



Una manera de hacer Europa

CRECIMIENTO DEL EMPLEO REGIONAL EN ESPAÑA: UN ENFOQUE DINÁMICO

*F. Javier Escribá**
*M^a José Murgui**

D-2010-07

Septiembre 2010

*Universidad de Valencia

Los autores agradecen la financiación recibida del FEDER, de la Fundación Rafael del Pino y del proyecto ECO2009-09569.

Dirección para correspondencia:

María.j.murgui@uv.es

Francisco.j.escriba@uv.es

Se puede acceder a los documentos de trabajo de la Dirección General de Presupuestos en la página Web: <http://www.spgg.pap.meh.es/SITIOS/SGPG/ES-ES/PRESUPUESTOS/DOCUMENTACION/Paginas/Documentacion.aspx>

Los Documentos de Trabajo de la Dirección General de Presupuestos no representan opiniones oficiales del Ministerio de Economía y Hacienda. Los análisis, opiniones y conclusiones aquí expuestos son los del autor, con lo que no tiene que coincidir, necesariamente la citada Dirección. Ésta considera, sin embargo, interesante la difusión del trabajo para que los comentarios y críticas que suscite contribuyan a mejorar su calidad.

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 período 1980-2006. Se aplican técnicas de estimación para un panel dinámico (System GMM). Los resultados confirman que la diversificación, el tamaño de mercado, la formación sectorial de los trabajadores y la dinámica del sector afectan positivamente al crecimiento del empleo a corto plazo. A largo plazo los efectos son más inciertos.

Keywords: Regional employment growth, productivity, Dynamic panel estimation.

JEL: R12, R34, C23.

1.- Introducción

El nivel de competitividad de una economía suele aproximarse a través de la evolución de su productividad y de su nivel de empleo. Ambos factores son esenciales para el desarrollo y prosperidad de una región (Gardiner, Martin y Tyler, 2004). Este papel analiza 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. Para poder llevar a cabo este análisis dividimos el periodo en dos: 1980-1994, periodo durante el cual la productividad del trabajo creció y el empleo decreció y 1994-2006, periodo durante el cual el empleo creció pero se estancó la productividad. En España entre 1995 y 2007 ha crecido fuertemente el empleo pero de forma especialmente intensa en sectores de baja productividad, poca cualificación laboral, y con elevada temporalidad. Desde el inicio de la crisis 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 además han sido capaces de mantener crecimientos de la productividad y también del empleo desde 1995. Por ello, en la actualidad se ha generalizado la idea de la necesidad de “cambiar el modelo productivo” hacia sectores con elevada productividad y capacidad de generar valor añadido, con empleos más estables y de mayor calidad a semejanza de estos países de nuestro entorno.

Elevados niveles de empleo y elevadas tasas de su crecimiento son hoy día objetivos prioritarios de la política económica de las Administraciones Públicas. El objetivo de este papel es identificar los factores sectoriales y regionales que determinan el diferente crecimiento del empleo en las industrias regionales. Mientras los factores sectoriales apenas explican una pequeña parte de las diferentes tasas de crecimiento del empleo entre países (Garibaldi y Mauro, 2002), pueden desempeñar un papel determinante en el diferente comportamiento del empleo regional dentro de cada país. De hecho, se observa una especialización sectorial más acusada entre regiones dentro de un país que entre países. Por tanto, aunque 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, específicamente factores regionales y sectoriales determinan y favorecen la evolución del empleo en los sectores productivos de las regiones.

