendo constante la composición por sexo de los sectores-ocupaciones (f_j en adelante).

Este último efecto puede ser, a su vez, dividido en tres componentes. El primero de ellos es el «efecto género» debido a un cambio en la proporción de hombres y mujeres en el empleo total. El segundo es el «efecto distribución», que explica los cambios en la estructura sectorial-ocupacional a lo largo del tiempo. El tercero es el «efecto residual» que se debe a las interrelaciones que se producen entre los cambios en la estructura sectorial-ocupacional y los cambios en las proporciones de hombres y mujeres en el empleo². Para conocer la importancia relativa de cada uno de los efectos es preciso suponer que todos los factores, excepto uno, permanecen constantes, y recalculas así un nuevo KM. La diferencia entre este valor y el KM original es la aportación del efecto que se ha considerado como variable. De esta manera, cada uno de los efectos responde a la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned}
 KM_r(\text{composición}) &= \sum_{j=1}^{10} t_{j,r,1} |f_{j,r,2} - a_{r,1}| \\
 KM_r(\text{distribución}) &= \sum_{j=1}^{10} t_{j,r,2} |f_{j,r,1} - a_{r,1}| \\
 KM_r(\text{género}) &= \sum_{j=1}^{10} t_{j,r,1} |f_{j,r,1} - a_{r,2}|
 \end{aligned} \tag{2}$$

Igualmente, el índice KM también permite conocer cuáles son los sectores-ocupaciones en los que se concentra en mayor o menor medida la segregación laboral por género, obteniendo así el peso relativo de cada sector-ocupación en la segregación total. Para ello, la ecuación (1) puede ser reconstruida como:

² La suma de los efectos composición, distribución y género no coincide con la variación del índice KM entre dos periodos debido a esta interrelación.

$$KM_{r,t} = \sum_{j=1}^{10} \left(\left(\frac{T_{j,r,t}}{T_{r,t}} \right) * KM_{j,r,t} \right) \quad (3)$$

donde $KM_{j,r,t}$ representa la proporción de trabajadores empleados en el sector-ocupación j -ésimo en la región r (o en el conjunto nacional) y en el momento t , que deberían cambiar de ocupación para alcanzar un grado nulo de segregación, es decir, para que la participación de cada sexo en cada sector-ocupación sea la misma que la que existe a escala agregada:

$$KM_{j,r,t} = \left| \frac{M_{j,r,t} - (1 - a_{r,t}) T_{j,r,t}}{T_{j,r,t}} \right| \quad (4)$$

por lo que $(M_{j,r,t} - (1 - a_{r,t}) T_{j,r,t})$ representa el número concreto de ocupados que deben abandonar un determinado sector-ocupación y ser sustituidos por los del género opuesto para alcanzar un grado nulo de segregación.

En segundo lugar, se utilizará el índice propuesto por Alonso-Villar y Del Río (2010) (AR en adelante), a través del cual se evalúa el nivel de segregación no en el conjunto de una población ocupada sino para cada uno de los grupos (hombres y mujeres) de forma individual. De esta forma, se considerará a un determinado grupo como más o menos segregado en la medida en que su distribución laboral difiera en mayor o menor medida de la distribución laboral de la población en su conjunto. Desde un punto de vista práctico es necesario obtener las denominadas «curvas de segregación» para cada uno de los grupos establecidos (hombres y mujeres), a partir de las cuales son múltiples las formas de calcular el Índice de Gini, es decir, el área existente entre dichas curvas y la equidistribución, con el fin de establecer una medida que determine en qué grado existe mayor o menor nivel de concentración en cada una de las subpoblaciones. Es posible que una de las formas más sencillas de calcular este indicador sea la que presentó Brown (1994) en el campo de la Medicina, y que toma la siguiente ecuación:

$$G_{r,t} = \left| 1 - \sum_{j=1}^{n-1} (X_{j+1,r,t} - X_{j,r,t}) (Y_{j+1,r,t} + Y_{j,r,t}) \right| \quad (5)$$

siendo $X_{j,r,t}$ la proporción acumulada de los porcentajes relativos de cada una de las categorías con respecto al empleo total en cada región (o a nivel nacional) y en cada año, es decir, $(T_{j,r,t}/T_{r,t})$, e $Y_{j,r,t}$ la proporción acumulada de los porcentajes relativos del grupo analizado en cada una de las categorías, es decir, $F_{j,r,t}/F_{r,t}$ en el caso de la curva que corresponde al grupo femenino y $M_{j,r,t}/M_{r,t}$ para el género masculino.

3. El análisis regional de la segregación laboral: Resultados

3.1. Sobre el Índice KM

Los resultados obtenidos para España y las CCAA entre 1996 y 2010 a partir de la aplicación de la ecuación (1) se presentan a continuación en el gráfico 1.

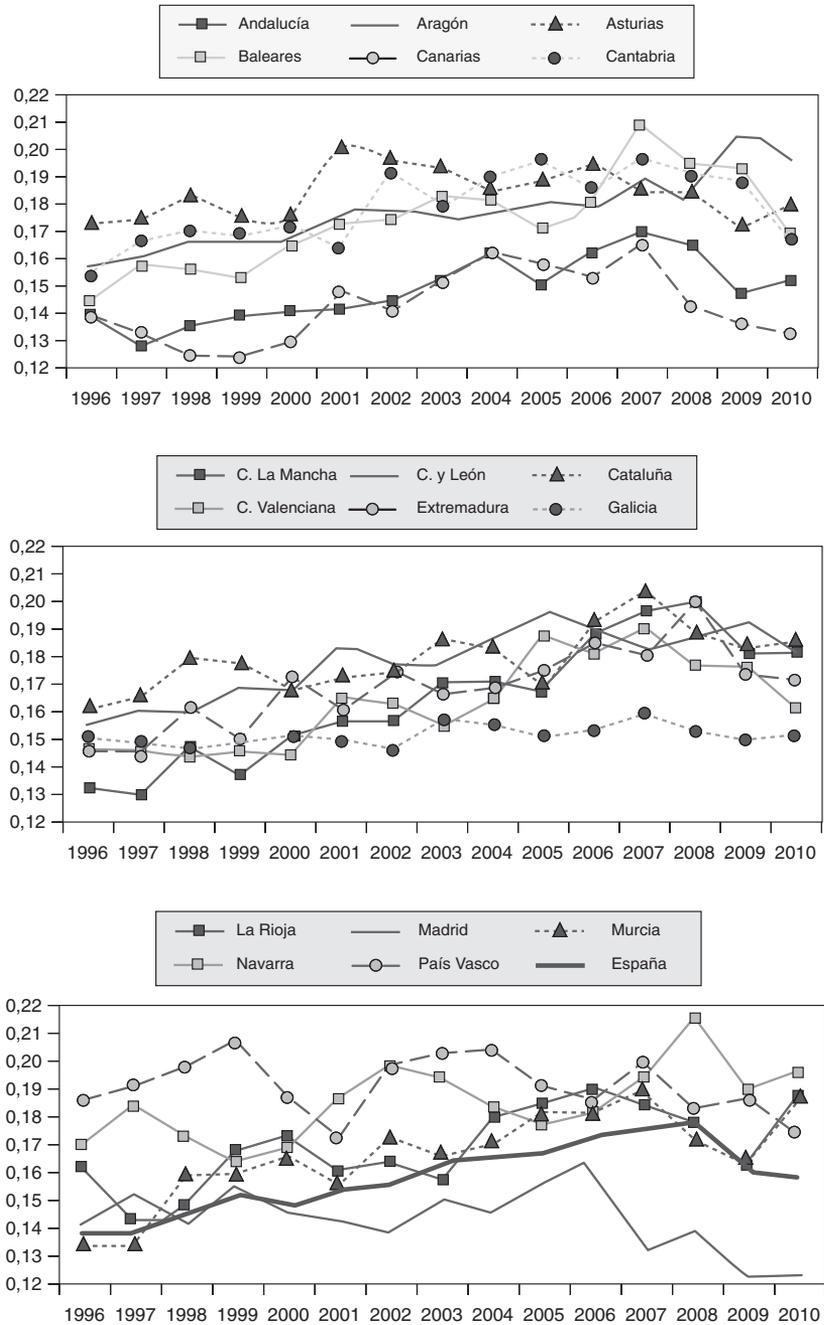
El primer resultado importante es el cambio de tendencia que experimenta el dato agregado para España, ya que hasta el año 2008 la evolución que sigue el índice calculado es continuamente creciente, pasando de 0,1395 a 0,1770, reduciéndose tanto en el año 2009 (0,1631) como en el 2010 (0,1593). Dicho cambio, en mayor o menor medida, se ha producido en un gran número de regiones, incluso en algunas de ellas en el año 2008, ya que una vez calculado el valor medio de todas las regiones el descenso que se ha producido en los años 2008, 2009 y 2010 con respecto al 2007, es del 2,40, 6,25 y 7,29%, respectivamente.

El segundo resultado interesante es la existencia de una profunda heterogeneidad en el comportamiento que tienen las regiones españolas con respecto a sus respectivos niveles y evolución de la segregación laboral. Son cuatro las regiones que muestran un carácter diferencial con respecto al resto: Galicia, Canarias, Andalucía y, de forma destacada, la Comunidad de Madrid. El valor promedio de los valores medios de la segregación para estas cuatro Comunidades es de 0,1469, mientras que el promedio para el resto es de 0,1758, es decir, un 19,67% mayor. En cuanto a la variación que ha experimentado entre 1996 y 2010 el índice de segregación propuesto, destacan por su reducción el caso de Madrid (-13,09%), País Vasco (-6,64%) y Canarias (-4,5%), y por su aumento las CCAA de Murcia (38,71%), Castilla la Mancha (36,44%) y Aragón (25,77%).

Haciendo referencia a la primera de las descomposiciones planteadas en el capítulo metodológico, la contribución en porcentaje de cada uno de los efectos a la variación del *KM* entre los años 1996 y 2007 siguiendo la ecuación (2) se presenta en el gráfico 2, utilizándose el gráfico número 3 para los mismos cálculos entre 2007 y 2010. Como se puede comprobar en el primero de ellos destaca en todas las CCAA (excepto en Galicia) y en España el efecto composición, es decir, podemos concluir que existe en los sectores-ocupaciones analizados una atracción por el género que, a priori, es dominante en dicho sector-ocupación. En otras palabras, los hombres tendieron entre 1996 y 2007 a ocuparse en aquellos sectores-ocupaciones que estaban masculinizados y las mujeres en aquellos sectores-ocupaciones que estaban feminizados.

Esta pauta se ve considerablemente alterada en el periodo 2007-2010, ya que el efecto que resulta más determinante en la disminución del índice es el efecto distribución, es decir, el cambio que ha experimentado la estructura sectorial y ocupacional a través de la reducción en la importancia relativa de aquellos sectores-ocupaciones que estaban masculinizados o feminizados. Hay que añadir que esta pauta que se establece para el conjunto de la economía española, se produce también a nivel regional

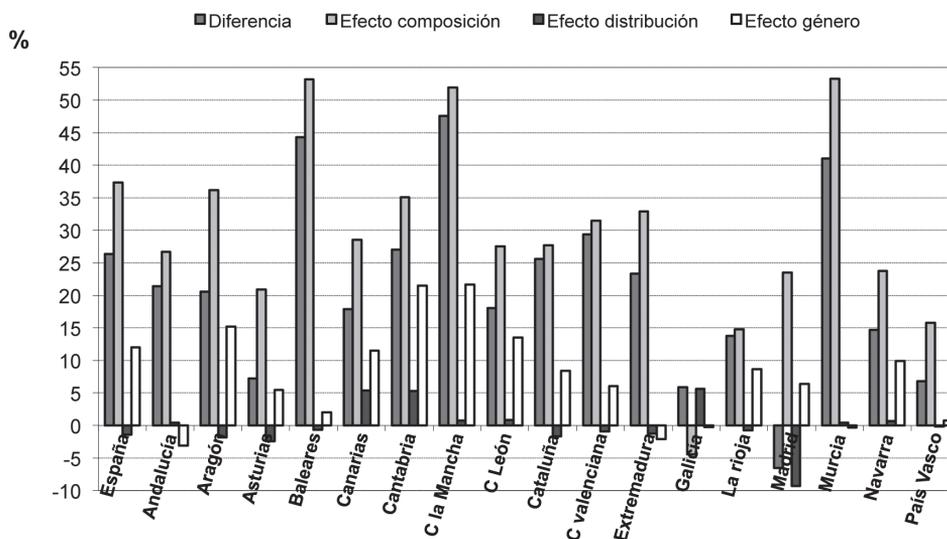
Gráfico 1. Índice de segregación (KM) para España y CCAA entre 1996 y 2010.



Fuente: EPA. INE.

Investigaciones Regionales, 27 (2013) – Páginas 91 a 113

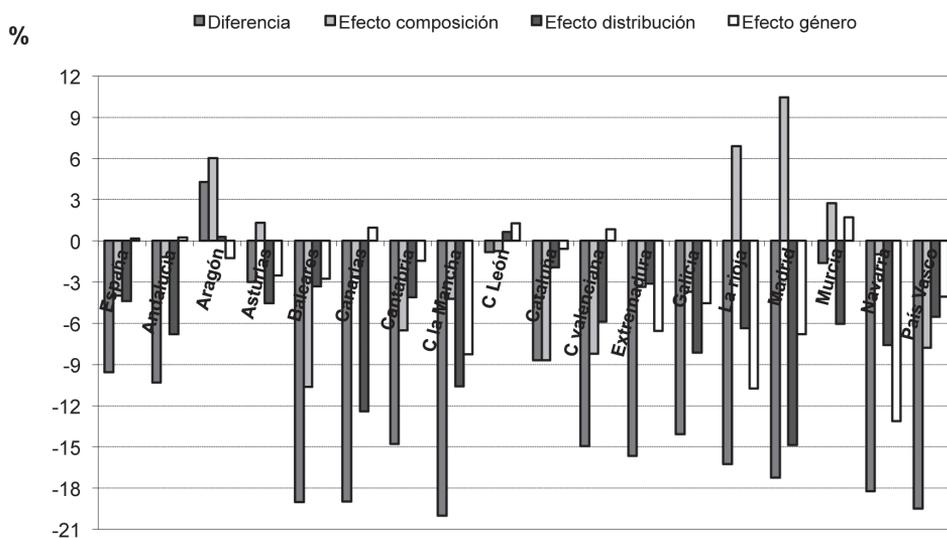
Gráfico 2. Descomposición de la variación del KM entre 1996 y 2007.



Fuente: EPA. INE.

en las comunidades de Andalucía, Asturias, Canarias, Castilla la Mancha, Galicia, Madrid y Murcia. Por otra parte, algunas regiones como las de Aragón, Asturias, La

Gráfico 3. Descomposición de la variación del KM entre 2007 y 2010.



Fuente: EPA. INE.

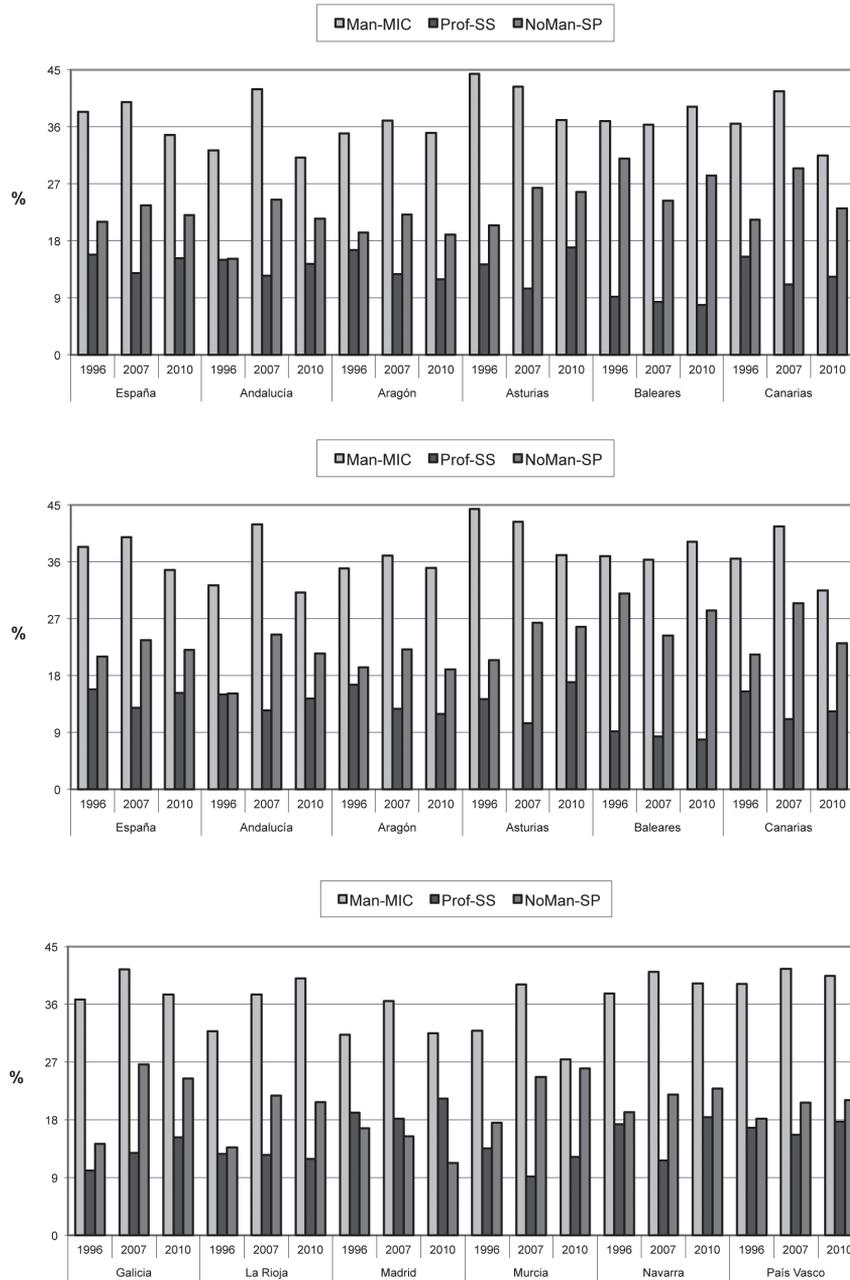
Rioja, Madrid y Murcia siguen manteniendo un efecto composición positivo, manteniendo la polaridad de género de sus mercados laborales.

Finalmente para el índice *KM* y utilizando las ecuaciones (3) y (4) se plantea la segunda de las descomposiciones, en este caso para los años 1996, 2007 y 2010. Los datos obtenidos indican que existen tres sectores-ocupaciones que acaparan más del 65% de la segregación total en todas las regiones³ y en España. Estos sectores-ocupaciones son Manufactura, Industria y Construcción-Ocupaciones manuales (Man-MIC), Servicios Sociales-Profesionales (Prof-SS) y Servicios Privados-Trabajadores no manuales de baja cualificación (NoMan-SP). En el gráfico 4 se presentan los porcentajes relativos a dichos sectores-ocupaciones, de los cuales se derivan los siguientes resultados:

- El sector-ocupación en el que la segregación laboral se concentra en mayor medida es el que se refiere a Man-MIC, con valores de 38,34, 39,93 y 34,75% para España y 35,11, 39,52 y 35,4% para el promedio de las regiones, en 1996, 2007 y 2010, respectivamente. A partir de los datos derivados de la tabla 2, se puede afirmar que este sector-ocupación se encuentra masculinizado.
- A continuación, el sector-ocupación destacable es el que se refiere a NoMan-SP, con las excepciones de Castilla la Mancha en 1996, Extremadura en 2007 y Madrid en los tres años analizados, siendo en estos casos superior el porcentaje relativo a Prof-SS. Para España, los porcentajes son del 20,97, 23,65 y 22,03%, y para el promedio de las regiones se alcanza el 19,16, 23,29 y 21,9% en 1996, 2007 y 2010, respectivamente. A partir de los datos derivados de la tabla 2, se puede afirmar que este sector-ocupación se encuentra feminizado.
- El sector-ocupación con menor peso relativo dentro de los tres seleccionados, y teniendo en cuenta las excepciones comentadas anteriormente, es el de Prof-SS, con valores de 15,79, 12,88 y 15,27% para España, y 14,73, 12,42 y 14,69% para el promedio de las regiones, en 1996, 2007 y 2010, respectivamente. A partir de los datos derivados de la tabla 2, se puede afirmar que este sector-ocupación se encuentra feminizado.
- La evolución porcentual que han experimentado estos tres sectores para España, para un cierto número de regiones y para el promedio de las mismas ha sido bien distinta en los tres años analizados: por un lado, los sectores – ocupaciones Man-MIC y NoMan-SP han seguido una tendencia «de montaña», es decir, alcanzando su pico en el año 2007, que es el momento de mayor segregación laboral, mientras que el sector-ocupación Prof-SS ha seguido una tendencia «de valle», es decir, alcanzando su mínimo en el año 2007.

³ Excepto en 1996 en Andalucía, Castilla La Mancha, Extremadura, Galicia, La Rioja y Murcia, y en 2010 en Madrid.

Gráfico 4. Peso porcentual de los sectores-ocupaciones Man-MIC, Prof-SS y NoMan-SP en el índice KM del año 1996, 2007 y 2010, para España y CCAA.



Fuente: EPA. INE.

3.2. Sobre el Índice AR

A través de la obtención de las curvas de segregación⁴ y utilizando la ecuación (5) se ha determinado el cálculo de los Índices de Gini cuya misión es la de establecer cuánto se alejan las distribuciones del empleo masculino y femenino de la equidistribución, entendida como la distribución equitativa de ambos géneros a lo largo de todas las categorías sectoriales-ocupacionales. El resultado de dicho cálculo se presenta en la tabla 3.

De dicha tabla es posible extraer una serie de conclusiones interesantes que se detallan a continuación:

- a) La distribución masculina presenta en los tres años considerados y para todas las CCAA y para España mejores índices que la distribución femenina, es decir, la distribución de los hombres en el empleo se asemeja más a la equidistribución que la distribución de las mujeres.
- b) La comparación de las curvas de segregación correspondientes a 1996 y 2010 arroja un resultado tremendamente significativo. Si en 1996 la distribución masculina estaba más próxima a la equidistribución que la femenina en todo su recorrido, en el año 2010 España y varias CCAA (Andalucía, Asturias, los dos archipiélagos, Cantabria, Cataluña, Galicia, Madrid y País Vasco) muestran una mejor distribución para el colectivo femenino en la parte alta de dicha distribución. Es decir, en el año 2010 para el conjunto nacional y para las regiones citadas, las mujeres están peor (mejor) distribuidas que los hombres si tenemos en cuenta aquellas ocupaciones donde los ratios F_j/T_j y M_j/T_j son más pequeños (grandes).
- c) En el año 2010 las CCAA de Madrid, Canarias y Andalucía son las que presentan una mejor distribución masculina, mientras que Madrid, Canarias y Galicia son las regiones en las que las mujeres más se acercan a la equidistribución. Por la parte desfavorable, son las regiones de Asturias y Navarra desde el punto de vista masculino, y las regiones de Castilla la Mancha y Aragón en el lado femenino.
- d) La distribución masculina incrementa considerablemente su índice en todas las CCAA (en promedio 36,38%) y en España (36,67%) entre 1996 y 2007, mientras que para el colectivo femenino el incremento es mucho más moderado tanto para las CCAA (en promedio 0,75%) como para España (4,1%). Dentro de esta evolución se encuentra gran disparidad a nivel regional, desde altos incrementos porcentuales en el caso de los hombres murcianos (68,19%), los cuales partían en 1996 del nivel más reducido en la comparativa regional, hasta otros más bajos como el de los madrileños (11,98%). Igualmente para el caso femenino, las evoluciones oscilan entre el 22,32% de Baleares (que partía en 1996 del segundo nivel más reducido

⁴ En el anexo A.1 se muestran las correspondientes a España y cada CCAA en los años 1996 y 2010.

Tabla 3. Índices de Gini calculados a partir de las distribuciones por género en 1996, 2007 y 2010

	1996		2007		2010		Tasa de variación 1996 - 2007		Tasa de variación 2007 - 2010	
	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M
	España	0,1444	0,2700	0,1973	0,2811	0,1903	0,2375	36,67%	4,10%	-3,56%
Andalucía	0,1303	0,2720	0,1835	0,2963	0,1748	0,2310	40,82%	8,91%	-4,74%	-22,04%
Aragón	0,1472	0,3101	0,2119	0,2959	0,2227	0,2925	43,94%	-4,59%	5,11%	-1,13%
Asturias	0,1749	0,3326	0,2199	0,2932	0,2250	0,2671	25,75%	-11,86%	2,34%	-8,88%
Baleares	0,1542	0,2449	0,2228	0,2995	0,1979	0,2289	44,52%	22,32%	-11,16%	-23,59%
Canarias	0,1482	0,2874	0,1865	0,2680	0,1646	0,1995	25,82%	-6,77%	-11,73%	-25,55%
Cantabria	0,1556	0,3230	0,2261	0,3180	0,2020	0,2627	45,30%	-1,54%	-10,69%	-17,40%
Castilla-La mancha	0,1234	0,3176	0,1941	0,3378	0,1900	0,2945	57,28%	6,36%	-2,08%	-12,83%
Castilla y León	0,1474	0,3279	0,2042	0,3109	0,2084	0,2854	38,47%	-5,20%	2,07%	-8,19%
Cataluña	0,1705	0,2762	0,2229	0,2991	0,2156	0,2551	30,73%	8,29%	-3,26%	-14,69%
Comunidad Valenciana	0,1461	0,2740	0,2039	0,2959	0,1916	0,2419	39,58%	8,00%	-6,03%	-18,25%
Extremadura	0,1290	0,2940	0,1945	0,3210	0,1863	0,2798	50,84%	9,19%	-4,23%	-12,86%
Galicia	0,1527	0,2427	0,1951	0,2542	0,1910	0,2266	27,80%	4,74%	-2,08%	-10,87%
La Rioja	0,1402	0,3086	0,1850	0,2924	0,2105	0,2832	31,96%	-5,24%	13,80%	-3,17%
Madrid	0,1474	0,2545	0,1650	0,2088	0,1588	0,1807	11,98%	-17,98%	-3,75%	-13,45%
Murcia	0,1215	0,2642	0,2043	0,3221	0,2176	0,2883	68,19%	21,93%	6,51%	-10,48%
Navarra	0,1613	0,3261	0,2070	0,3033	0,2308	0,2826	28,30%	-7,00%	11,50%	-6,82%
País Vasco	0,1857	0,3302	0,2314	0,3074	0,2147	0,2651	24,58%	-6,91%	-7,22%	-13,76%

H: Hombres; M: Mujeres.
Fuente: EPA, INE.

únicamente superado por Galicia) hasta el $-17,98\%$ de la Comunidad de Madrid.

- e) Estas evoluciones distintas para el colectivo masculino y femenino hacen pensar que el incremento que ha experimentado la segregación laboral por género entre 1996 y 2007 se pueda deber a la separación o alejamiento de los hombres con respecto a la equidistribución. No se puede afirmar lo mismo para las mujeres, eximiéndolas en este caso de cualquier responsabilidad en el incremento de la segregación.
- f) Entre el año 2007 y el año 2010, el comportamiento del indicador establecido para hombres y para mujeres cambia radicalmente. Para los primeros el índice de Gini a nivel nacional muestra un descenso del $3,56\%$, mientras que en el caso femenino dicha disminución asciende hasta el $15,49\%$. Encontramos también en estos cuatro años una elevada heterogeneidad en el análisis regional ya que para los hombres el rango oscila entre el $13,8\%$ de los riojanos y el $-11,73\%$ de los canarios, y para las mujeres entre el $-1,13\%$ de las aragonesas y el $-25,55\%$ de las canarias.
- g) La distinta evolución registrada por hombres y por mujeres entre los años 2007 y 2010 induce a pensar que existe una responsabilidad positiva en la disminución que ha experimentado el índice de segregación laboral por parte del colectivo femenino, siendo menor la aportación que realizan sus compañeros varones.

4. Conclusiones

A lo largo del trabajo aquí presentado se ha pretendido aportar algo de luz al análisis de la segregación laboral por género a nivel nacional y regional, cuyo análisis —este último— carece de suficientes estudios empíricos dentro de la literatura económica desde el punto de vista comparativo para todas las Comunidades Autónomas.

Para ello, en primer lugar se ha analizado la evolución que ha seguido el índice de Karmel y MacLachlan desde 1996 a 2010 en el mercado laboral nacional y en el de cada una de sus regiones, teniendo en cuenta que en el año 2007 la tendencia favorable que había seguido el empleo en los años anteriores se vio truncada por la crisis económica y laboral que ha sufrido nuestro país y el resto de naciones europeas. El resultado obtenido muestra una evolución creciente a nivel estatal hasta el año 2008, decreciendo en los años 2009 y 2010, por lo que es posible deducir que algo ha tenido que ver el cambio de ciclo en el empleo para que el indicador referente a la segregación haya cambiado también su tradicional evolución. Esta misma pauta se produce igualmente en el entorno regional. Sin embargo, no todas las regiones han experimentado un comportamiento homogéneo, existiendo un carácter diferencial por su reducido nivel en las regiones de Andalucía, Canarias, Galicia y, de forma considerable, en la región de Madrid, que además acumula un descenso entre 1996 y 2010 del $13,09\%$ en su segregación laboral. La parte negativa corres-

ponde a regiones como Murcia, Castilla la Mancha y Aragón, con un crecimiento medio del 33,64%.

Utilizando también el índice de Karmel y MacLachlan ha sido posible comprobar que no solamente existe un cambio en la evolución de la segregación alrededor del año 2007 sino que también en dicho año se producen cambios en los argumentos que sostienen la desigual distribución de hombres y mujeres en el mercado laboral. Entre 1996 y 2007 es el efecto composición el que predomina sobre los demás en España y en todas las CCAA excepto en Galicia, mientras que entre 2007 y 2010 la disminución de la segregación se debe al efecto distribución, es decir, a la reducción porcentual del peso relativo de aquellos sectores-ocupaciones que aglutinaban un mayor nivel de segregación, aunque en este caso solamente en España y en 7 de sus regiones.

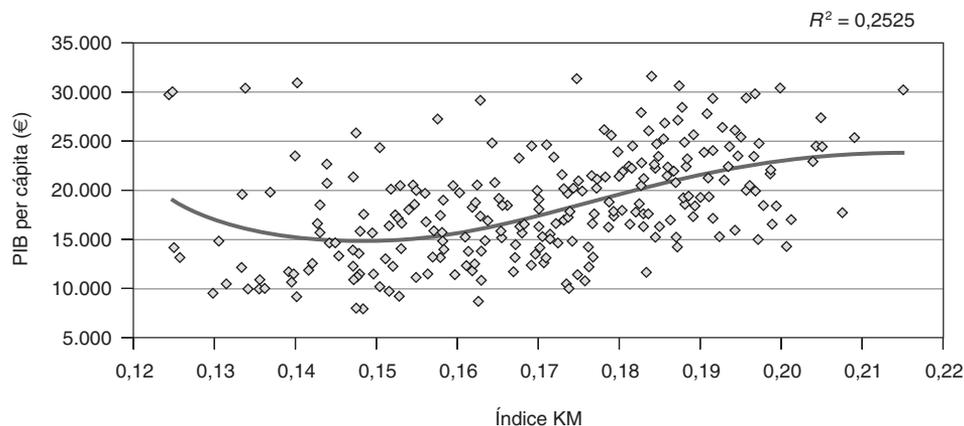
E igualmente mediante el índice de Karmel y MacLachlan se ha podido observar que son 3 los sectores-ocupaciones sobre los que se fundamenta la segregación del mercado de trabajo español, a saber: Trabajadores manuales y de la Manufactura, la Industria y la Construcción; Trabajadores no manuales del Sector Privado; y los Profesionales de los Servicios Sociales. Entre ellos concentran alrededor de un 70 por ciento de la segregación calculada.

A continuación, el segundo de los análisis se ha centrado en cuantificar la dispersión de las distribuciones ocupacionales y sectoriales para ambos géneros con respecto a la equidistribución. Desde esta perspectiva se observa en primer lugar que es el colectivo masculino el que de forma predominante ha contribuido al crecimiento de la segregación laboral entre los años 1996 y 2007, ya que tanto para el conjunto nacional como para todas las regiones se observa una tasa de variación positiva del Índice de Gini entre ambos años. En segundo lugar, que es el colectivo femenino el que de forma predominante ha contribuido a la disminución de la segregación laboral entre los años 2007 y 2010, ya que tanto para el conjunto nacional como para todas las regiones se observa una tasa de variación negativa entre ambos años. Ambos resultados quedarían resumidos en la evolución que han experimentado las curvas de segregación entre los años 1996 y 2010, ya que en este último año las curvas para el colectivo masculino y femenino en España y en algunas CCAA se intersectan en la parte alta de la distribución.

Las conclusiones derivadas tanto de este indicador como del índice KM ponen de manifiesto una profunda heterogeneidad en el análisis de la segregación a nivel regional, por lo que el valor obtenido para el conjunto nacional se puede considerar como una mera aproximación del nivel alcanzado en cada una de las Comunidades Autónomas españolas.

Estos niveles y evoluciones pueden abrir la puerta a nuevas hipótesis de investigación en lo que se refiere a la búsqueda de argumentos que expliquen el comportamiento heterogéneo que han experimentado las regiones españolas en términos de segregación laboral. Un posible planteamiento de partida podría ser el que se recoge en el reciente trabajo de Eastin y Prakash (2013), en el cual se muestra, entre otras, la relación existente entre la renta per cápita y la desigualdad de género. En este sentido

Gráfico 5. Correlación entre PIB per cápita e Índice de Segregación (KM) para las CCAA entre 1996 y 2010.



y coincidiendo con alguno de los resultados obtenidos por estos autores, el gráfico 5 recoge la asociación entre el PIB per cápita⁵ y el nivel de segregación, en cada año y para cada CCAA.

Se puede observar que el ajuste entre ambas variables medido a través del coeficiente de bondad del ajuste R^2 se sitúa en un valor igual a 0,2525 y, lo más importante, la curva de regresión presenta forma de S (polinomial de orden 3), es decir, los bajos y los altos niveles de segregación parecen ser compatibles tanto con una alta como con una baja renta per cápita. De esta forma encontramos Comunidades Autónomas como Madrid (alto PIB per cápita) o Andalucía (bajo PIB per cápita) con una baja segregación laboral, y Comunidades Autónomas como Navarra (alto PIB per cápita) o Castilla la Mancha (bajo PIB per cápita) con una alta segregación laboral.

5. Bibliografía

- Akerlof, G., y Kranton, R. (2000): «Economics and Identity», *The Quarterly Journal of Economics*, CXV (3), 715-753.
- Alonso Villar, O., y Del Río, C. (2010): «Segregation of female and male workers in Spain: Occupations and industries», *Hacienda Pública Española*, 194 (3), pp. 91-121.
- Anker, R. (1998): *Gender and jobs. Sex segregation of occupations in the world*, International Labour Office, Ginebra.
- Becker, G. (1965): «A theory of the allocation of time», *Economic Journal*, 75, 299, 493-517.
- (1971): *The economics of discrimination*, 2.ª ed., University of Chicago Press, Chicago.

⁵ Los datos del Producto Interior Bruto se han obtenido de la Contabilidad Regional de España elaborada por el INE.

