

# LA DISTRIBUCIÓN PROVINCIAL DEL DESEMPLEO EN ESPAÑA

Enrique LÓPEZ-BAZO  
Tomás del BARRIO  
Manuel ARTÍS (\*)

*Universidad de Barcelona*

## Resumen

En este trabajo analizamos la distribución geográfica del desempleo en España. Para ello, utilizamos técnicas que nos permiten evaluar las características del conjunto de la distribución, haciendo especial hincapié en el nivel de dependencia espacial entre las provincias. Asimismo, se determina en qué medida las diferencias provinciales son debidas a factores de desequilibrio y de equilibrio, para lo cual se complementa el tradicional análisis de regresión con técnicas no paramétricas que nos permiten evaluar el impacto de los diversos factores sobre el conjunto de la distribución provincial del paro. El análisis se efectúa tanto para mediados de los años ochenta como para finales de los noventa, constatóndose cambios importantes en el período.

*Palabras clave:* diferenciales de desempleo, mercados de trabajo regionales, dinámica de la distribución, análisis espacial, España.

## Abstract

In this article we analyse the geographical distribution of unemployment in Spain. For this purpose we use techniques that enable us to evaluate the features of distribution as a whole, laying special emphasis on the level of spatial dependence between provinces. Likewise, we determine to what extent provincial differences are due to equilibrium and non-equilibrium factors, to which end traditional regression analysis is supplemented with non-parametric techniques that enables us to assess the impact of the different factors on the overall provincial distribution of unemployment. The analysis is carried out both for the mid-eighties and for the late nineties, and evidence is found of major changes in the period.

*Key words:* unemployment differentials, regional labour markets, distribution dynamics, spatial analysis, Spain.

*JEL classification:* E24, R12, R23.

## I. INTRODUCCIÓN

EN las últimas décadas, muchas economías occidentales se han caracterizado por presentar elevadas tasas de desempleo. En este contexto, las cifras extremas presentadas por la economía española son bien conocidas por todos. El mercado de trabajo español ha llamado la atención de los investigadores tanto por sus elevadas tasas de desempleo como por la extrema persistencia de los *shocks* que le han afectado. De forma muy esquemática, se ha apuntado, por un lado, a condiciones estructurales y a la rigidez del mercado de trabajo y, por otro, al sistema de cobertura del desempleo como posibles causas de que el paro en España haya seguido un comportamiento bastante diferente al observado para el caso de otras economías de nuestro entorno, como por ejemplo la portuguesa (Blanchard y Jimeno, 1995).

Además del estudio de la tasa de desempleo para el conjunto de una economía, resulta interesante conocer su distribución geográfica o territorial. A esta cuestión, que desde nuestro punto de vista presenta notable relevancia, se le ha prestado por el momento menor atención en la literatura. No obstante, existe cierta evidencia que nos revela la importancia de las diferencias espaciales en las tasas de desempleo en Estados Unidos, Canadá y Europa. Aparte del hecho de que los mercados de trabajo continúan teniendo una dimensión regional y local muy notable, hay razones que jus-

tifican, desde una perspectiva teórica, el análisis del desempleo regional. Entre las más inmediatas se encuentran la magnitud de las diferencias regionales en el seno de los países, la ausencia de explicaciones en los modelos macroeconómicos para la existencia de esas diferencias, y la ineficiencia creada por tales desigualdades en el conjunto de la economía (Elhorst, 2000). Por otra parte, la mayoría de los trabajos que han analizado desde una perspectiva aplicada los determinantes del desempleo regional han utilizado análisis de regresión, donde el desempleo de las unidades territoriales se relaciona con un conjunto de variables explicativas que recogen las características del mercado de trabajo regional, de la población, de la composición sectorial, del desempleo del conjunto del país, etc. (Marston, 1985; Elhorst, 1995; Partridge y Rickman, 1997; Taylor y Bradley, 1997). Este tipo de estudios proporciona estimaciones de los efectos de cada factor en la tasa de desempleo de *una región media representativa* de la muestra analizada, pero no proporciona evidencia acerca de los efectos en el conjunto de la distribución regional del desempleo, tal y como señaló Quah (1993 y 1997) para regresiones de crecimiento económico. En sus trabajos, este autor sugirió el estudio de los efectos sobre toda la distribución de la variable objeto de análisis, complementando de ese modo el análisis de regresión tradicional con técnicas alternativas. Este enfoque ha sido utilizado recientemente para analizar la dinámica de las tasas de desempleo en Europa (Overman y Puga, 2002).

En este trabajo se trata de sofisticar este enfoque, combinando los resultados obtenidos de un análisis de regresión con la estimación de la forma de la distribución del desempleo regional condicionada a algunos de los factores que se han mencionado con anterioridad. Así, comparando la distribución de los diferenciales de tasas de desempleo regionales con la distribución en la que se ha eliminado el impacto de las diversas variables explicativas consideradas, es posible determinar el efecto de éstas sobre las características del conjunto de la distribución. Nuestros resultados para las provincias españolas muestran, por ejemplo, evidencia relevante acerca de la formación de grupos de regiones con tasas de desempleo muy distintas.

Por otra parte, creemos que el análisis del desempleo regional debe tener cuenta las características espaciales de su distribución de forma explícita. En consecuencia, el modelo empírico que se utiliza para determinar los factores explicativos de los diferenciales regionales en las tasas de desempleo contempla la posibilidad de que existan efectos espaciales. Las interacciones entre los mercados de trabajo de diversas regiones pueden ser el resultado de que los trabajadores de una región puedan optar a los puestos de trabajo vacantes en otras regiones y de que las empresas busquen trabajadores para cubrir sus puestos de trabajo vacantes fuera de la región donde están localizadas. Los trabajos de Burda y Profit (1996) y Burgess y Profit (2001) muestran evidencia favorable a la existencia de interacciones espaciales en los mercados de trabajo locales de la República Checa, en el primer caso, y en las *travel-to-work areas* en Gran Bretaña, en el segundo. Desde un punto de vista mucho más general, parece razonable pensar que el comportamiento del mercado de trabajo de una región puede influenciar las circunstancias de los del resto de regiones del sistema. En este sentido, Bronars y Jansen (1987) y Molho (1995) proporcionan evidencia a favor de la presencia de *spillovers* espaciales significativos en el proceso de ajuste de los diferenciales de desempleo ante *shocks* locales para el caso de los mercados de trabajo del Reino Unido y de los Estados Unidos, respectivamente. Ante estas consideraciones, este trabajo propone y emplea técnicas desarrolladas en el ámbito de la econometría espacial para incorporar el posible efecto del desempleo en otras regiones a la hora de analizar su distribución geográfica.