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)¹. Estos autores utilizan un enfoque estático, es decir, explican el crecimiento del empleo, la productividad o los salarios como función de las características locales (como especialización, tamaño, diversificación) en el momento inicial. Los resultados que obtienen ambos trabajos para ámbitos locales de Estados Unidos son contradictorios y han propiciado toda una serie de trabajos empíricos -véase el survey de Combes y Overman, 2004- 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

¹ 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).

de urbanización en la determinación de la evolución del empleo². No obstante, en diferentes países, diferentes periodos y distintos ámbitos 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 en que las tasas de crecimiento del empleo se regresan sobre variables de control que reflejan la composición industrial local en un año base, sin que se otorgue importancia al aspecto temporal, es decir, a los efectos contemporáneos, a corto y largo plazo (Blien, Suedekum y Wolf, 2006)³. Esta literatura sobre el efecto de las economías externas ha evolucionado recientemente hacia un enfoque dinámico, donde se analiza el crecimiento del empleo o la productividad en función de los determinantes locales pasados, es decir que la trayectoria de estas características regionales o sectoriales importa para explicar la dinámica del empleo hoy.

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 para analizar los efectos de las características sectoriales y regionales en el crecimiento del empleo. La disponibilidad de tres dimensiones del panel- regiones, sectores y tiempo- las 17 Comunidades Autónomas españolas desde 1980 a 2006 y 19 sectores productivos de cada región, permite utilizar este método de estimación. En concreto, consideramos un Micro panel y se utiliza el estimador System GMM -Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998)- que presenta una notable eficiencia relativa respecto al estimador en diferencias (Arellano y Bond, 1991) dado que en presencia de variables que exhiben un alta persistencia, o en supuestos de raíces unitarias, es adecuado combinar la estimación en niveles con la estimación en diferencias, es decir la utilización del estimador System-GMM.

La evidencia sobre los efectos dinámicos de las economías de aglomeración sobre el crecimiento del empleo es todavía extraordinariamente escasa⁴. En este trabajo pretendemos llevar a cabo una contribución en esa dirección.⁵ De hecho, la literatura sobre los efectos sobre el crecimiento del empleo de las economías de aglomeración presupone una relación entre la estructura productiva local y la productividad. El empleo crece porque al aumentar la productividad total de los factores aumenta la demanda de trabajo, por lo que implícitamente se asume que cambios en la oferta de trabajo son independientes de las condiciones locales. Difícilmente en una etapa de la economía española (1994-2007) en la que la productividad ha permanecido estancada y el empleo ha crecido a un ritmo considerable puede sostenerse que el comportamiento de la oferta de trabajo no haya desempeñado ningún papel. No obstante en este trabajo no profundizamos en esa cuestión sino que estamos especialmente interesados en

² Para el caso español pueden consultarse los trabajos de Goicolea, Herce y de Lucio (1995) y Callejón y Costa (1996), entre otros.

³ Otro tipo de problemas son identificados por Combes (2000) respecto a la utilización de medidas de especialización.

⁴ Henderson (1997, 2003), Combes, Magnac y Robin (2004), Blien, Suedekum y Wolf (2006), Brülhart y Mathys (2008).

⁵ Los efectos de las economías de aglomeración se identifican estrictamente en ámbitos locales más reducidos que los regionales. Por esa razón en este trabajo nuestra contribución a esta literatura es indirecta y preferimos referirnos a factores sectoriales y regionales.

analizar los efectos sobre la dinámica del empleo de la estructura económica regional y sectorial, así como sus efectos contemporáneos y a largo plazo.

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 las conclusiones y se proponen nuevas líneas de investigación.

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 productividad⁶.