- Bender, K. A.; Donohue, S. M., y Heywood, J. S. (2005): «Job satisfaction and gender segregation», *Oxford Economic Papers*, 57, 479-496.
- Brown, M. C. (1994): «Using Gini-style indices to evaluate the spatial patterns of health practitioners: theoretical considerations and an application based on Alberta data», *Social Science and Medicine*, 38 (9), 1243-1256.
- Comisión Europea (2009): *Gender segregation in the labour market. Root causes, implications and policy responses in the EU*. European Commission's Expert Group on Gender and Employment (EGGE). Luxemburgo.
- Dueñas, D.; Iglesias, C., y Llorente, R. (2012): «Profundizando en la segregación laboral. Sectores, ocupaciones y TIC en España», *Documento de trabajo 7/2012*, Instituto de Análisis Económico y Social.
- Eastin, J., y Prakash, A. (2013): «Economic development and gender equality: Is there a gender Kuznets curve?», *World Politics*, 65 (1), 156-186.
- García, I.; García, G., y Montuenga, V. M. (2011): «Segregación ocupacional por género en Aragón», *Documento de trabajo 56/2011*, FUNDEAR.
- Goldin, C. (2002): «A pollution theory of discrimination: male and female differences in occupations and earnings», *Working Paper 8985*, NBER.
- Hidalgo, A.; Pérez, S., y Calderón, M. J. (2007): *La discriminación laboral de la mujer: una década a examen. Estudios e Investigaciones*, Instituto de la Mujer. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, octubre, 2007.
- Iglesias, C.; Llorente, R., y Dueñas, D. (2009): «La expansión de los servicios y la transformación del empleo en España», *Papeles de Economía Española*, núm. 120, 28-43.
- (2010): «Diferencias de género en el empleo TIC», *Cuadernos de Economía*, vol. 33, núm. 92, 105-138.
- Karmel, T., y Maclachlan, M. (1988): «Occupational sex segregation, increasing or decreasing?», *The Economic Record*, 64, 187-195.
- Palacio, J. I., y Simón H. J. (2006): «Segregación laboral y diferencias salariales por razón de sexo en España», *Estadística Española*, 48 (163), 493-524.
- Vara, M. J. (coord.) (2006): *Estudios sobre género y economía*, ediciones Akal-Economía Actual, 2006.
- Watts, M. J. (1992): «How should occupational gender segregation be measured?», *Work, Employment and Society*, 6, 474-487.

Anexo

Gráfico A.1. Curvas de segregación para España y cada una de las regiones en los años 1996 y 2010.

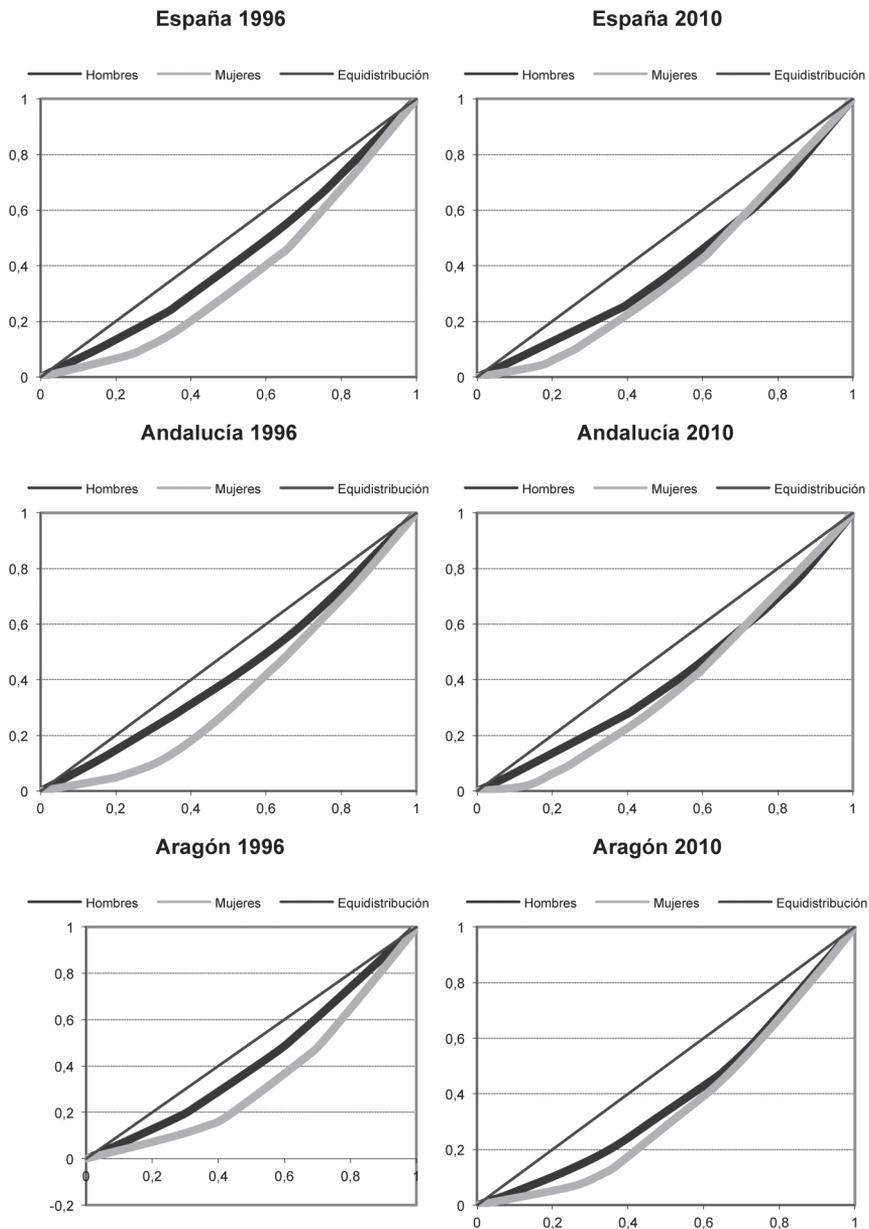


Gráfico A.1. (cont.)

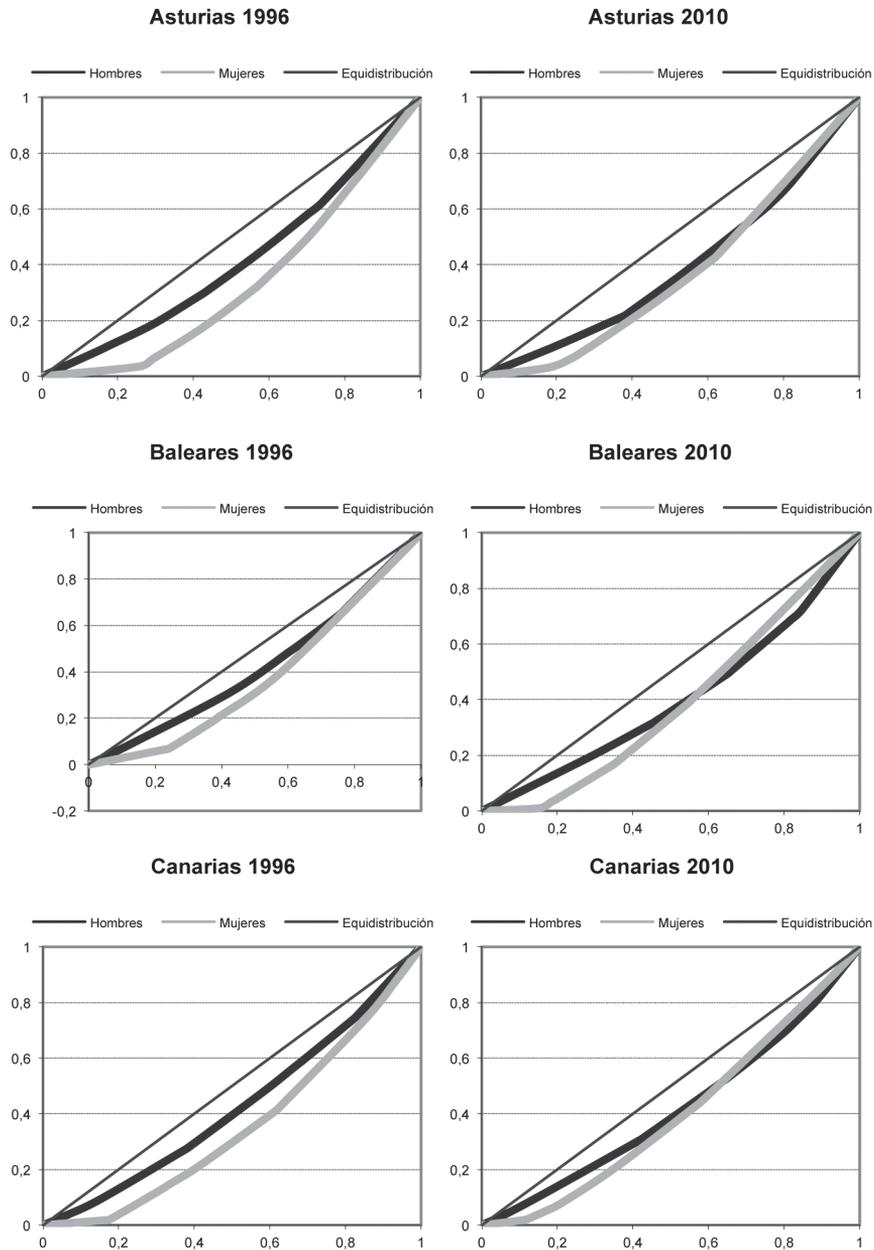


Gráfico A.1. (cont.)

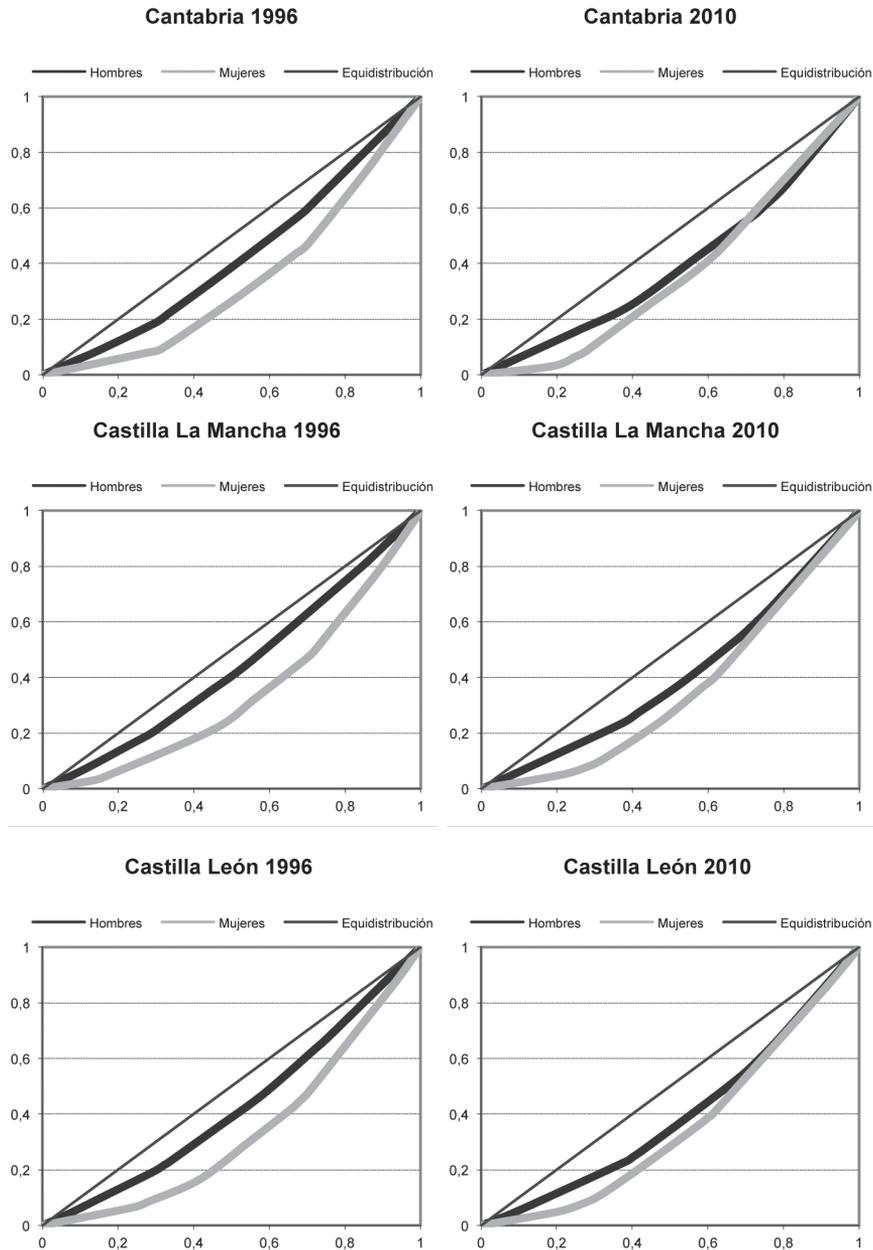


Gráfico A.1. (cont.)

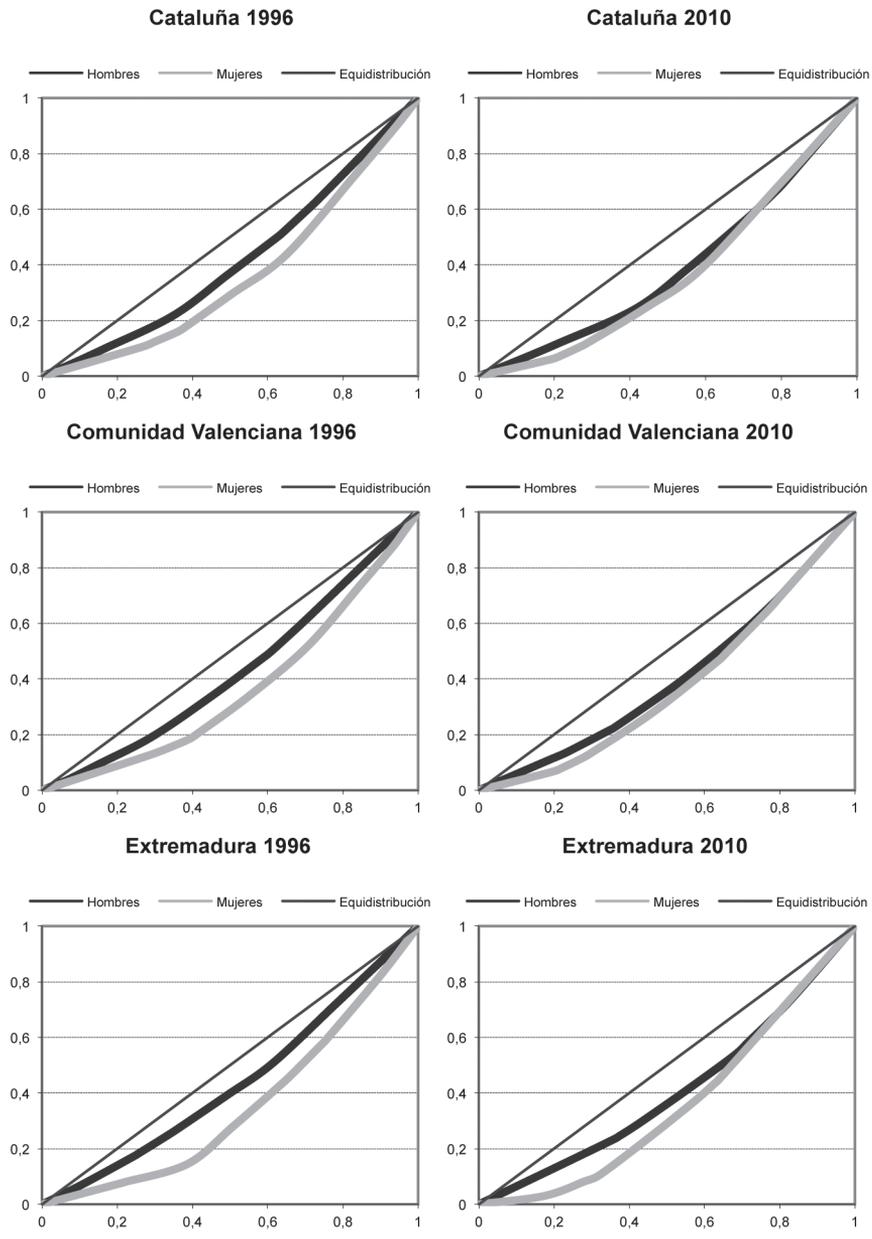


Gráfico A.1. (cont.)

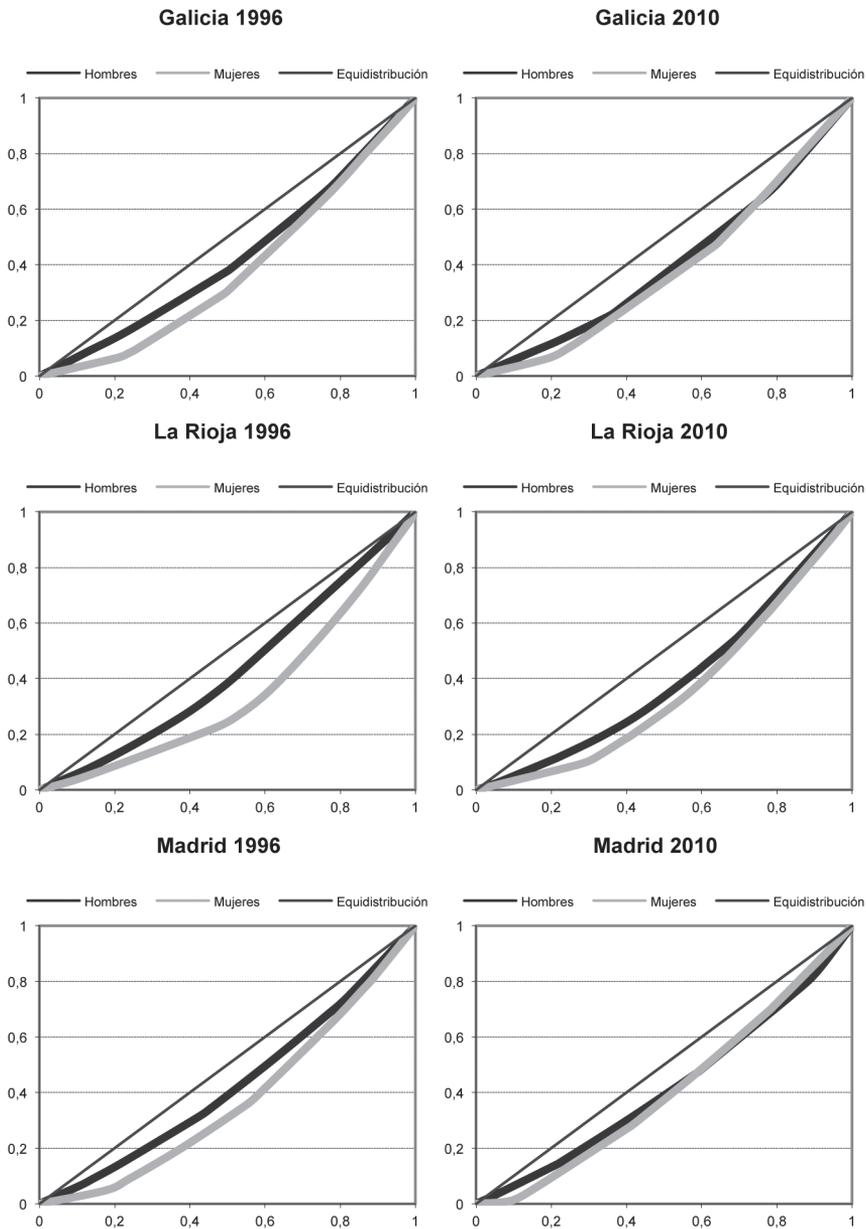
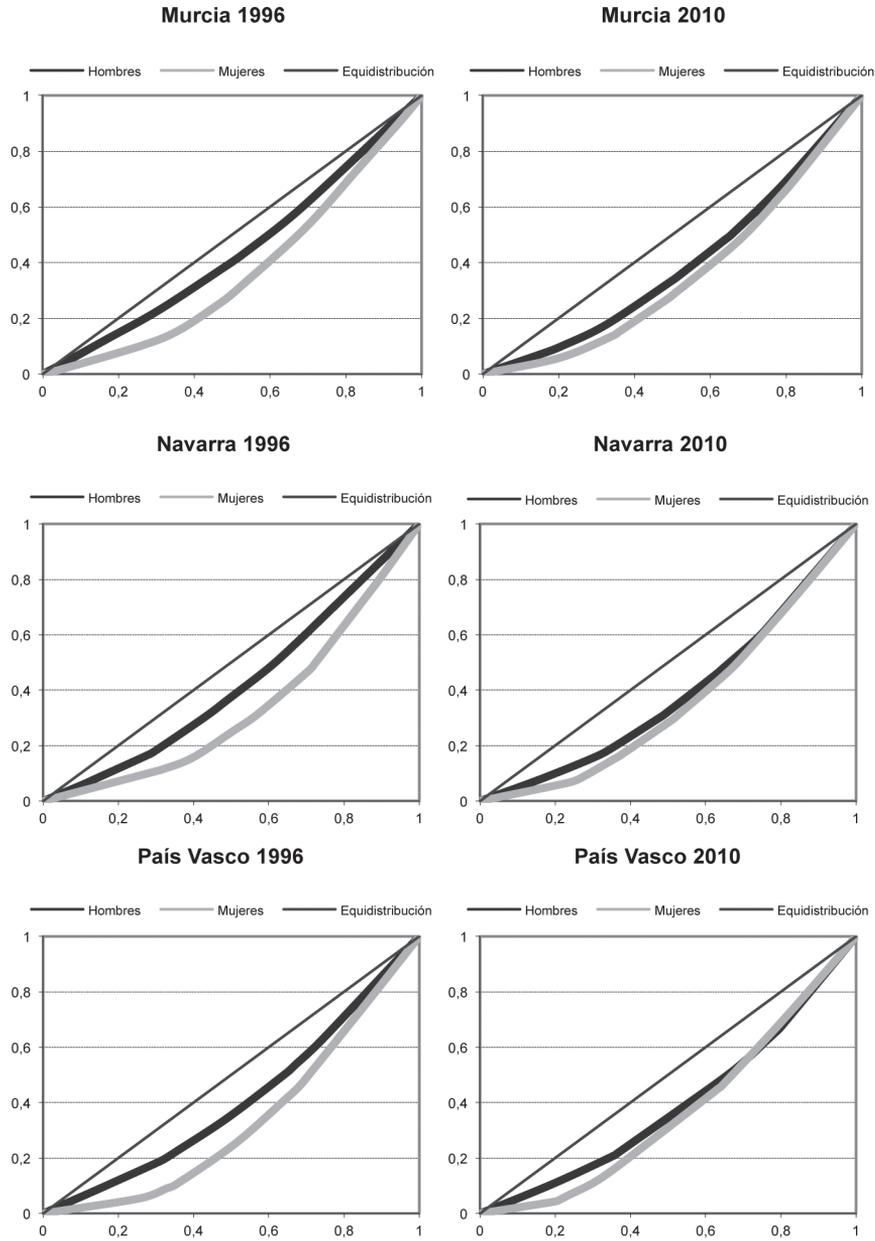


Gráfico A.1. (cont.)



Fuente: EPA. INE.



Descripción y análisis de la huella urbanística del *boom* inmobiliario en Asturias mediante Sistemas de Información Geográfica, 1996-2006

Víctor González Marroquín *, Fernando Rubiera Morollón *
y José Luis Pérez Rivero *

RESUMEN: De 2000 a 2007 son los años en los que se gesta en España una burbuja alrededor del sector de la construcción impulsada por el *boom* inmobiliario y el elevado ritmo de crecimiento de la obra pública. Las consecuencias macroeconómicas de este crecimiento desequilibrado de la construcción son bien conocidas, sin embargo las consecuencias urbanísticas han sido menos estudiadas. Aunque el Principado de Asturias no es una de las regiones españolas con mayor presencia de burbuja inmobiliaria, es evidente que ha participado del proceso nacional. Los rasgos de esta región la hacen especialmente interesante para el análisis, debido al desarrollo de una conurbación poli-céntrica en la zona central y la convivencia de distintos tipos de desarrollo urbano en un espacio reducido. En este trabajo se aplica una metodología basada en la descripción y análisis de la información contenida en la cartografía digital referenciada. A través de la clasificación e interpretación de los píxeles de las orto-fotos correspondientes al Principado de Asturias podemos identificar la expansión urbana experimentada, distinguiendo entre los usos industriales y urbanos del nuevo suelo utilizado. Aplicando un análisis estadístico con modelos que contemplan la dependencia espacial de la información podemos identificar las causas del crecimiento urbano y describir sus distintos patrones. Identificamos los focos afectados por procesos de burbuja inmobiliaria, así como la morfología urbana que se consolida a consecuencia, entre otros factores, de una ausencia de coordinación entre los municipios que conforman el área central.

Clasificación JEL: R11; R14; R50; R52.

Palabras clave: Urbanización; áreas metropolitanas poli-céntricas; economía urbana; Asturias (España).

* REGIOLab - Laboratorio de Análisis Económico Regional. Universidad de Oviedo.

Recibido: 20 de julio de 2012 / Aceptado: 14 de marzo de 2013.

Description and analysis of the consequences of the housing Boom in Asturias using Geographical Information Systems, 1996-2006

ABSTRACT: The period between 2000 and 2007 was a period in which Spain was growing in a bubble around the construction sector driven by the *boom* in real estate and the high growth rate of public infrastructures. The macroeconomic consequences of this unbalanced growth of the construction are well known but the consequences for urban planning have been less studied. Although Asturias is one of the Spanish regions with the lower real estate bubble is clear that this region has participated with the national trend. The characteristics of this region make it particularly interesting for analysis due to the development of a polycentric conurbation in the central area and to the coexistence of different types of urban development in a small space. This paper proposes a methodology based on the description and analysis of information contained in the referenced digital cartography. Through the classification and interpretation of the pixels of the ortho-photos for Asturias we can identify how is the urban expansion distinguishing between industrial and urban uses of the new urban land. Applying statistical analysis with models that include spatial dependence of the information we can identify the causes of urban growth and describe the different patterns that were followed. We identify the sources affected by processes of real estate bubbles and the urban morphology that is consolidated as a result, among other things, of a reduce coordination between the municipalities of the asturian central area.

JEL Classification: R11; R14; R50; R52.

Keywords: Urbanization; polycentric metropolitan areas; urban economics; Asturias (Spain).

1. Introducción

Entre los años 2000 y 2007, la economía española experimentó una etapa de elevado crecimiento económico, impulsada en gran medida por el *boom* inmobiliario y el elevado ritmo de construcción de infraestructuras. En este periodo, la economía española creció en términos reales a una tasa media del 3%, mientras que el sector de la construcción lo hacía al 5%. El empleo en este sector también crecía por encima de la media, llegando a ocupar en 2007 a 2,2 millones de personas, el 11,3% del empleo total. Las causas y consecuencias de este fenómeno de *boom* inmobiliario han sido ampliamente tratadas en trabajos como, entre otros, Romero (2012), Burriel de Orueta (2008) o Fernández Durán (2008).

En este fenómeno de *boom* inmobiliario existen diferencias importantes a lo largo de las regiones españolas, como precisan Naredo y Montiel (2012). Son las regiones de la costa mediterránea junto con las principales ciudades del país los lugares donde la presión inmobiliaria ha sido más fuerte. Sin embargo en el caso concreto de Asturias el crecimiento económico se situó entre 2000 y 2007 en una tasa media del 2,2%, mientras que el sector de la construcción alcanzó una tasa media de casi el 5%

Investigaciones Regionales, 27 (2013) – Páginas 115 a 140

y el empleo de este sector llegó a representar en 2007 el 12% del total de empleos de la región. De todo ello cabe deducir que esta región se ha visto igualmente afectada de una tendencia general de excesiva aceleración de la construcción residencial.

Un segundo problema, asociado al del crecimiento inmobiliario excesivo, es el modo en el que se produce este crecimiento y la realidad urbana que va conformando. Como señalan Glaeser y Kahn (2004), el crecimiento urbano disperso es una tendencia generalizada a lo largo de todo el planeta. Las ciudades europeas han logrado escapar durante la mayor parte del siglo XX a esta dinámica, pero en los últimos años las ampliaciones urbanas a lo largo de toda Europa pecan de una fuerte tendencia a la dispersión similar a la que se observa con claridad en otros continentes (Tosics, 2004). España no escapa de esta tendencia, como muy bien recogen estudios para nuestro país como los realizados por Muñoz (2003), Catalán *et al.* (2008) o, entre otros, Badía *et al.* (2010). El carácter disperso de la Asturias rural establece, ya en el origen, una tenencia a la dispersión. No es objeto de este trabajo abordar este aspecto, pero sí es importante tener en cuenta cómo el *boom* de la última década ha podido afectar al fenómeno de la dispersión en esta región.

En definitiva, la burbuja inmobiliaria dejó tras de sí una profunda recesión, una enorme caída del empleo y una herencia de activos inmobiliarios sobrevalorados junto con infraestructuras inacabadas. Seguramente tan importante como las secuelas macroeconómicas, tal vez más duradera, será la huella que este proceso deje sobre el territorio, pues la forma en que se han desarrollado las ciudades, las conexiones internas y las comunicaciones de alta distancia, condicionarán la configuración espacial de España durante décadas.

El objetivo de este trabajo es describir el proceso de desarrollo urbano seguido por Asturias durante el periodo 1996-2006 y tratar de buscar algunos de los factores que han contribuido a darle su forma particular.

Para ello, se ha construido una base de datos basada en cartografías digitales de los años 1994-1996, 2003 y 2006. Estas cartografías permiten identificar con precisión la evolución del uso del suelo en el Principado de Asturias y, por tanto, cuantificar y describir el proceso de su utilización para usos urbanos (residencial y económico), infraestructuras o uso industrial durante el periodo considerado.

En el siguiente apartado se presenta y describe de modo detallado la metodología propuesta y la base de datos de la que se dispone: la cartografía foto-referenciada del Principado de Asturias. Tras ello se utiliza la información que es posible deducir con esta metodología para cuantificar y describir las características más importantes del proceso de utilización del suelo en esta región en el periodo que se extiende de 1994-1996 a 2006 y que podemos dividir en dos etapas claramente diferenciadas: 1994-1996-2003 y 2003-2006. En el apartado cuarto se trata de buscar algunos factores explicativos de las dinámicas de crecimiento identificadas, tratando de diferenciar entre los elementos endógenos de cada municipio, los exógenos al municipio pero endógenos a la región y los completamente exógenos al municipio y a la región. Por último, en el quinto apartado, se completa el trabajo con una revisión final y se sugieren recomendaciones de política regional y ordenación del territorio.

2. Estudio de los usos del suelo mediante imágenes geo-referenciadas. Conceptos básicos y datos disponibles para Asturias

La cartografía y las metodologías basadas en Sistema de Información Geográfica, SIG en adelante, han experimentado un extraordinario avance a lo largo de la última década, multiplicando las posibilidades para el análisis económico espacial [véase Foresman (1998) o, más recientemente, Goodchild y Haining (2005) para una revisión de las potencialidades de los análisis SIG]. Sintéticamente un SIG es una herramienta que combina información estadística de naturaleza vectorial con cartografía o imágenes. El uso del territorio como denominador común posibilita explotar la información estadística con referencia geográfica.

Hoy en día, en la mayoría de los países es posible disponer de mapas complementados con orto-fotos de una extraordinaria precisión gráfica y con toda la información geo-referenciada. Una orto-foto es una imagen del territorio en forma de fotografía aérea. Puede ser satelital en cuyo caso se pueden incluir imágenes con sensores que ofrecen una realidad más allá de la luz visible. Otra posibilidad es que se tome desde tierra orto-rectificada, es decir, se ha convertido la proyección cónica que se produce al tomar cualquier fotografía en una proyección ortogonal que posibilita la superposición con mapas convencionales y la medición sobre la misma.

Para el caso concreto del Principado de Asturias, como para el resto de regiones españolas, es posible disponer de una cartografía detallada y periódica a través de los planes PNOA (Plan Nacional de Ortofotografía Aérea), coordinados por el Instituto Geográfico Nacional (IGN) y cofinanciados por las Comunidades Autónomas. Esta cobertura sistemática se inicia en 2003 con el proceso de actualización del catastro a nivel nacional, proyecto SIGPAC, promovido y cofinanciado por la UE. El proyecto SIGPAC tenía como objetivo disponer de un SIG de uso de suelo a nivel europeo basado en ortofoto-mapas de las parcelas para controlar las subvenciones de la política agraria común (PAC). La escala de referencia en este producto cartográfico es 1:5000 con una precisión de 5 m (1 mm en papel), que se convierte en 2,5 m de píxel en las orto-fotos obtenidas en vuelos realizados a tal fin entre los años 2006-2007.

Adicionalmente las Comunidades Autónomas han realizado sus propias cartografías previas al SIGPAC. Así Asturias ha realizado vuelos entre 1994-1996 que han sido restituidos para obtener un producto cartográfico 1:5000 vectorial de cobertura completa del territorio. Sobre la base de la información del proyecto SIGPAC, el Principado de Asturias ha realizado, además, una cartografía vectorial complementaria.

Por tanto disponemos como fuente de datos geográficos para Asturias: i) una cartografía vectorial 1:5000 realizada entre 1994 y 1996; ii) una cobertura de orto-fotos con 5 m de resolución realizada sobre un vuelo de 2003, paralelamente se restituyó éste obteniéndose una cartografía vectorial del territorio referida a esa fecha, y iii) una cobertura de orto-fotos de 2,5 metros de resolución sobre un vuelo de 2006.

Figura 1. Ejemplo de orto-foto geo-referenciada para 1996-2006 y proceso de pixelado con las mallas superpuestas



En tono azul se representan las edificaciones realizadas antes del periodo considerado (1996-2006). En rojo es la nueva edificación realizada. Las edificaciones amarillas experimentan cambios menores respecto a 1996 pero no pueden ser consideradas nueva edificación.

Fuente: elaboración propia a partir de la cartografía digital del Principado de Asturias.

Nota: Tanto esta figura como las siguientes del artículo pueden verse en la edición electrónica www.investigacioneresregionales.org.

Se han digitalizado las variaciones de superficie construida entre 1996, 2003 y 2006 utilizando técnicas de comparación visual¹.

Esta combinación de orto-foto-mapas y mapas vectoriales para una región constituyen una extraordinaria fuente de información. Podemos clasificar los píxeles como espacios edificados o naturales según la que se infiere de su color. Usando un procedimiento similar al empleado por Burchfield *et al.* (2005) cuando un píxel responde a la caracterización de espacio edificado por su tonalidad lo clasificamos como «Ed». Por oposición todo píxel no clasificado como «Ed» se corresponde con un espacio no edificado o espacio verde o natural. En la Figura 1 se presenta un ejemplo de orto-foto geo-referenciada (año 1996 y 2006) de un pequeño núcleo poblacional asturiano a la que se ha aplicado una caracterización de los espacios edificados (*Ed*) según colores. Esta operación puede repetirse para todo el territorio. La comparación entre los dos momentos de tiempo nos ofrece una medición precisa del proceso de crecimiento urbano.

3. Descripción de la evolución del uso del suelo en Asturias: 1996-2006

La metodología descrita en el apartado anterior permite cuantificar la ocupación del territorio para usos residenciales y económicos y sus cambios a lo largo del periodo estudiado.

En el Cuadro 1 se ofrecen los principales resultados de este ejercicio. En la primera columna se muestra el porcentaje de superficie urbanizada (excluyendo vías de comunicación) de cada municipio en el año inicial 1996. En la segunda columna se presenta una medida de consumo de suelo (m² por habitante) para el año 2006. En las columnas tercera, cuarta y quinta se detalla el porcentaje de crecimiento del suelo urbanizado para el conjunto del periodo y para cada uno de los sub-periodos. En la última columna se recoge la participación de cada municipio en el total de superficie urbanizada para el conjunto del periodo.