Por lo tanto, nos centraremos en el análisis de la distribución de los diferenciales en las tasas de desempleo provincial en España, incluyendo efectos espaciales. Varios estudios han intentado explicar por qué el desempleo en España se ha comportado como lo ha hecho, y por qué ha presentado una evolución distinta a la mostrada por otros países (Bentolila y Blanchard, 1990; Blanchard y Jimeno, 1995; Dolado y Jimeno,

1997; Marimon y Zilibotti, 1998). Sin embargo, como se ha señalado anteriormente en términos más generales, la distribución de las tasas de desempleo en las provincias españolas parece haber despertado menor interés. Y esta circunstancia resulta sorprendente, dado que el español también resulta en este sentido un caso bastante extremo, al estar caracterizado por importantes diferencias espaciales y una fuerte estabilidad temporal en el *ranking* de regiones. Las provincias españolas que, según la EPA (1), presentaban mayores tasas de desempleo en 1999 eran dos regiones del Sur, Cádiz (32,5 por 100) y Córdoba (30,6 por 100), que prácticamente doblaron la tasa de paro para España en ese año (15,8 por 100). Esas mismas provincias se encontraban entre las que poseían unas tasas de paro más elevadas en 1990 (32,9 y 25,8 por 100), 1980 (24,2 y 14,1 por 100) y 1976 (10,1 y 9,8 por 100), curiosamente doblando también en esos años la tasa de desempleo española (16,2, 11,4 y 4,5 por 100 respectivamente). Por otra parte, y en claro contraste con lo anterior, Lleida y Soria presentaron tasas de desempleo alrededor de la tasa media de la UE en 1999 (5,5 y 6,3 por 100), estando entre las provincias con menor desempleo en las últimas décadas, con tasas de paro alrededor de la mitad de la del conjunto del Estado.

A esta circunstancia hay que sumar el hecho de que la evolución más reciente de las tasas de desempleo en las provincias españolas ha sido muy dispar. Así, mientras que la tasa de paro media en España pasó del 24,1 al 15,8 por 100 entre 1994 y 1999, provincias como Álava (del 22,3 al 10,6 por 100), Alicante (del 26,2 al 13,5 por 100) y Barcelona (del 23,0 al 11,4 por 100) disfrutaban de reducciones más pronunciadas, mientras que otras experimentaron cambios mucho más modestos (Cáceres del 24,9 al 22,5 por 100, Ciudad Real del 20,0 al 17,3 por 100). Incluso nos encontramos con provincias que mostraron estancamiento en tasas elevadas y hasta repuntes en el desempleo (Córdoba del 30,5 al 30,6 por 100, Ourense del 14,6 al 20,4 por 100). Estas experiencias podrían estar apuntando hacia un proceso de polarización en la distribución geográfica del desempleo en España, con provincias en las que las tasas podrían estar aproximándose hacia los niveles medios de la UE, mientras que, paralelamente, otras no se ven beneficiadas de ese proceso de mejora en la situación del mercado de trabajo.

En este trabajo nos centraremos en el análisis de la distribución de los diferenciales en las tasas de desempleo de las 50 provincias españolas en dos años en particular: 1985 y 1997. Creemos interesante estudiar el cambio en la distribución a lo largo de este período, dado que durante el mismo la economía española experimentó importantes reformas económicas como resultado de un proceso de liberalización, apertura e inte-

gración en la UE, y diversas reformas del mercado de trabajo tendentes a conseguir su desregulación y aumento de flexibilidad. Partiendo de los casos comentados anteriormente, resulta evidente que no todas las provincias españolas han reaccionado de la misma manera a los procesos anteriores y, por otra parte, cabe la posibilidad de que los determinantes de las diferencias regionales de desempleo hayan variado a lo largo del período analizado. Es de todos bien conocido que el primer año del período aquí considerado se caracteriza por corresponder al final de una década de crisis y reestructuración industrial, y es el año previo a la entrada de España en la entonces CEE. En aquel momento, los datos de desempleo en España alcanzaron sus valores más altos. Pero doce años después la economía española había experimentado un período de notable crecimiento y de disminución del desempleo (hasta finales de los ochenta y principios de los noventa) y algunos años de desaceleración con incremento de la tasa de desempleo, que la colocaron en niveles similares a los de 1985. El hecho de que la tasa de desempleo para el conjunto de la economía española en los dos años que consideramos en este análisis sea similar tiene un par de importantes repercusiones prácticas. En primer lugar, que el análisis que se va a llevar a cabo no se encuentre contaminado por la posibilidad de respuestas provinciales diferenciadas en distintas fases del ciclo económico. En segundo lugar, porque el que la tasa media sea similar en ambos años hace que sea indistinto analizar diferencias en tasas de desempleo absolutas o relativas. En este sentido, en Martín (1997) se puede encontrar una discusión sobre las implicaciones de realizar el análisis en términos absolutos o relativos.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente forma. En el apartado II, se realiza un estudio exploratorio de la distribución espacial de las diferencias en las tasas de desempleo de las provincias españolas, donde además se describen de forma concisa las técnicas utilizadas a lo largo del trabajo. En el apartado III, se presentan las principales causas de las diferencias territoriales en el desempleo propuestas en la literatura, y se introduce el modelo empírico que será susceptible de estimación, incluyendo una breve discusión sobre las varia-

bles consideradas. En el apartado IV, se presentan los resultados de la estimación del modelo de regresión y los correspondientes a la obtención del impacto de las variables explicativas sobre el conjunto de la distribución de las tasas de desempleo provinciales. Finalmente, el apartado V está destinado a presentar las conclusiones más inmediatas que se derivan del análisis realizado.