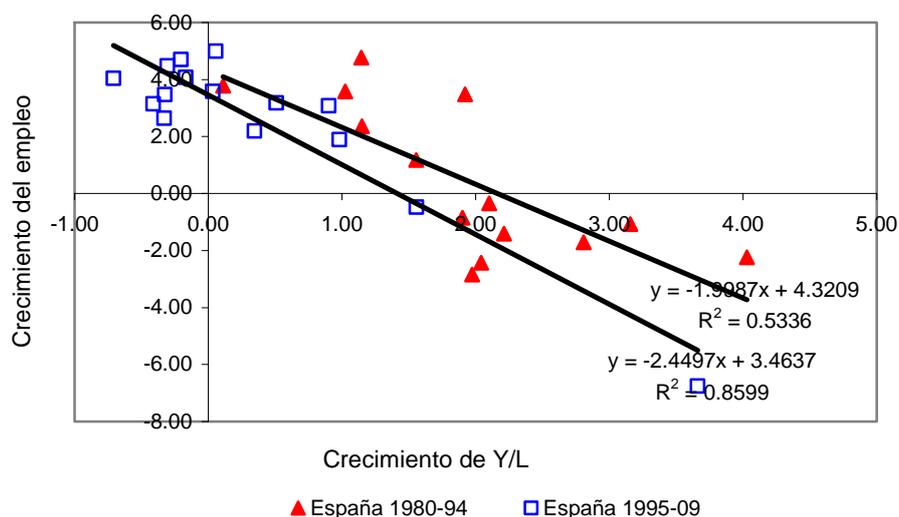


Gráfico 1. Empleo productividad. España

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 1992-94 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 la nube de puntos se sitúa hacia la izquierda, el empleo crece todos los años hasta el año 2008. Aún existiendo más elevadas tasas de crecimiento del output que en el periodo anterior, la línea que ajusta el crecimiento del empleo y de la productividad se ha desplazado hacia abajo, es decir semejantes crecimientos del empleo han ido

⁶ Hasta el año 2009 solamente se disponen de datos agregados.

acompañadas con inferiores incrementos de la productividad, lo que apunta a un crecimiento apoyado en la intensificación en el uso de factores⁷.

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 del periodo 1995-2006 se sitúa más al 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 es un caso extremo.

En el gráfico 3 se representan las EPT de cada una de las tasas medias de los diferentes sectores en los dos subperiodos⁸. 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.

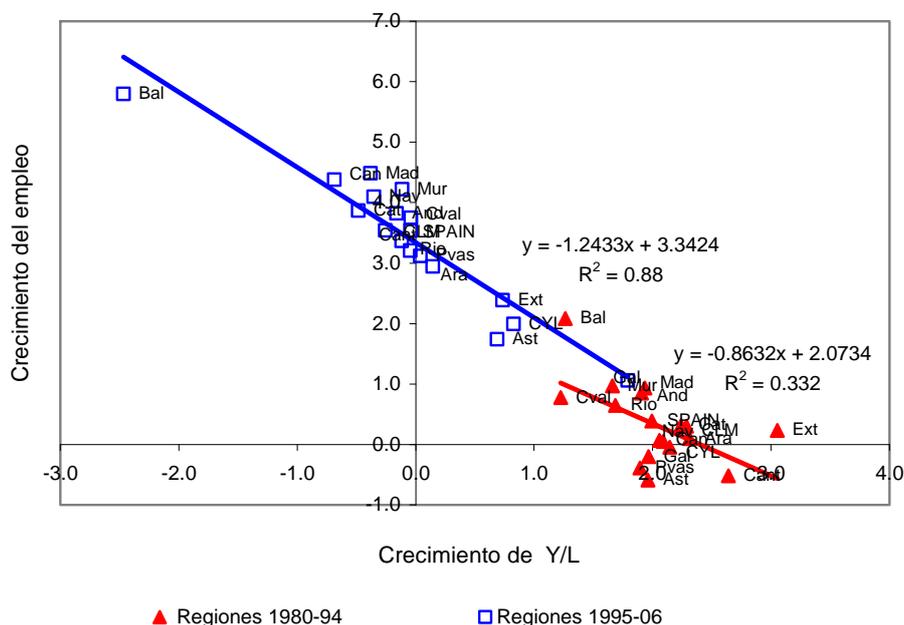


Gráfico 2. Empleo-productividad. España Regiones.

⁷ Evidentemente la pendiente de la EPT para cada dato es -1, e intersecta 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).

⁸ 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.

