

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 Tarongers, 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).

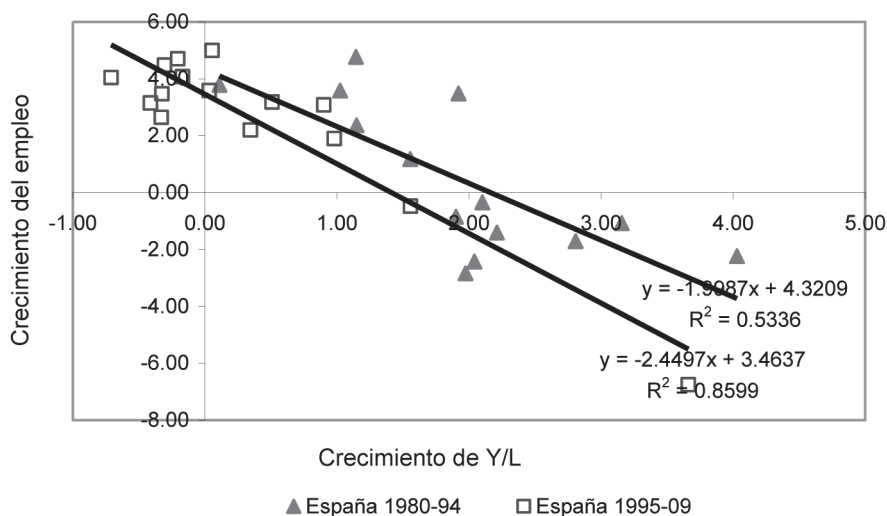
³ Los efectos de las economías de aglomeración se identifican estrictamente en ámbitos locales más reducidos que los regionales [véase Pablo-Martí y Muñoz-Yebra (2009)]. Por esa razón en este trabajo nuestra contribución a esta literatura es indirecta y preferimos referirnos a factores sectoriales y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

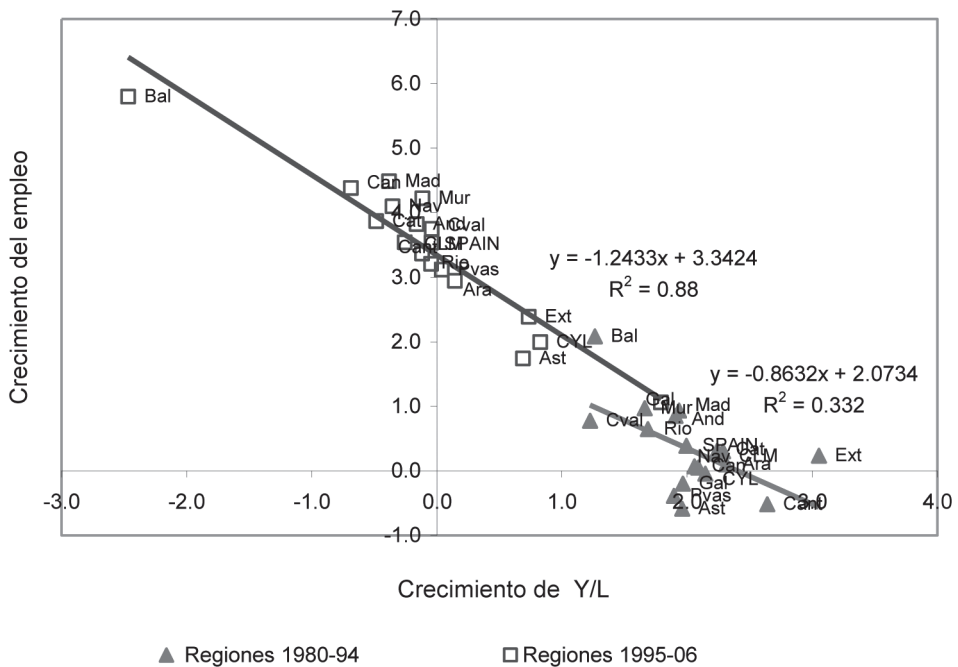


En el gráfico 1 se representa el *trade-off* entre empleo y productividad (en adelante EPT) y se divide el periodo 1980-2009 en 1994. En el primer subperiodo los primeros años 1980-85 y la crisis 1992-1994 muestran reducciones en el empleo, el resto de años el empleo crece. No obstante mayores crecimientos 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.

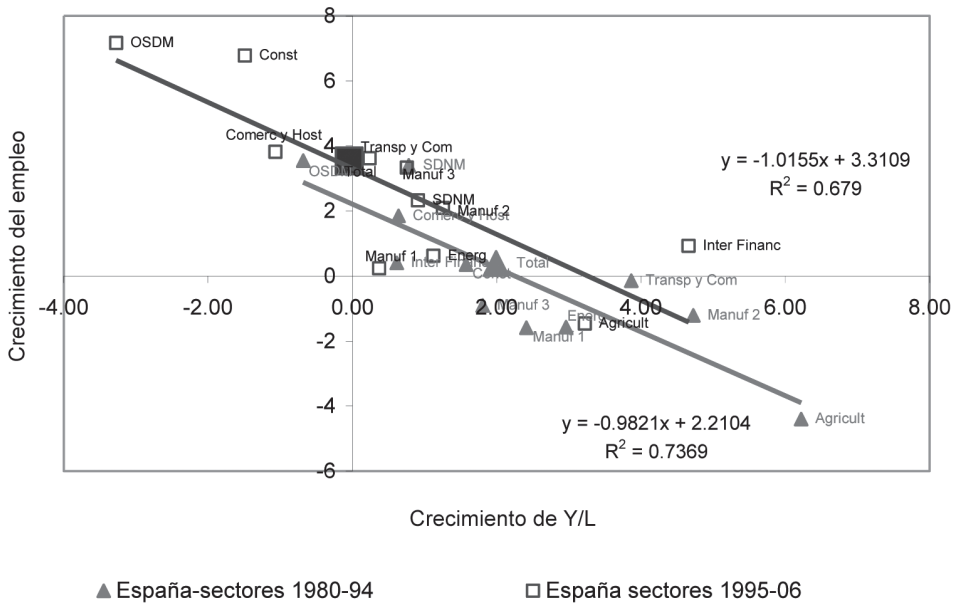
Gráfico 2. Crecimiento del empleo y de la productividad del trabajo. Regiones españolas.



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 Buche 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}) y capital (K_{ij}) 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:

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

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.

<i>Variable</i>	
<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.)

<i>Porcentajes</i>	<i>Empleo (LReg)</i>		<i>Diversificación (Diver)</i>	
	<i>Regiones</i>	1980-1994	1994-2006	1980-1994
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 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)
$Diver$	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)
$\ln Lsec$	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)
$\ln Lreg$	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 desfazar. 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.; Boscá, 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.
- Buchele, 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.
- Illy, 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.