
EVOLUCIÓN ESPACIAL DE LAS MANUFACTURAS TRADICIONALES EN ESPAÑA. 1955-1995

ÁNGEL ALAÑÓN PARDO

Universidad Complutense de Madrid

El objetivo de este trabajo es analizar la evolución de la distribución espacial de las manufacturas tradicionales en España desde mediados del siglo XX. Más que un análisis descriptivo, de lo que se trata es de determinar si tanto en las decisiones de localización de estas actividades como en su desempeño hay patrones espaciales definidos, ya que, como se

ha puesto de manifiesto en numerosos trabajos, el espacio no es irrelevante para la actividad económica (Isard *et al.*, 1998).

En primer lugar, y para ser coherentes con la importancia que se le atribuye al espacio, en el siguiente apartado se harán unas breves reflexiones sobre el papel que la unidad de agregación espacial elegida tiene en los resultados obtenidos. Seguidamente, se repasan algunos de los trabajos más recientes que se han ocupado de estudiar los criterios que gobiernan las decisiones de localización empresarial en estas actividades con un grado de agregación territorial municipal. En el tercer apartado se analiza el comportamiento espacial de la productividad y de la concentración del empleo en las manufacturas tradicionales a escala provincial, utilizando para ello técnicas de estadística y de econometría espacial. De este modo se trata de determinar si tanto la especialización productiva como la productividad han seguido un determinado patrón espacial desde mediados del

siglo xx (1955-1995). Las principales conclusiones se resumen en el cuarto apartado. Finalmente, y con un carácter más descriptivo, en los anexos 1-6 se presenta información estadística, en la que se resume la evolución de la productividad y de la concentración del empleo provinciales en el período estudiado.

CONSIDERACIONES SOBRE LA ELECCIÓN DE LA UNIDAD TERRITORIAL DE ANÁLISIS †

Del mismo modo que los resultados de un análisis industrial en un territorio dado dependen del grado de desagregación sectorial elegido, la escala de agregación territorial también juega un papel relevante. Esta cuestión, que por lo general se suele zanjar por la restricción que supone la disponibilidad de información estadística, se conoce en literatura de estadística espacial como el problema de la unidad de área modificable o, según su acrónimo en inglés (MAUP). Una de las consecuencias de este problema

es que «generalizaciones hechas en unos niveles no se mantengan en otros, y que las conclusiones obtenidas en una escala pueden ser no válidas en otras» (Haggett, 1965) (1), ya que, por ejemplo, el coeficiente de correlación entre las observaciones crece con el tamaño del área considerada y la varianza disminuye a medida que se agregan observaciones (Arbia, 1989). Este hecho se recoge también, ya sea de forma implícita o explícita, en trabajos con una clara orientación aplicada (2).

Aunque el objetivo de este artículo no sea adentrarnos en las consecuencias estadísticas del problema mencionado en el párrafo anterior (3), sí merece la pena hacer algunas consideraciones a ese respecto.

Por lo general, para analizar la distribución espacial de una determinada actividad económica se trabaja con unidades de agregación territorial delimitadas desde un punto de vista administrativo, siendo lo más común para el caso de España la elección de las comunidades autónomas y, en menor medida, de las provincias. Esto se debe a que a medida que aumenta el grado de desagregación territorial disminuye la información estadística disponible, sobre todo de carácter económico.

No obstante, eso no quiere decir que la provincia o la comunidad autónoma sean necesariamente las mejores unidades de análisis. Por un lado, si se trata de recoger y medir adecuadamente la existencia de fenómenos espaciales quizá convendría disponer de información referente a unidades más pequeñas como pueden ser las comarcas, las áreas metropolitanas o los municipios. Y por otro, desde un punto de vista académico, la delimitación administrativa puede carecer por completo de sentido, ya que la distribución espacial de una determinada actividad económica no tiene por qué verse influenciada por la existencia de los límites geográficos de una determinada provincia.

De acuerdo con lo anterior, parece que se en función del fenómeno estudiado se debiera llevar a cabo una regionalización concreta. Siguiendo a Bueno (2000), para llevar a cabo una regionalización tendríamos que tener en cuenta los siguientes puntos:

1. Las regionalizaciones no tienen aplicabilidad universal, han de responder a un propósito concreto.
2. Los criterios de selección de los distintos grupos han de tomarse de la teoría económica, preferentemente en función de las variables explicativas del objeto de estudio.
3. Las regionalizaciones han de elaborarse con métodos estadísticos que aseguren su significación probabilística.

No obstante, en muchas ocasiones un análisis de ese tipo sería impracticable. En nuestro caso, probable-

mente necesitaríamos una regionalización distinta para cada una de las industrias tradicionales, que seguramente rompería las fronteras políticas o administrativas, con lo que no dispondríamos apenas de datos. Por tanto, aun reconociendo las limitaciones que ello supone, vamos a centrarnos en la provincia como unidad básica de análisis territorial, aunque en el apartado siguiente haremos referencia a algunos trabajos que utilizan datos municipales.

LA LOCALIZACIÓN DE LAS INDUSTRIAS TRADICIONALES EN ESPAÑA †

Aunque existen trabajos que han analizado los criterios de localización para algunas partes de España (4), en la literatura sólo hemos encontrado dos trabajos que se ocupen de la totalidad del territorio español: Holl (2004) y Alañón *et al.* (2004) (5).

En ambos casos se estiman modelos de elección discreta en los que la variable dependiente recoge si en un determinado período, en un municipio dado, se han abierto establecimientos manufactureros. En Holl (*op. cit.*) se utiliza un panel de datos que se estima mediante un modelo *poisson* de efectos fijos. Entre los aspectos más destacables de este trabajo, además de ser el primero en ocuparse del conjunto del territorio peninsular a escala municipal, está el incluir la variable accesibilidad a partir de cálculos hechos con un Sistema de Información Geográfica (SIG).

Las principales críticas vienen a través del análisis espacial. Por un lado, no tiene en cuenta la influencia que puede tener sobre los resultados el haber utilizado variables definidas para otros niveles de agregación territorial distintos, por ejemplo, provinciales y nacionales, cuestión que en geografía se denomina falacia ecológica (6). Y por otro, tampoco ofrece ningún tratamiento específico a dos de las características esenciales de los datos y de los fenómenos espaciales, la autocorrelación y la heterogeneidad espaciales (7). Los principales resultados a los que llega en dicho trabajo se resumen en el cuadro 1.

En Alañón *et al.* (2004), además del análisis de regresión para estimar los determinantes de la localización manufacturera municipal, se lleva a cabo un análisis exploratorio para detectar si la creación de nuevos establecimientos productivos sigue un patrón espacial definido para ese grado de agregación sectorial, o si, por el contrario, ésta es aleatoria. Los resultados confirman que la creación de nuevos establecimientos en las industrias tradicionales sigue un patrón espacial positivo, ya que éstos tienden a ubicarse próximos entre sí.