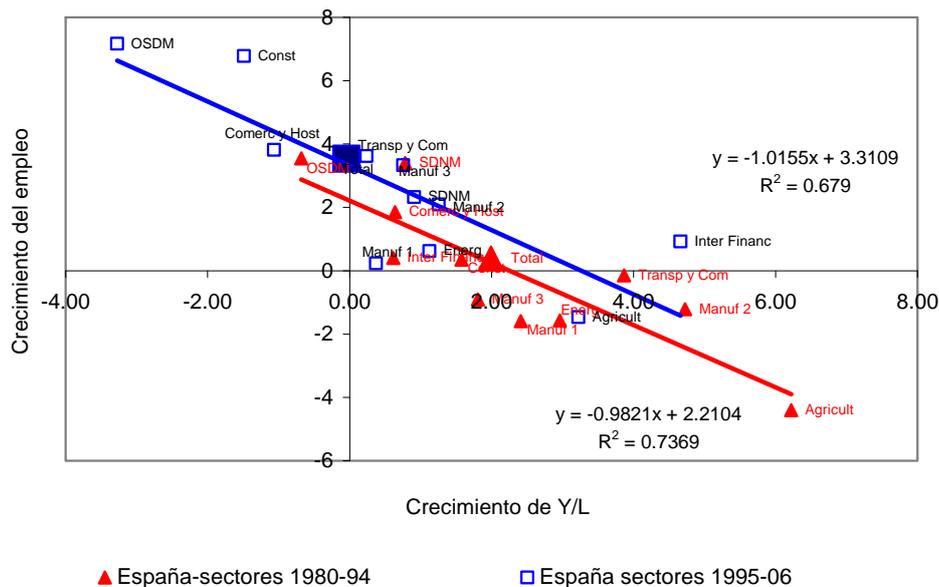


Gráfico 3. Empleo-productividad. España Sectores. Hasta 2006

Mientras que entre países únicamente una pequeña porción de las diferencias en el crecimiento del empleo se ha atribuido a la diferente composición sectorial, 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 especializadas en la construcción y servicios (turismo), como Baleares y Canarias están actualmente sufriendo decrecimientos especialmente acusados del empleo. Regiones especializadas en industrias de bienes de consumo como Cataluña, Aragón o Comunidad Valenciana, destruyen más empleo que regiones con una estructura productiva más equilibrada (el País Vasco). Asimismo regiones con elevado peso del sector público mantienen su nivel de empleo (Extremadura).

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 crecimiento del empleo de las industrias regionales depende de factores regionales y de factores sectoriales. Recientemente, un creciente campo de investigación 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 empleo⁹. El supuesto crucial ha sido: el crecimiento de la productividad total de los factores que generan las economías de aglomeración conduce al crecimiento del empleo. Nuestro marco teórico, como veremos a continuación, mantiene ese canal de transmisión explícitamente a diferencia de trabajos como Blien, Suedekum y Wolf (2006), Dauth (2010), Illy et al. (2010) en los que las variables determinantes aparecen sin una estructura teórica.

⁹ Para un Survey reciente puede consultarse Rosenthal y Strange (2004).

3.-El Marco Teórico.

3.1.-El Modelo Básico y el Método Econométrico.

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,

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

La industria regional decide las cantidades de trabajo y capital cumpliendo con la condición,

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

Siendo r el tipo de interés que aproxima el coste de uso¹⁰, ω el salario y suponiendo que α permanece constante. Según la expresión (2) sustituimos en (1) el capital¹¹ y tomando logaritmos,

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

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

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

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

siguiendo a Combes Magnac y Robin (2004) y llamando σ_j a la elasticidad de la demanda del output al precio, la expresión (5) quedaría como sigue:

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

¹⁰ El tipo de interés se considera igual para todas las industrias regionales.

¹¹ La ausencia de datos de capital a nivel local hace que se omita esta variable lo que puede cambiar los resultados (Dekle, 2002).