## II. LA DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DEL DESEMPLEO: ANÁLISIS EXPLORATORIO

Como se ha comentado anteriormente, la evolución del desempleo español y las causas de su magnitud han sido ampliamente tratadas en la literatura (Blanchard y Jimeno, 1995; Marimon y Zilibotti, 1998). Desde niveles alrededor del 2-3 por 100 en los sesenta, la tasa de desempleo asciende de forma moderada, aunque continua, hasta situarse próxima al 10 por 100 a principios de los ochenta (cuadro n.º 1). Entonces se produce un dramático ascenso en la primera parte de esa década que lleva a la tasa de paro a duplicar su nivel, hasta cotas por encima del 20 por 100. A partir de ese momento, la tasa de paro evoluciona de forma conjunta con el ciclo económico, aunque siempre en niveles superiores a los que muestran otras economías occidentales. Con respecto a las diferencias en las tasas de desempleo provinciales, si tomamos la desviación estándar como una sencilla medida de éstas, podemos afirmar que aumentaron de forma acusada hasta mitad de los ochenta, para posteriormente mantener los valores alcanzados. Por otra parte, si comparamos las tasas de desempleo para aquellas provincias que presentaban niveles extremos, en las dos últimas columnas del cuadro n.º 1 se aprecia claramente la problemática de las diferencias espaciales. Si utilizamos las tasas de paro como una rudimentaria medida de la probabilidad de estar desempleado, esos datos nos revelan que los trabajadores de determinadas provincias tenían muchas más posibilidades de incurrir en una situación de desempleo que los de otras provincias. Y además esa diferencia de probabilidades parece haber ido aumentando. De hecho, las cifras más recientes apuntaban a que algunas provincias españolas podían estar próximas a una situación de pleno empleo, mientras que a una distancia de algunos cientos de kilómetros las tasas de paro se mantenían sobre el 20 por 100.

Con el objetivo de profundizar en la distribución provincial del desempleo en España y confirmar los indicios revelados por una primera inspección de las cifras, se ha estimado la función de densidad asociada a la distribución del desempleo en 1985 y 1997. Esta función aproxima la forma externa de la distribución y, de esta forma, proporciona más información que sim-

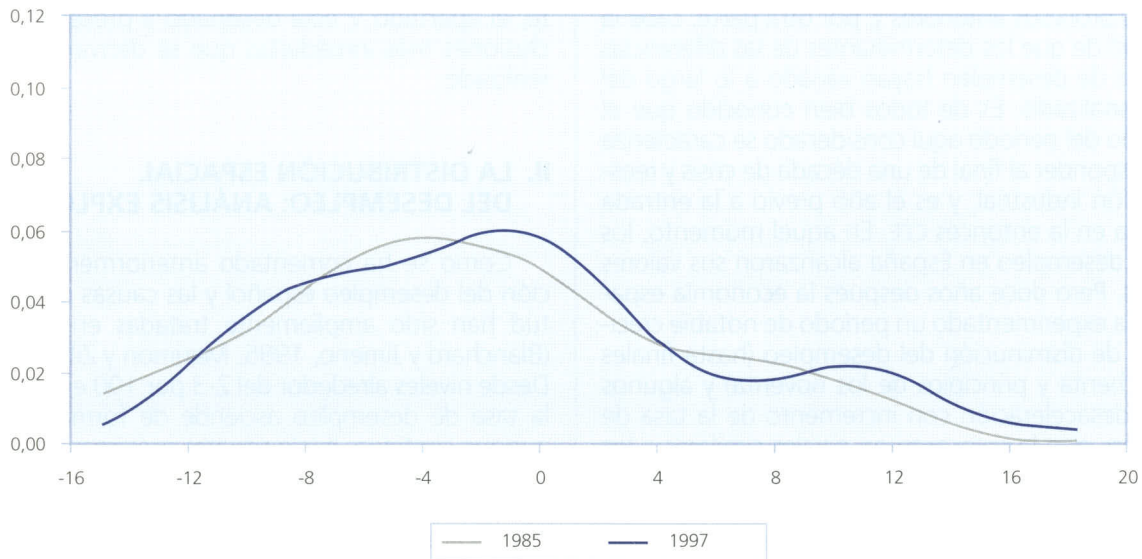
CUADRO N.º 1

### EVOLUCIÓN DE LA MAGNITUD Y DISPERSIÓN PROVINCIAL DE LAS TASAS DE DESEMPLEO EN ESPAÑA

	Agregado	Desviación estándar provincias	Máximo	Mínimo
1978.....	6,97	3,83	15,55	1,62
1985.....	21,63	6,80	33,59	6,61
1990.....	16,21	6,60	32,92	3,22
1997.....	20,80	6,99	38,21	8,36

GRÁFICO 1

## FUNCIÓN DE DENSIDAD ESTIMADA PARA LOS DIFERENCIALES PROVINCIALES EN TASAS DE PARO



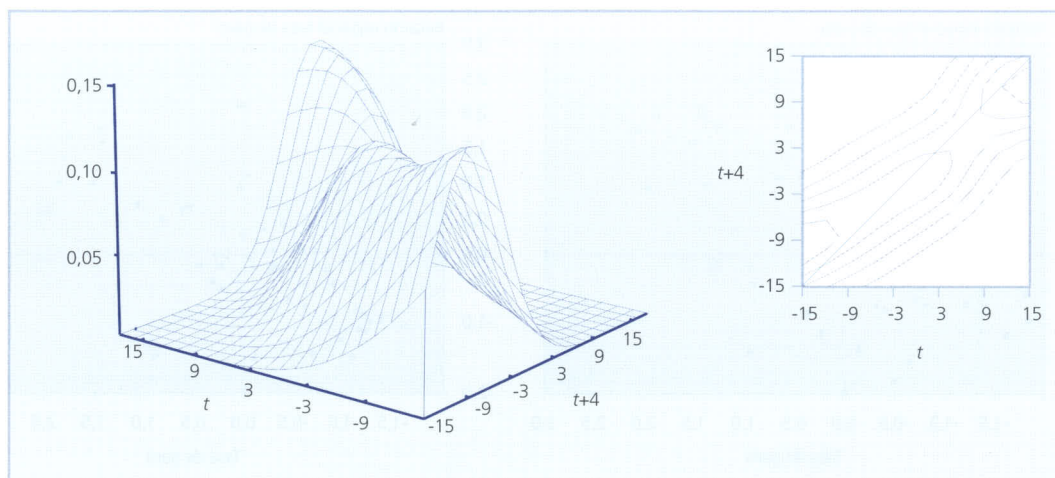
ples medidas de posición y dispersión. La estimación se realiza de forma no paramétrica a través del método *kernel*, utilizando un *kernel* gaussiano y una ventana de amplitud seleccionada automáticamente atendiendo a las características de los datos (Silverman, 1986). Es posible comparar la forma externa de dos o más distribuciones mediante las funciones de densidad estimadas. En concreto, podemos valorar el cambio en la forma de la distribución durante el período objeto de análisis, comparando la función de densidad para las tasas de paro provinciales en 1985 y en 1997. El gráfico 1 muestra las densidades estimadas para la diferencia entre la tasa de paro en cada provincia y la tasa media en la economía española para esos dos años. Además de confirmar la elevada dispersión en la distribución, del gráfico se desprende que ésta no experimentó cambios destacados en el período. Sin embargo, un análisis más detallado de ambas densidades sí revela una cierta tendencia a la concentración de la masa de probabilidad en determinados intervalos del recorrido de los diferenciales de paro. Quizás el hecho más destacado sea la consolidación de un *pico* en diferenciales positivos muy elevados en 1997, mientras que otro grupo podría estar formándose a la izquierda de la distribución (diferenciales negativos).