En el análisis de regresión, en vez de un modelo *poisson* de efectos fijos, como en el caso de Holl (*op. cit.*), se opta por un modelo *probit* autorregresivo espacial bayesiano. Los motivos de esta elección son dos. Por

CUADRO 1
DETERMINANTES DE LA LOCALIZACIÓN DE LAS INDUSTRIAS TRADICIONALES (I)

	Metales primarios	Minerales	Alimentos y bebidas	Textil y vestido	Papel e impresión	Madera y muebles
Tamaño municipal (población)	+	+	+	+	+	+
Salario medio sectorial provincial	+	+	+	-	-	+
Fuerza de trabajo con educación superior provincial	+	+	+	+	+	+
Especialización sectorial	+	+	-	-	+	+
Especialización territorial	+	-	+	-	-	+
% empleo industrial (prov./nacional)	-	+	-	-	-	-
Accesibilidad a la demanda interregional	+	-	-	-	-	-
Accesibilidad a la demanda intrarregional	+	-	-	+	-	-
Acceso a los suministradores	-	+	-	+	+	+
Acceso a autovías y autopistas: 10-20 km	-	-	-	-	+	-
Acceso a autovías y autopistas: 20-30 km	-	-	+	-	+	-
Acceso a autovías y autopistas: 30-50 km	-	-	-	-	-	-
Acceso a autovías y autopistas: >50 km	-	-	-	-	-	-
Crecimiento del PIB nacional	+	-	+	+	+	+

FUENTE: Adaptado de Holl (2004).

CUADRO 2
DETERMINANTES DE LA LOCALIZACIÓN DE LAS INDUSTRIAS TRADICIONALES (II)

	Alimentos y tabaco	Textil y cuero	Madera y muebles	Papel e impresión	Minerales no metálicos	Primera transformación de los metales
Capital humano	+	+	+	+	+	+
Especialización sectorial	+	+	+	+	+	+
Diversidad municipal	+	+	+	+	+	+
Producto municipal		+		+	+	
Fuerzas de aglomeración interurbanas	+	+	+	+	+	+

FUENTE: Adaptado a partir de Alañón *et al.* (2004).

un lado, sólo se dispone de información municipal para construir un corte transversal, y por otro, y lo que es más importante, según la literatura de econometría espacial, se trata de una de las pocas posibilidades de tratar la autocorrelación espacial en un modelo de elección discreta (Anselin, 2002). Con esta especificación se consigue, además, incorporar la heterogeneidad espacial al modelo, ya que los modelos probit espaciales son heteroscedásticos (Anselin, *op. cit.*).

Además de la especificación formal, las principales novedades que aporta ese modelo son la introducción de variables como el valor añadido municipal y las fuerzas de aglomeración interurbanas, esto es, la influencia que tienen las características de los territorios próximos en las decisiones de localización. Sin embargo, y a diferencia de Holl (*op. cit.*), en este trabajo no se tiene en cuenta el impacto de la accesibilidad a vías de alta capacidad en la creación de establecimientos manufactureros. Los principales resultados se resumen en el cuadro 2.

EVOLUCIÓN ESPACIAL DE LAS MANUFACTURAS TRADICIONALES EN ESPAÑA ↓

En este apartado vamos a estudiar la evolución espacial de las manufacturas tradicionales con un nivel de agregación espacial provincial, y en tres cortes trans-

versales correspondientes a los años 1955, 1975 y 1995 (8). En primer lugar realizaremos un análisis exploratorio. Seguidamente llevaremos a cabo un análisis de regresión para confirmar los resultados del análisis exploratorio. La elección, tanto de la unidad territorial como de los años de referencia, obedece en buena medida a la disponibilidad de información estadística. Las variables elegidas para ambos análisis son la productividad y la especialización relativa, definidas, respectivamente, como el valor añadido por empleo y como el peso relativo de cada actividad en términos de empleo. Para la construcción de los indicadores se han utilizados datos procedentes de la Fundación BBVA.

Los instrumentos que vamos a emplear en el análisis exploratorio son la I de Moran global, la I de Moran local y el *scatterplot* de Moran (9), que sirven para estudiar la autocorrelación espacial en una serie. Cuando existe dependencia o autocorrelación espacial positiva, el caso más corriente, los valores semejantes de una variable tienden a agruparse en localizaciones próximas (10). La existencia de dependencia espacial puede obedecer a distintas causas, como, por ejemplo, errores en la recogida y en el tratamiento de los datos, fronteras arbitrarias, etc., pero también puede reflejar la existencia de fenómenos de carácter espacial que pueden obedecer a causas económicas (por ejemplo, difusión de I+D, transferencia de tecnología, migraciones, etc.).

CUADRO 3
I DE MORAN PARA LA PRODUCTIVIDAD Y LA ESPECIALIZACIÓN RELATIVA PROVINCIAL

En las manufacturas tradicionales						
	1955		1975		1995	
	Pdad	Ei/Etot	Pdad	Ei/Etot	Pdad	Ei/Etot
Productos alimenticios, bebidas y tabaco	-0,011 (0,09)	0,25 (2,80)	0,051 (0,73)	0,13 (1,55)	0,333 (3,62)	0,048 (0,70)
Madera, corcho y muebles	-0,004 (0,16)	0,348 (3,77)	0,023 (0,45)	0,270 (2,98)	0,551 (5,85)	0,098 (1,21)
Minerales metálicos	-0,057 (-0,38)	0,356 (3,85)	-0,050 (-0,30)	0,374 (4,04)	0,029 (0,51)	0,317 (3,45)
Minerales y productos de minerales no metálicos	-0,017 (0,03)	0,263 (2,91)	0,196 (2,22)	0,037 (0,59)	0,464 (4,97)	0,069 (0,92)
Papel y artículos de impresión	0,040 (0,62)	0,254 (2,81)	-0,007 (0,13)	0,385 (4,15)	0,406 (4,36)	0,339 (3,68)
Textil, cuero y calzado	0,350 (3,79)	0,395 (4,26)	0,205 (2,31)	0,331 (3,60)	0,514 (5,48)	0,328 (3,57)

Pdad = Valor añadido / Empleo; Ei/Etot = Empleo actividad i / Empleo total. Z-values entre paréntesis. Valores significativos en negrita.
FUENTE: Elaboración propia.

Con la I de Moran global de lo que se trata es de estimar si, en conjunto, las provincias españolas siguen un patrón espacial, y, en caso afirmativo, de qué signo es. Entre otros usos, mediante la I de Moran local se determina si alrededor de cada una de las observaciones existe una agrupación estadísticamente significativa de valores parecidos, autocorrelación espacial positiva, o muy diferentes, autocorrelación espacial negativa.

Algo parecido, aunque sin información sobre la significación estadística, se puede conseguir mediante el *scatterplot* de Moran, que también permite distinguir si existen distintos regímenes espaciales en el comportamiento de la variable. De esta forma, con la I de Moran local y con el *scatterplot* de Moran, además del comportamiento individual de cada observación, podremos determinar si si hay *clusters* o polos aislados en la productividad y en la concentración del empleo en las manufacturas tradicionales en España en el período considerado.

Un elemento clave en el análisis de la autocorrelación o dependencia espacial es el concepto de proximidad elegido. Normalmente, para tal fin se emplean las matrices de ordenación espacial, W , también conocidas como matrices de ponderación o de pesos espaciales. W es una matriz cuadrada en la que cada elemento w_{ij} recoge la posibilidad de interacción entre dos observaciones de una misma variable situadas en las localizaciones i y j .