Bajo el supuesto de que el precio es igual al coste marginal,

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

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 $\gamma_0 = \sigma_{ij} \ln \left[\alpha_{ij}^{\alpha_{ij}} (1-\alpha_{ij})^{(1-\alpha_{ij})} \right] - (1-\alpha_{ij}) \left[\ln(1-\alpha_{ij}) - \ln \alpha_{ij} \right]$, $\gamma_1 = [\alpha_{ij}(1-\sigma_{ij}) - 1]$; $\gamma_2 = [\sigma_{ij} - 1]$ 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 una reducción de precios ($p_{ij,t}$) por el shock tecnológico se traduciría en una reducción de los inputs. El tipo de interés solo tiene variación temporal por lo que será capturado por las dummies temporales como veremos más adelante.

Además se supone, como es habitual en la literatura, que las características regionales y sectoriales que influyen en el empleo lo hacen a través de la productividad total de los factores, es decir, que aumentos en la productividad van asociados a ganancias proporcionales en el empleo a través de desplazamientos de la curva de demanda de trabajo. De manera que,

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

Donde *LSec* aproxima el efecto específico sectorial, *LReg* el efecto regional, *Diver* recoge el índice de diversificación y *H* la formación sectorial de los trabajadores, como se describe más adelante.

Incluyendo este supuesto –ecuación 10– en la expresión (9), ésta quedaría de la siguiente forma:

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

A partir de la ecuación (11) consideramos, como es habitual en la estimación de ecuaciones de empleo, un modelo autorregresivo, es decir estamos suponiendo que el empleo de las industrias regionales en un momento del tiempo depende de sus niveles de empleo desfasados (persistencia en el empleo) y también de toda una serie de características sectoriales y regionales pasadas y corrientes (la trayectoria de estas características importa para explicar la dinámica del empleo hoy), de manera que el modelo dinámico de datos de panel a estimar puede expresarse genéricamente, como

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

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 regresiones¹². 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.

La estimación de modelos de panel dinámicos presenta, 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. En segundo lugar, la presencia como regresores de los desfases de la variable endógena que están correlacionados con los errores, de manera que el estimador OLS 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:

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

¹² Otra posibilidad sería expresar las variables en desviaciones respecto a su media temporal lo que elimina la necesidad de introducir dummies temporales.

Sin embargo, cuando existe un alto grado de persistencia en las series, o en supuestos de raíces unitarias, 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 diferencias¹³. 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) 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 utiliza los estadísticos propuestos por Arellano y Bond (1991), cuya hipótesis nula es la no autocorrelación serial¹⁴.

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 1980-2006¹⁵. Los datos utilizados corresponden a la base de datos BD.MORES b-2000 (De Bustos et al. (2008))¹⁶ y actualizaciones realizadas para este trabajo, a excepción de la formación de los trabajadores (Mas et al., 2008). 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 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.

¹³ Véase Blundell y Bond (1998) y Blundell, Bond y Windmeijer (2000). 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.

¹⁴ 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.

¹⁵ 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.

¹⁶Esta base de datos regional esta disponible en la siguiente página Web: http://www.sgpg.pap.meh.es/SGPG/Cln_Principal/Presupuestos/Documentacion/Basesdatos estudiosregionales.htm

La descripción de las variables incluidas en el análisis así como la forma en que se aproximan se resumen en el Cuadro 1. 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.

CUADRO 1. 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 (L_{sec})	$L_{sec} = L_{i,t} - L_{ij,t}$
3. Efecto regional (L_{reg}) ¹⁷	$L_{reg} = L_{j,t} - L_{ij,t}$
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.