A pesar de que las funciones de densidad estimadas nos revelan los cambios en la forma externa de la distribución, no nos proporcionan información acerca de los movimientos acontecidos en su seno. Pero estos movimientos pueden ser incluso más importantes que la

forma externa cuando estamos interesados en la dinámica de la distribución (Quah, 1997). Es obvio que una situación en la que las provincias con diferenciales positivos iniciales tengan gran probabilidad de permanecer en esa posición al final es distinta a aquella en la que dichas provincias presenten una elevada probabilidad de transitar a posiciones más favorecidas. Asimismo, las provincias con bajo desempleo relativo pueden mostrar elevada probabilidad de permanencia en esa situación o mostrar propensión a transitar a otros niveles de desempleo. Y todo ello es compatible con una distribución cuya forma externa experimente o no modificaciones. Esa dinámica en el seno de la distribución puede ser analizada a través de la estimación de un *kernel estocástico* para la distribución de los diferenciales provinciales de desempleo en el período analizado. Dicho *kernel* proporciona la probabilidad de transitar de cualquier nivel en el rango de valores de los diferenciales de desempleo a cualquier otro nivel (2).

El gráfico 2 muestra la estimación de dicho *kernel* para las provincias españolas en transiciones cada cuatro años, en el período 1985 a 1997. El eje Z en el gráfico tridimensional mide la densidad o probabilidad de cada punto en el espacio de los ejes X e Y, que miden los valores de la variable en un año  $t$  y cuatro años después ( $t+4$ ). Las líneas paralelas al eje  $t+4$  miden la probabilidad de transitar desde el nivel correspondiente en el eje  $t$  hacia cualquier otro valor cuatro años después. Por tanto, la distribución estará caracterizada por una elevada persistencia cuando el *kernel* (la masa de pro-

GRÁFICO 2

**DINÁMICA DE LA DISTRIBUCIÓN DE LOS DIFERENCIALES EN TASAS DE PARO PROVINCIALES. TRANSICIONES DE CUATRO AÑOS**

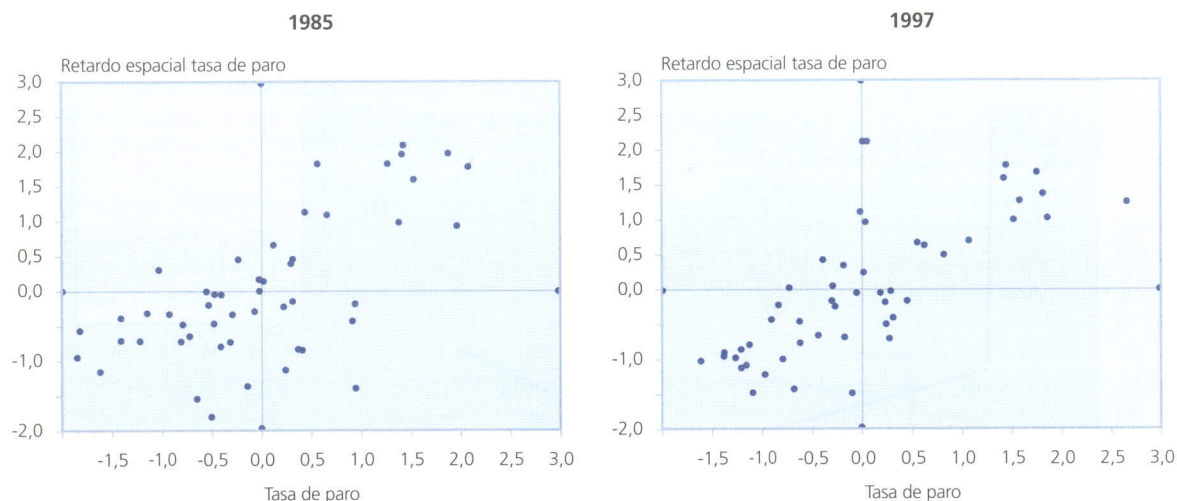
babilidad) se sitúe sobre la diagonal positiva. Por el contrario, si el *kernel* se sitúa paralelo al eje  $t$ , nos estará indicando que todas las provincias muestran tendencia a mostrar valores similares en  $t+4$ , independientemente del valor de partida en  $t$ . Para apoyar la imagen obtenida con el gráfico en tres dimensiones, se muestra también un gráfico de contorno. Las líneas en dicho gráfico conectan puntos con la misma altura, es decir densidad, en el gráfico tridimensional. Los resultados obtenidos sugieren que la distribución del desempleo en las provincias españolas estuvo caracterizada por una más que notable persistencia, dado que la mayor parte de la masa de probabilidad se sitúa sobre la diagonal positiva. Esto implica que hubo considerable estabilidad en el *ranking* de provincias, mientras que las escasas desviaciones de la diagonal únicamente se producen para contribuir a la polarización comentada anteriormente.

En resumen, los resultados derivados de la comparación de la forma externa de la distribución en 1985 y 1997, y los movimientos en su seno en ese período, confirman la existencia de elevados diferenciales en tasas de paro entre las provincias españolas, cuya distribución está caracterizada por una fuerte persistencia. En otras palabras, ni las provincias con elevadas tasas de desempleo ni aquellas con mejores posiciones relativas parecen haber mostrado un cambio en su situación en el período analizado.

Llegados a este punto, cabe señalar que el análisis anterior no ha tenido en cuenta en ningún momento la

localización espacial de cada una de las provincias. En consecuencia, no hemos podido evaluar el impacto de la geografía sobre la dispersión de la distribución y sobre el proceso de formación de *clusters*, detectado anteriormente. Esta cuestión ha sido ya apuntada para el caso de la distribución regional del producto, lo que ha motivado la aplicación de herramientas diseñadas para la detección de asociación espacial en ese caso (Rey y Montouri, 1999; López-Bazo *et al.*, 1999). En este trabajo, proponemos su aplicación para el caso del desempleo. Así, el tipo e intensidad de la asociación espacial en la distribución provincial de las tasas de paro pueden ser sintetizados en un gráfico donde se representan las tasas de paro estandarizadas en el eje X y las tasas estandarizadas en las provincias vecinas (retardo espacial) en el eje Y. Este tipo de gráfico, sugerido en Anselin (1996), recibe el nombre de *Moran scatterplot*. Adicionalmente, el grado de asociación espacial puede ser contrastado a través del estadístico conocido como I de Moran. Los *Moran scatterplots* para las tasas provinciales de paro en 1985 y 1997 aparecen en el gráfico 3. La posición de las provincias en los cuadrantes primero y tercero implica que la mayoría de provincias con tasas de paro elevadas tenían vecinos con las mismas características, mientras que aquellas con bajos niveles de desempleo tenían elevada probabilidad de estar rodeadas de provincias también con bajos niveles. Es de destacar que la relación positiva entre el nivel de desempleo y el retardo espacial de éste tiende a acentuarse en 1997 (mayor concentración de la nube de puntos sobre la diagonal positiva). Esta circunstancia se ve con-

GRÁFICO 3  
MORAN SCATTERPLOTS DE LAS TASAS DE PARO PROVINCIALES



firmada por la I de Moran, que en 1997 tomaba un valor de 7,3 frente al de 6,3 en 1985 (significativo en ambos casos al 1 por 100) (3).