Las más utilizadas son matrices binarias, compuestas por unos y ceros, donde los valores no nulos suelen dar cuenta de la existencia de pares de observaciones limítrofes entre sí o de que la distancia que las separa está dentro de un determinado umbral kilométrico. También existen otras posibilidades, como, por ejem-

plo, las matrices calculadas a partir de la inversa de la distancia entre observaciones, $w_{ij} = 1/d(i,j)^n$. En nuestro caso vamos a utilizar una matriz binaria que recoge si las distintas provincias comparten frontera (11).

Siguiendo a Anselin (1988) podemos definir la I de Moran de la siguiente forma:

$$I = N/S_o \frac{S_{ij} S w_{ij} (x_i - \mu) (x_j - \mu)}{S_i (x_i - \mu)^2} \quad [I]$$

donde N es el número de observaciones, w_{ij} es el elemento de una matriz de ordenación espacial correspondiente al par de observaciones i y j , x_i y x_j son las observaciones de la variable x correspondientes a las localizaciones i y j , con media μ y S_o es una constante de escala igual a:

$$S_i S_j w_{ij} \quad [II]$$

Valores de la I de Moran positivos y significativos, probabilidad cercana a cero, indican la existencia de autocorrelación espacial positiva.

Como se recoge en el cuadro 3, el comportamiento espacial de las actividades manufactureras analizadas sigue una evolución distinta en función de la variable escogida. Mientras que en la concentración del empleo en 1955 en todas las actividades se constata la existencia de autocorrelación espacial positiva, en 1975 alimentos, bebidas y tabaco y minerales y productos de minerales no metálicos no siguen un patrón espacial definido, algo que también ocurre con madera, corcho y muebles en 1995, donde las dos actividades anteriores tampoco presentan estadísticos significativos. Sin embargo, con la productividad ocurre casi lo contrario. Mientras que en 1995 sólo el papel e impresión presentaba autocorrelación espacial positiva, y en 1975 se le añaden las activi-

CUADRO 4
CLUSTERS Y POLOS AISLADOS DE PRODUCTIVIDAD Y DE EMPLEO A PARTIR DE LA I DE MORAN LOCAL Y DEL SCATTERPLOT DE MORAN

	Productos alimenticios, bebidas y tabaco	Madera, corcho y muebles	Minerales metálicos	Minerales y productos de minerales no metálicos	Papel y artículos de impresión	Textil, cuero y calzado
	Clusters/Polos	Clusters/Polos	Clusters/Polos	Clusters/Polos	Clusters/Polos	Clusters/Polos
Productividad 1955	/ La Coruña, Guipúzcoa	Burgos, Segovia, Vizcaya / Badajoz, Barcelona, Zaragoza	Huesca / La Coruña	/ Castellón, Palencia	Guipúzcoa, Vizcaya / Huelva, Lérida	Guipúzcoa, Álava, Balears, Vizcaya / /
Empleo 1955	Cádiz, Sevilla, Huelva, Navarra, La Rioja /	Guipúzcoa, Álava, Navarra, Gerona, La Rioja, Barcelona/	Vizcaya, Guipúzcoa, Álava, Cantabria /	Castellón, Guipúzcoa, Valencia, Balears /	Vizcaya, Guipúzcoa, Álava / / Madrid	Barcelona, Gerona, Balears / /
Productividad 1975	Barcelona, Lérida, Vizcaya /	Burgos, Segovia / /	/ Balears	Guipúzcoa, Vizcaya / / Madrid	/ Toledo	Guipúzcoa, Navarra, Álava /
Empleo 1975	Lugo, Orense, La Rioja, Sevilla, Pontevedra / Murcia	Soria, La Rioja, Castellón, Valencia / Toledo	Vizcaya, Guipúzcoa, Álava, Cantabria / /	Castellón / Guadalajara, Toledo	Guipúzcoa, Navarra, Vizcaya, Álava, La Rioja, Gerona / / Madrid	Guipúzcoa, Navarra, Álava, La Rioja, Vizcaya, Barcelona / / Madrid
Productividad 1995	Lérida, Gerona, Tarragona, Barcelona, Zaragoza / Valencia	Álava, Guipúzcoa, Vizcaya / /		Guipúzcoa, Álava, Vizcaya, Tarragona, Lérida, Navarra / /	Guipúzcoa, Navarra, Vizcaya, Lérida, Zaragoza, Burgos / / Huesca	Guipúzcoa, Barcelona, Gerona, Vizcaya, Álava, Tarragona, Lérida / Madrid
Empleo 1995	La Rioja, Soria / Murcia	Castellón, Soria, La Rioja, Valencia / Toledo	Vizcaya, Asturias, Álava, Cantabria, Navarra, Guipúzcoa	Castellón, Teruel	Guipúzcoa, Navarra, Álava, La Rioja, Vizcaya, Barcelona / / Madrid	Alicante, Albacete, Valencia, Gerona

FUENTE: Elaboración propia.

dades minerales y productos de minerales no metálicos, en 1995 sólo el estadístico correspondiente a minerales metálicos no es significativo.

En el caso del empleo los resultados anteriores pueden obedecer a los cambios en la distribución espacial de las actividades productivas a lo largo del período. La explicación del comportamiento de la productividad puede buscarse en la existencia de externalidades espaciales positivas (desbordamientos tecnológicos, etc.), consecuencia de la creciente especialización e integración de las distintas economías provinciales en un entorno cada vez más competitivo.

Como se comentó anteriormente, con la I de Moran local y el *scatterplot* de Moran podemos identificar las observaciones que, presentando valores elevados de la variable en cuestión, o bien forman *clusters* o grupos con productividad o concentración del empleo semejante, o bien, constituyen un polo o núcleo aislado, aunque esas observaciones no sean necesariamente las que presenten los valores más elevados de la variable (12). Los resultados de la I de Moran local y del *scatterplot* de Moran, cuadro 4, reflejan lo apuntado por la I de Moran global para la evolución de la productividad, ya que, con el tiempo, cada vez hay más *clusters* con valores semejantes de dicha variable.

En el caso del empleo no hay una correspondencia exacta, ya que a lo largo del período no hay varia-

ciones significativas en el número de *clusters* y de polos o núcleos aislados. Ese hecho no entra en contradicción con la caída paulatina de la autocorrelación espacial global en la concentración del empleo señalada en el cuadro 4, ni tampoco ha de significar necesariamente la existencia de heterogeneidad espacial, ya que en nuestro caso no estamos considerando ni a los *clusters* ni a los polos aislados con valores bajos, ya que para nuestros fines presentan menos interés.

Siguiendo con el análisis de la productividad, la existencia de las externalidades apuntada más arriba puede confirmarse mediante un modelo de regresión que recoja adecuadamente la existencia de autocorrelación espacial. Una de las formas más comunes es mediante un modelo autorregresivo espacial. En estos modelos entre las variables explicativas se encuentra el autorregresivo espacial de la variable dependiente Anselin (*op. cit.*):

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

donde Wy es el autorregresivo espacial de la variable dependiente y W es una matriz de la ordenación espacial.