Las variables sectoriales y regionales se aproximan, como se observa en el cuadro 1, como sigue:

- Para controlar los efectos puramente sectoriales se incluye el tamaño del sector –su empleo– sin incluir el de la propia industria regional (L_{sec}): el comportamiento del empleo de ese sector en la región es similar al del sector en el conjunto del resto de regiones. Si se produce un cambio estructural a escala nacional se manifiesta de forma semejante en cada región.
- Para capturar las modificaciones en el tamaño de mercado se utiliza el empleo regional también descontado el de la propia industria regional¹⁸ (L_{reg}). El comportamiento global del empleo en la región como estímulo del crecimiento de cada industria regional específica.
- La concentración en una región de una misma industria con un mercado de trabajo y servicios especializados en esa actividad es, desde Marshall, considerado el factor determinante de la existencia de economías de localización. Aunque la convencional medida de especialización de un

¹⁷ En la mayoría de trabajos al restar tanto en L_{sec} como en L_{reg} el empleo de la propia industria regional se considera suficiente para considerarlas exógenas, como veremos tal supuesto no es satisfactorio.

¹⁸ 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.

sector en una región es su participación en el empleo total regional¹⁹, en este trabajo atendiendo a las críticas sobre la presencia de colinealidad perfecta de este indicador – que muestra Combes (2000)- utilizamos el tamaño del coeficiente de la variable endógena desfasada como en Combes et al. (2004)²⁰.

- d) Las ideas y la innovación son considerados resultado de un proceso de intercambio entre diferentes campos de actividad y conocimiento (Jacobs). Una más diversificada estructura productiva provee de diferente y complementario conocimiento tecnológico y por tanto favorece el crecimiento de cada industria regional. La diversidad (*Diver*) se aproxima por el índice de Herfindal-Hirschman. La literatura empírica existente ha estado especialmente interesada en discriminar entre la especialización (localización) versus la diversificación (urbanización) como determinantes del crecimiento de las industrias locales.
- e) (*H*) mide el capital humano para grandes sectores aproximado por el porcentaje de ocupados con estudios anteriores al superior. Las nuevas tecnologías son adoptadas más fácilmente en sectores con mayores niveles de formación del trabajo, por lo que es de esperar que el nivel de educación de los trabajadores desempeñe un papel positivo en el crecimiento del empleo en las industrias regionales.

En los Cuadros 2 y 3 se presentan las tasas de crecimiento promedio de las variables explicativas que recogen las características sectoriales y 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 solo aumenta en las regiones más agrícolas que han visto reducir la presencia de ese sector.

¹⁹ Muchas veces en relación a la participación del empleo nacional del sector en el empleo total nacional.

²⁰ 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 2. Tasas de crecimiento promedio

Ramas de actividad	Porcentajes		Empleo		Formación ocupados	
	1980-94	1994-2006	1980-94	1994-2006	1980-94	1994-2006
Agricultura y pesca	-3.48	-1.37	13.93	19.12		
Industria extractiva y energética	-0.53	0.41	2.26	5.06		
Manufacturas			6.44	4.51		
Alimentación, bebidas y tabaco	-0.94	1.18				
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		
Servicios de Mercado			3.04	5.09		
Comercio y hostelería	1.13	4.23				
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 3. Tasas de crecimiento promedio

Regiones	Porcentajes		Empleo		Diversificación	
	1980-94	1994-2006	1980-94	1994-2006	1980-94	1994-2006
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		
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 4 y 5 presentan los resultados de la estimación de los determinantes del crecimiento del empleo de las regiones españolas siguiendo la especificación presentada en la ecuación (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 14 ramas productivas (las de manufacturas -once ramas- y las de servicios de mercado a excepción de comercio y hostelería). En el cuadro 4 se realiza la estimación para el periodo 1980-1994 para las distintas muestras y en el cuadro 5 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 explicativas²¹. Por tanto se ha especificado un modelo de retardo distribuido autorregresivo (ADL(2,2)). El estimador utilizado es 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 existencia de no autocorrelación de los residuos. Como se observa en la parte inferior del cuadro 4 se 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 crecimiento del 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 empleo. El impacto de esta variable no es significativo con un desfase de dos o más periodos. Resultados similares pueden encontrarse en (Blien et al (2006) y Combes et al (2004). 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

²¹ 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.

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 5, 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 diversificación, pero los coeficientes de la diversificación y del empleo global sectorial aumentan significativamente. Los valores 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 solo se considera 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 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 muestras. 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.