El total de superficie urbanizada era en 1996 el 4,08% del total de la superficie asturiana, una tasa relativamente baja. Pero esta ocupación del suelo varía enormemente entre municipios. Es máxima en los municipios de Avilés (32,61%), Muros de Nalón (26,11%) y Noreña (23,94%). En el extremo opuesto se encuentran los municipios de Allande (0,85%), Degaña (0,75%), Ibias (0,64%) o Villanueva de Oscos (0,81%).

¹ Para la elaboración y tratamiento de los datos se utiliza el *software* de la compañía INTERGRAPH-HEXAGON, GEOMEDIA. Éste es un paquete de productos que se caracteriza por su flexibilidad en el tratamiento de datos geográficos de distintos formatos y proyecciones, así como por su capacidad de integración de datos ráster-vector. En particular la combinación de su programa base GEOMEDIA PRO y su módulo de análisis ráster, GEOMEDIA GRID constituye una herramienta de gran potencia para la explotación de grandes cantidades de datos geográficos. La información es almacenada en datos ACCESS y tratada con hojas EXCEL y las aplicaciones de análisis estadístico GEODa y SPSS.

Cuadro 1. Porcentajes de tierra urbanizada y crecimiento del uso del suelo, 1996-2003-2006

Municipio	% Suelo urbanizado 1996	m ² construido/habitante 2006	Crecimiento (% anual)			s/ crecimiento total regional
			1996-2003	2003-2006	1996-2006	
Allande	0,85	1,48	0,29	0,06	0,21	0,31
Aller	3,25	1,01	0,08	0,28	0,16	0,97
Amieva	1,98	2,97	0,07	0,20	0,12	0,14
Avilés	32,61	0,12	0,99	0,52	0,84	3,53
Belmonte de Miranda	2,41	2,85	0,07	0,07	0,07	0,18
Bimenes	7,55	1,45	0,02	0,49	0,19	0,24
Boal	2,23	1,40	0,10	0,03	0,07	0,10
Cabrales	1,49	1,76	0,06	0,33	0,16	0,28
Cabranes	3,93	1,56	0,04	0,30	0,14	0,11
Candamo	6,12	2,14	0,00	0,16	0,06	0,13
Cangas de Onís	2,80	1,01	0,10	0,53	0,26	0,77
Cangas del Narcea	1,16	0,69	0,22	0,11	0,18	0,87
Caravia	5,16	1,38	0,29	1,79	0,85	0,28
Carreño	9,80	0,68	1,13	0,46	0,90	2,82
Caso	1,18	2,07	0,01	0,02	0,01	0,03
Castrillón	14,32	0,40	0,57	0,93	0,72	2,81
Castropol	3,13	1,08	0,44	0,37	0,42	0,80
Coaña	4,99	1,05	0,66	0,75	0,70	1,11
Colunga	4,38	1,25	0,18	0,57	0,32	0,70
Corvera de Asturias	11,36	0,36	0,94	1,52	1,19	2,78
Cudillero	7,52	1,44	0,13	1,03	0,46	1,75
Degaña	0,75	0,56	0,12	0,07	0,10	0,03
Franco (El)	4,58	0,98	0,21	0,71	0,39	0,70
Gijón	18,81	0,14	1,00	1,02	1,04	16,46
Gozón	8,20	0,70	0,27	0,98	0,54	1,77
Grado	6,45	1,45	0,04	0,05	0,04	0,33
Grandas de Salime	1,31	1,46	0,18	0,16	0,18	0,14
Ibias	0,64	1,30	0,11	0,06	0,09	0,10
Illano	1,09	2,37	0,21	0,00	0,13	0,08
Illas	4,42	1,22	0,01	0,71	0,26	0,15
Langreo	14,17	0,28	0,43	0,33	0,40	2,33
Laviana	5,91	0,60	0,06	0,33	0,16	0,62

Cuadro 1. (continuación)

<i>Municipio</i>	<i>% Suelo urbanizado 1996</i>	<i>m² construido/habitante 2006</i>	<i>Crecimiento (% anual)</i>			<i>s/ crecimiento total regional</i>
			<i>1996-2003</i>	<i>2003-2006</i>	<i>1996-2006</i>	
Lena	2,79	0,75	0,01	0,43	0,16	0,72
Llanera	8,50	0,76	1,39	0,91	1,25	5,21
Llanes	4,38	0,98	0,13	1,67	0,70	3,93
Mieres	9,02	0,32	0,43	0,19	0,34	2,28
Morcín	4,89	0,90	1,01	0,38	0,79	0,91
Muros de Nalón	26,11	1,25	0,02	0,35	0,14	0,16
Nava	4,81	0,93	0,11	0,83	0,37	0,85
Navia	7,39	0,58	0,49	0,54	0,52	1,19
Noreña	23,94	0,30	0,98	1,17	1,08	0,69
Onís	2,36	2,38	0,04	0,45	0,19	0,17
Oviedo	13,15	0,13	0,90	1,03	0,97	11,21
Parres	3,84	0,94	0,15	0,37	0,23	0,57
Peñamellera Alta	1,42	2,21	0,09	0,23	0,14	0,09
Peñamellera Baja	2,12	1,37	0,03	0,35	0,15	0,13
Pesoz	0,87	1,83	0,08	0,07	0,07	0,01
Piloña	3,20	1,20	0,16	0,36	0,23	1,08
Ponga	0,89	2,94	0,01	0,12	0,05	0,05
Pravia	8,54	1,07	0,12	0,05	0,09	0,42
Proaza	3,81	4,04	0,00	0,09	0,03	0,05
Quirós	1,75	2,89	0,00	0,10	0,04	0,07
Regueras (Las)	3,95	1,41	0,02	1,09	0,41	0,53
Ribadedeva	5,37	1,11	0,21	2,82	1,18	1,03
Ribadesella	4,92	0,75	0,28	1,96	0,91	1,79
Ribera de Arriba	6,93	0,83	0,48	0,91	0,65	0,47
Riosa	4,56	1,02	0,02	0,33	0,13	0,14
Salas	4,04	1,64	0,23	0,08	0,17	0,81
San Martín de Oscos	1,20	1,90	0,18	0,00	0,11	0,05
San Martín del Rey Aurelio	12,58	0,40	0,37	0,22	0,32	1,13
San Tirso de Abres	2,44	1,44	0,36	0,06	0,25	0,10
Santa Eulalia de Oscos	1,72	1,64	0,11	0,11	0,11	0,05
Santo Adriano	2,78	2,67	0,08	0,17	0,11	0,04
Sariego	5,83	1,25	0,19	0,75	0,39	0,30

Cuadro 1. (continuación)

Municipio	% Suelo urbanizado 1996	m ² construido/habitante 2006	Crecimiento (% anual)			s/ crecimiento total regional
			1996-2003	2003-2006	1996-2006	
Siero	11,60	0,55	0,68	1,39	0,96	10,97
Sobrescobio	1,70	1,50	0,11	0,27	0,17	0,10
Somiedo	1,10	2,30	0,03	0,17	0,08	0,13
Soto del Barco	13,64	1,25	0,03	0,44	0,18	0,43
Tapia de Casariego	4,86	0,85	0,60	0,59	0,61	0,96
Taramundi	1,42	1,62	0,16	0,00	0,10	0,06
Teverga	3,41	3,24	0,01	0,08	0,04	0,11
Tineo	2,28	1,16	0,36	0,15	0,29	1,78
Valdés	3,54	0,99	0,28	0,34	0,31	1,92
Vegadeo	2,37	0,50	0,72	0,31	0,58	0,55
Villanueva de Oscos	0,81	1,62	0,43	0,00	0,27	0,08
Villaviciosa	6,29	1,32	0,08	0,84	0,36	3,06
Villayón	1,61	1,39	0,15	0,21	0,17	0,19
Yernes y Tameza	3,54	0,45	0,00	0,00	0,00	0,00
Total Asturias	4,08	0,45	0,60	0,38	0,47	100

Fuente: elaboración propia a partir de la cartografía digital del Principado de Asturias.

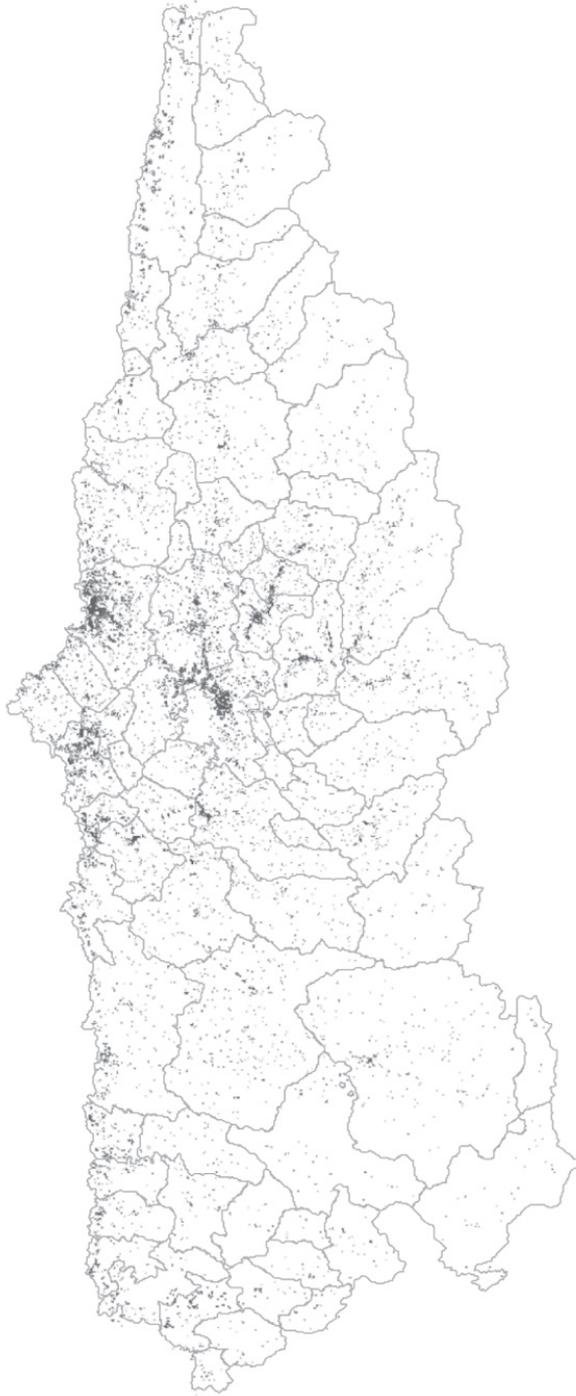
El proceso de crecimiento de la urbanización durante la década de 1996-2006 ha sido relativamente intenso, con una media en el periodo del 0,47% con diferencias que son también muy apreciables entre los municipios con altas tasas de crecimiento como Llanera (1,25%), Corvera (1,19%) y Noreña (1,17%), frente a otros con tasas de crecimiento mínimas como Caso (0,01%) y Proaza (0,03%).

Una presentación visual de estos datos se recoge en el mapa de la Figura 2. En él se han representado, en color rojo, los nuevos espacios construidos en el periodo analizado frente a, color gris, los espacios ya urbanizados. Se observan con claridad las principales pautas de este proceso. En primer lugar, aparece el crecimiento alrededor de los principales núcleos urbanos de la región. En segundo lugar se aprecia el fuerte crecimiento a lo largo de la costa. Finalmente, se puede observar la expansión dispersa de la zona central.

Prestando atención al crecimiento de la zona central se observa cómo la ciudad de Oviedo se disemina hacia el Norte y el Este (Llanera, Siero y Navia). Avilés también expulsa su crecimiento a los municipios colindantes, aunque de un modo menos continuo que el de Oviedo con una ruptura entre la ciudad y su entorno. Gijón ha crecido de modo más auto contenido, muy disperso hacia el Este, pero siempre dentro del término municipal.

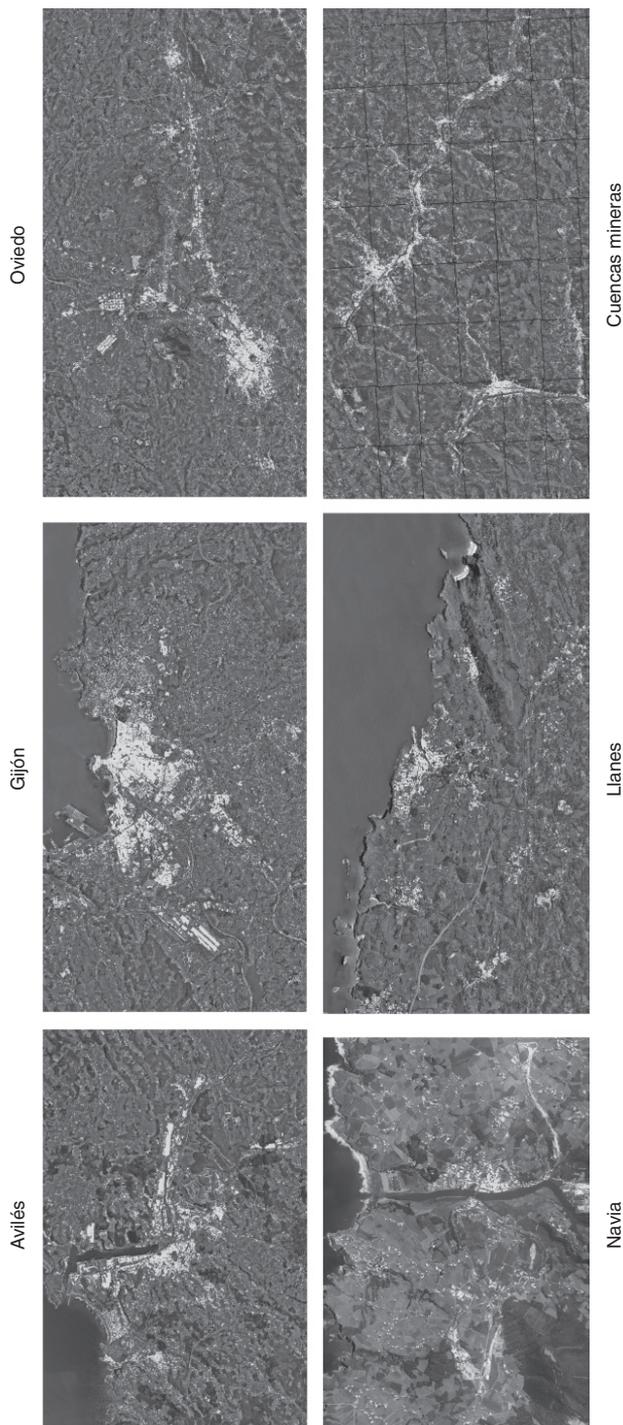
Gracias al grado de información que ofrece la metodología usada es posible hacer un análisis más detallado. En la Figura 3 se presenta la evolución del proceso

Figura 2. Crecimiento urbano en Asturias, 1996-2006.



Nota explicativa: En tono gris se representan las zonas urbanizadas antes del periodo estudiado (1996-2006) y en rojo la nueva construcción realizada durante ese periodo.
Fuente: elaboración propia a partir de la cartografía digital del Principado de Asturias.

Figura 3. Comparativa de Crecimiento sobre orto-foto de Avilés, Gijón, Oviedo, Navia, Llanes y Cuencas Mineras en el periodo 1994.96-2006



Nota explicativa: representación de las edificaciones existentes en 1994.96 (amarillo) sobre las cuales se han superpuesto las nuevas detectadas en 2006 (rojo). Representadas sobre la cobertura 2003 (5 m). En el caso de Oviedo el crecimiento se extiende a los municipios contiguos de Llanera y Siero.
 Fuente: elaboración propia a partir de la cartografía digital del Principado de Asturias.

de urbanización en torno a cinco núcleos urbanos representativos: las tres mayores ciudades (Gijón, Oviedo y Avilés), Llanes en el Oriente, Navia en el Occidente y un núcleo representativo de las comarcas mineras del interior. En amarillo se señala el suelo urbanizado en 1996 y en rojo el ocupado hasta 2006.

En el caso de Gijón se puede ver que el crecimiento ha sido más compacto ampliando los límites del área urbanizada y con una mayor intensidad de edificación en la propia ciudad. Gijón partía de una realidad más dispersa al inicio del periodo que ha moderado a lo largo del periodo analizado.

Oviedo ha crecido con una fuerte diseminación. Su desarrollo se produce, como decíamos antes, hacia el Norte y el Este. La mayor parte del crecimiento ha caído en los municipios de Siero, Llanera y Navia. Al Oeste apenas ha existido crecimiento. La dispersión ha aumentado en el área Noroeste en dirección a Gijón.

Avilés combina ambos modelos. La ciudad de Avilés ha crecido hacia dentro y en los límites al estilo de Gijón, menos apreciable por ser un crecimiento más moderado. Pero los municipios del entorno han capturado parte de su crecimiento. La menor proximidad a la ciudad, ubicada en el interior del término municipal, ha ocasionado un crecimiento menos continuo que el de Oviedo, con una corona verde entre los municipios del entorno y la propia ciudad de Avilés.

Tanto en Oviedo como en Avilés se han desarrollado grandes centros comerciales en los límites mismos de cada municipio (Parque Principado en la frontera entre Siero y Oviedo y Parque Astur en la frontera entre Corvera y Avilés). Estos centros comerciales han reforzado el desarrollo urbanístico de ambos municipios. No se da un caso similar en Gijón. Los nuevos centros comerciales han quedado contenidos dentro del área municipal alrededor de las nuevas áreas urbanizadas.

En las villas costeras de Oriente y Occidente es interesante constatar la intensidad de la urbanización que se produce alrededor de los núcleos urbanos.

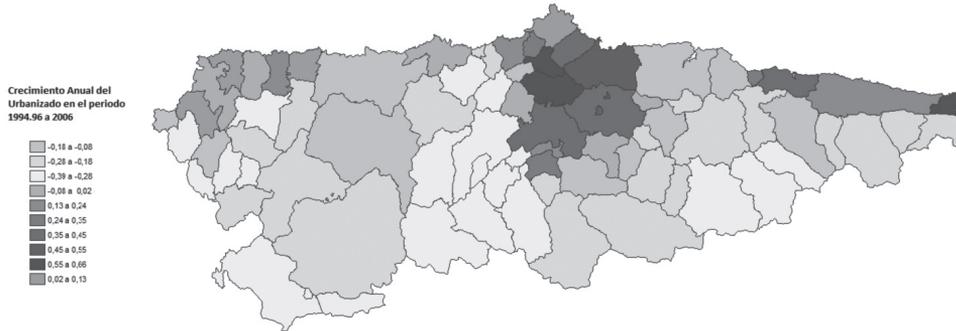
Por último, el crecimiento del Valle del Nalón es un ejemplo de la limitación que impone el medio físico común en toda la cuenca minera donde las pendientes medias son muy elevadas.

Podemos completar el análisis hecho hasta el momento con un estudio del crecimiento del suelo urbanizado por municipios acompañado de un análisis de la aceleración de este crecimiento en los años más intensos de burbuja inmobiliaria.

La Figura 4 muestra primero (Mapa 4a) el crecimiento medio anual por municipios para todo el periodo. En él se observa cómo el crecimiento es más intenso en los municipios del área central y los costeros del oriente y occidente de la región, mientras que los municipios del sur, tanto en el oriente como en el occidente, crecen a tasas muy reducidas. El Mapa 4b presenta las diferencias del crecimiento entre el primer periodo para el que disponemos de datos (1996-2003) y el segundo (2003-2006). En general se produce una caída del ritmo de crecimiento, a tasas anuales de 0,60% a 0,35%. Sin embargo, el comportamiento entre municipios es muy dispar. Algunos experimentan una muy notable aceleración. Esto ocurre principalmente en algunos municipios del centro y, sobre todo, en los costeros más orientales.

Figura 4. Mapas del crecimiento y aceleración de la urbanización en los distintos municipios Asturianos, 1996-2003-2006

Mapa 4a. Crecimiento anual medio del suelo urbanizado, 1996-2006



Mapa 4b. Aceleración del suelo urbanizado, crecimiento anual medio de 2003-2006 menos 1996-2003

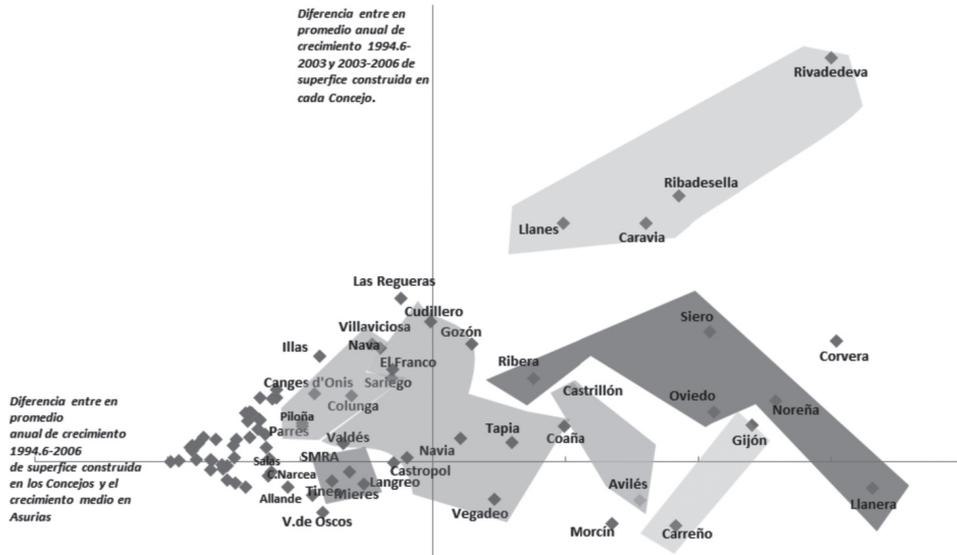


Fuente: elaboración propia a partir de la cartografía digital del Principado de Asturias.

La Figura 5 presenta un gráfico que resume todo este análisis comparado de crecimiento y aceleración. En el eje vertical se representa la variación en la tasa de crecimiento de la urbanización entre los dos periodos (aceleración) y en el eje horizontal la tasa de crecimiento media de todo el periodo. Los municipios limítrofes que forman áreas comarcales se destacan por colores. Distinguimos siete áreas: la costera oriental, la costera occidental, zonas mineras, oriente interior y las tres principales ciudades y su área de influencia (Oviedo, Gijón y Avilés).

Es posible observar patrones similares por zonas. La comarca del oriente costero asturiano se señala con claridad como el lugar donde se ha producido el *boom* inmobiliario más intenso en la región con un crecimiento medio elevado y las más fuertes aceleraciones. En contraste con este comportamiento, la comarca costera occidental muestra un crecimiento cercano a la media y con baja aceleración, negativa

Figura 5. Representación simultánea del crecimiento y la aceleración de la urbanización en los distintos municipios Asturianos, 1996-2003-2006



Fuente: elaboración propia a partir de la cartografía digital del Principado de Asturias.

en algunos casos. Los municipios más poblados, Gijón y Oviedo, se comportan de forma similar con crecimientos medios elevados pero no excesivamente una marcada aceleración. Sin embargo, los municipios de su entorno sí que presentan niveles de aceleración más altos como ocurre con Corvera, Siero o Noreña. Resulta curiosa la evolución de Villaviciosa y Colunga, municipios que comparten características con los más orientales y que, sin embargo, crecen en el conjunto del periodo menos que la media regional con una aceleración moderada. Finalmente, los municipios mineros siguen también un patrón común de bajo crecimiento medio y reducida aceleración.

Todo este análisis comparado de crecimiento medio y aceleración permite identificar que la mayor parte de Asturias sigue un patrón de crecimiento urbano motivado por factores endógenos al propio municipio o a los municipios de su entorno. La excepción la establece la parte costera oriental, que se escapa totalmente de los patrones regionales seguramente impulsados por factores exógenos a la región.

4. Identificación de los elementos explicativos del crecimiento urbano experimentado

Con la intención de precisar y ayudar a cuantificar las ideas que hemos ido deduciendo en el análisis realizado en el apartado anterior, en este apartado podemos

completar el trabajo con un sencillo análisis econométrico que trate de capturar y cuantificar las causas explicativas del crecimiento urbano y la aceleración sufrida en los años más recientes. En el planteamiento de este modelo nos inspiramos en trabajos similares formulados principalmente para Estados Unidos como Geoghegan (2002), Black y Henderson (2003), Glaeser y Kahn (2004) o, entre otros que serán citados a continuación, Burchfield *et al.* (2005). Estos trabajos tratan de identificar los factores que influyen en el crecimiento del suelo urbano, aunque muchos de ellos están principalmente preocupados por estudiar las causas de la expansión urbana dispersa².

El suelo urbanizado de un municipio puede crecer porque exista una presión sobre la demanda de bienes inmuebles generada dentro del propio municipio (endógena) o porque exista esta presión sobre la demanda de manera exógena: por fuerzas externas al municipio. La presión exógena, a su vez, puede proceder de otros municipios de la región (exógena al municipio pero endógena a la región), bien por mera proximidad como consecuencia de un proceso de expulsión de residentes debido a una expansión espacial de las dinámicas de *commuting*, o bien por una demanda de segundas residencias costeras o rurales desde las zonas urbanas más desarrolladas de la región. También puede haber una presión completamente exógena (exógena al municipio y a la región) fundamentalmente generada por la demanda de segundas residencias desde zonas urbanas de otras regiones.

Entre los factores endógenos a cada municipio el que esperaríamos, *a priori*, como el más relevante es el crecimiento de la población. La demanda endógena de vivienda debería estar fundamentalmente explicada por este crecimiento municipal de población durante un periodo previo al que se analice (Muth, 1969). Para capturar este efecto endógeno de crecimiento de la población proponemos tomar crecimiento experimentado en cada municipio entre 1991 y 2001, periodo para el que tenemos información precisa por ser los dos años de realización del Censo de Población del INE. Esperamos que la influencia de la variable de crecimiento de la población sea significativa y positiva.

Adicionalmente puede ser interesante considerar el efecto del tamaño poblacional de partida. En caso de que esta variable resulte significativa, es aceptable esperar tanto que su coeficiente tome signo positivo, indicando que las mayores concentraciones de la población generan mayor crecimiento, o signo negativo, indicando un efecto expulsión desde las zonas más pobladas a las menos pobladas. Usando la terminología económica, el signo de este coeficiente que acompaña a la variable tamaño poblacional nos dará una idea de la prevalencia de las *fuerzas centrípetas* o *centrífugas* alrededor de los principales centros urbanos [véase Colby (1933) o más recientemente Krugman (1995) entre otros]. Signos positivos y significativos indicarían dominio de las *fuerzas centrípetas* atrayendo población. Del mismo modo signos negativos y significativos indicarían prevalencia de las *fuerzas centrífugas* expulsando población. Este elemento indicará asimismo cómo de importante debe ser

² Una revisión de los distintos modelos y conclusiones empíricas está disponible en Polèse y Rubiera (2012).

tener en cuenta la posibilidad de efectos de interacción o dependencia espacial. Si se identifican procesos de expulsión es previsible que hallemos significativas relaciones espaciales entre municipios (Viñuela *et al.*, 2012).

Dentro de los elementos endógenos una segunda razón que puede llevar a una expansión urbana, aparte del mero crecimiento de la población municipal, es el crecimiento de la actividad económica general (Overman y Ioannides, 2001). Podemos aproximar este crecimiento general a través del crecimiento del Valor Añadido Bruto (VAB) agregado de cada municipio. Debido a las limitaciones estadísticas para disponer del VAB municipal debemos ceñirnos a los datos disponibles gracias a SA-DEI³. Usamos, por tanto, el crecimiento del VAB entre 1996 y 2002, momentos para los que disponemos de esta información.

Otros elementos que pueden atraer desarrollo urbano o limitarlo están vinculados a las características orográficas y de geografía de cada municipio. Aquellos municipios con una orografía compleja ven limitadas sus posibilidades de expansión urbana (Burchfield *et al.*, 2005). Podemos capturar este efecto de la orografía por la pendiente media del municipio. Asimismo la presencia de costa hace más atractivo al municipio para convertirse en lugar de segunda residencia (Rappaport y Sachs, 2003). Para medir este efecto de la costa introducimos una variable dicotómica que toma el valor 1 si es un municipio costero y 0 en caso contrario. Por último, en una región como Asturias, con su actividad económica y desarrollo urbano fuertemente concentrado en el área central, es interesante introducir una variable de distancia a dicho área central (Partridge *et al.*, 2009). En la medida que este centro, en el caso asturiano, es poli-céntrico, lo que proponemos es tomar la distancia menor con respecto a una de las tres ciudades que conforman el triángulo urbano de la Asturias central: Oviedo, Gijón y Avilés.

Descontados los efectos claramente endógenos, población y actividad económica del municipio, así como su caracterización geográfica, posición respecto al área central, la costa y orografía, un tercer grupo de elementos que puede generar el crecimiento urbano de un municipio al facilitar sus interacciones con otros es la mayor o menor presencia de infraestructuras en el mismo (Glaeser *et al.*, 1995). Hemos considerado relevantes las infraestructuras de la red de trenes de cercanías, incorporando a la regresión el número de estaciones de RENFE o FEVE⁴ en cada municipio, así como el número de accesos a autopistas. En todas estas variables tomamos el dato en la mitad del periodo analizado, dado que cualquiera de estas infraestructuras es planificada y conocida con antelación de modo que afecta al desarrollo urbano en su entorno antes de que esté finalmente disponible.

³ Gracias al estudio *La Renta de los Municipios Asturianos*, disponible cada dos años a partir de 1996.

⁴ Las dos compañías ferroviarias que operan en Asturias. RENFE (compañía nacional) y FEVE. Esta última es una red ferroviaria de vía estrecha que opera en el norte de España creada a mediados del siglo pasado con una funcionalidad industrial para conectar la industria del norte del país y fundamentalmente de uso militar. Desde finales del siglo, la red ha sido reutilizada para trenes de cercanías junto con la oferta de RENFE.

Finalmente, la influencia exógena al municipio pero endógena a la región, procedente por tanto de otros municipios del entorno, puede ser capturada mediante la formulación de un modelo de dependencia espacial en la variable dependiente: un *modelo espacial autorregresivo* (Anselin, 1988). La formulación matemática de un modelo de este tipo es:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad [1]$$

donde y es la variable dependiente, crecimiento del suelo urbano, X es un vector de las variables independientes endógenas como las que hemos previamente comentado y ε es el término de error de la regresión. W es la matriz de pesos espaciales que establecen los municipios que pueden estar correlados espacialmente entre sí. Hemos empleado una matriz de pesos espaciales tipo *queen*, estándar en la literatura⁵. De este modo, el coeficiente ρ es que nos da la información de la relación que existe entre el crecimiento urbano en un municipio y el crecimiento urbano de su entorno.

La aplicación de un modelo con dependencia espacial como el propuesto exige que el análisis se haga en dos etapas: primero se estima sólo el vector de variables X y sobre dicha estimación se estudia la presencia de estructura espacial de los errores mediante un contraste *I-Moran* (Moran, 1950). En caso de que proceda aplicar un modelo con estructura espacial porque el citado contraste identifique la presencia de esta estructura, aplicaríamos la estimación de un modelo como el presentado en [1]. En la literatura existen otros modos de tratar la dependencia espacial, con estructura en las variables independientes o en la dependiente y las independientes simultáneamente (véase Anselin, 1999 o más recientemente Mayor y Fernández, 2012). Sin embargo, dadas las características concretas de nuestro estudio aplicaremos sólo el modelo que entendemos que mejor se adapta al análisis, con estructura espacial en el término de error o, lo que es lo mismo, en la variable dependiente.

Finalmente estarían el conjunto de elementos absolutamente exógenos, exógenos al municipio y exógenos a la región, fundamentalmente vinculados a que ciertas zonas puedan ser atractivas para desarrollo de núcleos de segunda residencia de población residente en otras regiones. No es posible disponer de variables que capturen estos elementos, pero una aproximación de su relevancia vendrá dada por el porcentaje del crecimiento urbano que logre ser explicado por las variables consideradas. R^2 altos indicarán una alta capacidad explicativa, en ausencia de multi-colinealidad u otros problemas estadísticos revisados en las estimaciones con los contrastes al uso. Ello implica que hay poco margen a elementos exógenos no considerados⁶.

⁵ Una matriz W tipo *queen* toma como referencia los movimientos de la reina en ajedrez. Es decir, se consideran todos los municipios contiguos al analizado en todas las direcciones. También se le conoce como criterio de contigüidad (véase Anselin, 1988).

⁶ Lo contrario no se puede inferir ya que un R^2 bajo puede ser motivado por ausencia de variables internas o por factores realmente exógenos, por lo que no podríamos precisar qué parte de lo no explicado depende de lo exógeno a la región.

Cuadro 2. Resumen de las variables utilizadas

<i>Variable</i>	<i>Año</i>	<i>Fuente</i>
<i>Población residente en el municipio en el año inicial del periodo (1996).</i>	1996	Padrón Municipal, Instituto Nacional de Estadística (INE).
<i>Crecimiento de la población entre 1991 y 2001.</i>	1991, 2001	Censo de Población y Viviendas, Instituto Nacional de Estadística (INE).
<i>Flujo total de commuters.</i>	2001	
<i>Crecimiento del VAB entre 1996 y 2002.</i>	1996, 2002	Renta de los municipios asturianos, Sociedad Asturiana de Estudios Industriales (SADEI).
<i>Pendiente media de los municipios asturianos.</i>	—	Mapas digitales de los municipios españoles. SITPA (Sistema de Información Territorial del Principado de Asturias).
<i>Variable dicotómica que toma el valor 1 en presencia de costa en el municipio y 0 en caso contrario.</i>	—	
<i>Distancia lineal al área central tomando la menor distancia a una de las tres principales ciudades del área central (Gijón, Oviedo o Avilés).</i>	—	
<i>Número de accesos a las autopistas en cada municipio.</i>	2006	
<i>Acceso a estaciones RENFE.</i>	2006	
<i>Acceso a estaciones FEVE.</i>	2006	

Fuente: elaboración propia.

El Cuadro 3a presenta los resultados del modelo de regresión lineal, sin dependencia espacial. Las variables significativas con efecto positivo sobre el crecimiento del suelo urbano son el crecimiento de la población y del valor añadido, la presencia de costa en el municipio, la presencia de estación ferroviaria de la compañía de mayor implantación en las zonas más pobladas (RENFE), y la existencia de elevados flujos de *commuting*. Mientras la población en el año inicial tiene efecto negativo indicando la prevalencia de un efecto expulsión o centrífugo. La capacidad explicativa del modelo es bastante alta teniendo en cuenta las limitaciones de información existentes (R^2 corregido de 0,6680). No existen problemas de no normalidad (*estadístico Jarque-Bera*) o no significatividad global del modelo (*F-Snedecor*).

El aspecto más importante de esta primera regresión es el valor que toma el contraste *I-Moran*. Éste es de 0,4189 indicando una correlación significativa entre el crecimiento del suelo urbano en cada municipio y los municipios de su entorno. Esto indica que existe estructura espacial que podemos capturar aplicando un modelo como el propuesto en [1] que se presenta en el Cuadro 2b.