Lo interesante de estos modelos es que pueden ser susceptibles de interpretación económica. Así, si tomamos como variable dependiente la productividad, el modelo autorregresivo espacial implicaría

CUADRO 5
LA PRODUCTIVIDAD EN FUNCIÓN DE SU AUTORREGRESIVO ESPACIAL Y DE LA ESPECIALIZACIÓN RELATIVA

	Coeficientes de regresión					
	1955		1975		1995	
	WPdad	Ei/Etot	WPdad	Ei/Etot	WPdad	Ei/Etot
Productos alimenticios, bebidas y tabaco	-0,02 (-0,12)	3,51 (0,77)	0,09 (0,50)	-0,01 (-0,41)	0,45 (3,03)	-0,01 (-0,06)
Madera, corcho y muebles	-0,08 (-0,45)	4,25 (1,86)	-0,06 (-0,35)	0,02 (2,70)	0,67 (6,55)	0,09 (1,63)
Minerales metálicos	-0,14 (-0,70)	-1,55 (-0,74)	-0,11 (-0,55)	-0,01 (-0,42)	0,001 (0,00)	0,14 (1,24)
Minerales y productos de minerales no metálicos V	-0,08 (-0,46)	8,80 (3,13)	0,41 (2,74)	-0,12 (-1,99)	0,64 (5,67)	-0,01 (-0,20)
Papel y artículos de impresión	-0,03 (-0,17)	3,71 (2,77)	-0,09 (-0,48)	2,87 (5,06)	0,25 (1,95)	1,08 (6,13)
Textil, cuero y calzado	0,55 (4,45)	5,28 (3,01)	0,34 (2,13)	0,01 (1,22)	0,66 (6,31)	0,16 (2,31)

WPdad = autorregresivo espacial de la productividad = W (Valor añadido / Empleo); Ei/Etot = Empleo actividad i / Empleo total; Z = valores entre paréntesis. Valores significativos en negrita.

FUENTE: Elaboración propia.

que estaríamos haciendo depender la productividad de una determinada provincia en una actividad dada de la productividad de las provincias vecinas, hipótesis coherente con la existencia de externalidades espaciales positivas.

En nuestro caso, y dado que sólo estamos interesados en los aspectos espaciales, vamos a intentar explicar la productividad provincial en las distintas actividades manufactureras en función de dos variables: la especialización relativa de cada provincia y la productividad de las provincias vecinas. De este modo, en aquellos años y actividades en los que el autorregresivo espacial sea positivo y significativo, podríamos interpretar que dicho término refleja la existencia de las externalidades comentadas en párrafos anteriores.

Como se recoge en el cuadro 5, el análisis de regresión confirma los resultados del análisis exploratorio, ya que el coeficiente de regresión del autorregresivo espacial es significativo y positivo en aquellos años y actividades señaladas por la I de Moran global en el cuadro 3. Por tanto, no parece descabellado pensar que, con el paso de los años, parte de la productividad provincial de las de las actividades manufactureras tradicionales, con excepción de minerales metálicos, puede ser explicada por la existencia de externalidades espaciales positivas (13).

CONCLUSIONES †

En este artículo se han analizado desde un punto de vista espacial las industrias manufactureras en España. Tras unas breves consideraciones sobre la importancia que tiene la unidad territorial que se elija como referencia de cara al análisis, se han recogido los

determinantes de la localización señalados por los últimos trabajos referidos a España.

Después se ha llevado a cabo un análisis espacial para las provincias españolas en los años 1955, 1975 y 1995. Los resultados del análisis exploratorio han identificado distintos *clusters* y polos aislados con productividad o concentración del empleo elevados y muestran que la productividad de las actividades manufactureras ha seguido un patrón creciente de autorocorrelación espacial positiva a lo largo del período estudiado. Ese hecho se confirma en el análisis de regresión que permite sugerir que parte de la productividad de estas actividades podría deberse a la existencia de externalidades espaciales positivas. Finalmente, en el anexo 1-6 se recogen los valores provinciales de productividad y de concentración del empleo para el período estudiado.

NOTAS †

- (1) Hagget (1965): *Locational analysis in human geography*, Edward Arnold, Londres. Cita tomada de Arbia (1989).
- (2) Así, en Guimaraes *et al.* (2004), se reconoce que determinantes locacionales como los costes laborales o los impuestos ejercen distinta influencia sobre las decisiones intraurbanas, interurbanas, interregionales e internacionales.
- (3) Véanse Arbia (1989) o Anselin (1988), para ampliar información.
- (4) Es el caso de Arauzo (2002) o de Matas y Roig (2004), para los municipios catalanes.
- (5) En Viladecans (2003) sólo se consideran los municipios mayores de 15.000 habitantes.
- (6) Consúltese Arbia (1989), para ampliar información.
- (7) Para ampliar información sobre la autocorrelación y la heterogeneidad espacial véase Anselin (1988).
- (8) La elección de los cortes transversales correspondientes a 1955 y 1995 obedece a que estos años son, respectivamente, el primero y el último año para los que, a fecha de realización del presente trabajo, se disponía de datos provincia-

les desagregados por actividad productiva en la Fundación BBVA. 1975 se ha elegido por su carácter central.

- (9) Para más información sobre estos estadísticos consúltese Vayá y Moreno (2000).
- (10) La autocorrelación espacial negativa es menos común y se caracteriza porque valores muy diferentes de la variable, por ejemplo, muy grandes y muy pequeños, se presentan en localizaciones muy próximas entre sí.
- (11) Para el caso de las provincias insulares, vamos a suponer que Baleares comparte frontera con Barcelona y Valencia (debido a la comunicación marítima), y que las provincias canarias son vecinas entre sí.
- (12) Las provincias con mayor productividad y concentración del empleo en cada período pueden consultarse en los anexo 1-6.
- (13) La autocorrelación espacial puede obedecer también a otras causas, y no tiene por qué tener una interpretación económica, como, por ejemplo, los ya comentados errores en la recogida en el tratamiento de datos. Sin embargo, y a falta de otros análisis más complejos que escapan del objeto del presente trabajo, la existencia de externalidades espaciales nos parece una hipótesis de trabajo factible.

BIBLIOGRAFÍA ▼

ALAÑÓN, A.; MYRO, R. y REY, B. (2004): «Neighbouring 'industrial atmosphere' and manufacturing location in Spanish municipalities», comunicación presentada en el VII Encuentro de Economía Aplicada, Vigo, 3-5 de junio de 2004.

ANSELIN, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and models*, Kluwer Academic, Dordrecht.

ANSELIN, L. (2002): «Under the hood. Issues in the Specification and Interpretation of Spatial Regression Models», mimeo.

ARAUZO, J. M. (2002): «Determinants of industrial location. An application for catalan municipalities», *Estudios sobre Economía Española*, 138, FEDEA.

ARBIA, G. (1989): *Spatial data configuration in statistical analysis of regional economic and related problems*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.