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 coeficientes de cada una de las variables explicativas 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 desfasadas y β los de la variable endógena desfasada. Los valores de los efectos a largo plazo y la significatividad de estos coeficientes (*p-values*) se presentan en el cuadro 6²².

A largo plazo – véase el cuadro 6- 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 crecimiento del empleo.²³ 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

²² Nótese que los coeficientes obtenidos son combinaciones no lineales de los parámetros estimados. Por tanto la hipótesis nula contrastada es : $H_0 : \lambda_{LP} = 0$. Sin embargo, existen trabajos en los que afirman que cuando los valores estimados 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.

²³ Téngase en cuenta que nuestra especificación de largo plazo es relativamente corta –solo dos desfases-.

se consideran todas las ramas, en el último periodo ninguna de las variables explicativas resulta a largo plazo significativa.

CUADRO 4. Resultados de la estimación por periodos. 1980-1994

Estimador two-step SYSTEM-GMM. Variable dependiente: $\ln L_{ij,t}$				
		All Industrias	16 ramas	14 ramas
		[1]	[2]	[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)
$\ln L_{sec}$	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)
$\ln L_{reg}$	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)
Obs.		4172	3509	3067
Ind-reg		322	271	237
Time dummies		Yes	Yes	Yes
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 5. 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)
$\ln H$	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.		3552	2991	2380
Ind-reg		323	272	238
Time dummies		Yes	Yes	Yes
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 desfasadas 2 periodos y todos los desfases hasta un máximo de 5 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 1 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.

CUADRO 6. 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. Conclusiones.

En este trabajo se ha abordado un análisis del crecimiento del empleo en las industrias regionales de la economía española utilizando un enfoque dinámico. Los resultados apuntan a que los factores sectoriales y regionales son determinantes importantes del crecimiento del empleo en las industrias regionales. No obstante, es importante tener en cuenta la dimensión temporal y en el caso de la economía española las diferencias entre los subperiodos considerados.

Se utiliza para la estimación del modelo de panel dinámico, tanto niveles como primeras diferencias (estimador System-GMM). Este método permite controlar los sesgos debidos a efectos específicos no observables y a la endogeneidad de las variables explicativas.

En los dos periodos analizados (1980-94 y 1995-2006) de la economía española se obtienen impactos contemporáneos importantes sobre el crecimiento del empleo en las industrias regionales, con magnitudes similares a los obtenidos en otros trabajos (Blien et al., 2006 y Dauth, 2010) a pesar de que en nuestro caso las unidades de análisis (industrias regionales) sean de mayor tamaño de lo que es habitual en esta literatura.

Para el periodo 1980-1994 se obtienen valores positivos y significativos de la especialización, la diversificación, el empleo sectorial, el tamaño o empleo regional y el nivel educativo. No obstante, los coeficientes varían significativamente en relación con la muestra considerada: en concreto tanto la diversificación como el nivel educativo aumentan su impacto significativamente cuando se considera únicamente las ramas

manufactureras, transporte y comunicaciones, intermediación financiera y otros servicios de mercado.

Los valores de los coeficientes de la diversificación y del empleo global sectorial estimados aumentan significativamente en el periodo 1995-2006. En este periodo el nivel educativo no resulta significativo para ninguna de las muestras. No así el coeficiente estimado de la variable dependiente desfasada, que cuando se consideran todos los sectores –entre ellos los sectores con especial crecimiento como construcción y turismo, pero de baja productividad, reducida cualificación laboral y elevada temporalidad- llega a alcanzar la unidad. La inercia en la dinámica de transición hacia el largo plazo es muy importante: la especialización favorece el crecimiento del empleo territorial en los periodos de expansión pero también su declive durante las recesiones.