Los resultados del *modelo espacial autorregresivo* mejoran significativamente al modelo de regresión lineal clásico. El R^2 es más elevado. La variable que relaciona el crecimiento en cada municipio con los de su entorno de acuerdo con una matriz de pesos espaciales tipo *queen* es altamente significativa y positiva. Se mantienen la signi-

Cuadro 3a. Factores explicativos del crecimiento urbano de los municipios asturianos, 1996-2006

Modelo de regresión lineal

$$(y = X\beta + \varepsilon)$$

VARIABLES DEPENDIENTE: crecimiento del suelo urbanizado entre 1996 y 2006

<i>Variables independientes</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>t-Student</i>
Población en 1996	-1,3685	-2,1465**
Crecimiento de la población entre 1991 y 2001	0,1698	3,6443***
Crecimiento del VAB entre 1996 y 2002	0,0185	2,1989**
Pendiente media	-0,0001	-0,5004
Presencia de costa en el municipio	0,0325	4,3640***
Distancia lineal al área central	0,0116	1,3802
Número de accesos a las autopistas en 2006	0,0001	0,0373
Acceso a estaciones RENFE	0,0405	4,0805***
Acceso a estaciones FEVE	0,0095	1,5537**
Flujo total de commuters	1,9183	2,1433**

R ²	0,7076
R ² corregido	0,6680
F-Snedecor	17,9078***
Jarque-Bera	21,1220***
I-Moran	0,4189
Número de Observaciones	78

Nota: **/*** Indica significatividad al 10/5 y 1% respectivamente.

Fuente: elaboración propia a partir de datos del INE, SADEI, la cartografía digital del Principado de Asturias y el CNIG.

ficatividad de las variables y sus signos alcanzadas en la regresión clásica, Cuadro 3a, pero ahora pasa a ser significativa y positiva la distancia al área central y la presencia de estaciones de tren FEVE. Es significativa y negativa la pendiente media del municipio.

El haber alcanzado un R² que indica una capacidad explicativa superior al 75% teniendo en cuenta la limitación de variables, indica que la parte exógena a la región no es esencial para comprender las dinámicas de crecimiento de suelo urbano en Asturias.

Sin embargo, la existencia de una clara estructura espacial y la alta significatividad de la variable dependiente ponderada espacialmente indican la gran relevancia que en el crecimiento urbano de un municipio ejerce la evolución de los de su entor-

Cuadro 3b. Factores explicativos del crecimiento urbano de los municipios asturianos, 1996-2006

Modelo espacial autorregresivo

$$(y = \rho W y + X\beta + \varepsilon)$$

Variables dependiente: crecimiento del suelo urbanizado entre 1996 y 2006

<i>Variables independientes</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Z</i>
Crecimiento del suelo urbanizado de los municipios del entorno	0,3732	4,9216***
Población en 1996	-1,5151	-2,8288**
Crecimiento de la población entre 1991 y 2001	0,1514	3,8512***
Crecimiento del VAB entre 1996 y 2002	0,0118	1,6504*
Pendiente media	-0,0005	-1,6642*
Presencia de costa en el municipio	0,0288	4,5440***
Distancia lineal al área central	0,0136	1,9235*
Número de accesos a las autopistas en 2006	0,0008	0,5504
Acceso a estaciones RENFE	0,0324	3,8643***
Acceso a estaciones FEVE	0,0120	2,3410**
Flujo total de commuters	0,0001	2,7186***

R ²	0,7634
Razón de verosimilitud de tipo Chow	16,9932***
Número de Observaciones	78

Nota: ** y *** Indica significatividad al 10/5 y 1% respectivamente.

Fuente: elaboración propia a partir de datos del INE, SADEI, la cartografía digital del Principado de Asturias y el CNIG.

no. Éste es el fenómeno que ya observamos con los mapas presentados en las secciones previas, pero que ahora podemos cuantificar a través del coeficiente estimado. Como se puede observar este factor es incluso más relevante que los crecimientos endógenos de población o actividad económica.

Esta conclusión es reforzada por la significatividad de la intensidad de los flujos de *commuting*, que nos dan una aproximación adicional de la interacción de un municipio con su entorno, y por el valor negativo de la población en el año base que indica presencia de efectos expulsión o prevalencia de fuerzas centrífugas.

Hay factores geográficos que amplifican ese efecto del entorno municipal, como es la existencia de costa. Otros lo reducen como ocurre con la presencia de fuertes pendientes medias.

Investigaciones Regionales, 27 (2013) – Páginas 115 a 140

Finalmente, como es obvio y esperable, la evolución endógena del municipio en términos de crecimiento de población y actividad económica acaba de completar la explicación de la evolución de su suelo urbano.

Siguiendo la misma estrategia que en el apartado anterior, además de entender el crecimiento puede ser interesante comprender y comparar las causas del concepto de aceleración: crecimiento de 2003 a 2006 menos crecimiento de 1996 a 2003. Esto es lo que se propone en el Cuadro 4, donde se presentan ya directamente los resultados del *modelo espacial autorregresivo*.

Se ha estimado previamente un modelo de regresión lineal simple donde tan sólo la variable dicotómica que indica el carácter costero o no costero de cada municipio resulto significativa con signo positivo. El resto de variables que resultaban significativas en el análisis del crecimiento no lo son cuando tratamos de explicar la aceleración experimentada por algún municipio en la segunda fase del periodo estudiado. El R^2 en esa regresión lineal es lógicamente muy bajo: 0,1433. Indudablemente estamos ante un problema de variables omitidas pero en la medida que obteníamos R^2 altos con el mismo conjunto de variables en el caso del crecimiento, la conclusión que podemos deducir es que el proceso de aceleración de la urbanización de algunos municipios asturianos, identificable en los focos donde parece desarrollarse una burbuja, responde a factores diferentes a los del crecimiento y posiblemente exógenos al municipio y a la región.

El contraste *I-Moran* de dependencia espacial arroja un resultado indicativo de una fuerte estructura espacial: valor 0,2720. Aplicamos por tanto el modelo espacial autorregresivo cuyos resultados se presentan en el Cuadro 4.

Se confirma la ausencia de significatividad en el conjunto de variables que habíamos tomado para el análisis del crecimiento urbano en la explicación de los focos de aceleración. Sólo la presencia de costa es nuevamente positiva y significativa. La aceleración del entorno es, sin embargo, claramente significativa. Este resultado era esperable y simplemente cuantifica lo que visualmente identificábamos en la Figura 5 de la sección anterior: la aceleración, como aproximación de la burbuja inmobiliaria en Asturias, se concentra en la costa oriental y no es posible explicarlo en el conjunto de municipios afectados por ninguna de las variables endógenas. Dos factores podrían ayudar a explicar la aceleración en estos municipios. Por un lado, la demanda creciente de segundas residencias, una parte de las cuales puede provenir de residentes en el País Vasco. Parece un fenómeno reconocible, aunque no cuantificado, que la aproximación de la autopista del cantábrico a Asturias desde el Este ha ido dirigiendo esta demanda desde los municipios de Cantabria hacia los de la costa oriental asturiana. Por otro lado, estos municipios parecen haber compartido algunas de las características de la burbuja nacional, como indicaría la presencia significativa de dos de las inmobiliarias (Nozar y Vegar) protagonistas de las primeras quiebras dentro de este sector.

Cuadro 4. Factores explicativos de la aceleración del crecimiento urbano de los municipios asturianos, 1996-2003-2006*Modelo espacial autorregresivo*

$$(y' = \rho W y' + X\beta + \varepsilon)$$

Variables dependiente: *aceleración, crecimiento del suelo urbanizado entre 1996 y 2003 menos crecimiento del suelo urbanizado entre 2003 y 2006*

<i>Variables independientes</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Z</i>
Crecimiento del suelo urbanizado de los municipios del entorno	0,3540	2,8687***
Población en 1996	-0,0001	-0,3917
Crecimiento de la población entre 1991 y 2001	-0,0001	-0,5668
Crecimiento del VAB entre 1996 y 2004	-0,0712	-0,08433
Pendiente media	0,0329	0,8101
Presencia de costa en el municipio	1,5913	1,8805*
Distancia lineal al área central	-0,6869	-0,8060
Número de accesos a las autopistas en 2006	-0,2383	0,7585
Acceso a estaciones RENFE	-0,7523	-0,7133
Acceso a estaciones FEVE	-0,2252	-0,3614
Flujo total de commuters	0,0001	0,2390

R ²	0,2457
Razón de verosimilitud de tipo Chow	0,4414***
Número de Observaciones	78

Nota: ** y *** Indica significatividad al 10/5 y 1% respectivamente.

Fuente: elaboración propia a partir de datos del INE, SADEI, la cartografía digital del Principado de Asturias y el CNIG.

5. Conclusiones y recomendaciones

Durante la pasada década y hasta la llegada de la crisis económica España experimentó un excesivo crecimiento de su sector de la construcción impulsado por la abundante obra pública junto con una presión especulativa sobre el sector inmobiliario. Las consecuencias macroeconómicas de este crecimiento descompensado están en la base de la compleja crisis económica actual que se enfrenta a un sector financiero dañado por activos inmobiliarios sobrevalorados y a un altísimo desempleo fruto de la fuerte y rápida destrucción de empleos generada en el sector de la construcción. Sin embargo, apenas se han estudiado aún las consecuencias urbanísticas de los años de crecimiento desmedido del suelo residencial. En los lugares más afectados por la

Investigaciones Regionales, 27 (2013) – Páginas 115 a 140

burbuja inmobiliaria este crecimiento descontrolado ha dejado tras de sí una huella urbanística que condicionará el desarrollo futuro de nuestras ciudades.

Asturias no es una de las regiones más afectadas por la burbuja inmobiliaria. Incluso durante los años más benignos de la década pasada la región apenas ha ganado población. La presión turística es mucho menor que en otras regiones. Sin embargo, el área costera oriental se ha hecho muy atractiva como zona de segundas residencias y en el área central el crecimiento de las tres principales ciudades ubicadas en un radio de menos de 30 km ha consolidado un área metropolitana poli-céntrica de compleja planificación y gestión urbana. Todo esto da lugar a un espacio que, aunque no muy afectado por la burbuja inmobiliaria, es muy sensible a un crecimiento extensivo muy disperso.

En este trabajo hemos aplicado una metodología basada en el análisis de cartografía digital geo-referenciada. Los Sistemas de Información Geográfica (SIG) han experimentado un extraordinario desarrollo en los últimos años. Las bases de datos geo-referenciadas se pueden cruzar con orto-fotos que nos ofrecen una extraordinaria información gráfica. Se ha realizado un detallado tratamiento de las orto-fotos del Principado de Asturias, disponibles para 1996, 2003 y 2006, a partir de lo que se ha podido hacer un amplio estudio descriptivo y explicativo del crecimiento urbano en Asturias.

La ocupación del suelo para usos urbanos presenta una fuerte variabilidad en Asturias. Ciertos municipios, principalmente los centrales, alcanzan ocupaciones cercanas al 30%, mientras que otros no llegan a ocupar el 1% de su superficie. El crecimiento experimentado en los últimos años reafirma estas diferencias ya que la mayor parte del mismo se ha producido alrededor de los principales núcleos urbanos del área central.

Hemos podido constatar que este crecimiento del área central se está produciendo en ausencia de coordinación entre los municipios afectados, lo que está dando lugar a pautas de desarrollo desequilibradas. Sólo el municipio de Gijón logra contener dentro de su área municipal la mayor parte del desarrollo experimentado por la ciudad. Por el contrario, Oviedo y Avilés han visto cómo la mayor parte del crecimiento natural de sus ciudades era atrapado por los municipios limítrofes dando lugar a expansiones urbanas excesivamente dispersas y descoordinadas.

Para identificar los focos donde se han producido claras burbujas inmobiliarias hemos definido el concepto de aceleración descrito como crecimiento en el periodo de 2003 a 2006, años más intensos de burbuja, menos el crecimiento en el periodo de 1996 a 2003. Los patrones geográficos de la aceleración son muy distintos a los del crecimiento. Ésta se concentra en los municipios de la costa oriental que se puede ver que siguen un proceso de urbanización completamente diferente al resto de la región.

Aplicando modelos de estadística con dependencia espacial hemos tratado de identificar y describir con mayor precisión los factores del crecimiento y la aceleración urbana en Asturias.

Respecto al crecimiento hemos visto que éste responde fundamentalmente a la evolución de la población del propio municipio y al crecimiento urbano de los municipios del entorno. Algunos elementos geográficos, como la presencia de costa o la proximidad al área central, amplifican estos elementos. Otros factores, como la pendiente media del municipio, lo aminoran. Las infraestructuras públicas facilitan los movimientos de *commuting* entre municipios siendo un factor normalmente amplificador del crecimiento en los municipios más cercanos a las grandes ciudades. Estos elementos explican la mayor parte del crecimiento experimentado.

Respecto a la aceleración, lo más reseñable es que no se puede apenas explicar con variables endógenas: ni el crecimiento poblacional, ni el crecimiento económico, ni las nuevas infraestructuras afectan a que un municipio presente aceleraciones significativas. Tan sólo el hecho de que sea costero en la zona oriental es relevante. La burbuja inmobiliaria en Asturias está muy concentrada en la costa oriental y parece haberse producido por una presión sobre la demanda procedente de otras regiones.

A partir de este análisis es posible concluir ciertas recomendaciones de cara a orientar un crecimiento urbano equilibrado en Asturias.

Uno de los principales retos para la ordenación urbanística futura del Principado de Asturias es profundizar en la gobernanza coordinada de los municipios que conforman el área metropolitana central. En ausencia de esta coordinación la pautas seguidas en los años pasados se asentarían dando lugar a una excesiva dispersión urbana del área central cuya gestión urbanística es altamente compleja y provocadora de un elevado impacto medioambiental.

Normativas como el Plan Territorial Especial del Litoral en Asturias han permitido abstraer de presiones inmobiliarias áreas costeras muy atractivas para la acción especulativa. Es por ello que la presión urbanística se ha concentrado en municipios con fuerte presencia de suelo urbano costero donde resulta posible expandir el suelo urbano. Aunque en muchos lugares el crecimiento se ha hecho de modo contenido, el área costera oriental está sometida a una presión inmobiliaria muy fuerte que debe exigir crecimientos muy ordenados y reflexionados sobre el modelo de ciudad y el modelo de turismo que se desea desarrollar. El tipo de edificaciones predominantes en estas zonas son viviendas unifamiliares destinadas a segunda residencia que implican un elevado coste de mantenimiento urbano durante todo el año, lo que debe llevar a una reflexión sobre el modelo de ciudad más sostenible para orientar adecuadamente el desarrollo de estas áreas.

Referencias citadas

- Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic, Dordrecht.
- (1999): *Spatial Econometrics: an updated review*, REAL - Regional Economics Applications Laboratory, University of Illinois.

Investigaciones Regionales, 27 (2013) – Páginas 115 a 140

- Black, D., y Henderson, V. (2003): «Urban evolution in the USA», *Journal of Economic Geography*, 3 (4), pp. 343-372.
- Burchfield, M.; Overman, H.; Puga, D., y Turner, M. (2005): «Causes of Sprawl: a portrait from Space», *The Quarterly Journal of Economics*, May-2005, pp. 587-633.
- Burriel de Orueta, E. (2008): «La década prodigiosa del urbanismo español (1997-2006)», *Scripta Nova*, 270 (12), pp. 64-90.
- Catalán, B.; Saurí, D., y Serra, P. (2008): «Urban sprawl in the Mediterranean?: Patterns of growth and change in the Barcelona Metropolitan Region 1993-2000», *Landscape and Urban Planning*, 85 (3-4), pp. 174-184.
- CNIG (varios años): *Mapas digitales de los municipios españoles*, Centro Nacional de Información Geográfica, Ministerio de Fomento.
- Colby, C. C. (1933): «Centrifugal and Centripetal Forces in Urban Geography», *Annals of the Association of American Geographers*, 23 (1), pp. 1-20.
- Fernández Durán, R. (2008): «El Tsunami urbanizador español y mundial», *Boletín CF+S*, 38/39.
- Foresman, T. W. (1998): *The history of GIS: Perspectives from the pioneers*, Prentice Hall PTR, Upper Saddle River.
- Geoghegan, J. (2002): «The value of open spaces in residential land use», *Land Use Policy*, 19(1), pp. 91-98.
- Glaeser, E. L., y Kahn, M. E. (2004): «Sprawl and urban growth», in Henderson, V., y Thisse, J. F. (eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, 4, Amsterdam: NorthHolland, pp. 2481-2527.
- Glaeser, E. L., Scheinkman, J. A., y Shleifer, A. (1995): «Economic growth in a crosssection of cities», *Journal of Monetary Economics*, 36 (1), pp. 117-143.
- Goodchild, M. F., y Haining, R. P. (2005): «SIG y análisis especial de datos: perspectivas convergentes», *Investigaciones Regionales*, 6, pp. 175-201.
- INE (1991): *Censo de Población y Viviendas, 1991*. Instituto Nacional de Estadística (<http://www.ine.es>).
- (1996): *Padrón Municipal, 1996*. Instituto Nacional de Estadística (<http://www.ine.es>).
- (2001): *Censo de Población y Viviendas, 2001*, Instituto Nacional de Estadística (<http://www.ine.es>).
- Krugman, P. R. (1995): *Development, Geography, and Economic Theory*, The MIT press: Cambridge - MA.
- Mayor, M., y Fernández, E. (2012): «Contributions to spatial econometrics: non-linearity, causality and empirical applications», número especial de *Investigaciones Regionales*, 21.
- Moran, P. A. P. (1950): «Notes on Continuous Stochastic Phenomena», *Biometrika* 37 (1), pp. 17-23.
- Muñoz, F. (2003): «Lock living: urban sprawl in Mediterranean cities», *Cities*, 20 (6), pp. 381-385.
- Muth, R. F. (1969): *Cities and Housing*, Chicago: University of Chicago Press.
- Naredo, J. M., y Montiel, A. (2012): *El modelo inmobiliario español y su culminación en el caso valenciano*, Barcelona, Icaria.
- Overman, H. G., y Ioannides, Y. M. (2001): «Crosssectional evolution of the US city size distribution», *Journal of Urban Economics*, 49 (3), pp. 543-566.
- Partridge, M. D.; Rickman, D. S.; Ali, K., y Olfert, M. R. (2009): «Agglomeration spillovers and wage and housing cost gradients across the urban hierarchy», *Journal of International Economics*, 78, pp. 126-140.
- Polèse, M., y Rubiera, F. (2009): *Economía Regional y Urbana. Introducción a la Geografía Económica*, Thomson-Civitas, Madrid, España.
- Rappaport, J., y Sachs, J. D. (2003): «The United States as a coastal nation», *Journal of Economic Growth*, 8 (1), pp. 5-46.

- Romero, J. (2012): «Construcción residencial y gobierno del territorio en España. De la burbuja especulativa a la recesión. Causas y consecuencias», *Cuadernos Geográficos*, 47, pp. 17-46.
- SADEI (varios años): *La Renta de los municipios asturianos*, Servicio de Publicaciones del Principado de Asturias.
- Tosics, I. (2004): «European urban development: sustainability and the role of housing», *Journal of Housing and the Built Environment*, 19 (1), pp. 67-90.
- Viñuela, A.; Fernández, E., y Rubiera, F. (2012): «Una aproximación Input-Output al análisis de los procesos centrípetos y centrífugos en Madrid y Barcelona», *Revista ACE - Arquitectura, Ciudad y Territorio*, 18, pp. 139-162.

NOTAS



La distribución del desempleo en las provincias españolas: Un análisis con datos de panel mediante el filtrado espacial *

José Daniel Buendía Azorín **; María del Mar Sánchez de la Vega ***

RESUMEN: La distribución geográfica de las tasas de desempleo ha sido objeto de análisis desde diferentes perspectivas metodológicas en estudios teóricos y empíricos. En los últimos años se ha intensificado la línea investigadora que estudia la persistencia del desempleo regional desde la óptica de la heterogeneidad espacial o la autocorrelación espacial en los niveles y la dinámica del desempleo. Este trabajo sigue esta línea metodológica y presenta nueva evidencia acerca del comportamiento de las tasas de paro provinciales en España. En primer lugar, se utilizan técnicas descriptivas para investigar la disparidad y persistencia de las diferencias de las tasas de paro en las provincias españolas (NUTS-3) durante el periodo 1998-2007. En segundo lugar, mediante técnicas de filtrado espacial en un marco de panel, se comprueba la existencia de patrones espaciales que son significativos en el tiempo. Los resultados obtenidos muestran de forma clara la existencia de un proceso de polarización y la persistencia en las desigualdades de las tasas de desempleo entre las provincias con altas tasas de desempleo y aquellas con valores bajos.

Clasificación JEL: C21; C23; E24; R23.

Palabras clave: Filtrado espacial; desempleo; datos de panel.

The distribution of unemployment in Spanish regions: A spatial filtering approach with panel data

ABSTRACT: Geographical distribution of unemployment rates has been analyzed from different methodological perspectives in theoretical and empirical studies. In recent years, researcher on regional unemployment persistence which deals with the spatial autocorrelation in the levels and dynamics of unemployment has increased. Following this line, our study presents new evidence about the behaviour of provincial unemployment rates in Spain. First, descriptive techniques are used

* Este trabajo se ha beneficiado de los valiosos comentarios de dos evaluadores anónimos.

** Departamento de Economía Aplicada. e-mail: jdbuen@um.es.

*** Departamento de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa. marvega@um.es. Universidad de Murcia. Dirección postal: Facultad de Economía y Empresa. Campus de Espinardo, 30100 Murcia.

Recibido: 30 de enero de 2013 / Aceptado: 18 de junio de 2013.

to investigate the disparity and persistent differences in unemployment rates in the Spanish provinces (NUTS-3) during the period 1998-2007. Then, we use spatial filtering techniques in a panel estimation framework to check the existence of spatial patterns which are significant over time. Our results clearly show the existence of a process of polarization and persistent disparities in unemployment rates between the provinces with high unemployment rates and those with low values.

JEL Classification: C21; C23; E24; R23.

Keywords: Spatial filtering; unemployment; panel data.

1. Introducción

La existencia de disparidades regionales es una característica común entre los diferentes territorios de España y también de la Unión Europea, siendo a menudo más acusadas en el interior de los propios estados que la registrada entre los distintos estados. Un ejemplo de ello lo constituyen las tasas de paro regionales, que alcanzan diferencias notablemente superiores a las registradas entre Estados, como ha puesto de manifiesto la Comisión Europea, 1999 y 2002 o se refleja en el trabajo de Taylor y Bradley (1997). En el caso de España, utilizando los datos homogéneos de la Encuesta de Población Activa, durante el periodo expansivo 1998-2007 la tasa de desempleo nacional descendió notablemente desde una tasa media del 17,7% hasta el 8,3%¹, aunque las diferencias entre las tasas de paro provinciales no se redujeron.

Este trabajo se orienta principalmente a evaluar la importancia de la componente espacial como elemento explicativo de las persistentes diferencias de las tasas de paro provinciales.

El análisis de las diferencias del desempleo regional tiene como principales objetivos examinar la persistencia de las diferencias del desempleo y desarrollar modelos que investigan sus determinantes. Estos objetivos se han abordado desde diferentes perspectivas metodológicas, las que utilizan las técnicas econométricas estándar y las que hacen uso de la econometría espacial. Desde esta última, se pueden destacar las aportaciones de Molho (1995), Overman y Puga (2002), Aragón *et al.* (2003), Niebuhr (2003), Kosfeld y Dreger (2006), Cracolici *et al.* (2007), Patacchini y Zenou (2007), Patuelli *et al.* (2011, 2012), y Lottmann (2012), y en el caso del desempleo español, López-Bazo *et al.* (2002, 2005).

El trabajo que presentamos utiliza el enfoque espacial para analizar la persistencia de las diferencias relativas de las tasas de paro provinciales durante el periodo 1998-2007 (fase expansiva del ciclo económico) en un marco de panel mediante un modelo lineal generalizado mixto (MLGM), utilizando la técnica semiparamétrica de filtrado espacial frente a la modelización econométrica espacial convencional². La aportación novedosa de este trabajo reside en la utilización de la técnica del filtro espacial en un marco de estimación de panel.

¹ En la UE-27 la tasa de paro agregada alcanzó el 7,2% en 2007, correspondiendo la mayor tasa de paro a Slovakia con el 11,1% y la menor a Holanda con el 3,6%.

² En los trabajos de López-Bazo *et al.* (2002, 2005) se realiza un análisis espacial de corte transversal mediante el modelo SAR aplicado a las provincias españolas.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera. En la sección 2 se realiza un análisis espacial exploratorio para describir el comportamiento de las tasas de paro de las provincias españolas. En la sección 3 se describe brevemente el procedimiento metodológico de filtrado espacial. La sección 4 presenta la aplicación empírica con los resultados del modelo de panel. Finalmente, se sintetizan los principales hallazgos del trabajo.

2. Análisis exploratorio de la distribución espacial de las tasas de desempleo

Una primera característica de la evolución de las tasas de paro provinciales durante el periodo expansivo 1998-2007 es la reducción de todas las tasas provinciales en sincronía con la evolución nacional, aunque el rasgo más llamativo es que la diferencia relativa de las tasas de paro entre los extremos de la distribución aumenta³ (tabla 1).

Tabla 1. Evolución de las tasas relativas de desempleo provinciales

	1998	2001	2004	2007
Tasa de paro nacional	17,70	10,1	10,8	8,30
Diferencia relativa entre la tasa máxima y mínima	4,55	6,17	5,20	4,97
Desviación estándar	0,37	0,45	0,39	0,37

Para profundizar en el conocimiento sobre la evolución de las diferencias relativas y su persistencia en el tiempo utilizamos dos indicadores, la desviación estándar y el coeficiente de correlación para diferentes años. Respecto a la dispersión, se observa que la desviación estándar alcanza su máximo valor en el año 2001, siendo indicativo de un proceso de divergencia durante los primeros años del periodo expansivo, mientras que en el periodo 2001-2007 registra un paulatino descenso hasta el valor alcanzado en 1998. También se observa que hasta 2004 la relación entre la dispersión y la tasa de paro es inversa (coeficiente de correlación $-0,52$), poniendo de manifiesto que cuando desciende la tasa de paro se amplían las diferencias relativas⁴.

En cuanto a la persistencia de las diferencias relativas, el coeficiente de correlación es 0,87 entre 1998 y 2007 y apenas decrece durante el periodo considerado, lo que evidencia una fuerte persistencia⁵.

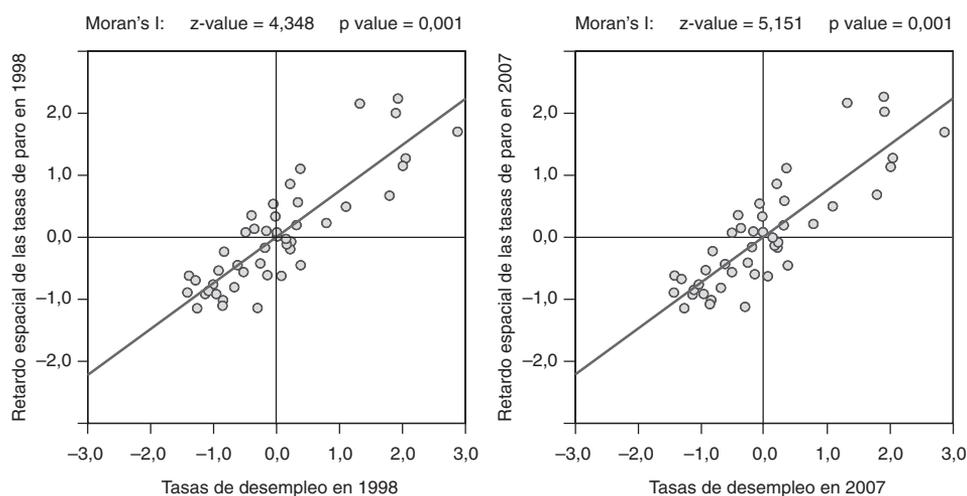
³ La mayor tasa de paro en 1998 se registró en Cádiz con un valor del 39,1% y la menor en Lleida con un 8,8%. En el año 2007 estas dos provincias continuaban encabezando el ranking, con el 14,9% y el 3,0%, respectivamente.

⁴ Este hecho parece confirmar la existencia de un comportamiento procíclico en la medida que en la fase expansiva del ciclo (desciende la tasa de paro) se amplían las diferencias relativas (y absolutas) mientras que se reducen en la fase recesiva (aumento de la tasa de paro).

⁵ El coeficiente de regresión simple entre las diferencias relativas de las tasas de paro entre 1998 y 2007 es de 0,98, con un R^2 del 75,9%.

Sin embargo, estos resultados no consideran la localización espacial de cada provincia y para descubrir el esquema de asociación espacial de la distribución de las tasas de paro provinciales recurrimos al diagrama de dispersión de Moran (figura 1). La intensidad de la dependencia espacial se obtiene mediante uno de los estadísticos más conocidos, la I de Moran (IM). Se observa que la mayoría de las provincias en 1998 y 2007 están posicionadas en los cuadrantes I y III en el diagrama de dispersión de Moran, lo que indica que las provincias con altas tasas de desempleo tienen vecinos con altas tasas de desempleo y las que tienen tasas de desempleo bajas tienen provincias vecinas con valores bajos. Por tanto, existe un esquema de dependencia espacial positiva (concentración) durante el periodo de análisis, que debe incorporarse como elemento explicativo en la modelización de las tasas de paro relativas.

Figura 1. Diagrama de dispersión de Moran de las tasas de desempleo 1998 y 2007



3. El filtrado semiparamétrico de autocorrelación espacial: el enfoque de los vectores propios

Las técnicas más habituales para el análisis de datos que presentan autocorrelación espacial utilizan modelos que especifican directamente una estructura espacial, siendo los más frecuentes los modelos autorregresivos espaciales⁶.

Tal como señalan Patuelli *et al.* (2011), los procedimientos de estimación paramétricos utilizados para estos modelos suponen con frecuencia que la variable de-

⁶ Una exposición de estos modelos puede encontrarse, entre otros, en Anselin, 1988 y LeSage y Pace, 2009.

pendiente es una función lineal de las variables independientes y, consecuentemente, sigue una distribución normal. Como alternativa, estos autores utilizan la técnica de filtrado espacial de Griffith (1996, 2000), que es la que aplicamos en este trabajo. En nuestro caso, la variable estudiada es la tasa de desempleo, por lo que el uso del filtrado espacial en el marco de una regresión logística puede resultar más adecuado que los métodos paramétricos que conllevan el supuesto de que la variable sigue una distribución normal.

El procedimiento de Griffith descompone la variable estudiada en función de una componente sistemática o no espacial, que es una combinación lineal de las variables explicativas observadas, y una componente espacial formada por una combinación lineal de variables sintéticas que representan la estructura espacial del conjunto de datos. Estas componentes se pueden incorporar en un marco de modelización MCO o de modelos lineales generalizados (MLG). En los trabajos de Griffith (1996, 2000) se consideran los autovectores de la matriz $M \cdot W \cdot M$ donde W es la matriz de conectividad y $M = I - 1(1'1)^{-1}1$, siendo I la matriz identidad de orden n , y 1 un vector de orden $n \times 1$ cuyos elementos son todos iguales a 1; y la técnica que desarrollan consiste en introducir como regresores estos autovectores para construir un modelo de regresión lineal en el que los errores no presentan dependencia espacial, por lo que se pueden utilizar las técnicas de estimación MCO. También se aplica en modelos lineales generalizados, para errores con una distribución de Poisson (Griffith, 2002) o errores binomiales (Griffith, 2004).

4. Aplicación empírica del filtrado espacial a las tasas de desempleo provincial

La muestra incluye 47 provincias españolas⁷, excluidas las provincias insulares y Ceuta y Melilla, durante el periodo 1998-2007⁸. El único antecedente de este enfoque espacial lo proporcionan los trabajos de López Bazo *et al.* (2002, 2005), desde la perspectiva del método paramétrico del retardo espacial (SAR). Por otro lado, un análisis exhaustivo sobre factores explicativos del desempleo regional es el de Elhorst (2003), que recoge factores de diversa índole relativos a la demanda y oferta de trabajo, como la población en edad de trabajar, la tasa de actividad, la inmigración neta, la movilidad, los salarios, el empleo, la especialización productiva, el nivel educativo de la población o el grado de sindicalización.

En este trabajo utilizamos algunas de las variables socioeconómicas contenidas en la anterior referencia:

⁷ Se corresponde con la clasificación NUTS-3 de la Unión Europea. Esta clasificación de región responde más a criterios administrativos que funcionales, ya que el concepto de región funcional (nodal o polarizada) introducido por F. Perroux en 1955 obedece a principios de interrelación, de interdependencia entre espacios estrechamente articulados entre sí. Es decir, lo fundamental es la intensidad de la interdependencia de los flujos de bienes, personas e información.

⁸ Los datos de las variables provinciales utilizadas proceden de la Encuesta de Población Activa (EPA) y la estadística de indicadores sociales, elaboradas ambas por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

- 1) Población en edad de trabajar, definida como la población de dieciséis a sesenta y cinco años.
- 2) Población ocupada, definida como la población que desarrolla una actividad a tiempo completo o a tiempo parcial.
- 3) Población con estudios, definida como la proporción de población de dieciséis y más años con estudios primarios, secundarios o superiores.

4.1. Cálculo y selección de los filtros espaciales sobre el periodo de tiempo

En este trabajo, la matriz de pesos utilizada W se ha obtenido mediante el criterio de contigüidad *queen*. De forma resumida, las etapas del filtrado espacial realizado⁹ son:

- 1) Calcular los autovectores de la matriz de contigüidad transformada $M \cdot W \cdot M$.
- 2) Seleccionar de ellos aquéllos cuyo valor de la I de Moran cumple que $IM/\max(IM)$ es mayor o igual que 0,25 (ver Griffith, 2003). El conjunto obtenido está formado por 13 autovectores, que se denotan por e_1, e_2, \dots, e_{13} .
- 3) Del conjunto obtenido en el paso anterior suprimir los que no son significativos como variables explicativas del desempleo en cada uno de los años del periodo considerado, lo que proporciona un conjunto de autovectores significativos para cada uno de los años. Esto se realiza separadamente para cada año, por medio de una regresión logística por etapas, haciendo uso de la estimación de un MLG con una función link binomial. La regresión por etapas se basa en el criterio de información de Akaike y, como este criterio tiende a la sobreselección, se realiza una eliminación manual hacia atrás de regresores (autovectores). Secuencialmente, se elimina un autovector en cada paso hasta que todos los que quedan superan los tests χ^2 para un nivel del 95%.

El modelo logístico que resulta para un tiempo t es:

$$E(y_i^t) = \pi(E_{i,k}^t) = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + E_{i,k}^t \beta)}},$$

donde π es la función media, y_i^t es el elemento i -ésimo de la variable dependiente y en el tiempo t , $E_{i,k}^t$ es la fila i -ésima de la matriz cuyas columnas son los k autovectores finalmente seleccionados para el tiempo t y las variables explicativas socioeconómicas, α es una constante y β es un vector de constantes.

Al acabar esta etapa se dispone de un conjunto de autovectores significativos para cada uno de los años considerados, que se detallan junto con los resultados de la estimación en la tabla 2.

⁹ El procedimiento utilizado para la obtención del filtro espacial se presenta en Patuelli *et al.* (2011).

Tabla 2. Autovectores seleccionados para el periodo 1998-2007. Específicos del año y comunes

Año	Núm. de autovectores	Autovectores específicos	Autovectores comunes	Pseudo-R ²	AIC
1998	3	e_6	e_2, e_4	0,826	116,92
1999	2			0,834	117,87
2000	2			0,801	111,95
2001	5	e_6, e_{11}, e_{13}		0,776	117,02
2002	4	e_9, e_6		0,768	110,55
2003	5	e_9, e_{11}, e_{12}		0,803	121,4
2004	5	e_9, e_{11}, e_{12}		0,830	145,75
2005	2			0,769	166,06
2006	3	e_1		0,754	171,97
2007	4	e_1, e_9		0,754	147,51

- 4) Determinar los autovectores hallados en el paso 3) que son comunes a todos los años. En la tabla 2 se indican estos autovectores comunes. Se observa que hay dos autovectores significativos como variables explicativas del desempleo provincial para todos los años considerados.
- 5) Estimar el modelo cuyas variables independientes son las variables explicativas (de tipo socioeconómico) del desempleo y los autovectores obtenidos en el paso 4).