Por tanto, podemos afirmar que la distribución de las tasas de paro en España está caracterizada por una intensa dependencia espacial, que además parece haber ido en aumento a lo largo de las últimas décadas. Pero, ¿hasta qué punto este fenómeno puede estar influyendo en las características de la distribución que hemos observado anteriormente? Por ejemplo, ¿en qué medida la tendencia hacia una creciente polarización esta asociada a la localización espacial de las provincias? Para tener una primera evidencia sobre esta cuestión, comparamos la forma externa de la distribución de las tasas de desempleo provinciales con la media del conjunto de la economía española, y con la de la distribución de la diferencia de la tasa de cada provincia y la media de las provincias vecinas, es decir la diferencia respecto al retardo espacial de las tasas de paro. Si la dispersión en la distribución está relacionada con la dependencia espacial, entonces cabe esperar que la segunda distribución sea mucho más concentrada. Asimismo, si tras la formación de grupos de provincias hay un fenómeno geográfico, cabe suponer que la distribución de la tasa de paro en cada provincia menos la tasa en los vecinos no muestre una notable cantidad de probabilidad en los niveles muy elevados y muy bajos de desempleo. Los resultados de este ejercicio para los años de referencia se muestran en el gráfico 4. Se aprecia cómo la distribución en 1985 se desplaza hacia la derecha cuando se elimina el efecto vecindad, con la moda localizada en las proximidades del cero. La distri-

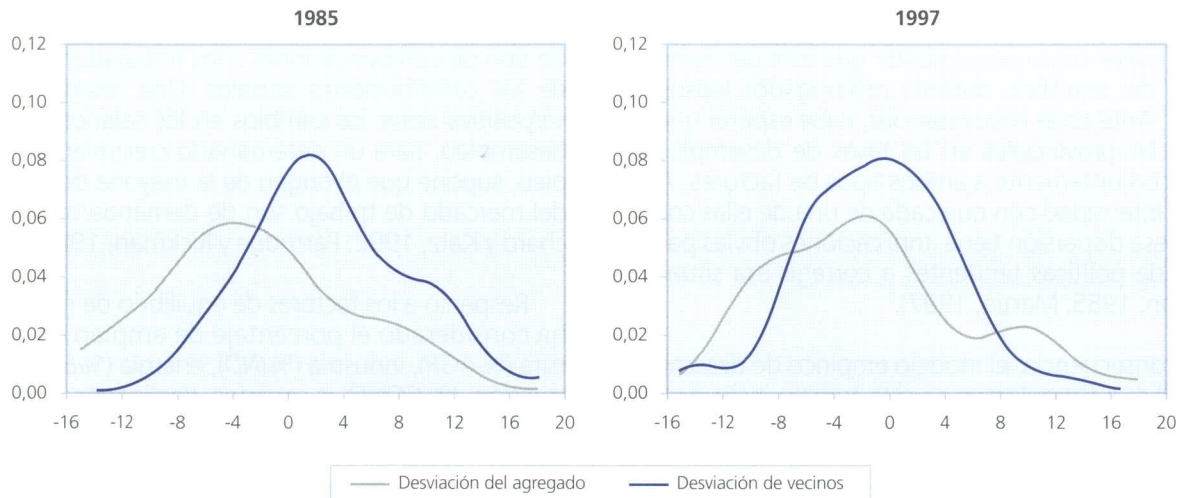
bución es también algo más concentrada que la original, aunque permanece una importante masa de probabilidad en diferenciales positivos elevados. Para 1997, observamos cómo el efecto vecindad puede estar tras muchas de las características de la distribución para ese año. No únicamente la distribución aparece ahora más concentrada, sino que los grupos detectados en la distribución original desaparecen completamente en la distribución en desviaciones de las provincias vecinas.

En resumen, mediante un simple análisis descriptivo, hemos mostrado cómo la distribución provincial del desempleo en España es muy dispersa, mostrando tendencia a la formación de grupos con valores extremos. Además, difícilmente podemos asumir que su distribución espacial sea aleatoria u homogénea. Por el contrario, la evidencia obtenida apunta a que la tasa de paro en una provincia está, de forma cada más intensa, vinculada a la de las provincias colindantes, y este fenómeno podría estar explicando muchas de las características de la distribución, sobre todo al final del período considerado.

### III. CAUSAS DE LAS DIFERENCIAS TERRITORIALES EN EL DESEMPLEO

Si los mercados de trabajo estuvieran caracterizados por la ausencia de rigideces y costes de ajuste, cabría esperar que las diferencias en tasas de desempleo entre diversas áreas geográficas se desvaneciesen rápidamente, dado que el exceso de oferta en un área desaparecería al desplazarse los trabajadores a las áreas con

GRÁFICO 4  
EFECTO VECINDAD EN LA DISTRIBUCIÓN PROVINCIAL DE LAS TASAS DE PARO



menores tasas de desempleo. Sin embargo, y en consonancia con lo observado para otras economías (Lazar, 1997; Evans y McCormick, 1994; Martin, 1997; Martin y Sunley, 1999; Overman y Puga, 2002), los resultados que se han mostrado en el apartado anterior parecen contradecir esta circunstancia. Es decir, que las regiones con altos niveles de desempleo en una determinada década continúan sufriendo elevadas tasas en las siguientes, mientras que regiones con reducidas tasas de desempleo siguen disfrutando de la misma situación por largos períodos de tiempo.