BUENO, J. (2000): *El crecimiento económico regional. Teoría y realidad. España y Estados Unidos*, Instituto de Estudios Fiscales, inédito, Madrid.

GUIMARAES, P.; FIGUEIREDO, P. y WOODWARD, D. (2004): «Industrial location modeling: extending the random utility framework», *Journal of Regional Science*, vol. 44, n.º 1, pp. 1-20.

HOLL, A. (2004): «Manufacturing location and impacts of road transport infrastructure: empirical evidence from Spain», *Journal of Regional Science and Urban Economics*, vol. 34, pp. 341-364.

ISARD, W.; AZIS, I. J.; DRENNAN, M. P.; MILLER, R. E; SALTZMAN, S. y THORBECKE, E. (1998): *Methods of interregional and regional analysis*, Ashgate, Aldershot, Inglaterra.

MATAS, A. y ROIG, J. L. (2004): «Una aproximación sectorial a la localización industrial en Cataluña», comunicación presentada en el VII Encuentro de Economía Aplicada, Vigo, 3-5 de junio de 2004.

VAYÁ, E. y MORENO, R. (2000): *Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: La econometría espacial*, Edicions de la Universitat de Barcelona, Barcelona.

VILADECANS, E. (2003): «Economías externas y localización del empleo industrial», *Revista de Economía Aplicada*, 31, p. 5.

**ANEXO 1
PRODUCTIVIDAD Y CONCENTRACIÓN PROVINCIAL
DEL EMPLEO: PRODUCTOS ALIMENTICIOS,
BEBIDA Y TABACO**

Provincia	Productividad (a)			Empleo (b)		
	1955	1975	1995	1955	1975	1995
1. Álava	0,05	0,38	5,63	1,23	0,93	0,77
2. Albacete	0,04	0,38	5,09	0,76	1,02	1,06
3. Alicante	0,04	0,41	5,86	1,17	0,97	0,88
4. Almería	0,03	0,35	5,53	0,73	0,54	0,44
5. Asturias	0,05	0,42	5,79	0,67	0,66	0,82
6. Ávila	0,04	0,32	5,34	0,52	0,63	0,67
7. Badajoz	0,04	0,41	4,73	0,87	1,12	1,21
8. Baleares	0,04	0,35	5,03	0,64	0,72	0,64
9. Barcelona	0,06	0,50	6,48	0,81	0,77	0,88
10. Burgos	0,05	0,41	5,90	1,02	1,23	1,76
11. Cáceres	0,03	0,37	4,96	0,63	0,84	1,12
12. Cádiz	0,06	0,51	6,11	1,61	1,58	1,29
13. Cantabria	0,05	0,47	5,62	1,29	1,26	1,40
14. Castellón	0,03	0,25	5,77	0,82	1,24	1,18
15. Ciudad Real	0,05	0,35	5,34	1,27	1,53	1,50
16. Córdoba	0,04	0,40	5,52	1,05	1,55	1,36
17. Coruña, A	0,05	0,47	5,48	0,70	0,70	0,92
18. Cuenca	0,05	0,36	5,04	0,75	1,01	1,50
19. Girona	0,04	0,48	6,57	0,82	1,40	1,59
20. Granada	0,04	0,34	5,59	1,07	0,97	0,90
21. Guadalajara	0,04	0,36	6,41	0,85	0,78	1,11
22. Guipúzcoa	0,07	0,60	6,32	0,94	0,74	0,74
23. Huelva	0,05	0,34	5,77	1,38	1,19	0,90
24. Huesca	0,04	0,48	5,89	1,29	0,90	1,13
25. Jaén	0,05	0,38	5,54	1,14	1,30	1,53
26. León	0,05	0,36	5,86	0,76	0,80	0,96
27. Lleida	0,05	0,48	6,33	1,05	1,57	2,01
28. Lugo	0,05	0,38	5,11	0,51	0,55	0,72
29. Madrid	0,06	0,48	6,63	0,69	0,65	0,47
30. Málaga	0,05	0,39	5,87	1,08	0,99	0,79
31. Murcia	0,02	0,22	4,88	1,92	2,19	2,01
32. Navarra	0,03	0,34	6,14	1,40	1,76	1,87
33. Orense	0,04	0,32	4,96	0,49	0,49	0,75
34. Palencia	0,06	0,40	5,77	1,42	1,72	1,95
35. Palmas, Las	0,05	0,40	5,41	0,78	1,16	1,05
36. Pontevedra	0,03	0,40	5,17	1,06	0,83	1,12
37. Rioja, La	0,08	0,53	6,53	1,79	2,02	2,42
38. Salamanca	0,05	0,43	5,90	0,78	0,97	1,27
39. Sta. C. de Tenerife	0,04	0,47	5,47	0,71	0,89	0,78
40. Segovia	0,04	0,41	5,77	1,06	1,42	1,48
41. Sevilla	0,04	0,41	5,92	2,09	1,78	1,31
42. Soria	0,04	0,36	5,61	0,74	1,44	1,77
43. Tarragona	0,08	0,75	6,52	1,09	1,13	1,04
44. Teruel	0,05	0,38	5,62	0,76	0,84	1,16
45. Toledo	0,04	0,35	5,33	1,19	1,27	1,43
46. Valencia	0,05	0,42	6,22	1,02	1,00	1,05
47. Valladolid	0,05	0,42	5,90	1,35	1,48	1,32
48. Vizcaya	0,04	0,52	6,30	0,89	0,70	0,65
49. Zamora	0,05	0,33	5,33	0,81	0,88	1,72
50. Zaragoza	0,05	0,40	6,20	1,32	1,05	0,93

(a) Valor añadido coste de los factores (mill. ptas.) por empleo.
(b) Cociente localización empleo (E prov. rama/E total prov.)/(E nal. rama/E total nal.).

En negrita los valores más altos.

FUENTE: Elaboración propia a partir de datos de la Fundación Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (FBBVA).