Respecto a las variables explicativas utilizadas, en la tabla 3 se presenta un resumen de los resultados obtenidos, observándose que los parámetros estimados son altamente significativos y que los signos de las variables explicativas son los esperados, manteniéndose durante todos los años del periodo. Estos resultados confirman la pertinencia de dichas variables en el modelo.

4.2. Un modelo de panel con filtrado espacial para el desempleo español

Tras haber seleccionado los autovectores significativos para todo el periodo de estudio se estima el modelo de panel con efectos aleatorios espacialmente estructurados para analizar la capacidad del filtro espacial obtenido para capturar la dependencia espacial en todo el periodo¹⁰. Para ello se utiliza un modelo lineal generalizado mixto que incluye un intercepto que varía espacialmente según una distribución normal.

¹⁰ Este procedimiento es utilizado en los trabajos de Griffith (2008) y Patuelli *et al.* (2011).

Tabla 3. Coeficientes y significatividad estadística de las variables socioeconómicas

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Población	0,002 ***	0,003 ***	0,003 ***	0,003 ***	0,003 ***	0,002 ***	0,002 ***	0,002 ***	0,002 ***	0,002 ***
Empleo	-0,005 ***	-0,005 ***	-0,005 ***	-0,005 ***	-0,005 ***	-0,004 ***	-0,004 ***	-0,004 ***	-0,003 ***	-0,004 ***
Población con estudios	-0,017 ***	-0,020 ***	-0,019 ***	-0,017 ***	-0,020 ***	-0,022 ***	-0,020 ***	-0,024 ***	-0,024 *	-0,028 *

* Significativo al nivel del 90 por ciento.

** Significativo al nivel del 95 por ciento.

*** Significativo al nivel del 99 por ciento.

Los resultados de la estimación de este MLGM se presentan en la tabla 4, mientras que la proporción de varianza explicada por el MLGM, medida por el pseudo- R^2 , se recoge en la tabla 5.

Tabla 4. Estimación de los parámetros MLGM. 1998-2007

Parámetro	Valor	Error estd.	t-valor	p-valor
Constante	0,064	0,236	0,270	0,787
Población	0,002	0,000	13,784	0,000 ***
Empleo	-0,004	0,000	-13,431	0,000***
Población estudios	-0,027	0,003	-9,966	0,000***
e_2	1,160	0,190	6,093	0,000***
e_4	0,713	0,183	3,881	0,000***

*** Significativo al nivel 99%.

Tabla 5. Ajuste MLGM (1998-2007)

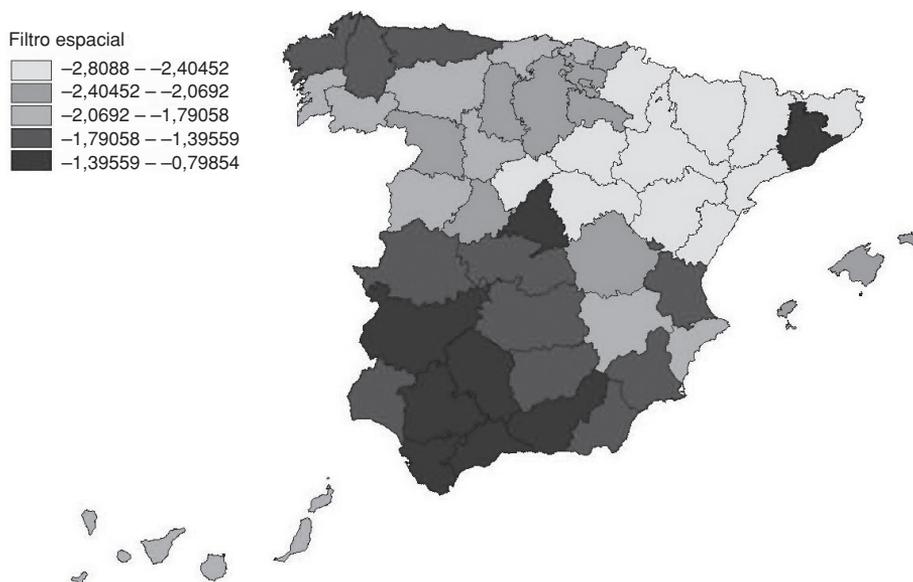
Año	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Pseudo- R^2	0,772	0,842	0,898	0,808	0,835	0,898	0,851	0,795	0,704	0,557

En cuanto a la estimación de los parámetros del modelo, se puede observar que todas las variables explicativas son altamente significativas y los signos de sus coeficientes son los que cabe esperar, coincidiendo con los obtenidos año a año. Estos resultados confirman la notable importancia relativa de la componente espacial en la explicación de la heterogeneidad espacial (polarización) en la distribución de las tasas de paro provinciales y el mayor impacto relativo del capital humano respecto a las otras dos variables socioeconómicas en la explicación de la dinámica espacial de las tasas de desempleo.

El filtro espacial obtenido en la estimación del modelo espacio-temporal MLGM se presenta en la figura 2 y muestra diferentes regímenes espaciales (características comunes de las variables dentro de cada grupo de provincias) así como una tendencia hacia la formación de *clusters*, lo que contribuye a explicar la heterogeneidad espacial en la distribución de los niveles de las tasas de paro provinciales. Claramente muestra una estructura polarizada (fuerte contraste entre las provincias del Norte y del Sur), con un agrupamiento de provincias con altas tasas de desempleo y provincias con valores relativamente bajos. Hay que recordar que el filtro espacial calculado tiene en cuenta el stock de desempleo (no las variaciones) que no es explicado por la tendencia del mercado de trabajo, es decir, las decisiones tomadas con anterioridad al periodo de tiempo analizado.

En resumen, los resultados obtenidos ponen de manifiesto la notable influencia espacial en la explicación de la persistente desigualdad de las tasas de paro provinciales y su creciente polarización.

Figura 2. Mapa del filtro espacial de la estimación espacio-temporal MLGM



5. Conclusiones

En este trabajo hemos analizado la dependencia espacial de las tasas de paro relativas en las provincias españolas en el periodo 1998-2007 en un marco de panel utilizando la técnica del filtrado espacial.

Los resultados más significativos son:

- 1) Existe una persistente desigualdad en las tasas de desempleo provincial y una creciente polarización.
- 2) La distribución provincial de las tasas de desempleo relativas se caracteriza por una fuerte y creciente dependencia espacial.
- 3) La estimación del modelo de regresión lineal general mixto en el que se introducen como variables explicativas, además del filtro espacial, la población potencialmente activa, la población ocupada y la población con estudios, confirma que el patrón de desempleo provincial no cambia en el tiempo y se mantiene el proceso de polarización (fuerte contraste entre las provincias del Norte y del Sur).
- 4) La persistencia de la desigualdad de las tasas de paro relativas es explicada principalmente por la componente espacial, indicando que las tasas de desempleo de una determinada provincia dependen fundamentalmente de la situación de las provincias vecinas con las que comparte características específicas.

- 5) Es mayor la capacidad explicativa del capital humano en la distribución de las tasas de paro relativas respecto a las otras dos variables explicativas.

6. Referencias bibliográficas

- Anselin, L. (1988): *Spatial econometrics: Methods and models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Boston.
- Aragón, Y.; Haughton, D.; Haughton, J.; Leconte, E.; Malin, E.; Ruiz-Gazen, A., y Thomas-Agnan, C. (2003): «Explaining the pattern of regional unemployment: the case of the Midi-Pyrénées region», *Papers in Regional Sciences*, 82, 155-174.
- Cracolici, M. F.; Cuffaro, M., y Nijkamp, P. (2007): «Geographical distribution of unemployment: An analysis of provincial differences in Italy», *Growth & Change*, 38(4), 649-670.
- Elhorst, J. P. (2003): «The mystery of regional unemployment differentials: theoretical and empirical explanations», *Journal of Economic Surveys*, 17(5), 709-748.
- Griffith, D. A. (1996): «Spatial autocorrelation and eigenfunctions of the geographic weights matrix accompanying geo-referenced data», *The Canadian Geographer*, 40, 351-367.
- (2000): «A linear regression solution to the spatial autocorrelation problem», *Journal of Geographical Systems*, 2, 141-156.
- (2002): «A spatial filtering specification for the auto-Poisson model», *Statistics and Probability Letters*, 58, 245-251.
- (2003): *Spatial autocorrelation and spatial filtering: gaining understanding through theory and scientific visualization*, Springer-Verlag, Berlín.
- (2004): «A spatial filtering specification for the autologistic model», *Environment and Planning A*, 36, 1791-1811.
- (2008): «A comparison of four model specifications for describing small heterogeneous space-time datasets: Sugar cane production in Puerto Rico, 1958/59-1973/74», *Papers in Regional Science*, 87, 341-355.
- Kosfeld, R., y Dreger, C. (2006): «Thresholds for employment and unemployment: A spatial analysis of German regional labour markets, 1992-2000», *Papers in Regional Science*, 85 (4), 523-542.
- LeSage, J., y Pace, R. (2009): *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press Inc.
- López-Bazo, E.; Del Barrio, T., y Artís, M. (2002): «The regional distribution of Spanish unemployment: a spatial analysis», *Papers in Regional Science*, 81(3), 365-389.
- (2005): «Geographical distribution of unemployment in Spain», *Regional Studies*, 39(3), 305-318.
- Lottmann, F. (2012): «Explaining regional unemployment differences in Germany: a spatial panel data analysis», *Discussion Paper 2012-026*, CRC 649, Berlín.
- Molho, I. (1995): «Spatial autocorrelation in British unemployment», *Journal of Regional Science*, 35(4), 641-658.
- Niebuhr, A. (2003): «Spatial interaction and regional unemployment in Europe», *European Journal of Spatial Development*, 5, 2-24.
- Overman, H. G., y Puga, D. (2002): «Unemployment clusters across Europe's regions and countries», *Economic Policy*, 17(34), 115-147.
- Patacchini, E., y Zenou, Y. (2007): «Spatial dependence in local unemployment rates», *Journal of Economic Geography*, 7, 169-191.
- Patuelli, R.; Griffith, D.; Tiefelsdorf, M., y Nijkamp, P. (2011): «Spatial filtering and eigenvector stability: space-time models for German unemployment data», *International Regional Science Review*, 34(2), 253-280.

Patuelli, R.; Schanne, N.; Griffith, D. A., y Nijkamp, P. (2012): «Persistence of regional unemployment: Application of a Spatial filtering approach to local labor markets in Germany», *Journal of Regional Science*, 52(2), 300-323.

Taylor, J., y Bradley, S. (1997): «Unemployment in Europe: A comparative analysis of regional disparities in Germany, Italy and the UK», *KYKLOS*, 50(2), 221-245.

PANORAMA Y DEBATES



Las relaciones entre servicios y productividad: Un tema a impulsar en el ámbito regional y territorial

Andrés Maroto Sánchez *

RESUMEN: Uno de los temas más controvertidos de las últimas décadas es el de las relaciones entre el crecimiento del sector servicios y su papel en la evolución de la productividad agregada de las economías desarrolladas. A pesar del dominante rol que tienen las actividades terciarias en la actualidad, tanto en el empleo y la producción como en las relaciones intersectoriales de estas economías, los análisis teóricos y empíricos sobre el sector no han ocupado el grueso del debate académico hasta hace pocas décadas. En el caso de los estudios regionales y territoriales, una de las áreas que ha experimentado mayor crecimiento en los últimos años, este déficit de atención todavía es más evidente. Por esta razón, el presente trabajo trata de servir como punto de partida para todos aquellos investigadores que quieran adentrarse por este camino. Para ello se revisan todas las aportaciones teóricas y empíricas sobre las relaciones entre productividad y servicios, tanto desde el punto de vista conceptual como desde el punto de vista de medición, desde las visiones tradicionales más negativas con respecto a los servicios a las últimas revisiones y matizaciones que colocan al sector terciario en un lugar más adecuado.

Clasificación JEL: L80; O40; R11; R30.

PALABRAS CLAVE: Servicios; Terciarización; Productividad; Literatura.

Productivity and Services: A topic to be encouraged in the regional and territorial studies

ABSTRACT: The role of the tertiarization processes on the growth of the overall productivity in the advanced economies has risen as one of the most controversial topics during the recent decades in the specialized literature. Despite the quantitative and the strategic importance of the service industries within the present economies, there has been a significant deficit of theoretical and empirical works on them since only a few decades. Talking about local, territorial and regional analyses —one of the most increasing research fields during the last years— this lack of attention is still evident. Following this motivation, the present «state of

* Profesor del departamento de Análisis Económico: Teoría Económica e Historia Económica de la Universidad Autónoma de Madrid, e investigador asociado del Instituto de Análisis Económico y Social (IAES) de la Universidad de Alcalá.

Recibido: 28 de julio de 2013 / Aceptado: 01 de octubre de 2013.

the art» should aim to help researchers and institutions in order to deep into the relationships and explaining factors between the growth of the service sector and the development of the overall productivity. In doing so, the paper reviews every theoretical and empirical works on this topic, both on conceptual and methodological issues, starting from the most conventional theses until the most updated revisions with a more positive and realistic point of view of the role of the tertiarization process on productivity.

JEL Classification: L80; O40; R11; R30.

Keywords: Service sector; Tertiarization; Productivity; Literature.

1. Introducción

Las regiones de las economías desarrolladas son actualmente también regiones especializadas en el sector servicios. Las actividades terciarias en estas regiones han evolucionado sistemáticamente en las últimas décadas, modificando la estructura del empleo y la composición del valor añadido de sus economías. Tanto los historiadores económicos como los economistas han hecho grandes esfuerzos para intentar explicar las causas y patrones del crecimiento económico. Sin embargo, a pesar del peso jugado por los servicios en dicho crecimiento, este sector ha recibido poca atención hasta hace pocos años, más aún si hablamos del ámbito local o regional.

A pesar de los avances realizados en estos últimos años, los servicios aún son inadecuadamente analizados por parte de los investigadores, infraestimados por las autoridades gubernamentales, mal medidos por las estadísticas oficiales, e insuficientemente explotados por parte de muchas empresas y agentes económicos. La percepción tradicional de que los servicios son poco productivos aún persiste en la conciencia común de la sociedad presente. Incluso hoy, dentro de entornos caracterizados por el conocimiento, la tecnología y la información, los intangibles,... muchos consideran todavía a los servicios como actividades secundarias para el crecimiento a largo plazo.

Sin embargo, esta idea, basada en connotaciones materialistas y personalistas ya obsoletas, choca indudablemente con la realidad que nos rodea. Tomando como base las características de la Nueva Economía de Servicios que Rubalcaba resumió en su libro de 2007, las razones para analizar en profundidad el sector servicios son las siguientes. Primero, porque contabilizan la mayor parte del tejido productivo en las economías desarrolladas. Segundo, porque juegan un papel activo en los procesos de integración de mercados y globalización que proliferan en los últimos años. Tercero, la creación de empleo —otro de los temas de especial importancia en la actualidad— y la generación de rentas está directamente relacionado con el buen comportamiento de los servicios. Y, finalmente, muchos servicios —protegidos por monopolios públicos y regulaciones proteccionistas hasta hace unos años— están siendo liberalizados y abiertos a entornos más competitivos. A estas características, en el caso de las regiones europeas y las españolas en particular se les une otra serie de problemas específicos de índole local y territorial. Por todo esto es de especial importancia identificar,

documentar y justificar políticas más consistentes con los problemas reales del sector y, para ello, es necesario un mayor —y más acertado— conocimiento del mismo.

Este «panorama» pretende revisar las distintas aportaciones que la literatura especializada ha realizado sobre las relaciones entre el crecimiento del sector servicios y la evolución de la productividad agregada de las economías, prestando también atención al ámbito local y regional debido al público al que va dirigida esta publicación. Para ello, tras esta breve introducción, la segunda sección resume las principales ideas sobre la relación entre productividad y servicios. Desde las visiones más convencionales sobre el efecto negativo que jugarían los servicios, hasta los trabajos y corrientes de pensamiento más actuales, más positivas y que subrayan algunos puntos fuertes del sector. Posteriormente se realiza también un amplio repaso a uno de los temas que más debate provoca a la hora de analizar la productividad en los servicios, como es el de su correcta medición. Finalmente, la sección tercera resume la literatura y los trabajos sobre productividad y servicios pero centrados específicamente en el ámbito regional y territorial.

2. La productividad y los servicios. ¿El eterno culpable?

Dentro de la literatura sobre el sector servicios la productividad ha sido uno de los aspectos más tratados desde el punto de vista político-económico. El razonamiento de este énfasis por la temática es sencillo. Las economías desarrolladas son claramente economías terciarizadas ya que la gran mayoría de su estructura productiva, tanto en términos de empleo como de valor añadido, se debe directamente a estas actividades. Por esta razón, a largo plazo, la productividad agregada debería converger hacia las tasas experimentadas por el propio sector servicios. Además, la productividad del sector servicios no sólo es importante por sí misma sino también de forma indirecta a través del efecto de los servicios intermedios sobre el incremento de la productividad en el resto de actividades económicas.

Desde el punto de vista empírico, los indicadores convencionales de productividad laboral muestran que los servicios contribuyen relativamente poco al crecimiento de la productividad agregada, sobre todo teniendo en cuenta su importante peso efectivo. Sin embargo, esta evidencia podría esconder, entre otras cosas, problemas a la hora de definir y medir la productividad en algunas actividades terciarias, así como diferentes comportamientos de sus ramas de actividad dentro de un sector tan heterogéneo como el de los servicios. Por estas razones, esta sección trata de profundizar en todo lo relacionado con la productividad de los servicios, tanto desde el punto de vista conceptual como metodológico.

2.1. El concepto de la productividad en los servicios

Uno de los problemas que siempre aparece cuando uno escribe, lee o intenta analizar la productividad es que muchas veces se confunde el propio concepto (Sharpe,

2002). Por esta razón, parece conveniente clarificar las diferentes acepciones que se han dado para el concepto «productividad» en el caso del sector servicios. A pesar de algunas limitaciones¹, el indicador que tradicionalmente se ha usado para medir la productividad en los servicios es la relación entre la producción (bruta, neta o valor añadido) y el factor trabajo (ya sea total de trabajadores u horas trabajadas). Es lo que se conoce con el nombre de «productividad aparente del trabajo» o «productividad relativa del trabajo» (OCDE, 2001a). Sin embargo, cuando se intenta aplicar este concepto al caso de algunos servicios el valor y la significancia de este indicador podría cuestionarse ya que el valor añadido de muchos servicios —sobre todo los que no se destinan a la venta— es prácticamente equivalente al coste del factor trabajo. Esto conduce a que haya una relación directa entre cómo evoluciona la producción y la productividad en estas actividades.

Desde el punto de vista del pensamiento económico, los primeros en tratar el tema de la productividad fueron los fisiócratas, que introdujeron el concepto para el caso del sector agrícola ya que era el único capaz de crear riqueza². Sin embargo, viéndolo desde el presente, habría que tener en cuenta que tanto los fisiócratas como autores posteriores (como Adam Smith o Karl Marx) consideraban «servicios» lo que hoy conocemos como servicios personales o dedicados al consumidor (Andersen y Corley, 2008). Con el tiempo el concepto ha ido evolucionando y sofisticándose y, ya entrados en el siglo xx, los economistas llegaron a un consenso a la hora de definir la «productividad» como la relación entre el producto obtenido y los recursos o factores productivos utilizados para conseguirlo (Eatwell y Newman, 1991; Antle y Capalbo, 1998; Kaci, 2006; Mawson *et al.*, 2003; Maroto y Cuadrado, 2006). Esta definición ha permanecido más o menos invariable desde entonces (Prokopenko, 1997) y es la más extendida en la actualidad.

Sin embargo, la realidad socioeconómica que nos rodea —mercados cada vez más liberalizados y globalizados, cambios continuos en las preferencias de los consumidores, reducción en el horizonte temporal del ciclo de vida de los productos, nuevas estructuras y sistemas de organización del trabajo— están llevando a replantearnos esa noción de productividad. Mientras que tradicionalmente se relacionaba dicho término con el de «eficiencia» productiva —en el sentido en el que analiza cómo de óptimo es el uso de unos recursos para lograr un determinado producto final— cada vez más se está uniendo a esta definición el concepto de «efectividad» o «eficacia», entendido éste como la forma en que las empresas se ajustan dinámicamente a las necesidades y expectativas de los consumidores. La productividad, por tanto, depende intrínsecamente del valor de los productos y servicios —por lo que aparecen términos como los de «utilidad», «cualidad», «conveniencia», «disponibilidad», «originalidad»— y de la eficiencia con la que se producen y ofrecen (Tolentini, 2004). En consecuencia, esta definición mucho más amplia del concepto de productividad, junto con otra serie de cambios sociales que caracterizan la vida

¹ Véase Maroto (2009) para un análisis más profundo de estas limitaciones.

² Un ejemplo es la Tabla Económica de Quesnay (1758). Para una revisión amplia de esta parte de la literatura, véase, entre otros, Screpanti y Zagnagni (1995).

actual, sugieren la necesidad de un conjunto más amplio y depurado de indicadores que capturen y reflejen esta serie de elementos nuevos, como aquéllos relacionados con los procesos y métodos que mejoran la productividad, los que se relacionan con el medio ambiente y el desarrollo sostenible (apareciendo conceptos como el de «productividad verde»), los relacionados con la gestión de las cadenas de valor y de suministro o aquéllos directamente relacionados con el factor humano como elemento clave.

2.2. La productividad dentro de los cambios estructurales: Más allá de los servicios

El «cambio estructural» en una economía implica que algunas actividades o sectores experimentan un crecimiento a largo plazo mayor que otros, lo que conlleva un cambio en el peso de estos sectores en el total del tejido productivo. Autores como Baumol *et al.* (1989) observaron una notable diversidad en la productividad de los diferentes sectores y enfatizaron no sólo el hecho de que los cambios estructurales fueran un fenómeno de largo plazo, sino también la importancia de la productividad en la evolución de dicho fenómeno. Dicha diversidad en términos de productividad también ha sido ampliamente observada en el ámbito empresarial³.

La relación entre la productividad y los cambios estructurales, a pesar de su importancia para las teorías sobre crecimiento, los ciclos económicos o la economía laboral, entre otras, no se ha analizado generalmente de forma correcta en la literatura especializada⁴. Por esta razón, la presente sección trata de presentar las diversas corrientes que han intentado lidiar con este tema a diferentes niveles de agregación. La conclusión de esta revisión muestra que los cambios estructurales se configuran por la interacción de factores de demanda y factores de oferta —como los diferenciales tecnológicos—.

A mediados del siglo xx aparecen los primeros trabajos sobre cambios estructurales. Son aquellos que introducen la llamada **hipótesis «de los 3 sectores»** en la literatura especializada. Según estos trabajos se produce una sucesión sistemática en el desarrollo de tres grandes sectores. Primero domina el sector primario. Posteriormente, con la industrialización éste deja su lugar al sector manufacturero mientras que los servicios se estancan. Finalmente, tanto el empleo como la producción se van trasladando al sector terciario, donde predominan en la actualidad. El primero en introducir esta tesis fue Fisher (1939) aunque fue sistemáticamente seguido por otros como Kuznets (1957, 1966, 1973) para el caso estadounidense⁵. Otros autores como Baumol *et al.* (1985) o Nelson y Wright (1992) extendieron el análisis a otros países

³ Véase, entre otros, Caves (1998); o Bartelsman y Doms (2000).

⁴ Véase Krüger (2008a) para una revisión literaria sobre dicha relación.

⁵ Véase Kongsamut *et al.* (2001) para una revisión de estos trabajos de Kuznets que dan lugar a lo que estos autores llaman «hechos estilizados de Kuznets» en comparación con lo observado por Kaldor (1961) para el caso agregado.

encontrando también como respuesta un crecimiento del sector terciario en términos de empleo.

Inicialmente, estos trabajos discrepaban a la hora de clasificar actividades dentro de cada sector, lo que daba lugar a diferentes explicaciones teóricas para la misma evidencia empírica⁶. De todos ellos, la explicación introducida por Fourastié en 1949, que se apoya para su clasificación en el crecimiento de la productividad, fue la más seguida posteriormente. Esta visión es la que recoge Baumol (1967) demostrando que las diferencias en las tasas de crecimiento de la productividad estaban asociadas con la reasignación a largo plazo de la mano de obra hacia el sector servicios. Frente a este fuerte argumento varias limitaciones se han introducido con el paso de los años. El propio Baumol en varios trabajos de 2000 y 2001 reconoce que no todas las actividades de servicios pueden considerarse como en estancamiento en términos de productividad. Williamson (1991) puntualiza que parte de dicha evidencia puede atribuirse a fallos en la forma de medir la productividad en algunas actividades, fundamentalmente aquéllas no comerciables. Por su parte, Gundlach (1994) delimita dicha hipótesis al caso de servicios donde la demanda sea elástica. Finalmente, Oulton (2001) demuestra que las afirmaciones de Baumol no son válidas para el caso de los servicios destinados a la demanda intermedia.

Por otra parte, los modelos de crecimiento neoclásicos⁷ también han tratado el tema de los cambios estructurales y la productividad. Aunque muchos han seguido líneas parecidas a los anteriormente mencionados, centrándose en tres sectores económicos⁸, otros se han desmarcado de esta corriente introduciendo incluso un continuo de infinitos sectores en sus modelos teóricos. Estos **modelos multisectoriales** tratan los sectores como simétricos⁹ después de varias etapas de ajuste. Algunos ejemplos importantes son, entre otros, los de Aghion y Howitt (1992), Grossman y Helpman (1991) y Romer (1990), todos ellos trabajos seminales de lo que posteriormente se ha conocido como *Teoría Schumpeteriana del Crecimiento*. Otro tipo de modelos¹⁰ combinan un creciente número de sectores con las mejoras de calidad dentro de los mismos¹¹. Sin embargo, algunos de estos autores (Aghion y Howitt, 1998; Howitt, 2000) revelaron las deficiencias que estos modelos endógenos tenían a la hora de analizar los cambios estructurales. Por esta razón, empiezan a aparecer modelos aún más complejos, como los de Klette y Kortum (2004) en los cuales se introducen aspectos como la capacidad innovadora de las empresas y los procesos de entrada y salida —definidos como procesos de «*levadura*» por Harberger (1998)— o las complementariedades tecnológicas (Durlauf, 1993) de las mismas a la hora de explicar los resultados agregados. Llegados a este punto aparecen tres trabajos que ocupan un lugar destacado en esta revisión bibliográfica. Son los trabajos de Acemoglu y

⁶ Véase, entre otros, Fisher (1952); Clark (1940); o Wolfe (1955).

⁷ Todos ellos contruidos bajo el marco del equilibrio general de los modelos de crecimiento de Solow (1956); Ramsey (1928); Cass (1965); y Koopmans (1965).

⁸ Véase, entre otros, Echevarria (1997); o Laitner (2000).

⁹ Una notable excepción al tratamiento simétrico de los sectores es el trabajo de Meckl (2002).

¹⁰ Véase Kortum (1997) para una discusión detallada sobre estos trabajos.

¹¹ Como los de Jones (1999); o Aghion y Howitt (2005).

Guerrieri (2006), Ngai y Pissarides (2007) y Foellmi y Zweimüller (2002). Todos ellos demuestran que el crecimiento equilibrado a nivel agregado es compatible con cambios estructurales a nivel sectorial.

Las críticas a los modelos anteriores se enmarcan dentro del ámbito de la **literatura evolucionista**¹². Por su parte, en dos libros, publicados en 1981 y 1996, Pasinetti presenta una teoría sobre el cambio estructural basada en elementos clásicos y post-keynesianos. Tanto en su modelo como en otros posteriores, el elemento decisivo a la hora de explicar el cambio estructural son los factores de demanda (Notarangelo, 1999). Por el contrario, otros autores de esta corriente evolutiva consideran la presencia de factores de oferta, como el caso de los diferenciales de precios (Salter, 1960), como el elemento clave. Este tipo de modelos, con la introducción en los años noventa de algunos modelos dinámicos trasladados del ámbito científico-biológico, tuvieron un gran auge a finales del siglo xx¹³. Una aproximación totalmente distinta, usando cadenas de Markov, es la usada por Krüger (2005 y 2008b). Y, finalmente, Saviotti y Pyka (2004a,b) subrayan la naturaleza tecnológica del cambio estructural a través de modelos de competencia intra e intersectorial.

Otro tipo de enfoque es aquel que analiza el efecto que tiene el movimiento de recursos entre los diferentes sectores sobre el comportamiento agregado de las economías. Este tipo de corriente académica nace de los trabajos empíricos sobre entrada, salida y crecimiento empresarial (Dunne *et al.*, 1988, 1989) y tiene su auge con los trabajos de Baily *et al.* (1992, 1996, 2001), Disney *et al.* (2003) y Foster *et al.* (1998). Por su parte, Griliches y Regev (1995) y Olley y Pakes (1996) en la misma línea teórica proponen descomposiciones diferentes en función de los distintos pesos que se asignen a los sectores analizados. A nivel sectorial, otros autores¹⁴ utilizan modelos similares al de Baily *et al.* (1996) aunque con interpretaciones diferentes para los efectos intersectoriales. En el caso de las manufacturas, mucho más analizadas en la literatura hasta este momento, algunos trabajos interesantes son los de Bartelsman y Doms (2000) y Haltiwanger (2000) para el caso estadounidense, o Cantner y Krüger (2006) para el caso alemán. En cuanto a lo que se refiere al caso de los servicios todavía no hay muchos trabajos al respecto, aunque en los últimos años ya han aparecidos algunos tal como se verá en los siguientes puntos de esta revisión.

2.3. La «enfermedad de costes» de Baumol y otras tesis tradicionales sobre la baja productividad de los servicios

Como se ha comentado en secciones anteriores de este «panorama», la literatura especializada ha citado comúnmente la relativa baja productividad del sector servicios para explicar el crecimiento del peso del sector en las economías modernas. Esta

¹² Véase, entre otros, Dosi (1988); Dosi y Nelson (1994); Nelson (1995); o Nelson y Winter (1982).

¹³ Véase, entre otros, los trabajos de Metcalfe (1994, 1998); Montobbio (2002); y Metcalfe *et al.* (2006).

¹⁴ Como Haltiwanger (1997); Fagerberg (2000); Peneder (2003); o Krüger (2006).

idea se basa, fundamentalmente, en los trabajos desarrollados por William Baumol¹⁵, donde explica las diferencias de productividad de los servicios como resultado del papel que juega la mano de obra en dichas actividades. La llamada «enfermedad de costes» de Baumol —como se conoce generalmente este hecho—, de producirse, se traduciría entonces en una ralentización del crecimiento económico y la productividad agregada de las economías avanzadas, junto con un incremento en los precios de los servicios.

Muchos trabajos recientes han tratado de contrastar estas teorías convencionales para diferentes áreas geográfico-económicas y periodos de tiempo. Oulton (2001), por ejemplo, analizó la contribución de los servicios al crecimiento de la productividad agregada en el Reino Unido y Estados Unidos desde finales de los setenta hasta mediados de los noventa. Wölfl (2003, 2005, 2006) amplió el análisis a una muestra de países de la OCDE, mientras que Maroto y Cuadrado (2007 y 2009) actualizaron este tipo de análisis ampliando el número de países introducidos en la muestra. Por último, Maroto y Rubalcaba (2008) comparaban la contribución de los servicios a la productividad agregada en la Unión Europea y los Estados Unidos desde 1980 en adelante¹⁶. En todos ellos, la conclusión es la misma. Se observa, para los distintos países y horizontes temporales, una relación negativa entre el crecimiento de la productividad agregada y el peso del sector servicios en el total de la actividad económica —tanto en términos de empleo como de valor añadido—.

Por tanto, la evidencia empírica a nivel internacional para los países desarrollados, al menos cuando se analiza el sector servicios en su conjunto, parece sugerir la existencia de una relación negativa entre el peso del sector terciario y el crecimiento de la productividad. Sin embargo, las distintas formas en que se definan y midan los servicios y cómo se introduzcan éstos dentro del proceso productivo podrían influir en los resultados e infravalorar algunos de los efectos sobre la productividad agregada de algunas actividades de servicios. En todo caso parece asentada la idea de que el sector servicios, como conjunto, se caracteriza por una menor productividad que otros sectores económicos. Sin embargo, como se analizará en el punto siguiente, esta imagen negativa del sector servicios ha sido refutada, o al menos limitada o matizada, por muchos autores en los últimos años.

2.4. Revisiones sobre la visión negativa de los servicios y algunas nuevas corrientes de pensamiento más actuales

Como se ha adelantado, en las últimas décadas se han registrado avances hacia una visión menos negativa de los servicios en términos de productividad. Estos avan-

¹⁵ A partir de su trabajo seminal de 1967, que continuó en la década de los ochenta tanto en solitario (1986) como junto a otros autores (*et al.*, 1985 y 1989).

¹⁶ Este trabajo, uno de los más citados sobre productividad y servicios, ha sido considerado como uno de los veinte más destacados dentro de la Economía de los Servicios por parte del Consejo Editorial de la revista especializada *Service Industries Journal*.

ces han sido impulsados, fundamentalmente, por dos corrientes: una, que matizaba las tesis tradicionales en función del tipo de servicio que se analizase; otra, que introducía nuevos *inputs* teóricos que contradecían, o al menos limitaban, dichas teorías convencionales sobre la baja productividad terciaria, llegando incluso algunos autores a afirmar que la conocida «enfermedad de costes» de Baumol se había curado.

El primero que empezó a matizar sus propias afirmaciones fue el mismo Baumol (2000) distinguiendo entre distintos de servicios a la hora de redefinir sus posiciones. En la misma línea, algunos estudios recientes muestran que solo un tercio de todos los servicios podría catalogarse como actividades de baja productividad (Bosworth y Triplett, 2007), mientras que el resto incluye sectores con crecimientos similares, o incluso mayores, que las manufacturas más dinámicas (Rubalcaba y Maroto, 2007). Más tarde, Baumol (2001) introdujo el papel de la **innovación** en los servicios para subrayar la importancia de la productividad en algunas actividades de alto crecimiento. Relacionado con el tema de la innovación, otros autores, como Gadrey y Gallouj (2002) y Djellah y Gallouj (2008) también han subrayado el papel del **conocimiento** y el **capital humano** que, unido a la innovación, han posibilitado importantes aumentos de la productividad en muchos servicios.

En general, las mayores revisiones y críticas a la imagen negativa tradicional de los servicios han venido por tres vías más o menos interrelacionadas entre sí. En primer lugar, muchos autores han aducido a la necesidad de tener en cuenta los **efectos indirectos** que muchos servicios —fundamentalmente aquellos que están destinados a la demanda intermedia y que, por tanto, tienen un alto peso dentro de los consumos intermedios de otros sectores productivos— tienen sobre el resto de actividades a la hora de medir y analizar la productividad total del sector servicios. Esta idea, que partió de los trabajos iniciales de Gadrey (1996) y otros autores franceses, ha sido expuesta en alguno de los trabajos más reconocidos del sector en los últimos años, como el de Wolff (1999), y, finalmente, ha llevado a un amplio conjunto de trabajos promovidos por algunos organismos internacionales, como la OCDE o la Comisión Europea (2004, 2005 y 2008). Relacionado con la anterior están los trabajos¹⁷ que han expuesto la necesidad de aplicar las tesis de Baumol únicamente a aquellos servicios destinados al uso final por parte de los consumidores, tales como los servicios personales o domésticos.