La lentitud en el proceso de ajuste de los salarios y los elevados costes asociados a la migración pueden explicar por qué los *shocks* provinciales idiosincrásicos, o las respuestas diferenciadas ante un *shock* común, estarían provocando que las tasas de paro variasen ampliamente entre provincias durante largos períodos. Teniendo en cuenta este razonamiento, la heterogeneidad en la distribución espacial del desempleo puede ser vista como un fenómeno de desequilibrio, tal y como propuso Marston (1985). Este autor también propuso una segunda explicación de por qué ciertas áreas presentan distintas tasas de desempleo, basándose en los argumentos de Hall (1972) y Rosen (1974). La idea es que existe una distribución de equilibrio estacionario para las tasas de desempleo en las diversas regiones de un territorio que es resultado de la dotación regional de ciertos factores. En la medida en que estas dotaciones difieran entre regiones, la distribución espacial del desempleo no será homogénea. Más aún, bajo el supuesto de que la dotación de factores permanece estable durante largos períodos de tiempo, cabrá esperar que

la distribución del desempleo no sufra cambios sustanciales. Esta hipótesis de equilibrio para explicar los diferenciales regionales en el desempleo se basa, por lo tanto, en la idea de que los trabajadores, cuando se encuentran en situación de desempleo, pueden tener incentivos a no migrar en la medida en que, de una u otra forma, valoren las dotaciones de su región de residencia. Asimismo, supone que cuando las empresas deciden su localización tienen en cuenta no sólo el nivel salarial y la tasa de paro de la región, sino también su dotación de factores que pueden favorecer la actividad productiva (Partridge y Rickman, 1997). Existe cierta evidencia que apoya estos supuestos, como la coexistencia de elevados salarios en zonas con alto desempleo y las preferencias mostradas por trabajadores y empresas por localizarse en entornos que poseen una buena dotación de lo que, en nomenclatura anglosajona, ha dado en denominarse *facilities and amenities*. Cabe señalar, finalmente, que algunos trabajos recientes (Martin, 1997; Partridge y Rickman, 1997) han ampliado la lista de factores que podrían afectar a los diferenciales de desempleo de equilibrio, incluyendo diferencias persistentes entre las regiones de tipo económico, institucional, y relacionadas con las características de los mercados de trabajo.

Teniendo en cuenta estos argumentos, parece razonable considerar que, a priori, ambos tipos de fenómenos puedan contribuir simultáneamente a explicar las disparidades en las tasas de desempleo provinciales. Por consiguiente, diferencias provinciales en la composición sectorial, en los niveles salariales, en distintos tipos de desajustes propios del mercado de trabajo y en

la distribución espacial de los incentivos para productores y consumidores pueden, entre otros factores, inducir la distribución geográfica del desempleo en equilibrio. Paralelamente, es posible que los mecanismos que actúan para absorber un *shock* temporal que afecte al mercado de trabajo no sean lo suficientemente intensos y eficaces como para impedir que éste permanezca alejado del equilibrio durante prolongados lapsos de tiempo. Ante estas circunstancias, cabe esperar que las diferencias provinciales en las tasas de desempleo se deban conjuntamente a ambos tipos de factores. Además, la intensidad con que cada una de ellas contribuya a esa dispersión tiene implicaciones obvias para el diseño de políticas tendentes a corregir esa situación (Marston, 1985; Martin, 1997).

En consecuencia, el modelo empírico de desempleo regional que formulamos en este trabajo incluye variables que pretenden recoger el efecto tanto de factores de equilibrio como de desequilibrio. Así, y siguiendo la propuesta de Partridge y Rickman (1997), postulamos que el diferencial de la tasa de desempleo ( $U$ ) en una provincia  $i$  en el período  $t$  con respecto a la tasa en el conjunto del Estado es función de variables de desequilibrio ( $DEQ$ ), variables de equilibrio de mercado ( $ME$ ), variables demográficas y características de la fuerza de trabajo ( $DEM$ ) y de *amenities* de productores y consumidores ( $AMEN$ ), todas en la provincia  $i$  y el período  $t$ .

$$U_i^t = f(DEQ_i^t, ME_i^t, DEM_i^t, AMEN_i^t) \quad [1]$$

Consideramos los dos años de referencia en nuestro análisis como valores para  $t$ . Es decir, que suponemos la existencia de la relación dada por [1] para el año 1985 y para 1997.

Para seleccionar el conjunto de variables a incluir en cada una de las anteriores categorías generales, hemos tenido en cuenta la literatura previa sobre el análisis de los diferenciales en el desempleo regional, en particular los trabajos de Taylor y Bradley (1997), Partridge y Rickman (1997) y el *survey* elaborado por Elhorst (2000). No obstante, cabe indicar que el conjunto final de variables utilizadas ha estado también condicionado por la disponibilidad de datos a escala provincial en el período de tiempo analizado. Dado que una discusión a fondo sobre las razones de su inclusión en el modelo y de su efecto esperado se puede encontrar en los trabajos mencionados con anterioridad, nos limitaremos a describir brevemente las variables incluidas como factores de desequilibrio y en las distintas categorías de las de equilibrio.

Así, para tener en cuenta los factores de desequilibrio en las tasas de desempleo provincial, hemos inclui-

do la tasa de generación de empleo ( $GEMPL$ ) y la tasa de variación de los costes laborales por unidad de producto ( $GCLU$ ). Cabe señalar que, a falta de información estadística más precisa, para aproximar los salarios en las provincias en los dos períodos considerados hemos utilizado los costes laborales que incluyen salarios y todo tipo de compensaciones a los trabajadores, además de las contribuciones sociales. Una relación negativa/positiva entre los cambios en los salarios reales y el desempleo, para un determinado crecimiento del empleo, supone que el origen de la mayoría de los *shocks* del mercado de trabajo son de demanda/oferta (Blanchard y Katz, 1992; Partridge y Rickman, 1997).

Respecto a los factores de equilibrio de mercado, se ha considerado el porcentaje de empleo en agricultura (%AGR), industria (%IND), energía (%ENER), construcción (%CONS) y servicios destinados a la venta (%SERVTA) para controlar por las diferencias en la composición sectorial. Se ha omitido el porcentaje relativo a los servicios no destinados a la venta para evitar multicolinealidad perfecta, por lo que los coeficientes del resto de porcentajes recogen las diferencias en el desempleo respecto a esa categoría base. Es importante tener presente que la desagregación sectorial utilizada no permite, por ejemplo, controlar por el tipo de ramas industriales en las que están especializadas las provincias, pero el detalle sectorial empleado es el más desagregado del que hemos podido disponer a nivel provincial para el período analizado. Los costes laborales unitarios ( $CLU$ ), siguiendo la sugerencia de Taylor y Bradley (1997), pueden considerarse como una variable perteneciente a la categoría de equilibrio de mercado, dado que incrementos en los costes salariales, no compensados con incrementos en la productividad del trabajo, ejercerán un efecto negativo en la demanda de trabajo y positivo en la oferta.