**ANEXO 2
PRODUCTIVIDAD Y CONCENTRACIÓN PROVINCIAL
DEL EMPLEO: MADERA, CORCHO
Y MUEBLES**

Provincia	Productividad (a)			Empleo (b)		
	1955	1975	1995	1955	1975	1995
1. Álava	0,05	0,30	3,51	1,91	1,12	0,85
2. Albacete	0,04	0,25	2,96	0,75	0,78	1,30
3. Alicante	0,05	0,28	2,95	1,27	1,15	0,92
4. Almería	0,04	0,24	2,35	0,64	0,50	0,54
5. Asturias	0,04	0,28	3,28	0,87	0,68	0,73
6. Ávila	0,06	0,29	2,53	0,46	0,56	0,95
7. Badajoz	0,06	0,26	2,48	0,46	0,58	0,81
8. Baleares	0,05	0,26	2,95	1,35	0,98	0,70
9. Barcelona	0,06	0,28	3,39	1,29	1,01	0,85
10. Burgos	0,07	0,34	3,18	0,67	1,02	1,26
11. Cáceres	0,03	0,25	2,52	0,42	0,49	0,54
12. Cádiz	0,05	0,26	2,30	0,92	0,78	0,52
13. Cantabria	0,05	0,31	2,50	1,05	0,76	0,67
14. Castellón	0,05	0,25	2,89	0,74	1,28	1,88
15. Ciudad Real	0,03	0,26	2,75	0,37	0,42	0,73
16. Córdoba	0,04	0,25	2,31	0,64	0,63	1,39
17. Coruña, A	0,05	0,30	3,38	1,27	0,97	1,17
18. Cuenca	0,04	0,32	2,81	0,86	1,04	1,36
19. Girona	0,05	0,29	3,41	3,53	1,94	1,56
20. Granada	0,06	0,30	2,30	0,37	0,48	0,58
21. Guadalajara	0,05	0,27	2,93	0,45	0,74	0,76
22. Guipúzcoa	0,07	0,36	3,43	2,04	1,44	1,55
23. Huelva	0,04	0,28	2,28	0,90	0,91	0,67
24. Huesca	0,04	0,32	2,71	1,11	0,61	0,91
25. Jaén	0,04	0,26	2,27	0,39	0,53	1,16
26. León	0,04	0,26	2,90	0,51	0,44	0,63
27. Lleida	0,03	0,30	3,16	1,12	0,93	0,96
28. Lugo	0,05	0,27	3,00	0,73	0,65	0,99
29. Madrid	0,06	0,31	3,27	0,98	0,78	0,53
30. Málaga	0,05	0,30	2,37	0,44	0,46	0,42
31. Murcia	0,06	0,24	2,68	0,73	1,23	1,55
32. Navarra	0,04	0,30	3,06	1,73	1,42	1,10
33. Orense	0,05	0,29	3,26	0,78	0,75	1,35
34. Palencia	0,05	0,23	2,76	0,45	0,45	0,61
35. Palmas, Las	0,04	0,31	2,58	0,91	0,66	0,53
36. Pontevedra	0,04	0,30	3,40	1,35	0,88	1,10
37. Rioja, La	0,04	0,27	3,57	1,51	1,60	1,97
38. Salamanca	0,04	0,26	2,81	0,60	0,63	0,65
39. Sta. C. de Tenerife	0,04	0,25	2,61	0,78	0,62	0,45
40. Segovia	0,06	0,31	2,95	1,34	1,59	1,47
41. Sevilla	0,05	0,28	2,47	0,84	0,68	0,72
42. Soria	0,05	0,38	2,85	1,78	2,14	3,34
43. Tarragona	0,05	0,33	3,27	0,95	1,29	1,26
44. Teruel	0,04	0,30	2,61	0,72	0,95	1,52
45. Toledo	0,04	0,24	3,22	0,57	1,51	3,31
46. Valencia	0,06	0,28	3,10	1,72	2,85	2,66
47. Valladolid	0,05	0,32	3,21	0,91	0,95	1,00
48. Vizcaya	0,05	0,28	3,82	1,30	1,03	0,71
49. Zamora	0,04	0,23	2,86	0,32	0,36	0,49
50. Zaragoza	0,06	0,25	3,26	0,90	1,15	0,95

(a) Valor añadido coste de los factores (mill. ptas.) por empleo.
(b) Cociente localización empleo (E prov. rama/E total prov.)/(E nal. rama/E total nal.).

En negrita los valores más altos.

FUENTE: Elaboración propia a partir de datos de la Fundación Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (FBBVA).

**ANEXO 3
PRODUCTIVIDAD Y CONCENTRACIÓN
PROVINCIAL DEL EMPLEO:
MINERALES METÁLICOS**

Provincia	Productividad (a)			Empleo (b)		
	1955	1975	1995	1955	1975	1995
1. Álava	0,06	0,93	7,38	3,96	6,05	6,68
2. Albacete	0,07	1,00	0,00	0,03	0,10	0,00
3. Alicante	0,10	1,18	7,25	0,38	0,53	0,39
4. Almería	0,06	1,83	6,36	0,70	0,16	0,12
5. Asturias	0,08	1,12	6,34	3,92	6,14	10,46
6. Ávila	0,11	1,27	0,00	0,01	0,07	0,00
7. Badajoz	0,07	0,60	6,38	0,18	0,44	0,03
8. Baleares	0,12	2,25	6,43	0,04	0,07	0,06
9. Barcelona	0,06	0,97	7,05	0,59	0,49	0,55
10. Burgos	0,06	1,71	6,74	0,11	0,25	0,26
11. Cáceres	0,05	0,52	6,18	0,03	0,49	0,15
12. Cádiz	0,06	0,64	6,30	0,10	0,09	1,21
13. Cantabria	0,06	0,64	6,18	3,45	3,11	4,54
14. Castellón	0,04	1,03	6,35	0,12	0,06	0,18
15. Ciudad Real	0,12	0,74	6,62	1,06	0,78	0,34
16. Córdoba	0,11	0,92	6,18	1,20	0,82	0,57
17. Coruña A	0,11	1,14	7,20	0,42	0,45	0,40
18. Cuenca	0,00	1,20	0,00	0,00	0,02	0,00
19. Girona	0,06	0,80	6,89	0,19	0,21	0,47
20. Granada	0,10	1,29	6,18	0,41	0,26	0,30
21. Guadalajara	0,05	1,64	6,96	0,08	0,14	0,26
22. Guipúzcoa	0,06	1,08	7,41	6,16	4,41	2,00
23. Huelva	0,05	1,48	6,93	4,83	3,32	3,17
24. Huesca	0,11	1,50	7,27	0,44	0,97	1,09
25. Jaén	0,05	0,56	7,09	1,15	0,70	0,11
26. León	0,05	0,64	6,69	0,36	0,41	0,54
27. Lleida	0,12	0,57	6,63	0,11	0,15	0,07
28. Lugo	0,04	1,43	9,07	0,12	0,03	2,06
29. Madrid	0,05	0,88	6,60	0,27	0,54	0,21
30. Málaga	0,04	0,86	6,79	0,13	0,13	0,01
31. Murcia	0,07	1,06	6,96	1,18	0,70	0,66
32. Navarra	0,10	1,67	6,84	0,37	1,14	4,95
33. Orense	0,09	1,15	6,22	0,02	0,14	0,17
34. Palencia	0,14	1,19	6,55	0,18	0,58	0,09
35. Palmas (Las)	0,06	1,15	6,32	0,01	0,01	0,02
36. Pontevedra	0,05	1,13	6,79	0,14	0,22	0,15
37. Rioja (La)	0,08	0,63	6,38	0,09	0,25	0,28
38. Salamanca	0,04	0,56	7,16	0,42	0,76	0,48
39. Sta. C. de Tenerife	0,11	1,50	6,35	0,00	0,05	0,07
40. Segovia	0,11	1,14	6,76	0,03	0,14	0,26
41. Sevilla	0,06	1,04	6,43	0,24	0,29	0,43
42. Soria	0,04	1,56	6,27	0,36	0,05	0,12
43. Tarragona	0,05	1,48	6,68	0,17	0,13	0,34
44. Teruel	0,05	1,11	6,50	0,53	0,21	0,04
45. Toledo	0,09	1,25	6,68	0,04	0,07	0,14
46. Valencia	0,06	0,65	6,61	1,01	1,25	0,42
47. Valladolid	0,11	1,10	6,79	0,50	0,69	1,34
48. Vizcaya	0,06	1,19	7,37	11,11	6,35	5,69
49. Zamora	0,04	0,81	6,67	0,21	0,11	0,17
50. Zaragoza	0,07	0,89	7,13	0,24	1,02	0,34

(a) Valor añadido coste de los factores (mill. ptas.) por empleo.
(b) Cociente localización empleo (E prov. rama/E total prov.)/(E nal. rama/E total nal.).