La segunda corriente de pensamiento que más éxito ha tenido en los últimos años es aquella que, partiendo de trabajos empíricos¹⁸, ha puesto de manifiesto la alta productividad que presentan algunas ramas de servicios, especialmente las muy relacionadas con las **TICs y las nuevas tecnologías** —como los servicios avanzados a empresas, los KIBS, algunos servicios de transporte y logística, la sanidad, las telecomunicaciones—. Paradójicamente, y a pesar de la fuerte inversión que ha llevado la revolución tecnológica de las últimas décadas, muchos trabajos han resaltado que dicha inversión y esfuerzo innovador no ha ido en sincronía con los resultados obte-

¹⁷ Como los de Raa y Wolff (1996); Fixler y Siegel (1999); o Ciccone y Hall (1996).

¹⁸ Véase, entre otros, los de O'Mahony y van Ark (2003); van Ark y Piatkowski (2004); Stiroh (2001); o Triplett y Bosworth (2002).

nidos en términos de una mayor productividad. Este fenómeno es lo que se conoce como la «paradoja de la productividad»¹⁹. Dentro de las posibles explicaciones a este hecho, Roach (1991) y Brynjolfsson (1993) aludían a las diferentes **estructuras de mercado** que existen dentro del sector servicios a la hora de explicar por qué, a pesar del esfuerzo tecnológico e innovador de algunos servicios, esto no se ha traducido en un incremento en los niveles y tasas de crecimiento de su productividad.

Finalmente, la tercera vía de revisión o matización de las tesis convencionales viene a través de la forma del análisis y no del fondo. Algunos autores²⁰ afirman que la **naturaleza agregada** de algunos estudios conduce a infravalorar la productividad real de algunas actividades terciarias, por lo que un análisis microeconómico —en lugar de macroeconómico— sería el más apropiado. Y no hay que olvidar, por último, que existe también un amplio número de trabajos que han interpretado la baja productividad de los servicios como un mero problema de medición, como profundizaremos en la siguiente sección de este trabajo²¹.

3. Los problemas de medición de la productividad en los servicios

La productividad puede medirse a través de diferentes aproximaciones, indicadores y técnicas metodológicas. Determinar cuál de ellas usar está en las manos del analista, que generalmente decide en función del objetivo del estudio y de la disponibilidad de datos para poder desarrollarlo (Cuadrado y Maroto, 2012). En general, cuando los economistas nos referimos a la productividad, en su más amplia acepción aludimos a la habilidad que posee una economía de convertir insumos en productos y servicios finales. Desde este punto de vista, la productividad es un concepto relativo (Mawson *et al.*, 2003; Owyong, 2000). En función del tipo de insumo que se analice dará lugar a diferentes indicadores de productividad. Medidas como la «productividad aparente del trabajo» o «del capital», en las que solamente se analiza un insumo, se conocen con el nombre de **indicadores de productividad parcial**. A pesar de los problemas que pueda tener (como el hecho de que el cambio en las proporciones en los insumos también afecten a la productividad), este tipo de indicador es útil para analizar crecimientos potenciales (Steiner, 1950), por lo que la elección de su utilización dependerá del horizonte temporal del estudio en cuestión (Sargent y Rodríguez, 2000). Sin embargo, debido a las limitaciones que muestran estas medidas parciales, la literatura especializada introdujo el concepto de **productividad total de los factores (PTF)** o **productividad multifactorial**²² (*PMF*). Estas medidas multifactoriales

¹⁹ Término introducido por Roach (1988) aunque fue generalizado por el premio Nobel Robert Solow en su famoso artículo de 1987.

²⁰ Como Lichtenberg (1995); Pilat (2004); o David (2000).

²¹ Véase, entre otros, Siegel, 1994; Schreyer, 1998 y 2001; Pilat *et al.*, 2002; Berndt *et al.*, 1995 y 1998; Elderidge, 1999; Lebow y Ruud, 2003; Berndt y Griliches, 1993; o Nelson *et al.*, 1994.

²² Generalmente, cuando en la literatura especializada se habla de productividad total de los factores (PTF) en realidad únicamente se está introduciendo en el análisis los insumos de trabajo y capital físico,

no son, sin embargo, independientes de las parciales, ya que forman parte de las fuentes de crecimiento de la productividad aparente del trabajo (Schreyer y Pilat, 2001).

Una vez superado el problema de elegir el indicador con el que se quiere medir la productividad, aparecen aún más problemas o cuestiones a resolver²³. Dichos problemas son incluso más importantes cuando se trata de analizar el caso del sector servicios²⁴, lo que ha llevado a un intenso debate en torno a esta cuestión en las últimas décadas. Empezando con el trabajo de Paige y Bombach (1959) y siguiendo con los trabajos realizados por el equipo del Groningen Growth and Development Centre (GGDC), desde entonces se han ido analizando caso por caso diferentes ramas de servicios²⁵ con el objetivo de detectar los posibles sesgos o problemas que existen a la hora de medir su productividad para poder solventarlos y lograr una medida más realista de la misma.

La evidencia empírica de la que hemos venido hablando en secciones anteriores parece haber concluido que el crecimiento de la productividad en los servicios estaría infraestimada²⁶. El efecto de este sesgo dependerá del peso que tengan las actividades terciarias infravaloradas en el conjunto del tejido productivo. En general²⁷, existen tres áreas donde podrían originarse estos problemas de medición: i) la forma de medir los insumos, ii) la forma de medir el producto final, y iii) el método de agregación entre actividades y sectores. No todas estas áreas son fácilmente analizables, por lo que son escasos los trabajos que examinan de una forma global todos los sesgos de medición de la productividad en los servicios. Por esta razón se empezaron a publicar trabajos que trataban de introducir procedimientos alternativos de medición²⁸ o mejoras en las estadísticas²⁹ sobre la misma.

La primera área de confusión es el de la **elección de los insumos**. En el caso del crecimiento de la productividad del trabajo esto implica decidir si medimos el factor trabajo en término del número de trabajadores o del número de horas trabajadas³⁰. Las diferencias entre el crecimiento de la productividad en las manufacturas y los

dejando fuera del mismo otros posibles factores productivos, tales como las materias primas, la tierra, la energía, o los servicios intermedios. Por esta razón, algunos autores, entre los que me encuentro, prefieren llamar a dicho indicador productividad multifactorial (PMF) en lugar de total (Maroto, 2009; BLS, 2001; OCDE, 2001a).

²³ Para ver un debate sobre este tema acudir, entre otros, a Ahmad *et al.* (2003); Schreyer (1996); Gullickson y Harper (1999); van Ark (1996); Nordhaus (2000); o Kuroda *et al.* (1996).

²⁴ Véase, entre otros, los trabajos sobre la medición de la productividad en el sector servicios por parte de Griliches (1992 y 1994); Kendrick (1985); Bosworth y Triplett (2000); Wölfl (2004); o Maroto (2012).

²⁵ Schreyer y Pilat (2001) resumen el estado de dicho debate sobre la medición de la productividad dentro de los sectores de servicios.

²⁶ Véase, entre otros, Gordon (1995); Baily y Gordon (1988); Slifman y Corrado (1996); Gullickson y Harper (1999); Sharpe *et al.* (2002); Vjlselaar (2003); o Inklaar *et al.* (2003).

²⁷ Según Diewert (2007 y 2008); o Schreyer (2001), entre otros autores.

²⁸ Véase los trabajos de Riddle (1986); van Ark (2002); Griliches (1992); o De Bandt (1991).

²⁹ Como los trabajos del **Voorburg Group on Service Statistics** de Canadá (<http://www.voorburg-group.org/>).

³⁰ Discusión que no es baladí sobre todo en el caso de los autónomos y los empleos a tiempo parcial, cuya importancia dentro del sector servicios es evidente (OCDE, 2001c).

servicios son mayores si se usa el número de empleados (McLean, 1997). De acuerdo con Nordhaus (1972) y Baily y Gordon (1988) las estimaciones de la productividad laboral durante los setenta y ochenta podrían estar obviando la reducción en el número de horas por trabajador, por lo que el crecimiento de la productividad habría sido mayor que el observado en las cifras. Otro problema también relacionado con la elección de insumos es la relación entre el factor trabajo y otros insumos intermedios, aspecto especialmente importante en los casos de externalización del trabajo, *outsourcing*, *offshoring* tan extendidos en el sector servicios en las últimas décadas. Dos claros ejemplos son los servicios comerciales de distribución³¹ y los servicios financieros³². Respecto al capital físico también aparecen problemas, fundamentalmente a la hora de estimar flujos temporales (Diewert y Lawrence, 1999; Lequiller *et al.*, 2003) y la desagregación del *stock* de capital entre subsectores (Triplett y Gunter, 2001).

La **elección** sobre cómo medir el **producto final** también es o puede ser una fuente de problemas. En el caso concreto de los servicios, el principal es la discusión entre medir su *output* o producción a precios corrientes o constantes. Una primera cuestión es, como comentamos en la sección anterior, la propia definición del producto en algunos servicios —como ocurre en el caso de los servicios financieros, por ejemplo— que, además, no es homogénea a nivel internacional³³. Posteriormente, pueden aparecer problemas a la hora de calcular precios constantes en aquellos servicios donde es difícil de diferenciar entre el aumento de precios derivados de procesos puramente inflacionistas y las mejoras de calidad de los mismos que originan incrementos en sus precios³⁴. Como resultado, se han introducido diferentes indicadores para medir el valor añadido a precios constantes (BLS, 1992; OCDE, 1996) y este fenómeno ha sido ampliamente analizado en la literatura especializada. Uno de los ejemplos donde la infravaloración de la productividad de los servicios es mayor debido a este hecho es el caso de aquellas actividades relacionadas con las TICs³⁵.

El tercer elemento causante de problemas a la hora de medir la productividad de los servicios está relacionado con cómo se mide la **productividad agregada**. Existen dos vías a través de las cuales podrían aparecer sesgos en este proceso. En primer lugar, el papel de algunos servicios como consumos intermedios de otros sectores productivos. Y, segundo, el peso estadístico de sectores de servicios potencialmente infraestimados dentro del total de la producción o el empleo de una economía.

Por todo esto, existen varios estudios recientes que analizan estos problemas y que cuantifican el sesgo que existe a la baja en la medición de la productividad de los servicios. En particular, Crespi *et al.* (2006) y Triplett y Bosworth (2004 y 2008)

³¹ Véase, entre otros, Oi (1992); o Johnston *et al.* (2000).

³² Véase, entre otros, Triplett (1992); Colwell y Davis (1992); o Fixler (1993).

³³ Véase, entre otros, Sharp (1998); Sichel (1997); o Griliches (1999).

³⁴ Véase los trabajos de McGukin y Stiroh (2001); Triplett y Bosworth (2001); o Swick *et al.* (2006), así como los trabajos realizados dentro del **Brookings Institution Program on Productivity Measurement** (www.brookings.edu/es/research/projects/productivity.htm).

³⁵ Como demuestran autores como Dean (1999); Landefeld y Fraumeni (2001); o Triplett y Bosworth (2000).

concluyen, respectivamente, para el caso del Reino Unido y los Estados Unidos, que la productividad de los servicios no sólo ha crecido notablemente en los últimos años, sino que aún existen áreas de futura mejora por explotar. Adicionalmente, Hartwig (2008) e Inklaar *et al.* (2008a,b) afirman que en Europa esta mejora todavía está lejos de la estadounidense, además de no estar homogéneamente repartida. Las posibles áreas de mejora futura pueden provenir, en primer lugar, de que los países apliquen en la medición de los servicios las buenas prácticas desarrolladas positivamente en otros. Y, segundo, como consecuencia de una aplicación más cuidadosa y estricta de los modelos de producción ya existentes en algunos servicios, tales como el comercio³⁶, el transporte y las comunicaciones o la sanidad³⁷. Sin embargo, en otras ramas de servicios, como las finanzas³⁸ o los seguros³⁹ es necesario mayor trabajo aún para desarrollar un marco adecuado de medición y análisis de su productividad.

La conclusión es que, hasta el momento, la evidencia sólo puede darnos una primera imagen de la cuantía en los sesgos de medición y sus efectos en el cálculo del crecimiento de la productividad sectorial y agregada. Esto no resuelve, por tanto, los problemas y dudas que surgen en el sector servicios. Algunos países han empezado a dar pasos para mejorar la medición del producto final en los servicios y la OCDE (2001b; 2002a-d) está trabajando, junto a sus países miembros, en varios sectores en particular como las finanzas, los seguros o los servicios informáticos. Sin embargo, es evidente que se necesita un esfuerzo mayor si queremos alcanzar una medida correcta de la productividad en el sector servicios y así poder entender mejor los factores que la impulsan y las diferencias a nivel internacional.

4. Las relaciones entre productividad y servicios en la Economía Regional

A pesar del incuestionable papel que juegan las actividades de servicios en las economías modernas actuales, así como de la relevancia de sus implicaciones político-económicas y los retos que implican en términos de definición, medición y análisis de la productividad, sólo desde hace relativamente poco tiempo la literatura especializada ha comenzado a interesarse por este tema y se han ampliado los trabajos relacionados con él. Si esto ha sucedido en términos agregados a escala nacional, más aún deberíamos decir en el ámbito regional donde, a pesar del increíble auge que en los últimos años está teniendo la Economía Regional, en general, el déficit de trabajos sobre el sector servicios es más acentuado si cabe. La mayor parte de la literatura que existe analiza en términos regionales aspectos relacionados con el cambio estructural y los procesos de convergencia —fundamentalmente en el caso europeo o el español—, o se centran en actividades terciarias concretas —principalmente turismo, transporte, servicios financieros o algunos servicios públicos como

³⁶ Véase van Ark *et al.* (2003); Gordon (2004); Inklaar y Timmer (2008); o Manser (2005).

³⁷ Véase Feldstein (1969); Mukerjee y Witte (1992); Triplett (1999); y Bernd *et al.* (2000 y 2001).

³⁸ Véase Berger y Humphrey (1992); y Wang *et al.* (2004).

³⁹ Véase Hornstein y Prescott (1991); y Deny (1990).

la sanidad—. Igualmente, los trabajos existentes hasta ahora escasean en comparaciones a nivel internacional, centrándose a menudo en análisis regionales dentro de un único país.

Aunque el caso concreto de los servicios aún está poco estudiado en el análisis regional, no ocurre lo mismo con los procesos de cambio estructural, en general, o los análisis de especialización productiva a nivel regional. La razón es que dicha especialización es una de las principales causas que la literatura especializada ha introducido para explicar las diferencias entre regiones y los diferentes patrones de convergencia o divergencia entre ellas⁴⁰. La evolución de las regiones con una mayor especialización en actividades dinámicas será más rápida y profunda que la media de los países a los que pertenecen. Y dentro de dicha evolución, el comportamiento de la productividad regional será una de las variables clave a analizar (Boisier, 2010).

El análisis de la evolución económica de las regiones, al igual que en el caso de cualquier economía nacional, puede realizarse adoptando diversos enfoques. Dos de ellos destacan particularmente (Maroto y Cuadrado, 2011). El primero centra su atención en tratar de comprender y valorar los factores que se consideran básicos para explicar los logros de una economía. El segundo, pone su foco en el comportamiento específico de los distintos sectores productivos y en el papel que desempeñan en el crecimiento económico. Los estudios que relacionan el cambio estructural de las economías en los procesos de crecimiento se vinculan claramente al segundo de los enfoques antes citados. El tema cuenta con una amplia literatura, generalmente con referencias explícitas a los procesos de reducción de las disparidades económicas y la convergencia entre regiones⁴¹. La conclusión que se deduce de la mayoría de los trabajos que se refieren al comportamiento de las regiones de un mismo país, es el análisis de las estructuras productivas, la especialización regional y sus diferencias en relación con la media nacional.

De hecho, la especialización regional puede constituir un factor explicativo del crecimiento económico regional (aunque considerando siempre el «efecto nacional») y, por supuesto, en relación con la posible convergencia de las regiones de un país en términos de productividad y de ingresos por habitante. Como se ha dicho anteriormente, el papel de los cambios estructurales y de los procesos de especialización en favor de la convergencia regional ha sido uno de los temas más tratados en las últimas décadas, especialmente en el caso europeo, gracias a la puesta en marcha de la Unión Europea y el desarrollo de los fondos regionales de cohesión (Esteban, 2000). Este interés por el análisis de la convergencia ha sido particularmente intenso en el caso de la literatura sobre las regiones españolas⁴².

⁴⁰ Véase, entre otros, los trabajos de Amiti (1999); Combes y Overman (2003); Haaland *et al.* (1998); Ezcurra *et al.* (2006); y OCDE (2009).

⁴¹ Como concluyen trabajos tales como los de Camagni y Cappellin (1985); Raymond (1990); Suárez y Cuadrado (1996); Adams y Pigliaru (1999); Paci y Pigliaru (1999); Garrido (2002); Cuervo (2004); o Eckey y Türk (2007).

⁴² Véase, entre otros, De la Fuente (2002); Mas *et al.* (1998); Tortosa-Ausina *et al.* (2005); Cuadrado-Roura *et al.* (1999); o Cuadrado y Maroto (2010b); Cuadrado-Roura, 2010.

Dentro del análisis de los procesos de convergencia regional uno de los aspectos más analizados en la literatura especializada ha sido, precisamente, el de las diferencias en términos de productividad⁴³. La razón es sencilla. Como demuestran los trabajos de Cuadrado *et al.* (1999) y de Maroto y Cuadrado (2008), las diferencias en términos de renta per cápita pueden descomponerse en diferencias de empleo per cápita y de productividad. La existencia de diferencias interregionales significativas en términos de productividad puede deberse, a su vez, a procesos internos a nivel sectorial (Paci, 1997) o a diferencias entre la composición productiva de las regiones (Esteban, 2000; Maroto y Cuadrado, 2009).

Uno de los procesos de cambio estructural más intensos en las últimas décadas, como se ha señalado repetidamente en este trabajo, ha sido el crecimiento e intensificación del sector servicios. Esto ha hecho que en los últimos años empiecen a proliferar trabajos que tratan de analizar las diferencias regionales de productividad en función de la evolución del papel que juegan en los planes de desarrollo de dichas regiones este tipo de actividades. Sin embargo, de momento, este tipo de relaciones entre productividad, servicios y regiones se han limitado al análisis de las regiones pertenecientes a un país concreto dentro del ámbito europeo, como el caso italiano⁴⁴ o el español⁴⁵, o latinoamericano⁴⁶. Estos trabajos a nivel nacional han hecho que algunos autores, entre los que me encuentro, hayan intentado dar un paso más y analizar la relación entre la productividad regional y el crecimiento del sector servicios para un conjunto más amplio de países (Maroto y Cuadrado, 2011 y 2013) llegando a conclusiones similares a las obtenidas en estudios similares a nivel suprarregional.

Por otra parte, además de los análisis de carácter más macroeconómico han aumentado, asimismo, los estudios referidos a determinadas ramas específicas de servicios, como el turismo (Camacho *et al.*, 2002) o los servicios financieros (Worthington, 1999). En particular, hay un grupo de ramas de actividad que se han situado en el centro del debate académico y político-económico gracias a su relación directa con los procesos de información y conocimiento. Son los servicios a la producción (Hansen, 1990; Glasmeier y Howland, 1993) y los servicios a empresas (Cuadrado-Roura y Rubalcaba, 2000), particularmente aquellas actividades con una importante base tecnológica y relacionadas con el conocimiento (KIBS) (Delgado-Marquez y García-Velasco, 2013; y Gallego y Maroto, 2013). Estos servicios son, cada vez más, considerados como elementos cruciales para el desarrollo de los sistemas de innovación regional (Fisher *et al.*, 2001) y el impulso del crecimiento económico regional de los países industrializados. En este sentido, actúan como usuarios, creadores y difusores de innovaciones, tanto tecnológicas como no tecnológicas, jugando un papel principal en la creación, distribución y difusión de conocimientos organizacionales, institucionales y sociales, y generando externalidades positivas a través

⁴³ Véase, entre otros, Ciccone (2002); Cuadrado *et al.* (2000); o Benito y Ezcurra (2005).

⁴⁴ Fundamentalmente el trabajo de Paci y Pagliaru (1997).

⁴⁵ Véase, entre otros, Cuadrado y Maroto (2010a); y Ezcurra *et al.* (2005).

⁴⁶ Véase, por ejemplo, Boisier (2010); Chávez (1995); Garza (2006).

de la transferencia y creación de innovaciones de utilidad para el resto de agentes económicos⁴⁷.

5. Conclusiones

Intensos procesos de cambio estructural han convertido en las últimas décadas a las economías desarrolladas en economías de servicios (Cuadrado-Roura, 2013), y dentro de estas economías las regiones que las conforman también han experimentado dicho proceso. El panorama de revisión de la literatura llevado a cabo en este trabajo confirma la existencia de múltiples factores a la hora de explicar este crecimiento de los servicios. Entre todas las teorías que han tratado de explicar este fenómeno vale la pena subrayar, en particular, la relacionada con la productividad. Aunque aún sean válidas las teorías tradicionales que asociaban a los servicios con una baja productividad y que, por tanto, les acusaban generalmente del bajo crecimiento a largo plazo de las regiones avanzadas, los trabajos más recientes han revelado una serie de ideas y de hechos estilizados que cambian, limitan o, al menos, matizan estas ideas negativas sobre la productividad de los servicios. Estas ideas están relacionadas con cambios en los factores productivos —como el mayor uso de conocimiento, tecnología e innovación o la introducción de factores relacionados con las TICs—, cambios en los sistemas productivos —especialmente la proliferación de sistemas de externalización y producción horizontal—, cambios en los mercados donde operan algunas actividades de servicios —donde se han producido intensos procesos de liberalización y desregulación dentro de una continua expansión y globalización de los mismos—, y, finalmente, cambios institucionales relacionados con aspectos territoriales y demográficos.

Dentro de este conjunto de factores importantes algunos lo son aún más. La integración entre bienes y servicios y la mayor complejidad en los sistemas de producción se han traducido en un incremento de la demanda intermedia de servicios, especialmente aquéllos avanzados, y ha impulsado la productividad de algunas regiones a través de estas relaciones intersectoriales. Por otro lado, cada vez son más importantes el capital humano y las cualificaciones personales en un entorno de nuevas tecnologías, innovación y conocimiento, lo que se refleja en una mayor tecnificación y complejidad en muchos servicios, como los relacionados con la educación o la sanidad o las telecomunicaciones. Por último, no hay que olvidar un efecto meramente estadístico ya que muchas empresas, anteriormente consideradas como manufactureras, ahora se consideran de servicios debido a que se ha externalizado su servicio, o bien la producción de servicios de la propia empresa ha sobrepasado un cierto umbral.

Desde el punto de vista de la productividad este panorama también da lugar a algunas conclusiones interesantes. En primer lugar, parece evidente que el debate

⁴⁷ Como demuestran autores como Segarra (2010); Miles, *et al.* (1995); den Hertog (2002); Illeris (1989); o Coffey y Polèse (1989).

sobre la productividad dentro de los servicios, tanto a nivel nacional como regional, está cada vez más presente en todos los ámbitos político-económicos. Esto es más importante, si cabe, para el caso español, donde el paradójico —y negativo— comportamiento de nuestra productividad ha llevado a la proliferación de análisis sobre sus posibles causas. Los efectos que pueda tener la productividad de los servicios en la evolución a nivel agregado a largo plazo también han influido en este renacimiento del interés por las relaciones entre servicios, crecimiento y productividad. El auge de la Economía Regional de los últimos años ha extendido este interés también al análisis de tipo más local. La conclusión de todos los trabajos que se han revisado en este trabajo es la misma. Actualmente la famosa «enfermedad de costes» de Baumol sólo puede ser válida cuando se compara el sector servicios en su conjunto con otros sectores productivos, especialmente las manufacturas. Cuando el análisis desciende a sectores y ramas concretas se observa que los niveles y crecimiento de la productividad de algunos servicios, fundamentalmente aquéllos destinados a la demanda intermedia, los servicios avanzados a empresas, y aquéllos donde predominan los puestos de trabajo de alta cualificación, tecnológicos e innovadores, son comparables, e incluso mejores, que los de las ramas más dinámicas del sector industrial.

Sin embargo, todo esta revisión sobre la productividad y los servicios es sólo un punto de partida en un debate que debe seguir en el futuro. Los problemas a la hora de definir y medir dicha productividad en muchas de las ramas de servicios hacen necesario un mayor esfuerzo para profundizar sobre el tema. Este esfuerzo debe ser mayor si cabe en el ámbito local y regional donde los estudios sobre la materia son más recientes aún.

Este punto de partida no sólo debe ser tenido en cuenta y abordado por parte de los académicos y responsables políticos, sino también por los propios agentes que configuran el sector servicios —empresas y entes públicos— que tienen un amplio margen de actuación y mejora para incrementar la productividad a nivel local, lo que seguro que impulsará mejoras a nivel más agregado. Por esta razón, muchos países y organismos internacionales ya están trabajando en esta línea junto a centros de investigación y agencias de estadística estatales para mejorar, en primer lugar, la información que se tiene del sector servicios. Y, en segundo lugar, el análisis de los factores que impulsan las mejoras de productividad dentro del propio sector o en actividades concretas como los servicios financieros o de seguros, los transportes y las comunicaciones, o los servicios a empresas. Éste es el camino para mejorar la medición de la productividad dentro del sector y así tener un conocimiento más acertado sobre sus patrones de comportamiento y factores explicativos, así como sobre las diferencias interregionales e internacionales.

Bibliografía

- Acemoglu, D., y Guerrieri, V. (2006): «Capital deepening and non-balanced economic growth», *NBER Working Paper*, 12475, Cambridge, MA, National Bureau of Economic Research.
- Adams, J., y Pigliaru, F. (1999): *Economic Growth and Change. National and Regional Patterns of Convergence and Divergence*, Cheltenham, Edward Elgar Publishing.

- Aghion, P., y Howitt, P. (1992): «A model of growth through creative destruction», *Econometrica* 60(2), 323-351.
- (1998): *Endogenous Growth Theory*, Cambridge, MA, MIT Press.
- (2005): «Growth with quality-improving innovations. An integrated framework», en P. Aghion y S. N. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth* (pp. 67-111), Amsterdam, North-Holland.
- Ahmad, N.; Lequiller, F.; Marianna, P.; Pilat, D.; Schreyer, P., y Wöfl, A. (2003): «Comparing labour productivity growth in the OECD area. The role of measurement», *STI Working Paper Series*, 14, Paris, OECD.
- Amiti, M. (1999): «Specialization patterns in Europe», *Review of World Economics*, 135(4), 573-593.
- Andersen, B., y Corley, M. (2008): *Productivity & the service sector. Theory, concepts & measurement*, Cheltenham: Edward Elgar.
- Antle, M. J., y Capalbo, S. (1988): «An introduction to recent development in production theory & productivity measurement», en S. Capalbo y M. J. Antle (eds.), *Agricultural productivity. Measurement & explanation*, pp. 17-95. Washington DC, Resources for the Future Inc.
- Bailly, A. S.; Coffey, W.; Paelinck, J. H. P., y Polèse, M. (1992): *Spatial econometrics of services*, Aldershot, Avebury.
- Baily, M. N.; Bartelsman, E. J., y Haltiwanger, J. C. (1996): «Downsizing & productivity growth. Myth or reality?», *Small Business Economics*, 8, 259-278.
- (2001): «Labor productivity, structural change & cyclical dynamics», *Review of Economics & Statistics*, 83, 420-433.
- Baily, M., y Gordon, R. (1988): «The productivity slowdown, measurement issues & the explosion of computer power», *Brooking Papers on Economic Activity*, 19(2), 347-420.
- Bartelsman, E. J., y Doms, M. (2000): «Understanding productivity: Lessons from longitudinal microdata», *Journal of Economic Literature*, 38, 569-594.
- Baumol, W. (1967): «Macroeconomics of unbalanced growth: The anatomy of urban crisis», *American Economic Review*, 57 (3), 416-426.
- (1986): «Productivity growth, convergence and welfare: What the long run data show», *American Economic Review*, 76(5), 1072-1085.
- (2000): «Services as leaders & the leader of the services. Inaugural lecture», *International Conference on the Economics & Socio-Economics of Services*, june 22-23, Lille.
- (2001): «Paradox of the services. exploding costs, persistent demand», en T. Ten Raa y R. Schettkat (eds.), *The Growth of Service Industries. The Paradox of Exploding Costs and Persistent Demand* (pp. 3-28), Cheltenham, Edward Elgar.
- Baumol, W.; Blackman, S. A., y Wolff, E. N. (1985): «Unbalanced growth revisited: Asymptotic stagnancy and new evidence», *American Economic Review*, 75 (4), 806-17.
- (1989): *Productivity & American leadership. The long view*, Cambridge, MA, MIT Press.
- Benito, J. M. y Ezcurra, R. (2005): «Spatial disparities in productivity and the industry mix. The case of European regions», *European Urban and Regional Studies*, 12(2), 177-194.
- Berger, A., y Humphrey, D. (1992). «Measurement and efficiency issues in commercial banking», en Z. Griliches (ed.), *Output measurement in the service sector*, 245-300, Chicago, University of Chicago Press.
- Berndt, E.; Busch, S., y Frank, R. (2001): «Treatment price indexes for acute phase major depression», en D. Cutler y E. Berndt (eds.), *Medical care output & productivity*, 141-200, Chicago University Press, Chicago.
- Berndt, E.; Cutler, D.; Frank, R.; Griliches, Z.; Newhouse, J., y Triplett, J. (1998): «Price indexes for medical care goods & services: An overview of measurement issues», *NBER Working Paper*, 6817, Cambridge, MA, National Bureau of Economic Research.
- (2000): «Medical care prices and output», en D. Cutler y J. Newhouse (eds.). *Handbook on Health Economics*, 1A (pp. 119-180), Amsterdam, Elsevier.

- Berndt, E., y Griliches, Z. (1993): «Price Indexes for Microcomputers. An Exploratory Study», en Foss *et al.* (eds.), *Price Measures and Their Use*, 63-100, Chicago, University of Chicago Press.
- Berndt, E.; Griliches, Z., y Rappaport (1995): «Econometric estimates of price indexes for personal computers in the 1990s», *Journal of Econometrics*, 68, 243-268.
- BLS, Bureau of Labor Statistics (1992): «Handbook of methods», *Bulletin*, 2414, 191-193.
- Boisier, S. (2010): «Localización, tamaño urbano y productividad industrial. Un caso de estudio de Brasil», *EURE, Revista Latinoamericana de Estudios Urbanos y Regionales*, 3(9): 57-78.
- Bosworth, B., y Triplett, J. (2000): «Numbers matter. The US statistical system and a rapidly changing economy», *Policy Brief*, 63, 5-6.
- (2007): «The early 21st century US productivity expansion is still in services», *International Productivity Monitor*, 14, Spring, 3-19.
- Brynjolfsson, E. (1993): «The productivity paradox of information technology: Review and assessment», *Communications of the ACM*, 36(12), 1184-1192.
- Camacho, J. A.; Navarro, J. L. y Rodríguez, M. (2002): «Turismo y eficiencia: Tendencias regionales», *Investigaciones Regionales*, 1: 33-58.
- Camagni, R., y Capellin, R. (1985): *La productivité sectorielle et la politique régionale*, Comisión Europea, Bruselas.
- Cantner, U., y Krüger, J. J. (2006): «Micro-heterogeneity and aggregate productivity development in the German manufacturing sector: Results from a decomposition exercise», *Jenaer Schriften zur Wirtschaftswissenschaft*, 02/2006, Jena, Friedrich-Schiller-University.
- Cass, D. (1965): «Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation», *Review of Economic Studies*, 32, 233-240.
- Caves, R. E. (1998): «Industrial organization and new findings on the turnover and mobility of firms», *Journal of Economic Literature*, 36, 1947-1982.
- Ciccone, A. (2002): «Agglomerations effects in Europe», *European Economic Review*, 46: 213-227.
- Ciccone, A., y Hall, R. (1996): «Productivity and the density of economic activity», *American Economic Review*, 86(1), 54-70.
- Clark, C. (1940): *The conditions of economic progress*, Londres, MacMillan.
- Coffey, y Polese, S. (1989).
- Colwell, R., y Davis, E. (1992): «Output and productivity in banking», en E. Berndt *et al.* (eds.), «Productivity concepts and measurement problems: Welfare, quality and productivity in the service industries», *Scandinavian Journal of Economics*, 94, S111-S129.
- Combes, P. y Overman, H. (2003): «The spatial distribution of economic activities in the European Union», en Henderson, V. y Thisse, J. (eds.), *Handbook of Urban and Regional Economics*, 4, Amsterdam, North-Holland.
- Comisión Europea (2004): *European Competitiveness Report, 2003*, Bruselas, European Commission.
- (2005): *European Competitiveness Report, 2004*, Bruselas, European Commission.
- (2008): *European Competitiveness Report, 2007*, Bruselas, European Commission.
- Crespi, G.; Crisculo, C.; Haskel, J., y Hawkes, D. (2006): «Measuring and understanding productivity in UK market services», *Oxford Review of Economic Policy*, 22(2), 186-202.
- Cuadrado, J. R.; Mancha, T., y Garrido, R. (2000): «Regional productivity patterns in Europe: An alternative approach», *Annals of Regional Science*, 34: 365-84.
- Cuadrado, J. R., y Maroto, A. (2010a): *Servicios y regiones en España*, Madrid, Funcas.
- (2010b): «Regional productivity convergence and changes in the productive structure», en Cuadrado, J. R. (ed.), *Regional Policy Economic Growth and Convergence*, ch. 7. Amsterdam, Springer.
- (2012): *El problema de la productividad en España. Aspectos estructurales, cíclicos y sectoriales*. Madrid: Funcas.

- Cuadrado, J. R.; García-Greciano, B., y Raymond, J. L. (1999): «Regional Convergence in Productivity and Productive Structure: The Spanish Case», *International Regional Science Review*, 22(1): 35-53.
- Cuervo, L. M. (2004): «Estudios de convergencia y divergencia regional en América Latina: balance y perspectivas», *Investigaciones Regionales*, 5: 29-66.
- Chavez, F. (1995): *Los servicios en México: crecimiento, empleo, rentabilidad*, UAM-A, México.
- David, P. (1990): «The dynamo and the computer: An historical perspective on the modern productivity paradox», *American Economic Review*, 80(2), 355-361.
- De Bandt, J. (1991): *Les services. Productivité et prix*, Madrid, Pirámide.
- De la Fuente, A. (2002): «On the sources of convergence: A close look at the Spanish regions», *European Economic Review*, 46: 569-599.
- Dean, E. (1999): «The accuracy of the BLS productivity measures», *Monthly Labour Review*, 122, 24-34.
- Den Hertog, P. (2002): «Co-producers of innovation: on the role of knowledge intensive business services in innovation», en Gadrey, J. y Gallouj, F. (eds.), *Productivity, innovation and knowledge in services, New economic and socioeconomic approaches*, Edward Elgar, Cheltenham.
- Deny, M. (1990): «Measuring the real output of the life insurance industry. A comment», *Review of Economics & Statistics*, 62, 150-152.
- Djellal, F., y Gallouj, F. (2008): *Measuring & improving productivity in services. Issues, strategies and challenges*, Cheltenham, Edward Elgar.
- Diewert, W. E. (2007): «Measuring productivity in the system of National Accounts», *Discussion Paper*, DP07-06, Vancouver, University of British Columbia.
- (2008): «What Is To Be Done for better productivity measurement», *International Productivity Monitor*, 16, Spring, 40-52.
- Diewert, E., y Lawrence, D. (1999): «Measuring New Zealand's productivity», *Working Paper*, 99/05, Wellington, New Zealand Treasury.
- Disney, R.; Haskel, J., y Heden, Y. (2003): «Restructuring and productivity growth in UK manufacturing», *Economic Journal*, 103, 666-694.
- Djellal, F. y Gallouj, F. (2008): *Measuring and improving productivity in services*, Cheltenham, Edward Elgar Publishing.
- Dosi, G. (1988): «Sources, procedures and microeconomic effects of innovation», *Journal of Economic Literature*, 26, 1120-1171.
- Dosi, G., y Nelson, R. R. (1994): «An introduction to evolutionary theories in economics», *Journal of Evolutionary Economics*, 4, 153-172.
- Dunne, T.; Roberts, M. J., y Samuelson, L. (1988): «Patterns of firm entry and exit in U.S. manufacturing industries», *Rand Journal of Economics*, 19, 495-515.
- (1989): «The growth and failure of U.S. manufacturing plants», *Quarterly Journal of Economics*, 104, 671-698.
- Durlauf, S. N. (1993): «Nonergodic economic growth», *Review of Economic Studies*, 60, 349-366.
- Eatwell, J., y Newman, P. (1991): *The new Palgrave. A dictionary of economics*, Londres, McMillan.
- Echevarría, C. (1997): «Changes in sectoral composition associated with economic growth», *International Economic Review*, 38, 431-452.
- Eckey, H., y Türk, M. (2007): «Convergence of EU regions. A literature report», *Investigaciones Regionales*, 10, 5-32.
- Eldridge, L. (1999): «How price indexes affect BLS productivity measures», *Monthly Labor Review*, 122(2), 35-46.
- Esteban, J. (2000): «Regional convergence in Europe and the industry-mix: A shift share analysis», *Regional Science and Urban Economics*, 30: 353-364.