Por lo que se deduce de nuestros resultados, políticas económicas que incentiven las características sectoriales y regionales consideradas tendrán efectos sobre todo a corto plazo sobre la dinámica del empleo de manera más o menos estable. No obstante, una estructura económica regional beneficiosa a corto plazo no lo es necesariamente a largo plazo. A largo plazo el impacto de los determinantes sectoriales y regionales es mucho más incierto, sobre todo desde mediados de los noventa. De hecho, si las economías externas actúan sobre el empleo a través de la productividad total de los factores, en ese periodo no se aprecia en la economía española crecimiento alguno de la PTF. Este es un tema que merece ser investigado en posteriores trabajos. La idea es estimar directamente la dinámica de la PTF de las industrias regionales en función de las variables sectoriales y regionales en la línea de trabajos como Dekle(2002), Cingano y Schivardi (2004) y Martin, Mayre y Mayneris (2008).

8. Referencias Bibliográficas.

- Andres, J., J.E. Boscá, R. Doménech y J. Ferri (2010): "Job creation in Spain: productivity growth, labour market reforms or both?", *Papeles de Economía*, 124.
- Arellano, M. and S. Bond (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. and O. Bover (1995): "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models", *Journal of Econometrics* 68, 29-51.
- Blien, U., J. Suedekum y K. Wolf (2006): "Local employment growth in West Germany: A dynamic panel approach", *Labour Economics*, 13, 445-458.
- Blundell, R. y S. Bond (1998): "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics* 87, 115-43.
- Blundell, R., S. Bond y F. Windmeijer (2000): "Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimators", The Institute for Fiscal Studies, WP 00/12.

- Brülhart M. y N.A. Mathys (2008): "Sectoral agglomeration economies in a panel of European Regions", *Regional Science and Urban Economics*, 38, 348-362.
- Buchele, R. y J. Christiansen (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 R. Hall (1996): "Productivity and the density of economic activity", *American Economic Review*, 86, 54-70.
- Cingano, F. y F. Schivardi (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., T. Magnac y J.M. Robin (2004): "The dynamics of local employment in France", *Journal of Urban Economics*, 56(2), 217-243.
- Combes, P. P. y H.G. Overman (2004): The spatial distribution of economic activities in the European Union, in Henderson, J.V. and J.F. Thisse (eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, Volume 4, Elsevier North-Holland.
- Dauth, W. (2010): "Agglomeration and regional employment growth", IAB Discussion Paper 7/2010
- De Bustos, A., A. Diaz, A. Cutanda, F.J. Escribá, M.J. Murgui and M.J. Sanz (2008): "La BD.MORES en base 2000: Nuevas estimaciones y variables". Ministerio de Economía y Hacienda. DGAPP. D-2008-08
- De Lucio, J.J., J.A. Herce y A. Goicolea (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.
- Gardiner, B., R. Martin y P. Tyler (2004): "Competitiveness, productivity and economic growth across the European Regions", ERSA conference papers ersa04p333, European Regional Science Association.
- Garibaldi, P y P. Mauro (2002): "Anatomy of employment growth" *Economic Policy*, 69-113.
- Glaeser, E.L., H.D. Kallal, J.A. Scheinkman, y A. Shleifer (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., A. Kundoro y M. Turner (1995): "Industrial development in cities", *Journal of Political Economy*, 103(5), 1067-1090.
- Illy, A., M. Schwartz, C. Hornych y M. Rosenfeld (2010): "Specialization, diversity, competition and their impact on local economic growth in Germany. Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge, Bd. 68. Halle University.
- Martin, P., T. Mayer y F. Mayneris (2008): "Spatial concentration and firm-level productivity in France". CEPR, No. 6858.
- Mas, M. F. Pérez, L. Serrano, E. Uriel y A. Soler (2008): *Capital Humano. Metodología y series históricas 1964-2007*, IVIE y Fundación Bancaja, Valencia.
- Rosenthal, S.S. y W. Strange (2004): "Evidence on the nature and sources of agglomeration economics", in Henderson, J.V. and J.F. Thisse (eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, Volume 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.