En negrita los valores más altos.

FUENTE: Elaboración propia a partir de datos de la Fundación Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (FBBVA).

**ANEXO 4
PRODUCTIVIDAD Y CONCENTRACIÓN PROVINCIAL
DEL EMPLEO: MINERALES Y PRODUCTOS
DE MINERALES NO METÁLICOS**

Provincia	Productividad (a)			Empleo (b)		
	1955	1975	1995	1955	1975	1995
1. Álava	0,07	0,23	8,87	1,32	2,09	1,76
2. Albacete	0,05	0,12	6,31	0,51	0,66	0,85
3. Alicante	0,03	0,31	6,73	1,35	1,21	1,26
4. Almería	0,02	0,05	5,80	1,45	1,93	1,78
5. Asturias	0,05	0,12	8,17	1,30	1,26	1,06
6. Ávila	0,03	0,15	6,16	0,28	0,47	0,66
7. Badajoz	0,04	0,14	5,65	0,41	0,45	0,54
8. Baleares	0,06	0,18	6,31	1,19	0,80	0,50
9. Barcelona	0,06	0,70	7,73	1,97	1,24	0,79
10. Burgos	0,04	0,68	7,39	0,67	0,75	1,19
11. Cáceres	0,04	0,14	5,92	0,21	0,47	0,85
12. Cádiz	0,03	0,50	5,61	1,09	0,60	0,45
13. Cantabria	0,03	0,30	7,49	1,97	0,93	0,97
14. Castellón	0,07	0,04	7,07	2,36	4,65	9,24
15. Ciudad Real	0,04	0,08	7,13	0,49	0,57	0,64
16. Córdoba	0,06	0,19	7,11	0,49	0,72	0,63
17. Coruña A	0,04	0,17	5,63	0,34	0,52	0,65
18. Cuenca	0,03	0,13	7,14	0,39	0,60	0,62
19. Girona	0,04	0,78	7,56	1,30	0,94	0,80
20. Granada	0,04	0,28	5,94	0,44	0,81	0,82
21. Guadalajara	0,04	0,04	6,77	0,98	3,54	3,17
22. Guipúzcoa	0,05	2,07	8,60	1,57	0,77	0,68
23. Huelva	0,04	0,68	5,75	0,39	0,76	0,59
24. Huesca	0,05	0,13	6,59	0,45	1,17	0,84
25. Jaén	0,06	0,14	5,47	0,62	0,93	1,30
26. León	0,04	0,11	6,57	0,78	0,80	1,76
27. Lleida	0,04	0,39	7,52	0,80	0,90	0,91
28. Lugo	0,06	0,07	5,21	0,38	0,60	1,30
29. Madrid	0,05	1,05	8,73	1,22	0,69	0,40
30. Málaga	0,04	0,19	6,45	0,54	0,57	0,43
31. Murcia	0,04	0,15	6,18	0,63	0,84	1,01
32. Navarra	0,04	0,49	7,38	1,31	1,99	1,47
33. Orense	0,03	0,11	4,90	0,20	0,51	2,07
34. Palencia	0,07	0,09	5,73	1,24	1,37	1,23
35. Palmas (Las)	0,04	0,51	6,84	0,38	0,45	0,49
36. Pontevedra	0,05	0,20	5,70	0,72	1,23	1,51
37. Rioja (La)	0,04	0,34	6,51	0,96	1,05	1,34
38. Salamanca	0,04	0,28	6,01	0,42	0,52	0,55
39. Sta. C. de Tenerife	0,05	0,40	7,16	0,49	0,45	0,38
40. Segovia	0,07	0,07	6,18	1,38	1,38	2,00
41. Sevilla	0,05	0,20	6,07	0,88	1,07	0,94
42. Soria	0,04	0,78	6,09	0,46	0,41	0,27
43. Tarragona	0,04	0,28	8,00	0,81	1,08	1,12
44. Teruel	0,03	0,07	6,68	0,74	1,13	2,00
45. Toledo	0,05	0,03	7,32	1,30	2,05	2,26
46. Valencia	0,04	0,27	6,90	1,62	1,53	1,54
47. Valladolid	0,05	0,36	6,00	0,89	0,94	0,74
48. Vizcaya	0,06	1,05	8,15	1,09	0,71	0,72
49. Zamora	0,04	0,12	6,09	0,38	0,39	0,73
50. Zaragoza	0,05	0,78	7,94	0,79	0,85	0,86

(a) Valor añadido coste de los factores (mill. ptas.) por empleo.
(b) Cociente localización empleo (E prov. rama/E total prov.)/(E nal. rama/E total nal.).

En negrita los valores más altos.

FUENTE: Elaboración propia a partir de datos de la Fundación Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (FBBVA).