- Ezcurra, R.; Gil, C.; Pascual, P., y Rapún, M. (2005): «Public capital, regional productivity and spatial spillovers», *Annals of Regional Science*, 39: 471-494.
- Ezcurra, R.; Pascual, P., y Rapún, M. (2006): «The dynamics of industrial concentration in the regions of the European Union», *Growth and Change*, 37(2): 200-229.
- Fagerberg, J. (2000): «Technological progress, structural change and productivity growth: A comparative study», *Structural Change & Economic Dynamics*, 11, 393-411.
- Feldstein, M. (1969): «Discussion to M. Reder, Some problems in the measurement of productivity in the medical care industry», en V. Fuchs (ed.), *Production and productivity in the service industries* (pp. 139-146), Nueva York, Columbia University Press.
- Fisher, A. G. B. (1939): «Production, primary, secondary and tertiary», *Economic Record*, 15, 24-38.
- (1952): «A note on tertiary production», *Economic Journal*, 62, 820-834.
- Fixler, D. (1993): «Measuring the financial service output and prices of commercial banks», *Applied Economics*, 25, 983-993.
- Fixler, D., y Siegel, D. (1999): «Outsourcing and productivity growth in services», *Structural Change and Economic Dynamics*, 10, 174-94.
- Foellmi, R., y Zweimüller, J. (2002): «Structural change & the Kaldor facts of economic growth», *IZA Discussion Paper*, 472, Bonn, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Foster, L.; Haltiwanger, J. C., y Krizan, C. J. (1998): «Aggregate productivity growth: Lessons from microeconomic evidence», *NBER Working Paper*, 6803, Cambridge, MA, National Bureau of Economic Research.
- Fourastie, J. (1949): *Le Grand Espoir du XXe Siecle*, Paris, Presses Universitaires de France.
- Gadrey, J. (1996/2000): *Services. La productivité en question*, Paris, Desclée de Brouwer.
- Gadrey, J., y Gallouj, F. (2002): *Productivity, innovation & knowledge in services*, Cheltenham, Edward Elgar.
- Gallego, J., y Maroto, A. (2013): *The specialization in Knowledge-Intensive Business Services (KIBS) across Europe: Permanent colocalisation to debate. Regional Studies (DOI:10.1080/00343404.2013.799762)*.
- Garrido, R. (2002): *Cambio estructural y desarrollo regional en España*, Madrid, Pirámide.
- Garza, G. (2006): *La organización espacial del sector servicios en México*, El Colegio de México, México D.F.
- Glasmeier, A., y Howland, M. (1993): «Service-led rural development: Definitions, theories and empirical evidence», *International Regional Science Review*, 16: 197-229.
- Gordon, R. J. (1995): «Is there a trade off between unemployment and productivity growth», *NBER Working Paper*, 5081, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- (2004): «Why was Europe left at the station when America's productivity locomotive departed?», *CEPR Discussion Paper*, 4416, Londres, Centre for Economic and Policy Research.
- Griliches, Z. (1992): *Output measurement in the service sector*, Chicago, University of Chicago Press.
- (1994): «Productivity, R&D and the data constraint», *American Economic Review*, 84(1), 1-20.
- (1999): «R&D and productivity growth: Recent evidence and the uncertain future», en R. Barrel, R. Mawson y M. O'Mahony (eds.), *Productivity and Competitiveness*, Cambridge, MA, NIESR/Cambridge University Press.
- Griliches, Z., y Regev, H. (1995): «Productivity and firm turnover in Israeli industry, 1979-1988», *Journal of Econometrics*, 65, 175-203.
- Grossman, G., y Helpman, H. (1991): *Innovation and growth in the global economy*, Cambridge, MA, MIT Press.
- Gullickson, W., y Harper, M. (1999): «Possible measurement bias in aggregate productivity growth», *Monthly Labour Review*, 122(2), 47-67.

- Gundlach, E. (1994): «Demand bias as an explanation for structural change», *Kyklos*, 47, 249-267.
- Haaland, J.; Kind, H.; Midelfart.Knervik, K., y Tortensson, J. (1998): «What determines the economic geography of Europe?», *Discussion Paper 19/98*, Norwegian School of Economics and Business Administration.
- Haltiwanger, J. C. (1997): «Measuring & analyzing aggregate fluctuations: The importance of building from microeconomic evidence», *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 79, 55-77.
- (2000): «Aggregate growth: What have we learned from microeconomic evidence?», *OECD Economics Department Working Paper*, 267, Paris, OECD.
- Hansen, N. (1990): «Do producer services induce regional economic development?», *Journal of Regional Science*, 30(4), 465-476.
- Harberger, A. C. (1998): «A vision of the growth process», *American Economic Review*, 88, 1-32.
- Hartwig, J. (2008): «Productivity growth in the service industries: Are the transatlantic differences measurement drive?», *Review of Income & Wealth*, 54(3), 494-505.
- Hornstein, A., y Prescott, E. (1991): «Insurance contracts as commodities: A note», *Review of Economic Studies*, 58, 917-928.
- Howitt, P. (2000): «Endogenous growth and cross-country income differences», *American Economic Review*, 90, 829-846.
- Illeris, S. (1989).
- Inklaar, R.; O'Mahony, M., y Timmer, M. (2003): «ICT and Europe's productivity performance industry-level growth accounts comparisons with the United States», *GGDC Research Memorandum*, 68, Groningen, Groningen Growth and Development Centre.
- Inklaar, R., y Timmer, M. (2008): «Accounting for growth in retail trade. An international productivity comparison», *Journal of Productivity Analysis*, 29(1), 23-31.
- Inklaar, R.; Timmer, M., y van Ark, B. (2008a): «Market services productivity across Europe and the US», *Economic Policy*, 23(53), 139-194.
- (2008b): «Data for productivity measurement in market services. An international comparison», *International Productivity Monitor*, 16, 71-81.
- Johnston, W. E.; Gannon, D.; Tanner, B.; Thigpen, B., y Wood, A. (2000): «Computing and data grids for science and engineering», *Proceedings of IEEE SC* (pp. 70-71), Dallas, IEEE SC Press.
- Jones, C. I. (1999): «Growth: With or without scale effects?», *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 89, 139-144.
- Kaci, M. (2006): *Understanding productivity: A primer* (The Canadian Productivity Review, 152006XIE002) Ottawa: Statistics of Canada.
- Kaldor, N. (1961): «Capital accumulation and economic growth», en F. A. Lutz y D. C. Hague (eds.), *The Theory of Capital* (pp. 177-222), Nueva York, St Martins Press.
- Kendrick, J. W. (1985): «Measurement of output and productivity in the service sector», en R. P. Inman (ed.), *Managing the service economy, prospects and problems* (pp. 111-133), Cambridge, MA, Cambridge University Press.
- Klette, T. J., y Kortum, S. (2004): «Innovating firms and aggregate innovation», *Journal of Political Economy*, 112, 986-1018.
- Kongsamut, P.; Rebelo, S., y Xie, D. (2001): «Beyond balanced growth», *Review of Economic Studies*, 68, 869-882.
- Koopmans, T. C. (1965): «On the concept of optimal economic growth», en *The Econometric Approach to Development Planning* (pp. 225-300), Amsterdam, North-Holland.
- Kortum, S. (1997): «Research, patenting and technological change», *Econometrica*, 65, 1389-1419.
- Krüger, J. J. (2005): «Structural change in U.S. manufacturing: stationarity and intradistributional changes», *Economics Letters*, 87, 387-392.

- (2006): «Using the manufacturing productivity distribution to evaluate growth theories», *Structural Change and Economic Dynamics*, 17, 248-258.
- (2008a): «Productivity and structural change: A review of the literature», *Journal of Economic Surveys*, 22(2), 330-63.
- (2008b): «Productivity dynamics and structural change in the U.S. manufacturing sector», *Industrial and Corporate Change*, 17(4), 875-902.
- Kuroda, M.; Motohashi, K., y Kazushige, S. (1996): «Issues on the international comparison of productivity. theory and measurement», en OCDE. *Industry productivity. International comparisons and measurement issues* (pp. 49-95), Paris, OECD.
- Kuznets, S. (1957): «Quantitative aspects of the economic growth of nations III. Industrial distribution of income and labour force by States, 1919-21 to 1955», *Economic Development and Cultural Change*, 7, 150-60.
- (1966): *Modern economic growth: Rate, structure and spread*, Cambridge, MA, Yale University Press.
- (1973): «Modern economic growth: Findings and reflections», *American Economic Review*, 63, 247-258.
- Laitner, J. (2000): «Structural change and economic growth», *Review of Economic Studies* 67, 545-561.
- Landefeld, J. S., y Fraumeni, M. (2001): «Measuring the new economy», *Survey of Current Business*, 1998(I), 23-40.
- Lebow, D., y Rudd, J. (2003): «Measurement error in the consumer price index. Where do we stand?», *Journal of Economic Literature*, 41(1), 159-201.
- Lequiller, F.; Ahmad, N.; Varjonen, S.; Cave, W., y Ahn, K. H. (2003): *Report of the OECD task force on software measurement in the national accounts*, Paris, OCDE.
- Lichtenberg, F. (1995): «The output contributions of computer equipment & personnel. A firm level analysis», *Economics of Innovation & New Technology*, 3(3-4), 201-218.
- Manser, M. (2005): «Productivity measures for retail trade: Data and issues», *Monthly Labor Review*, 128(7), 30-38.
- Maroto, A. (2009): *La productividad en el sector servicios*, Madrid, Marcial Pons.
- (2012): «Productivity in the service sector. Conventional and current explanations», *Service Industries Journal*, 32(5), 719-46.
- Maroto, A., y Cuadrado, J. R. (2006): *La productividad de la economía española*, Madrid, Instituto de Estudios Económicos.
- (2007): «Productivity and tertiarization in industrialized countries: A comparative analysis», *Efficiency Working Series*, Oviedo, University of Oviedo.
- (2008): «Evolución de la productividad en España. Un análisis sectorial, 1980-2006», *Economía Industrial*, 367, 15-34.
- (2009): *Structural Change and Economic Dynamics*, 20(4), 254-265.
- (2011): «Analyzing the role of the service sector on productivity growth across European regions», *Working Papers Series*, 04/2011, Instituto de Analisis Economico y Social, Alcalá de Henares.
- (2013): «Tertiarization, overall productivity growth and spatial relationships across European regions», Comunicación presentada a la *LIII ERSA Conference*, Palermo, 27-31 de agosto.
- Maroto, A., y Rubalcaba, L. (2008): «Services productivity revisited», *Service Industries Journal*, 28(3), 337-53.
- Mas, M.; Maudos, J.; Pérez, F., y Uriel, E. (1998): «Public capital, productive efficiency and convergence in the Spanish regions (1964-1993)», *Review of Income and Wealth*, 44(3), 383-396.
- Mawson, P.; Carlaw, K., y McLellan, N. (2003): «Productivity measurement: Alternative approaches and estimates», *Working Papers*, 03/12, Wellington, New Zealand Treasury.

- McLean, D. (1997): «Lagging productivity growth in the service sector: mismeasurement, mismanagement or misinformation?», *Bank of Canada Working Paper*, 97-6, Ontario, Bank of Canada.
- McGukin, R., y Stiroh, K. (2001): «Do computers make output harder to measure?», *Journal of Technology Transfer*, 26, 295-321.
- Meckl, J. (2002): «Structural change and generalized balanced growth», *Journal of Economics*, 77, 241-266.
- Metcalf, J. S. (1994): «Competition, Fishers principle and increasing returns in the selection process», *Journal of Evolutionary Economics*, 4, 327-346.
- (1998): *Evolutionary economics and creative destruction*, Londres, Routledge.
- Metcalf, J. S.; Foster, J., y Ramlogan, R. (2006): «Adaptive economic growth», *Cambridge Journal of Economics*, 30, 7-32.
- Miles, I.; Kastrinos, N.; Bilderbeek, R., y den Hertog, P. (1995): «Knowledge-intensive business services - users, carriers and sources of innovation», *EIMS publication*, 15, Bruselas, European Commission.
- Montobbio, F. (2002): «An evolutionary model of industrial growth and structural change», *Structural Change and Economic Dynamics*, 13, 387-414.
- Mukerjee, S., y Witte, A. D. (1992): «Measurement of output and the quality adjustment in the day-care industry», en Z. Griliches (ed.) *Output Measurement in the Service Sectors* (pp. 343-70), Chicago, University of Chicago Press.
- Nelson, R.; Tanguay, T., y Patterson, C. (1994): «A Quality-Adjusted Price Index for Personal Computers», *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 23-31.
- Nelson, R., y Winter, S. (1982): *An evolutionary theory of economic change*, Cambridge, MA, Harvard University Press.
- Nelson, R., y Wright, G. (1992): «The rise & fall of American technological leadership. The Postwar Era in historical perspective», *Journal of Economic Literature*, 30(4), 1931-1964.
- Ngai, L. R., y Pissarides, C. A. (2007): «Structural change in a multi-sector model of growth», *American Economic Review*, 97, 429-443.
- Nordhaus, W. (1972): «The recent productivity slowdown», *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 493-536.
- (2000): «Alternative methods for measuring productivity», *NBER Working Paper*, 8095, Cambridge, MA, National Bureau of Economic Research.
- Notarangelo, M. (1999): «Unbalanced growth: A case of structural dynamics», *Structural Change and Economic Dynamics*, 10, 209-223.
- O'Mahony, M., y van Ark, B. (2003): *EU productivity & competitiveness. an industry perspective. Can Europe resume the catching-up process?*, Bruselas, EC Enterprise publications.
- OECD (1996): *Measuring value added in services*, Paris, OCDE.
- (2001a). *Measuring productivity - OECD Manual, Measurement of aggregate and industry-level productivity growth*. Paris: OCDE.
- (2001b): «What services for what society? How should the services provided by financial intermediaries in a modern society be measured?», *STD/NA(2001)13*, Paris, OECD.
- (2001c): «The characteristics and quality of service sector jobs», en *OECD. Employment Outlook 2001* (pp. 89-128), París, OECD.
- (2002a): «Measuring the production of financial corporations, Progress Report by the OECD Task Force on Financial Services (Banking Services) in National Accounts», *STD/NA(2002)19*, Paris, OECD.
- (2002b): «Report of the OECD Task Force on the Treatment of non-life insurance in the National Accounts & Balance of Payments», *STD/NA(2002)6*, Paris, OECD.
- (2002c): «Report of the OECD Task Force on Software measurement in the National Accounts», *STD/NA(2002)2*, Paris, OECD.
- (2002d): «Lessons from the software task force», *STD/NA(2002)3*, Paris, OECD.

- (2009): *How Regions Grow. Trends and Analysis*, Paris: OECD
- Oi, W. (1992): «Productivity in the distributive trades: the shopper and the economics of massed reserves», en Z. Griliches (ed.), *Output measurement in the service sectors* (pp. 161-191), Chicago, University of Chicago Press.
- Olley, G. S., y Pakes, A. (1996): «The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry», *Econometrica*, 64, 1263-1297.
- Oulton, N. (2001): «Must the growth rate decline? Baumols unbalanced growth revisited», *Oxford Economic Papers*, 53, 605-627.
- Owyong, D. (2000): «Productivity growth: Theory and measurement», *APO Productivity Journal*, 19-29.
- Paci, R. (1997): «More similar and less equal. Economic growth in the European regions», *Weltwirtschaftliches Archiv*, 133 (4).
- Paci, R., y Pigliaru, F. (1997): «European regional growth. Do sectors matter?», *Working Paper CRENoS, 1997/03*, Centre for North South Economic Research, Universidad de Cagliari y Sassari, Cagliari.
- (1999): «Growth and sectoral dynamics in the Italian regions», en Adams, J., y Pigliaru, F. (1999), *Economic Growth and Change. National and Regional Patterns of Convergence and Divergence*, Cheltenham, Edward Elgar Publishing.
- Paige, D., y Bombach, G. (1959): *A comparison of National Output and Productivity*, Paris, OECD.
- Pasinetti, L. (1981): *Structural change and economic growth: A theoretical essay on the dynamics of the wealth of nations*, Cambridge, Cambridge University Press.
- (1996): *Structural economic dynamics: A theory of the economic consequences of human learning*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Peneder, M. (2003): «Industrial structure and aggregate growth», *Structural Change and Economic Dynamics*, 14(2003), 427-448.
- Pilat, D. (2004): *The ICT productivity paradox. Insights from microeconomic data* (OECD Economic Studies, 38), Paris, OECD.
- Pilat, D.; Lee, F., y Van Ark, B. (2002): *Production and use of ICT: A sectoral perspective on productivity growth in the OECD area* (OECD Economic Studies, 35(2002/2)), Paris, OECD.
- Prokopenko, J. (1997): *Productivity management: A practical handbook*, Ginebra, International Labour Organization.
- Quesnay, F. (1897): *Le tableau économique*. Primera edición de 1758 y ahora reproducido para la BEA, Londres, British Economic Association.
- Raa, T., y Wolff, E. N. (1996): «Outsourcing of services and the productivity recovery in U.S. manufacturing in the 1980s», *Journal of Productivity Analysis*, 16, 149-65.
- Ramsey, F. P. (1928): «A mathematical theory of saving», *Economic Journal*, 38, 543-559.
- Raymond, J. L. (1990): «Estructura productiva y grado de diversificación sectorial de las Comunidades Autónomas», *Papeles de Economía Española*, 42.
- Riddle, D. I. (1986): *Service-led Growth, the role of the service sector in World Development*, Nueva York, Praeger.
- Roach, S. (1988): «White collar productivity. A glimmer of hope?», *Special Economic Study*, 16, New York, Morgan Stanley.
- Romer, P. (1990): «Endogenous technological change», *Journal of Political Economy*, 98(5), S71-S102.
- Rubalcaba, L., y Maroto, A. (2007): «Productivity in services», en L. Rubalcaba (ed.), *Services in European Economy. Challenges & implications for economic policy* (pp. 80-95), Londres, Edward Elgar.
- Salter, W. (1960): *Productivity and technical change*, Cambridge, Cambridge University Press.

- Sargent, T., y Rodríguez, E. (2000): «Labour or total factor productivity. Do we need to choose?», *International Productivity Monitor*, 1, 41-44.
- Saviotti, P., y Pyka, A. (2004a): «Economic development by the creation of new sectors», *Journal of Evolutionary Economics*, 14(1), 1-35.
- (2004b): «Economic development, qualitative change & employment creation», *Structural Change and Economic Dynamics*, 15, 265-287.
- Schreyer, P. (1996): «Quality-adjustment of price indices in ICT industries. Simulation of effects on measured real output in 5 OECD countries», en OCDE. *Industry productivity. international comparisons & measurement issues* (pp. 7-16), Paris, OECD.
- (1998): «Information and Communication Technology and the measurement of real output, final demand and productivity», *STI Working Papers*, 1998/2, Paris, OECD.
- (2001): «Computer price indices and international growth and productivity comparisons», *Statistics Working Papers*, STD/DOC(2001)1, Paris, OECD.
- Schreyer, P., y Pilat, D. (2001): *Measuring productivity* (OECD Economic Studies, 33, 2001/II), Paris, OECD.
- Screpanti, E., y Zagnagni, S. (1995): *An Outline of the History of Economic Thought*, Oxford, Clarendon Press.
- Segarra, A. (2010): «Innovation and productivity in manufacturing and service firms in Catalonia: A regional approach», *Economics of Innovation and New Technology*, 19(3), 233-258.
- Sharp, P. (1998): «Gross domestic product. Output methodological guide», *GSS Methodological series*, 5, Londres, Office for National Statistics.
- Sharpe, A. (1995): «International perspectives on productivity and efficiency», *Review of Income & Wealth*, 41(2), 221-237.
- (2002): «Productivity concepts, trends & prospects. An overview», en A. Sharpe, K. Banting y F. St-Hilaire (eds.), *The Review of Economic Performance & Social Progress. Towards a social understanding productivity* (pp. 31-56), Ottawa, Centre for the Study of Living Standards.
- Sharpe, A., Rao, S., y Tang, J. (2002): «Perspectives on negative productivity growth in service sector industries in Canada & the United States», Comunicación presentada en el *Workshop on Service Sector Productivity*, Brookings Institution, mayo 2002, Washington D.C.
- Sichel, D. (1997): «The productivity slowdown. Is a growing immeasurable sector the culprit?», *Review of Economics and Statistics*, 79(3), 367-370.
- Siegel, D. (1994): «Errors in output deflators revisited: Unit values and the producer price index», *Economic Inquiry*, 32, 11-32.
- Slifman, L., y Corrado, C. (1996): «Decomposition of productivity and unit costs», *Occasional Staff Studies*, OSS-1, Washington D.C., Federal Reserve Board.
- Solow, R. M. (1956): «A contribution to the theory of economic growth», *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- (1987): «Wed better watch out», *New York Times Book Review*, 12 de julio, p. 36.
- Steiner, P. (1950): «The productivity ratio: some analytical limitations on its use», *Review of Economics and Statistics*, 32(4), 321-328.
- Stiroh, K. (2001): *Information technology & the US productivity revival. What do the industry data say*, Nueva York, Federal Reserve Bank of New York.
- Suárez, L. y Cuadrado, J. R. (1996): «Thirty years of Spanish Regional Change: Interregional Dynamics and Sectorial Transformation», en K. Haynes y K. Button (eds.): *Regional Dynamics*, vol. 1. Elgar, Cheltenham (UK) y Brookfield (USA), pp. 217-252.
- Swick, R.; Bathgate, D., y Horrigan, M. (2006): «Service producer price indices: Past, present and future», Comunicación presentada en el *2006 NBER/CRIW Summer Institute*.
- Tolentini, A. (2004): «New concepts of productivity and its improvement», Comunicación presentada en el *European Productivity Network Seminar*, Budapest, 13-14 de mayo.
- Tortosa-Ausina, E.; Pérez, F.; Mas, M., y Goerlich, F. (2005): «Growth and convergence profiles in the Spanish provinces (1965-1997)», *Journal of Regional Science*, 45(1), 147-182.

- Triplett, J. (1992): «Comment», en Z. Griliches (ed.), *Output measurement in the service sectors* (pp. 161-191), Chicago, University of Chicago Press.
- (1999): «A real expenditure account for mental health care services, 1972-1995», Comunicación presentada en el *Brookings Institution Workshop on Measuring Health Care*, December 1999.
- Triplett, J., y Bosworth, B. (2000): «Productivity in the service sector», Brookings Institution, *mimeo* (available at www.brookings.edu/views/papers/triplett/20000112.pdf).
- (2001): «Productivity in the services sector», en D. Stern (ed.), *Services in the international economy*, Ann Arbor, MI: University of Michigan Press.
- (2002): «Baumols disease has been cured. IT & multifactor productivity in US services industries». Comunicación presentada en el *Brookings Institution Workshop on Services Industry Productivity*, Brookings Institution, septiembre, Washington D.C.
- (2004): *Productivity in the U.S. Services Sector. New Sources of Economic Growth*, Washington D.C., Brookings Institute.
- (2008): «The state of data for services productivity measurement in the United States», *International Productivity Monitor*, 16, 53-71.
- Triplett, J., y Gunter, D. (2001): «Medical equipment». Comunicación presentada at *Brookings Institution Workshop on Economic Measurement. The adequacy of data for analysing & forecasting the high-tech sector*, 12 de octubre.
- Van Ark, B. (1996): «Issues in productivity measurement. statistical problems and policy links», en OECD. *Industry productivity. International comparisons and measurement issues* (pp. 19-47), Paris, OECD.
- (2002): «Measuring the new economy. An international perspective», *Review of Income & Wealth*, 48(1), 1-14.
- Van Ark, B.; Inklaar, R., y McGuckin, R. (2003): «ICT & productivity in Europe & the US. Where the differences come from?», *Economic Program Working Papers*, 03-05, Nueva York, The Conference Board.
- Van Ark, B., y Piatkowski, M. (2004): «Productivity innovation and ICT in old and new Europe», *GGDC Research Memorandum*, 69, Groningen, Groningen Growth and Development Centre.
- Vijjselaar, F. (2003): «ICT and productivity growth in the Euro area. sectoral and aggregate perspectives», Comunicación presentada en el *IVIE Workshop on Growth, Capital stock and New Technologies*, Madrid, Fundación BBVA.
- Wang, J. C.; Basu, S., y Fernald, J. (2004): «A general-equilibrium asset-pricing approach to the measurement of nominal and real bank output», *FRB Boston Series*, 04-7, Boston, MA, Federal Reserve Bank of Boston.
- Williamson, J. G. (1991): «Productivity and American leadership: a review article», *Journal of Economic Literature*, 29, 51-68.
- Wolfe, M. (1955): «The concept of economic sectors», *Quarterly Journal of Economics*, 69, 402-420.
- Wolff, E. N. (1999): «The productivity paradox: evidence from indirect indicators of service sector productivity growth», *Canadian Journal of Economics*, 32 (2), 281-308.
- Wölf, A. (2003): «Productivity growth in service industries. An assessment of recent patterns and the role of measurement», *STI Working Paper*, 2003-7, Paris, OECD.
- (2004): «Productivity growth in service industries. Is there a role for measurement?», *International Productivity Monitor*, 8, 66-80.
- (2005): «The service economy in OECD countries», *STI Working Paper*, 2005/3, Paris, OECD.
- (2006): «Business services & Baumols cost disease», en L. Rubalcaba y H. Kox (eds.) *Business services in European economic growth*, Londres, MacMillan/Palgrave.
- Worthington, A. C. (1999): «Malmquist indices of productivity change in Australian financial services», *Journal of International Financial Markets*, 9, 303-320.



RESEÑA DE LIBROS



Service Industries and Regions: growth, location and regional effects

Juan R. Cuadrado-Roura (ed.)
Springer, 2013. 447 pp.
ISBN: 978-3-642-35800-5

La importancia del sector servicios y la necesidad de abordar su conocimiento en profundidad

El sector servicios supone en torno a un 70% del producto interior bruto en las economías avanzadas y su importancia es creciente debido a la variedad de actividades que comprende y a los efectos de arrastre que genera. Sin embargo, y a pesar de las contribuciones que se han hecho a la literatura a lo largo de los últimos veinte años, el sector servicios sigue demandando más atención por parte de investigadores y adolece en muchos casos de falta de interés por parte de los políticos que consideren a estas actividades de segundo orden a la hora de planificar las estrategias de crecimiento de los países. Si bien esta situación está cambiando sobre todo en los países desarrollados, este libro coordinado por el profesor Juan Ramón Cuadrado-Roura, del que también es co-autor, viene a poner de manifiesto la necesidad de otorgar a los servicios su merecida importancia, por el valor que aportan a la economía en su conjunto, en términos de integración del sistema productivo, de generación de puestos de trabajo, de incremento del valor añadido de los bienes manufacturados y del mantenimiento del Estado del bienestar. Los servicios son también impulsores de la competitividad y permiten triunfar en un mundo cada vez más globalizado.

Objetivos y ejes de la investigación

Contando con las contribuciones de un elenco de prestigiosos académicos, investigadores y profesionales, el libro aborda estas y otras cuestiones basándose en tres ejes fundamentales: el crecimiento, la localización y los efectos regionales de los servicios. Estos tres ejes no son independientes sino que las propias actividades de servicios ligan estos tres parámetros. De este modo se analiza, por ejemplo, el papel de las aglomeraciones urbanas como generadoras de actividades de servicios y de su crecimiento debido, así como también la influencia de las concentraciones industriales en el mismo sentido, con lo que se afianza el binomio servicios-industria. Ello abre la puerta a otras preguntas como la de si es positiva la especialización en ciertas actividades de servicios, y se analizan cómo influyen las características

regionales en dicha posible especialización y en la existencia de asimetrías en la distribución regional de los servicios debido a estas características inherentes a cada región. La estructura del libro así lo refleja y proporciona respuestas a bastantes de estas cuestiones.

De este modo, se puede decir que el objetivo del libro y su principal valor añadido es el análisis de la evolución de las actividades de servicios conforme a la tendencia evolutiva de regiones y ciudades. Objetivo que se alcanza mediante la inclusión de autores de diferentes países que cuentan de primera mano la idiosincrasia de sus regiones. El origen de las aportaciones son las interesantes contribuciones presentadas como sesiones especiales en dos recientes congresos anuales de la Asociación Europea de Ciencia Regional (ERSA), principalmente el celebrado en Barcelona (2011). Todas las contribuciones seleccionadas fueron objeto de revisión previa antes de someterlas a la correspondiente evaluación externa y de redactar el texto definitivo. Por otra parte, a dicha primera selección se sumaron las aportaciones de otros prestigiosos académicos cuyas investigaciones sobre el sector servicios son muy reconocidas. Entre ellos, los profesores P. Daniels, R. Capello, el equipo de la OECD responsable de los estudios regionales, Henk Kox, Peter Taylor y su equipo, y C. y F. Gallouj.

La estructura del libro es la apropiada para abordar los temas a los que antes se ha aludido. En la primera parte se ofrece un panorama general de la evolución de las actividades de servicios en los distintos países de la OCDE. En este sentido, se analizan aspectos clave como crecimiento, globalización, las inversiones directas en servicios y las tendencias dominantes que se observan actualmente. En la segunda parte se analiza cómo el comportamiento de los servicios tiene importantes efectos territoriales (como por ejemplo en el caso de la inversión directa extranjera, o en el caso de la distinta productividad de las regiones como consecuencia de la presencia o no de determinadas actividades de servicios) y se otorga especial importancia a ciertas actividades como son los servicios a empresas o los servicios intensivos en conocimiento. Todo ello da pie al tercer bloque del libro, en el que se aborda la localización de los servicios, con determinados casos de estudio, las tendencias a la aglomeración y concentración espacial, la presencia de servicios creativos y sus ventajas y algunos aspectos de las experiencias de políticas de servicios en países como Francia, Japón y Alemania.

Conclusiones y perspectivas de futuro

Cada uno de los capítulos ofrece sus propias conclusiones, aunque bastantes de ellas muestran coincidencias. En cualquier caso, las conclusiones apuntan a la necesidad de reforzar la innovación en servicios como garante de una mayor competitividad en un mundo global y de un incremento de la riqueza de las regiones. En este sentido se señala la importancia de los servicios a empresas intensivos en conocimiento y de los servicios creativos. Se apunta a que los servicios continuarán con su expansión en el futuro en un entorno de globalización de las tareas en vez de los sectores. Las

regiones deben aprovechar estas nuevas tareas para ganar competitividad. La productividad que están alcanzando algunas ramas de servicios y la concentración espacial de los mismos servirá de impulso al crecimiento regional. Especialmente destacado es y continuará siendo el efecto de atracción de las capitales y de grandes ciudades.

Por **M.^a Teresa Fernández Fernández**
Universidad Rey Juan Carlos e IAES



Defining the Spatial Scale in Modern Regional Analysis: New Challenges from Data at Local Level

E. Fernández Vázquez y F. Rubiera Morollón (eds.)
Springer, Advances in Spatial Science. 326 pp.
ISBN: 978-3-642-31993-8

El libro *Defining the Spatial Scale in Modern Regional Analysis*, editado por Springer, constituye una excelente referencia para los investigadores interesados en explorar todo el potencial que tiene la Economía Espacial para el análisis de las actividades socioeconómicas en el territorio. Al igual que la otra decena de volúmenes que forman la serie sobre avances en ciencia espacial, el libro que nos ocupa se centra en una cuestión de actualidad en el ámbito de la economía regional y explora las diversas aproximaciones de algunos de los autores más relevantes en este campo.

En los últimos años un creciente número de datos a nivel infrarregional ha venido a completar las fuentes estadísticas anteriormente limitadas a las regiones administrativas. El desarrollo de fuentes de datos municipales y más recientemente, la publicación de microdatos geolocalizados, hace posible complementar el análisis realizado con las herramientas tradicionales de la ciencia regional.

El estudio del concepto de región aparece como una de las cuestiones fundamentales abordadas por el libro. A la hora de realizar un estudio, cada vez es menos frecuente la restricción impuesta por el nivel de desagregación de los datos disponibles. Además de la habitual elección de la metodología más adecuada, actualmente se ha de decidir la unidad espacial más conveniente según los objetivos del análisis. La primera parte de las tres en las que se divide el libro discute acerca de esta importante elección y plantea la redefinición del concepto de región mediante la agregación de unidades locales, llegando a entidades sin carácter administrativo pero con un mayor contenido económico.

A pesar de la creciente publicación de series de datos espaciales a bajo nivel, en ocasiones no se encuentran disponibles aquéllos requeridos en cada caso, por lo que han de utilizarse técnicas que permitan estimar los datos a una escala menor a la de partida.

En la segunda de las secciones del libro se revisan algunas de las técnicas más utilizadas para llevar a cabo la necesaria transformación de datos. Estas técnicas permiten obtener una información suficientemente desagregada con la que poder extraer conclusiones para responder de una manera más completa a la pregunta de investigación planteada.

La tercera y última parte en la que está dividido el libro versa sobre la aplicación empírica a casos particulares de los conceptos y técnicas anteriormente presentadas. En los capítulos que la componen se da respuesta a algunas de las cuestiones más estudiadas de la economía espacial utilizando metodologías específicas para datos desagregados a bajo nivel. Con esta sección el libro muestra el gran potencial y ver-

satilidad de las ideas que en él se recogen y pone de manifiesto su carácter eminentemente aplicado, sin descuidar la cuidada justificación teórica incluida en cada uno de los capítulos en los que se divide.

Construyendo áreas económicas a partir de datos locales

El libro comienza con el capítulo a cargo de Fabio Sforzi, quien se encarga de poner de relieve la diferente utilización del concepto de región para la Economía Regional, la Geografía Económica y desde el punto de vista político. Las regiones político-administrativas han venido usándose para llevar a cabo la mayor parte de los estudios en Economía Regional. No obstante, ya en fechas tempranas comenzaron a desarrollarse conceptos como los de Área Económica Funcional o Mercado de Trabajo Local. Utilizando como objeto de estudio las áreas que responden a estas definiciones es cuando la economía regional es capaz de aportar los mejores resultados a su alcance.