En cuanto al conjunto de variables que nos permiten recoger los efectos de los aspectos demográficos y de las características de la fuerza de trabajo, hemos considerado el porcentaje de población joven —aquellos individuos con edades comprendidas entre 16 y 25 años— sobre el total de la población ( $JOV$ ), así como las tasas de participación femenina ( $PFEM$ ) y masculina ( $PMAS$ ). Las tasas de desempleo juveniles han sido muy elevadas en las últimas décadas en España, por lo que cabe esperar que la existencia de diferencias en el porcentaje de población joven entre provincias tenga influencia sobre los diferenciales provinciales de equilibrio. En cuanto a las tasas de participación masculina y femenina, por una parte es bien sabido que la tasa femenina se ha situado muy por debajo de la masculina, y por otra, que las decisiones de las mujeres en cuanto a su incorporación al mercado de trabajo están muy relacionadas con el nivel de empleo existente en cada



momento; de manera que la participación femenina tiende a incrementarse en las fases alcistas del ciclo y a disminuir en las fases recesivas, mientras que las tasas de participación masculina parecen no encontrarse tan condicionadas por el ciclo económico. También se considera a las migraciones interprovinciales (*MIG*) como variable de equilibrio demográfico. En este sentido, es necesario tener presente que, por un lado, los flujos migratorios internos en España fueron un mecanismo muy importante para equilibrar el mercado de trabajo hasta los años ochenta, pero que en las dos últimas décadas han caído hacia niveles más bajos. En segundo lugar, a pesar de que es previsible que las migraciones se encuentren influenciadas por las diferencias territoriales en el crecimiento del empleo y en los salarios, resulta a priori factible pensar que una parte importante de las decisiones migratorias en España, en el período analizado, hayan sido independientes del funcionamiento del mercado de trabajo, por lo que la no significación del parámetro asociado a esta variable se plantea como un resultado factible.

Para finalizar con esta categoría, se ha introducido el porcentaje de trabajadores que, por lo menos, han comenzado la educación secundaria (*H*), como aproximación al capital humano medio de cada una de las provincias. El nivel de calificación, educación y, en un sentido amplio, el capital humano de la mano de obra es uno de los factores más relevantes para que una economía pueda ir adaptándose a los continuos cambios que se están produciendo en el proceso productivo. Se ha constatado que la tasa de desempleo para trabajadores con un alto nivel de estudios es menor que la de trabajadores que dejaron el sistema educativo con un reducido nivel de cualificación (Nickell y Bell, 1996). En las décadas más recientes, se ha producido un proceso de incremento generalizado del nivel educativo de la población española, pero las diferencias regionales en cuanto al mismo siguen siendo grandes (Rodríguez-Pose, 1996). En consecuencia, diferencias relevantes en la dotación media de capital humano entre las provincias podrían estar provocando parte de la desigualdad en la distribución territorial del desempleo en España.

Respecto a las variables que recojan los incentivos, estímulos y, en general, capacidad de atracción de empresas y trabajadores de cada provincia, huelga decir que su utilización está fuertemente condicionada por la disponibilidad de este tipo de información a escala provincial para el período analizado. Después de diversos tanteos, se ha optado por incluir únicamente la densidad de población (*DEN*) como una aproximación al nivel de urbanización de las distintas provincias. Las áreas geográficas densamente pobladas tienden a concentrar, entre otras cosas, una mayor dotación sanitaria, educativa y cultural, a pesar del coste asociado a la con-

gestión. Adicionalmente, la probabilidad de emparejamiento entre los trabajadores en búsqueda de empleo y los productores que ofertan vacantes es creciente con la densidad de población (Partridge y Rickman, 1997). Aunque, por otro lado, tanto empresas como trabajadores se encuentran con desincentivos asociados a los costes de congestión, por lo que cabe esperar cualquier signo para el efecto neto (Elhorst, 2000).

Finalmente, y en consonancia con la intensidad de la dependencia espacial detectada en la distribución provincial del desempleo, se incluye el retardo espacial de los diferenciales de las tasas de paro provinciales (*REU*). Es decir, la tasa de paro media correspondiente a las provincias colindantes. Cabe pensar que esta variable puede estar captando tanto factores de desequilibrio como de equilibrio, siempre en la medida en que éstos traspasen las fronteras provinciales o estén caracterizados por ser comunes a provincias colindantes.

#### IV. LA DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DEL DESEMPLEO: ANÁLISIS CAUSAL

Considerando la relación dada por la expresión [1] y la selección de variables para aproximar los factores de desequilibrio y equilibrio definidos anteriormente, el modelo empírico que nos va a permitir evaluar el efecto de cada uno de los factores sobre los diferenciales de desempleo provincial se puede expresar como:

$$U_i^t = \beta_0 + \beta_1 GEMPL_i^t + \beta_2 GCLU_i^t + \beta_3 \%AGR_i^t + \beta_4 \%IND_i^t + \beta_5 \%ENE_i^t + \beta_6 \%CON_i^t + \beta_7 \%SERVTA_i^t + [2] \\ \beta_8 CLU_i^t + \beta_9 JOV_i^t + \beta_{10} PMAS_i^t + \beta_{11} PFEM_i^t + \beta_{12} MIG_i^t + \beta_{13} H_i^t + \beta_{14} DEN_i^t + \beta_{15} REU_i^t + \varepsilon_i^t$$

donde  $\varepsilon$  denota un término de perturbación con las propiedades habituales. En primer lugar, este modelo empírico nos permitirá, mediante el tradicional análisis de regresión, estimar el impacto de los factores de equilibrio y de desequilibrio sobre el diferencial de desempleo de una provincia media española. Es decir, se obtienen conclusiones sobre el signo, la significación y la magnitud de los coeficientes estimados para cada uno de los dos años analizados, y se valora si se han producido cambios en los efectos, comparando los resultados obtenidos para cada año. Posteriormente, se complementa este análisis con la comparación de las distribuciones obtenidas para las tasas de desempleo provincial con las simuladas bajo el supuesto de que no ha habido diferencias entre las provincias en cada uno de los factores anteriormente mencionados. Y esto se realiza para cada uno de los dos años considerados. Así, mediante este segundo