**ANEXO 5
PRODUCTIVIDAD Y CONCENTRACIÓN PROVINCIAL
DEL EMPLEO: PAPEL Y ARTÍCULOS
DE IMPRESIÓN**

Provincia	Productividad (a)			Empleo (b)		
	1955	1975	1995	1955	1975	1995
1. Álava	0,05	1,77	6,06	1,72	1,16	1,06
2. Albacete	0,04	1,42	4,63	0,19	0,28	0,46
3. Alicante	0,04	0,75	5,81	1,74	1,05	0,84
4. Almería	0,05	3,94	4,69	0,15	0,27	0,31
5. Asturias	0,05	3,26	5,30	0,29	0,35	0,46
6. Ávila	0,06	0,78	5,21	0,15	0,26	0,20
7. Badajoz	0,04	1,73	4,47	0,13	0,18	0,22
8. Baleares	0,03	1,02	4,63	0,77	0,46	0,46
9. Barcelona	0,05	0,49	6,48	2,82	2,11	2,02
10. Burgos	0,05	0,52	6,63	0,84	1,01	1,01
11. Cáceres	0,04	1,41	4,37	0,13	0,20	0,16
12. Cádiz	0,04	0,70	5,16	0,62	0,75	0,55
13. Cantabria	0,05	1,45	6,23	0,46	0,54	0,47
14. Castellón	0,05	6,70	5,43	0,62	0,59	0,58
15. Ciudad Real	0,04	2,67	5,29	0,12	0,17	0,21
16. Córdoba	0,05	1,52	4,64	0,38	0,39	0,51
17. Coruña, A	0,04	1,03	5,32	0,25	0,26	0,44
18. Cuenca	0,05	1,28	4,49	0,09	0,22	0,23
19. Girona	0,05	0,47	6,53	1,43	1,14	0,94
20. Granada	0,05	0,99	4,93	0,23	0,43	0,47
21. Guadalajara	0,05	9,07	4,95	0,22	0,47	0,80
22. Guipúzcoa	0,08	0,25	7,09	5,63	2,76	2,01
23. Huelva	0,07	1,17	5,03	0,23	0,57	0,44
24. Huesca	0,04	1,97	5,22	0,59	0,39	0,40
25. Jaén	0,05	1,69	4,97	0,13	0,31	0,29
26. León	0,04	2,49	5,96	0,20	0,25	0,35
27. Lleida	0,06	0,82	6,52	0,47	0,72	0,77
28. Lugo	0,06	2,86	5,62	0,13	0,12	0,15
29. Madrid	0,04	0,37	6,41	2,47	1,83	1,69
30. Málaga	0,05	1,77	5,01	0,29	0,30	0,31
31. Murcia	0,05	1,43	4,90	0,28	0,39	0,55
32. Navarra	0,05	0,51	7,64	0,96	2,18	2,00
33. Orense	0,04	1,33	5,03	0,07	0,17	0,25
34. Palencia	0,05	4,31	5,66	0,23	0,30	0,51
35. Palmas, Las	0,05	0,57	5,44	0,30	0,56	0,48
36. Pontevedra	0,05	1,91	5,77	0,26	0,41	0,73
37. Rioja, La	0,04	0,53	5,32	0,78	1,07	1,11
38. Salamanca	0,04	0,51	5,92	0,27	0,50	0,62
39. Sta. C. de Tenerife	0,05	0,74	5,22	0,27	0,49	0,51
40. Segovia	0,05	5,36	6,34	0,25	0,26	0,48
41. Sevilla	0,05	1,51	5,28	0,51	0,57	0,56
42. Soria	0,05	0,33	5,99	0,17	0,62	0,75
43. Tarragona	0,03	1,26	5,99	0,67	0,79	1,07
44. Teruel	0,04	2,37	4,97	0,33	0,22	0,19
45. Toledo	0,04	9,50	5,05	0,14	0,19	0,52
46. Valencia	0,04	1,01	5,77	1,71	1,08	1,05
47. Valladolid	0,05	1,03	6,02	0,86	0,79	0,79
48. Vizcaya	0,07	0,44	7,03	1,77	1,50	1,14
49. Zamora	0,04	1,18	5,88	0,18	0,16	0,23
50. Zaragoza	0,04	0,56	7,90	1,12	1,21	0,99

(a) Valor añadido coste de los factores (mill. ptas.) por empleo.
(b) Cociente localización empleo (E prov. rama/E total prov.)/(E nal. rama/E total nal.).

En negrita los valores más altos.

FUENTE: Elaboración propia a partir de datos de la Fundación Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (FBBVA).

**ANEXO 6
PRODUCTIVIDAD Y CONCENTRACIÓN PROVINCIAL
DEL EMPLEO: TEXTIL, CUERO
Y CALZADO**

Provincia	Productividad (a)			Empleo (b)		
	1955	1975	1995	1955	1975	1995
1. Álava	0,07	0,49	3,53	0,48	0,48	0,34
2. Albacete	0,04	0,31	2,82	0,70	1,43	2,70
3. Alicante	0,06	0,43	3,63	2,51	3,74	4,29
4. Almería	0,04	0,35	2,36	0,25	0,22	0,17
5. Asturias	0,06	0,40	2,63	0,22	0,31	0,23
6. Ávila	0,05	0,37	2,47	0,15	0,24	0,30
7. Badajoz	0,05	0,36	2,22	0,25	0,29	0,37
8. Baleares	0,08	0,41	3,11	1,82	1,09	0,80
9. Barcelona	0,06	0,43	3,99	4,73	2,61	2,17
10. Burgos	0,05	0,34	3,00	0,99	0,80	0,89
11. Cáceres	0,04	0,38	2,30	0,27	0,30	0,46
12. Cádiz	0,05	0,37	2,35	0,33	0,38	0,36
13. Cantabria	0,07	0,44	3,40	0,81	0,34	0,28
14. Castellón	0,09	0,35	3,42	0,98	1,43	1,20
15. Ciudad Real	0,05	0,37	2,97	0,27	0,42	1,35
16. Córdoba	0,04	0,32	2,30	0,42	0,50	0,66
17. Coruña, A	0,04	0,38	2,82	0,36	0,52	0,88
18. Cuenca	0,04	0,34	2,43	0,24	0,36	0,74
19. Girona	0,06	0,39	4,08	2,12	1,95	1,69
20. Granada	0,04	0,31	2,22	0,32	0,39	0,50
21. Guadalajara	0,05	0,40	2,56	0,32	0,62	0,53
22. Guipúzcoa	0,07	0,43	4,23	0,85	0,51	0,36
23. Huelva	0,05	0,43	2,49	0,40	0,28	0,35
24. Huesca	0,05	0,36	2,47	0,26	0,45	0,55
25. Jaén	0,03	0,33	2,38	0,28	0,50	0,85
26. León	0,04	0,35	2,88	0,26	0,29	0,30
27. Lleida	0,04	0,33	3,52	0,70	1,07	1,05
28. Lugo	0,04	0,37	2,66	0,29	0,21	0,25
29. Madrid	0,06	0,43	3,75	0,76	0,77	0,44
30. Málaga	0,04	0,31	2,46	0,42	0,86	0,57
31. Murcia	0,04	0,34	3,36	0,70	0,56	0,78
32. Navarra	0,08	0,47	3,62	0,64	0,71	0,57
33. Orense	0,04	0,36	2,54	0,22	0,26	0,50
34. Palencia	0,05	0,33	2,85	0,47	0,44	0,36
35. Palmas, Las	0,06	0,39	2,60	0,16	0,13	0,11
36. Pontevedra	0,04	0,32	2,81	0,31	0,47	0,57
37. Rioja, La	0,06	0,37	3,43	1,03	1,83	2,23
38. Salamanca	0,06	0,35	2,95	0,98	1,16	0,95
39. Sta. C. de Tenerife	0,05	0,39	2,57	0,15	0,10	0,09
40. Segovia	0,05	0,34	2,85	0,31	0,27	0,20
41. Sevilla	0,06	0,39	2,41	0,50	0,56	0,47
42. Soria	0,05	0,34	2,67	0,24	0,40	0,45
43. Tarragona	0,05	0,36	3,89	0,92	0,89	0,86
44. Teruel	0,05	0,36	2,67	0,22	0,44	1,00
45. Toledo	0,04	0,31	2,83	0,35	0,77	2,21
46. Valencia	0,06	0,39	3,60	0,89	1,35	1,66
47. Valladolid	0,05	0,40	3,11	0,44	0,44	0,36
48. Vizcaya	0,06	0,38	3,89	0,57	0,41	0,23
49. Zamora	0,05	0,38	2,95	0,25	0,24	0,33
50. Zaragoza	0,06	0,37	2,92	0,98	1,36	1,31

(a) Valor añadido coste de los factores (mill. ptas.) por empleo.
(b) Cociente localización empleo (E prov. rama/E total prov.)/(E nal. rama/E total nal.).

En negrita los valores más altos.

FUENTE: Elaboración propia a partir de datos de la Fundación Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (FBBVA).