En el segundo de los capítulos de esta sección se discute en profundidad acerca de la evolución del concepto de región, principal cuestión contenida en la obra, e identifican los mercados de trabajo locales en los que se divide el territorio español, comprobando cómo las áreas obtenidas son diferentes a las divisiones administrativas del territorio.

La primera parte termina centrandose su estudio en la caracterización de áreas metropolitanas, aportando las distintas definiciones utilizadas en los principales estudios de los últimos años. Se proponen dos metodologías basadas en datos municipales para la identificación de estas áreas y se aplican a dos países europeos. Finalmente, utilizando las densidades de población por km² que recoge la base *Corine Land Cover* se identifican las áreas metropolitanas de los países que forman parte de la OCDE.

Estimación de datos desagregados espacialmente

Tras esta primera parte en la que se discuten los conceptos teóricos que hacen conveniente el uso de regiones que no coinciden con las unidades administrativas, la segunda parte incide sobre cómo llegar a los datos necesarios para hacer uso de las técnicas que se llevan a cabo con unidades espaciales funcionales. Entre estas técnicas se encuentran:

1. La Entropía Cruzada (*Cross Entropy*), que permite definir la matriz de pesos espaciales a un nivel menor al de los datos iniciales. En este caso se llegan a resultados para los municipios de México y se comparan las estimaciones con una muestra de datos reales.
2. Técnicas mixtas para calcular el PIB a nivel regional a partir de datos agregados. En el método propuesto se tienen en cuenta aproximaciones *bottom-up* que parten de datos individuales de empresas y *top-down* que toman el dato agregado para distribuirlo entre las provincias de Quebec.

3. El modelo de ajuste de desequilibrio regional (*Regional disequilibrium adjustment model*) describe la dinámica de crecimiento de un área geográfica, en especial en cuanto a cambios de población y empleo.
4. Métodos basados en la teoría de la información (*IT-based methods*) para obtener estimaciones de agregados económicos en áreas de escasa dimensión. Combinando datos macro y microeconómicos y asumiendo comportamientos similares en áreas adyacentes se consiguen estimar datos desagregados de forma robusta.
5. Predicción del desempleo a corto plazo a partir de SVAR y modelos dinámicos con datos panel empleando filtro espacial para las regiones NUTS-3 de Suiza y España.
6. Por último se presenta un modelo de Regresiones Ponderadas Geográficamente (*Geographically Weighted Regression*) en el que se corrigen la mayor parte de críticas vertidas en los últimos años.

Las diferentes técnicas presentadas en esta sección recogen la mayor parte de los métodos utilizados para el propósito que nos ocupa. No obstante, podría haberse incluido un capítulo adicional que presentara el escalaje (*downscaling*), una técnica estadística que une varias fuentes espaciales con diferente nivel de definición para llegar a un resultado que supera en precisión espacial a cada una de las fuentes utilizadas. (Gallego, 2010). Esta técnica complementa a las recogidas en el libro, pero la principal diferencia es que necesita más de una fuente primaria y todas ellas deben estar desagregadas espacialmente.

Aplicaciones de análisis espacial con observaciones de reducida superficie

La sección con la que se cierra el libro recoge aplicaciones prácticas de algunos conceptos y herramientas previamente expuestos. En primer lugar mediante un método enmarcado dentro del PSA (*Propensity Score Analysis*) se calculan para el caso de Chile los límites de la región funcional de Santiago y la prima salarial de las regiones urbanas.

Otros dos capítulos de esta parte se centran en el estudio de Medellín y Madrid agregando divisiones intramunicipales para identificar áreas económicamente deprimidas y con el objeto de evaluar el efecto de la contaminación sobre el precio de las propiedades inmobiliarias respectivamente.

A partir de datos municipales se muestra otro ejemplo de cálculo de clústeres espaciales en la costa mediterránea española para empresas de distinto nivel tecnológico. La novedad de este análisis estriba en el uso del estadístico de escaneo espacial de Kulldorff para evitar el impacto de los límites de las áreas administrativas en el resultado obtenido.

El capítulo final se contrapone al resto del libro en cuanto que utiliza información georreferenciada para el análisis de la concentración industrial. De esta forma, evita

todos los problemas que surgen en el análisis territorial basado en la definición de regiones, ya que utilizando los microdatos geolocalizados en bruto es posible alcanzar los mismos resultados que definiendo unidades espaciales.

En resumen, este libro constituye una excelente reflexión sobre la necesidad de replantearse qué definición de región es la más adecuada en cada caso y las consecuencias que acarrea esta elección sobre las conclusiones obtenidas. La profusión de datos a nivel infrarregional hace posible escoger el nivel de análisis más adecuado dependiendo de los objetivos que se persigan. Además, un creciente número de herramientas permite obtener datos a menor nivel espacial que el de partida. Finalmente, el uso de datos georreferenciados hace posible llevar a cabo estudios espaciales sin tener en cuenta los problemas que surgen al utilizar regiones no homogéneas como unidades de análisis. No obstante, este tema es uno de los principales a tener en cuenta en las fases previas a la realización de cualquier investigación dentro de la Economía Regional, en especial aquellos en los que el área de estudio sea reducida.

Gallego, F. J. (2010): «A population density grid of the European Union», *Population and Environment*, núm. 31, pp. 460-473.

Por **Juan Luis Santos**

Universidad de Alcalá - Instituto de Análisis Económico
y Social (IAES)

**NOTICIAS DE LIBROS
Y OTRAS PUBLICACIONES**



La ciudad. Economía, espacio, sociedad y medio ambiente

Josep Sorribes (dir.); Colección Crónica.
Tirant Humanidades, Valencia, 2012.

Este libro responde a un proyecto muy bien diseñado que perseguía varios objetivos. En primer lugar, se trataba de poner en circulación un texto sobre la ciudad que fuese asequible a los estudiantes universitarios, lo cual obligaba a utilizar un lenguaje accesible, minimizando los léxicos excesivamente especializados, los anglicismos y las formulaciones más abstractas. En segundo lugar, lo que se perseguía y se ha conseguido, es presentar una obra con un contenido pluridisciplinar, como realmente exige el estudio de la ciudad, su evolución, sus problemas y las políticas que cabe aplicar. Los autores de los distintos capítulos son, así, economistas, geógrafos, sociólogos y también especialistas en Ciencias Políticas. Lo que la obra pretende es una aproximación a la ciudad holística, pluridisciplinar, o, si se quiere, transversal, lo que sin duda convierte el libro en un buen instrumento para estudiantes de disciplinas que están muy próximas pero que no siempre se comunican entre sí, como son la geografía, la economía, el turismo, la sociología, las ciencias ambientales, la arquitectura y la historia.

Finalmente, el director de la obra y sus co-autores también han pretendido ofrecer un texto que fuera comprensible para el público no especializado. Esto comporta, sin duda, un tratamiento de los temas asequible, obviando algunas cuestiones y planteamientos técnicos que son objeto de otro tipo de libros. Los textos incitan, además, a que los distintos aspectos analizados sean objeto de debate, lo que explica la presencia del apartado de «cuestiones a debate» que se ha incorporado en cada bloque temático.

Informe de Competitividad del País Vasco 2013. Transformación productiva para el mañana

Mikel Navarro y Bart Kamp (coordinadores)
Orkestra-Instituto Vasco de Competitividad,
Deusto Business School y Universidad de Deusto

El Informe realiza un profundo análisis de las seis palancas de competitividad sobre las cuales la Comunidad Autónoma del País Vasco (CAPV) debería actuar para avanzar en la transformación productiva de su economía. Incluye también una reflexión sobre los rasgos que debería tener su estrategia de transformación, tanto para superar los actuales problemas coyunturales, como para garantizar el desarrollo económico sostenible a largo plazo.

I. LA COMPETITIVIDAD DE LA CAPV

El Informe constata que la CAPV mantiene, en general, una buena situación con respecto al resto de regiones europeas en indicadores tales como PIB per cápita y renta disponible per cápita, aunque se observa un posicionamiento menos favorable en los indicadores más ligados al mercado de trabajo. En comparación con otras Comunidades Autónomas, la CAPV presenta incluso un mejor desempeño. No obstante, cuando se tienen en cuenta datos más recientes del conjunto de la Unión Europea, Estados Unidos y España, se observa que durante el último año y medio la CAPV es el territorio en que más se ha reducido el PIB per cápita y el que presenta un desempeño exportador menos favorable.

El Informe explica que las empresas vascas tenían tres vías de actuación al inicio de la crisis: tratar de mejorar su competitividad diferenciándose y diversificando sus productos, tratar de mejorarla reduciendo costes y precios, o tratar de resistir esperando así sobrevivir. Ante estas tres opciones las empresas vascas optaron, en general, por resistir. Ello obedece, en gran medida, a que llegaron a los primeros años de la crisis con importantes reservas financieras y también a que entonces desconocían que lo que afrontaban era un cambio de modelo y no una crisis pasajera.

En ese contexto, y en contraste con el modelo de ajuste español basado, desde el inicio, en la reducción de costes, las empresas vascas hicieron ajustes mínimos y en general apostaron por concentrarse en sus producciones nucleares, en aquello que creían dominar y había funcionado bien hasta entonces. Con la recaída que sufre la economía en 2011, la CAPV se suma al modelo español e inicia un proceso de mejora competitiva a través de la reducción de costes. Por lo anterior, a pesar de tener una tasa de crecimiento del PIB similar a la española, la economía vasca experimenta, desde 2008, menores pérdidas de empleo, pero también menores aumentos de productividad y una menor competitividad de sus productos en el exterior.

El Informe hace un llamado a replantear lo que hasta ahora ha sido una estrategia de superación de la crisis —aunque reconoce que en el momento actual no cabe renunciar a ninguna vía que permita, a través de la exportación, aumentar el nivel de actividad y empleo— para dar paso a la transformación productiva de la economía vasca basada en la diversificación.

II. SEIS PALANCAS PARA LA TRANSFORMACIÓN PRODUCTIVA

En una segunda sección, el Informe explora seis palancas sobre las que la CAPV debería actuar para llevar a cabo la transformación productiva de su economía: las tecnologías facilitadoras esenciales (KET); las infraestructuras del conocimiento e I+D; las estrategias de innovación e internacionalización de las empresas; la incorporación de servicios intensivos en conocimiento; el emprendimiento; y la energía.

1. Las estrategias de especialización inteligente

El Informe sostiene que la estrategia de especialización inteligente (principal palanca de desarrollo regional que contempla la Unión Europea) de la CAPV debe centrarse en aquellas KET que respondan a fortalezas presentes o potenciales y sugiere que se impulsen con un énfasis diferente según el ciclo económico. Para responder al ciclo económico actual señala el potencial de las tecnologías de manufactura avanzada (AMT) y de las tecnologías de la electrónica, información y la comunicación (TEIC). A las tecnologías de base científica (bio y nano), el Informe atribuye un enorme potencial de tener un impacto positivo sobre el tejido productivo en el largo plazo.

2. Las infraestructuras de conocimiento e I+D

El Informe plantea la necesidad de reordenar la Red Vasca de Ciencia y Tecnología (RVCTI) para definir mejor los roles de sus agentes en el sistema y para incluir a otros que actualmente no están contemplados en ella, tales como los servicios a empresas intensivos en conocimiento (KIBS) y los centros de Formación Profesional (FP). El Informe señala asimismo, que es necesario maximizar la conexión entre los agentes de las infraestructuras de conocimiento, y entre éstos y la industria de la CAPV (mediante políticas de demanda y de movilidad). Concluye que, ante la merma de recursos domésticos, las infraestructuras de conocimiento deben explorar nuevas fórmulas de financiación y recurrir a la internacionalización de sus actividades, y que la mejora permanente de estas infraestructuras pasa por la implantación de sistemas de evaluación efectivos.

3. Las estrategias de las empresas vascas

El Informe pone de manifiesto que las empresas vascas operan en industrias y mercados en los que el potencial de crecimiento es limitado y con escasos márgenes.

Ante esta situación se aconseja que las empresas vascas migren hacia mercados que todavía ofrecen margen de diferenciación y crecimiento. El Informe señala que para lograrlo son claves las estrategias de innovación y de internacionalización, las cuales pueden tener un carácter de exploración o de explotación. Explica que ambas son necesarias, pero que para migrar hacia mercados con margen de diferenciación y de crecimiento son más útiles las estrategias exploratorias. El Informe constata que las estrategias de innovación e internacionalización de las empresas vascas están más orientadas hacia la explotación que hacia la exploración.

4. Los Servicios Intensivos en Conocimiento

El Informe sostiene que el nivel de servitización que han alcanzado las empresas de la CAPV es similar al de las empresas europeas, pero que se encuentra un tanto sesgado hacia los servicios técnicos. El Informe sugiere que ante la creciente importancia de estos servicios en la competitividad del sector productivo, es necesario favorecer las interrelaciones entre las empresas de servicios intensivos en conocimiento y las empresas del sector industrial, así como avanzar en su internacionalización de modo que sirvan como mecanismos de transferencia de conocimiento desde el extranjero.

5. Emprendimiento

El Informe señala que en la CAPV la creación de empresas ha respondido a un emprendimiento inclusivo (comercio y atención al público) más que a uno innovador (orientadas a un mercado global) y que en general, las nuevas empresas que entran al mercado son las mismas que terminan saliendo de él en el corto plazo, exhibiendo un comportamiento de «puerta giratoria» que suele tener un impacto limitado en la transformación económica. El Informe concluye que, a pesar de lo anterior, el emprendimiento ha desempeñado un importante papel económico y social, al ser responsable de buena parte de los nuevos empleos que se han generado.

6. Energía

El Informe sostiene que en la energía en la CAPV, además de ser un *input* clave para el resto de sectores económicos, presenta todas las condiciones para ser objeto de una estrategia de especialización inteligente. Esto es así porque, por un lado, la CAPV presenta en dicha actividad una relativa especialización y fortalezas, como se ve en el mayor peso relativo de su sector energético, o en su mayor productividad y menor coste laboral unitario. Y, por otro lado, tanto por crecimiento, productividad, cualificación de la mano de obra, el sector resulta más atractivo que otros sectores. Existen notables capacidades científico-tecnológicas, ingenieriles y empresariales en la CAPV ligadas al mundo de la energía, que se verían reforzadas si se impulsan

procesos de concentración empresarial, atracción de conocimiento y capitales del exterior y una mayor concentración en las prioridades de Energibasque ligadas al presente.

III. CONCLUSIONES

Algunos de los rasgos que según el Informe debería tener la estrategia de especialización inteligente de la CAPV son los siguientes:

- Establecer prioridades verticales (por ejemplo reducir el número de ámbitos de focalización contenidos en el Plan de Ciencia, Tecnología e Innovación) y horizontales (tales como la reordenación de la RVCTI).
- Superar el fenómeno conocido como «valle de la muerte» para garantizar que la generación de conocimiento se traduzca en productos para el mercado.
- Desarrollar una estrategia que impulse el desarrollo de un entramado local de actividades y relaciones enriquecida con los contactos que los agentes tengan con el exterior.
- Diseñar la estrategia de especialización inteligente con la puesta en marcha de un «proceso de descubrimiento emprendedor», lo que supone que la priorización la realizan las administraciones públicas, la comunidad del conocimiento, las empresas, el mundo financiero y la sociedad civil.

El problema de la productividad en España: causas estructurales, cíclicas y sectoriales

J. R. Cuadrado-Roura y A. Maroto-Sánchez
FUNCAS, Madrid, 2012, 309 pp.

Como subrayan los profesores Burda y Wyplosz en su conocido texto *Macroeconomics*, «la explicación más convincente de las divergencias que se observan en el desarrollo económico en el mundo moderno debería buscarse en las diferencias en los niveles y el crecimiento de la productividad total de los factores». Una afirmación que sin duda es absolutamente válida también al estudiar la evolución de las economías regionales y, por supuesto, las disparidades en sus tasas de crecimiento a lo largo del tiempo. El libro del que damos noticia no tiene un enfoque regional propiamente dicho, aunque incluya referencias a las regiones españolas, ya que analiza la evolución de la productividad (laboral, por sectores productivos y productividad total de los factores, además de las fuentes de crecimiento económico) tomando como caso de estudio la economía española. Pero, aparte de su interés intrínseco, la utilidad de esta obra es que abre perspectivas de análisis a escala territorial y aporta enfoques metodológicos de gran interés para este tipo de estudios. Tanto a nivel de país como a escala regional sigue siendo válida la afirmación que hizo hace años el Nobel Paul Krugman: «La capacidad de una economía para mejorar su nivel de vida a lo largo del tiempo depende, casi enteramente, de su capacidad para que la producción por trabajador empleado aumente».

El libro está formado por siete capítulos y entre ellos cabe destacar el dedicado a clarificar las relaciones entre la productividad, la competitividad y la sostenibilidad (cap. 2), y los dedicados al análisis de la productividad de las industrias manufactureras (cap. 5) y al sector servicios (cap. 6), junto con el estudio que se realiza de la evolución de la productividad en relación con las variaciones cíclicas (cap. 4), tema particularmente interesante en una fase como la actual de crisis económica.

PLANTEAMIENTO Y FILOSOFÍA DE LA REVISTA

Investigaciones Regionales se creó con un objetivo básico: convertir la Revista en un prestigioso vehículo que permita dar a conocer aquellos trabajos de alta calidad que se están produciendo en el amplio ámbito académico y profesional de los estudios regionales, urbanos y territoriales, en general. La revista se fundó como iniciativa de la Asociación Española de Ciencia Regional y cuenta con su pleno apoyo. Los procedimientos de evaluación siguen los estándares internacionales, de forma que todos los artículos, notas y posibles colaboraciones que sus autores deseen publicar se someten a la consideración de un Consejo de Redacción que actúa con criterios de oportunidad y calidad científica y que solicita, al menos, dos evaluaciones anónimas externas para su posible aceptación. La revista cuenta también con un Consejo Científico del que forman parte conocidos expertos internacionales.

Investigaciones Regionales quiere convertirse en un referente básico en el campo de investigaciones en el ámbito de la Ciencia Regional, al menos en cuanto a las publicaciones en español. El Consejo de Redacción valora especialmente los trabajos con un alto valor añadido, destacando las contribuciones de tipo metodológico y aquellas de carácter general que puedan ser de utilidad para un público amplio, tanto en España y otros países europeos como en Latinoamérica. Por ello, los trabajos remitidos sobre casos particulares se valoran en la medida en que contribuyen al conocimiento general y pueden trascender más allá del ámbito geográfico analizado.

Investigaciones Regionales es una revista pluridisciplinar. Son bienvenidos todos los trabajos generados desde la óptica de la economía, la geografía, la sociología, la ordenación del territorio, la ciencia política, etc. que, por su rigor, originalidad y valor añadido contribuyan a la consolidación de esta publicación y a mejorar sus niveles de calidad.

COLABORADORES INSTITUCIONALES DE LA REVISTA

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES
DE LA UNIVERSIDAD DE ALCALÁ, MADRID

INCASOL (INSTITUTO CATALÁ DEL SOL).
GENERALITAT DE CATALUNYA, BARCELONA



PHILOSOPHY AND CONCEPT OF THE JOURNAL

Investigaciones Regionales was created with one basic objective: to convert itself into a prestigious tool to bring to light high-quality works carried out in the broad academic and professional fields of regional, urban and territorial research. It was founded by the *Asociación Española de Ciencia Regional* (Spanish Regional Science Association), and this association still fully supports the journal. Evaluation procedures comply with international standards, so that all articles, notes and possible contributions that authors wish to publish are subject to the review of an Editorial Board acting under scientific quality and opportunistic criteria, and requires, at least, two anonymous external evaluations before an acceptance is possible. The journal also counts on the assistance of a Scientific Council, comprising of well-known international experts.

Investigaciones Regionales hopes to become a basic reference within the field of Regional Science research, at least regarding publications in Spanish. The Editorial Board appreciates, in particular, works of a high quality, and highlights those which provide methodological and general contributions aimed at a large readership, not only in Spain and other European countries, but also in Latin America. The works received on specific cases are therefore valued regarding the contribution they make generally and as to whether they look further afield than the geographical area under analysis.

Investigaciones Regionales is a multidisciplinary journal. All contributions are welcome such as those generated from economics, geography, sociology, territorial planning, political science, etc. provided that their accuracy, originality and content help to strengthen the journal and increase its level of quality.

INSTITUTIONAL SUPPORTERS

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES
DE LA UNIVERSIDAD DE ALCALÁ, MADRID

INCASOL (INSTITUTO CATALÁ DEL SOL).
GENERALITAT DE CATALUNYA, BARCELONA

NORMAS PARA EL ENVÍO DE ORIGINALES

1. Los artículos o notas enviados para su publicación en **Investigaciones Regionales** deberán ser originales no publicados ni aceptados para su publicación. Además, los trabajos remitidos no podrán encontrarse en proceso de evaluación para su publicación en otro medio de difusión.
2. Se enviará a la Secretaría de la Revista el original en papel y en formato electrónico (CD) con el contenido íntegro del trabajo en formato Microsoft Word. **Los autores pueden optar por enviar el trabajo por correo electrónico a la siguiente dirección: *investig.regionales@uah.es* eximiéndose en este caso de su envío por medio impreso.** En ambos casos la Secretaría de la Revista enviará acuse de recibo al autor(es) y anunciará el inicio del proceso de evaluación. No obstante, el correo postal será el medio utilizado en la comunicación de las decisiones de la Dirección y el Consejo de Redacción en relación con su publicación.
3. **Todos los trabajos recibidos serán sometidos de una manera anónima a dos procesos, al menos, de evaluación externa.** De acuerdo con los informes emitidos por los evaluadores, la Dirección y el Consejo de Redacción de la revista decidirán sobre la aceptación de los trabajos y su inclusión como artículos o como notas, en su caso. Dicha aceptación podrá venir condicionada a la introducción de modificaciones en el trabajo original.
4. La extensión total de los artículos nunca deberá exceder de **25 páginas (8.000 palabras** aproximadamente), **aunque es muy recomendable una extensión máxima de 20 páginas.** En dicha extensión se incluyen cuadros, figuras, referencias bibliográficas, anexos, etc. El texto deberá estar mecanografiado a doble espacio. Las notas enviadas no podrán tener más de 8 páginas (recomendable unas 2.500 palabras) y han de estar mecanografiadas a doble espacio. **Se rechazará todo trabajo que supere manifiestamente esta extensión.**
5. Cada trabajo deberá ir precedido de una primera página que contenga el título del trabajo en español y en inglés, resumen en español y en inglés (100 palabras aproximadamente), palabras clave (entre dos y cinco), clasificación JEL (a dos dígitos), así como el nombre del autor(es), filiación y la dirección postal y electrónica del autor con el que debe mantenerse la correspondencia.
6. Las referencias bibliográficas irán al final del artículo en el epígrafe *Referencias bibliográficas*, ordenadas alfabéticamente por autores de acuerdo con el siguiente estilo:
Artículos: (1) Apellidos e inicial de todos los autores (en minúsculas); (2) año de publicación (entre paréntesis); (3) título completo del artículo (entre comillas);

(4) título de la revista (en cursiva); (5) volumen y número de la revista; (6) página inicial y final.

Ejemplo:

Klein, L. R. (1969): «The Specification of Regional Econometric Models», *Papers of the Regional Science Association*, 23, 105-115.

Libros: (1) Apellidos e inicial de todos los autores (en minúsculas); (2) año de publicación (entre paréntesis); (3) título completo del libro (en cursiva); (4) edición; (5) editorial; (6) lugar de publicación.

Ejemplo:

Anselin, L. (1986): *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers. Dordrech.

7. De ser necesario, se utilizarán notas a pie de página que irán numeradas correlativamente y voladas sobre el texto. Su contenido será mecanografiado a espacio sencillo.
8. Todos los cuadros, figuras, mapas, etc., irán intercalados en el texto. Tendrán una calidad suficiente para su reproducción y han de acompañarse con un título suficientemente explicativo y con sus respectivas fuentes. Los cuadros, figuras y mapas irán numerados correlativamente (cuadro 1, cuadro 2, figura 1...). Los cuadros y figuras deberán incluirse en el texto de forma que puedan formatearse (no han de ir pegados como imagen).
9. Las ecuaciones irán numeradas, integradas en el texto utilizando el editor de ecuaciones.

Envío de originales a:

Investigaciones Regionales

Secretaría del Consejo de Redacción

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

Plaza de la Victoria, 2

28802 Alcalá de Henares, Madrid

Tel.: 91 885 42 09 Fax: 91 885 42 49

Email: investig.regionales@uah.es

Web Site: www.investigacionesregionales.org

SUSCRIPCIONES A LA REVISTA:

MARCIAL PONS LIBRERO, S. L.

C/ San Sotero, 6, 28037 MADRID

Tel.: 91 304 33 03 Fax: 91 754 12 18

Email: atencion@marcialpons.es

2 números/año. Precio: Instituciones: 85,0 €. Particulares: 45,0 €.

Los miembros de la **Asociación Española de Ciencia Regional (AE CR)** recibirán **gratuitamente** los ejemplares de la Revista. Si no es socio de la AE CR puede solicitar su ingreso en la Asociación y beneficiarse de ventajas adicionales.

Agradece la colaboración de los siguientes
EVALUADORES 2012-2013

José Aixalá Pastó • Juan M. Albertos • Juan Aparicio • Josep María Arauzo • José María Arranz Muñoz • Joaquín Auriolés • Carlos Azzoni • Roberto Bande Ramudo • Candelaria Barrios González • Rafael Boix • Joaquín Bosque Sendra • Mikel Buesa • Eugenio Burriel de Orueta • Jorge Calero • Olga Cantó • Coro Chasco • Bruno de Oliveira Cruz • Antonio Di Paolo • Juan Antonio Duro • Iñaki Erauskin Iurrita • Joaquín Farinós • Roberto Fernández de Llera • Alfonso Fernández Tabales • Luis Galiana • Nuria Gallego • Jorge Gallego Martínez • María Dolores García • Adela García Aracil • Antonio García Tabuena • Jesús González • Silvia Gorenstein • Joost Heijs • Daniel Hiernaux • Josep M.^a Jordan • Ioannis Kaplannis • Gonca Konyali • Santiago Lago • Francisco Ledesma • Carlos Llano • Raquel Llorente • Félix Lobo • María del Puerto López del Amo • Jesús López Rodríguez • Enrique López-Bazo • Gunther Maier • Aleksandra Majchrowska • Tomás Mancha • José J. Martín • Fernando Martín Mayoral • Adolfo Maza Fernández • Ricardo Méndez • Edgar Moncayo • Víctor Montuenga Fernández • Toni Mora • Iván Muñiz Olivera • Jesús Mur • M.^a Jesús Mures Quintana • María José Murgui • Rafael Myro • Lucía Navarro • Mikel Navarro • José Antonio Nieto • Benjamín Oliva • Pedro Ortín • Vicente Orts Ríos • Federico Pablo • José Manuel Pastor Monsálvez • Carmen Pelet Redón • Iñaki Peña • Francisco Pérez • Luis Pérez y Pérez • Amedeo Piolatto • Juan Ignacio Plaza • Pablo Podadera • Tomaz Ponce Dentinho • Ernest Pons • Carlos Poza • Jaume Puig-Junoy • Isabel Pujadas • Javier Quesada • Raúl Ramos Lobo • José L. Raymond Bara • Ernest Reig • Francisco Requena • Anabela Ribeiro • Zenón J. Ridruejo • David Roibas • Vicente Royuela Mora • Fernando Rubiera • Santos M. Ruesga Benito • Manuel Ruiz Marín • Héctor Sala Lorda • Julia Salom • Héctor San Martín • Esteban Sanromá • Agustí Segarra • Lorenzo Serrano Martínez • Jorge Silva • Vicens Soler i Marco • Simón Sossilla • Patricia Suárez Cano • Javier Suárez Pandiello • Joan Subirats • Claudia Tello de la Torre • Mercedes Teruel Carrizosa • Miguel Torrejón Velardiez • Esther Vaya • Ferrán Vendrell Herrero • Fernando Vera Rebollo • Cristina Villar • José Villaverde • Jon Mikel Zabala Iturriagoitia.



ÍNDICE

ARTÍCULOS

RICARDO MÉNDEZ GUTIÉRREZ DEL VALLE: <i>Economía del conocimiento y nuevos contrastes territoriales en España: una perspectiva multiscalar</i>	5
JOSÉ RAMÓN HERNÁNDEZ-SANTANA, MANUEL BOLLO-MANENT Y ANA PATRICIA MÉNDEZ-LINARES: <i>Ordenamiento ecológico general del territorio mexicano: enfoque metodológico y principales experiencias</i>	33
ALBERTO MATARÁN RUIZ: <i>Participación social en la protección activa de los espacios agrarios periurbanos: un estado de la cuestión</i>	57
INMACULADA CARAVACA BARROSO, GEMA GONZÁLEZ ROMERO, VÍCTOR FERNÁNDEZ SALINAS Y ANTONIO GARCÍA GARCÍA: <i>Economía creativa en la aglomeración metropolitana de Sevilla: agentes, redes locales de colaboración y principales actuaciones</i>	81
MARÍA HERNÁNDEZ HERNÁNDEZ Y ALFREDO MORALES GIL: <i>Los aprovechamientos tradicionales de las aguas de turbias en los piedemontes del Sureste de la Península Ibérica: estado actual en tierras alicantinas</i>	105
ALEJANDRO GÓMEZ GONÇALVES: <i>Localización y acceso al verde urbano de la ciudad de Salamanca</i>	125
FRANCISCO JOSÉ TORRES ALFOSEA: <i>Aplicación del principio de acumulación por desposesión a las relaciones entre Israel y Palestina</i>	147
GEMA FLORIDO TRUJILLO: <i>El patrimonio territorial en el plan de ordenación del territorio de Andalucía: indefiniciones y dificultades para un conocimiento preciso</i>	173
CAROLINA MONTORO GURICH Y DOLORES LÓPEZ HERNÁNDEZ: <i>Medir la integración de los inmigrantes en España</i>	203
M ^ª DEL CARMEN MÍNGUEZ GARCÍA: <i>La gestión de la oferta turístico-cultural en los grandes hitos patrimoniales. El caso de Patrimonio Nacional</i>	223
ÁNGEL RAÚL RUIZ PULPÓN: <i>El viñedo en espaldera: nueva realidad en los paisajes vitivinícolas de Castilla-La Mancha</i>	249
MOISÉS R. SIMANCAS CRUZ Y JUAN ISRAEL GARCÍA CRUZ: <i>La dimensión territorial de la residencialidad en las áreas turísticas de Canarias</i>	271
TEODORO LASANTA, JOSÉ ARNAÉZ, PURIFICACIÓN RUIZ FLAÑO Y NOEMÍ LANA-RENAULT MONREAL: <i>Los bancales en las montañas españolas: un paisaje abandonado y un recurso potencial</i>	301
RAÚL LARDIÉS-BOSQUE, FERMINA ROJO-PÉREZ, VICENTE RODRÍGUEZ-RODRÍGUEZ, GLORIA FERNÁNDEZ-MAYORALAS, MARÍA EUGENIA PRIETO-FLORES, KARIM AHMED-MOHAMED Y JOSÉ MANUEL ROJO-ABUÍN: <i>Actividades de ocio y calidad de vida de los mayores en la Comunidad de Madrid</i>	323
JOSÉ M ^ª FERIA TORIBIO: <i>Towards a taxonomy of spanish metropolitan areas</i>	349
EUGENIO RUIZ URRESTARAZU Y ROSARIO GALDOS URRUTIA: <i>Actividad agraria y paisaje. La ganadería, clave en la conservación del paisaje vasco-atlántico</i>	379
JOAQUÍN SAÚL GARCÍA MARCHANTE Y ANA EULALIA APARICIO GUERRERO: <i>El capital social en el Parque Nacional de Cabañeros</i>	399
NOTICIAS Y COMENTARIOS	517
RESEÑAS BIBLIOGRÁFICAS	551
TESIS DOCTORALES	577



ÚLTIMOS NÚMEROS PUBLICADOS

Nº 26 - Special Issue 2013: Entrepreneurial activity and regional development

Guerrero, M., and Peña-Legazkue, I.
Introduction to this special issue

Martínez, J.; Mira, I., and Gómez, J. M.
Influence of the economic cycle on the determinants of nascent entrepreneurial activity. An empirical analysis of the Spanish case

Coduras, A., and Autio, E.
Comparing subjective and objective indicators to describe the national entrepreneurial context: the Global Entrepreneurship Monitor and the Global Competitiveness Index contributions

Vidal-Suñé, A., and López-Panisello, M. B.
Institutional and economic determinants of the perception of opportunities and entrepreneurial intention

Capelleras, J. L.; Contín-Pilart, I.; Martín-Sánchez, V., and Larraza-Kintana, M.
The influence of individual perceptions and the urban/rural environment on nascent entrepreneurship

Neira, I.; Portela, M.; Cancelo, M., and Calvo, N.
Social and human capital as determining factors of entrepreneurship in the Spanish Regions

Rueda I.; Fernández-Laviada, A., and Herrero, Á.
Applying the Theory of Reasoned Action to Entrepreneurship within a University Setting

Poblete, C., and Amorós, J.
University Support in the Development of Regional Entrepreneurial Activity: An Exploratory Study from Chile

Hoyos, J., and Saiz, M.
The informal investment context: specific issues concerned with business angels

Nº 25 - Primavera 2013

Rodríguez-Pose, A., y Novak, K.
Learning processes and economic returns in European Cohesion policy

Holl, A.
Localización y productividad de la empresa española

Franch, X.; Martí-Henneberg, J., y Puig-Farré, J.
Un análisis espacial de las pautas de crecimiento y concentración de la población a partir de series homogéneas: España (1877-2001)

Albert, C., y Davia, M.
El fenómeno de la pobreza juvenil: ¿hay diferencias relevantes entre Comunidades Autónomas?

Ortega, B.
Determinantes del crecimiento de la productividad regional del trabajo: un estudio para la hostelería en España

Núñez, J. A.
Sobre consumo privado e incertidumbre. Un análisis con datos regionales españoles

Vallés-Giménez, J., y Zárata-Marco, A.
Environmental taxation and industrial water use in Spain

Goerlich, F., y Cantarino, I.
Geodemografía: coberturas del suelo, sistemas de información geográfica y distribución de la población



ARTÍCULOS ACEPTADOS
(Para publicar en próximos números)

Artículos

Alberdi, X.; Gibaja, J. J., y Davide, M.

Evaluación de la fragmentación en los Sistemas Regionales de Innovación: Una tipología para el caso de España

BOLETÍN DE SUSCRIPCIÓN

Sí, deseo suscribirme por un año (2 números) a INVESTIGACIONES REGIONALES

Nombre _____ Empresa _____

Dirección _____

Código Postal _____ Ciudad _____

FORMAS DE PAGO

- Cheque adjunto a nombre de MARCIAL PONS, LIBRERO, S. L.
- Transferencia Bancaria a nuestra c/c 0081-0532-46-0001118216 Banco de Sabadell
- VISA o AMEX

_____ Expiración _____ Firma _____

Envíe este pedido a

MARCIAL PONS, LIBRERO, S. L.

San Sotero, 6. 28037 MADRID • Fax 91 754 12 18 • Tel. 91 304 33 03

e-mail: atencion@marcialpons.es • www.marcialpons.es

PRECIOS DE SUSCRIPCIÓN / SUBSCRIPTION RATES

ESPAÑA:

Anual individual 45,00 € (IVA incluido)

Anual Instituciones 85,00 € (IVA incluido)

Para envíos fuera de España se añadirán costes de envío.