CUADRO N.º 2

## RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DE LOS FACTORES CAUSANTES DE LOS DIFERENCIALES DE DESEMPLEO

	MÁXIMA VEROSIMILITUD	
	1985	1997
Constante .....	-0,193 (0,999)	-0,231 (0,796)
Desequilibrio		
GEMPL .....	0,211 (0,156)	-0,362 (0,281)
GCLU .....	-0,069 (0,160)	-0,001 (0,289)
Equilibrio de mercado		
% AGR .....	-18,930 (25,120)	-63,022 (17,298)(***)
% IND .....	-9,741 (21,840)	-49,748 (15,716)(***)
% ENER .....	-7,911 (32,364)	-76,131 (37,974)(**)
% CONS .....	-72,804 (34,431)(**)	-101,724 (30,116)(***)
% SERVTA .....	7,849 (26,039)	-54,908 (17,770)(***)
CLU .....	40,537 (14,728)(***)	2,229 (12,426)
Equilibrio demografía		
JOV .....	0,324 (0,251)	1,311 (0,278)(***)
PMAS .....	-0,304 (0,254)	-0,139 (0,219)
PFEM .....	-0,180 (0,132)	-0,193 (0,165)
MIGR .....	0,148 (2,494)	-3,936 (1,695)(**)
H .....	-0,264 (0,145)(***)	-0,189 (0,106)(*)
Dotaciones		
DEN .....	0,008 (0,006)	0,004 (0,004)
Retardo espacial .....	0,299 (0,147)(**)	0,390 (0,121)(***)
LnL .....	-128,707	-125,491
AIC .....	289,413	282,981
B-P .....	7,338	11,469
LR-LAG .....	3,236(*)	7,790(*)

Nota: Uno, dos y tres asteriscos denotan significación al 10 por 100, 5 por 100 y 1 por 100 respectivamente. LnL es el logaritmo de la función de verosimilitud; AIC, el criterio de información de Akaike; B-P, la versión espacial del contraste de heteroscedasticidad de Breusch-Pagan, y LR-LAG, el estadístico de razón de verosimilitud para la significación del retardo espacial (Anselin, 1988).

análisis se complementan los resultados obtenidos para los efectos de los factores de equilibrio y de desequilibrio sobre el desempleo de una provincia media o representativa con los efectos sobre toda la distribución de las tasas de desempleo. Para realizar este tipo de análisis, se utilizan los valores estimados para los coeficientes en el análisis de regresión, que, combinados con los valores de los regresores para cada provincia, permiten simular las tasas de desempleo bajo distintos escenarios. El análisis de las diferencias entre las distribuciones real y simulada se efectúa mediante la comparación de las funciones de densidad estimadas para esas distribuciones, por lo que podremos valorar en qué medida cada factor ha contribuido a las características de la distribución descritas en el apartado II.

## 1. Resultados de regresión

La estimación de mínimos cuadrados ordinarios de [2], en cada uno de los años, excluyendo el retardo

espacial de los diferenciales de desempleo (*REU*), mostraba claros síntomas de autocorrelación espacial. Los contrastes propuestos en la literatura (Anselin *et al.*, 1996 proporcionan una revisión éstos) sugerían que tal fenómeno era debido a la omisión del retardo espacial de la variable dependiente. Por tanto, esa evidencia apunta a la adecuación de incluir *REU* en el modelo. No obstante, esto provoca un inconveniente, dado que la estimación de mínimos cuadrados de un modelo con retardo espacial de la endógena provoca la inconsistencia de dicho estimador (Anselin, 1988). Para solventar este problema, se ha estimado [2] por máxima verosimilitud, lo que nos garantiza la consistencia de la estimación. Los resultados para los dos años considerados aparecen en el cuadro n.º 2. En primer lugar, se aprecia cómo en ninguno de los dos años las variables de desequilibrio aparecen como significativas. Esto nos sugiere que gran parte de las disparidades provinciales en los niveles de desempleo son un fenómeno de equilibrio, y no consecuencia de los procesos de ajuste a *shocks* que temporalmente pueden afectar a los mercados de trabajo. La segunda circunstancia a destacar es el cambio

que se aprecia entre 1985 y 1997 en los factores de equilibrio que, en mayor medida, estaban determinando esos diferenciales. Mientras que en 1985 las diferencias en costes laborales unitarios, la dotación de capital humano y, sólo de forma marginal, la composición sectorial parecen contribuir significativamente a explicar los diferenciales de desempleo, en 1997 son los factores demográficos, sobre todo el porcentaje de población joven y el saldo migratorio, y la composición sectorial, ahora claramente, los que nos permiten explicar la mayor parte de los diferenciales. Destaca asimismo la pérdida de importancia del nivel educativo de la mano de obra y cómo en ninguno de los años la densidad de población aparece como significativa, aunque su signo, en ambos casos, apunta a la preponderancia del efecto congestión y al hecho de que los trabajadores de las provincias más densamente pobladas estarían valorando las dotaciones de las mismas para compensar mayores tasas de desempleo.

Por último, señalar que el retardo espacial aparece como significativo en ambos años, aunque su intensidad, en consonancia con lo obtenido en el segundo apartado, parece haber aumentado a lo largo del período considerado. Asimismo, cabe indicar que los resultados comentados se muestran robustos a la exclusión de las variables cuyos coeficientes no resultan significativos, y que el grado de colinealidad entre los regresores no es excesivamente elevado, lo que nos permite asignar suficiente confianza a la estimación individual de cada uno de los efectos. Por otra parte, no parecen existir síntomas de heteroscedasticidad, como

muestra el resultado de la versión espacial del contraste de Breusch-Pagan.

## 2. Resultados del conjunto de la distribución

Los gráficos 5 a 7 muestran la comparación entre las funciones de densidad correspondientes a la distribución real de los diferenciales de tasas de paro, en cada uno de los años, con la obtenida a partir de la distribución condicionada al caso en el que no hubiesen existido diferencias en los distintos factores considerados. Es decir, esos gráficos nos permiten determinar los efectos que, sobre las características de la distribución, han tenido los factores de equilibrio de mercado, los demográficos, y el efecto de la vecindad. Nótese que no se han incluido los gráficos correspondientes a los efectos asociados a los factores de desequilibrio ni a los de las dotaciones o *amenities*, dado que para las variables que aproximan sus efectos no se han obtenido en el análisis de regresión coeficientes significativos, por lo que tales factores no afectarán tampoco significativamente al conjunto de la distribución. En cualquier caso, los mismos se encuentran a disposición del lector interesado.

En primer lugar, el gráfico 5 nos revela cómo las diferencias provinciales en los factores de equilibrio de mercado fueron las causantes de buena parte de la dispersión observada en la distribución provincial del desempleo. Si no hubiese habido diferencias entre las provincias en dichos factores, la distribución hubiese

GRÁFICO 5  
DISTRIBUCIÓN CONDICIONADA A FACTORES DE EQUILIBRIO DE MERCADO

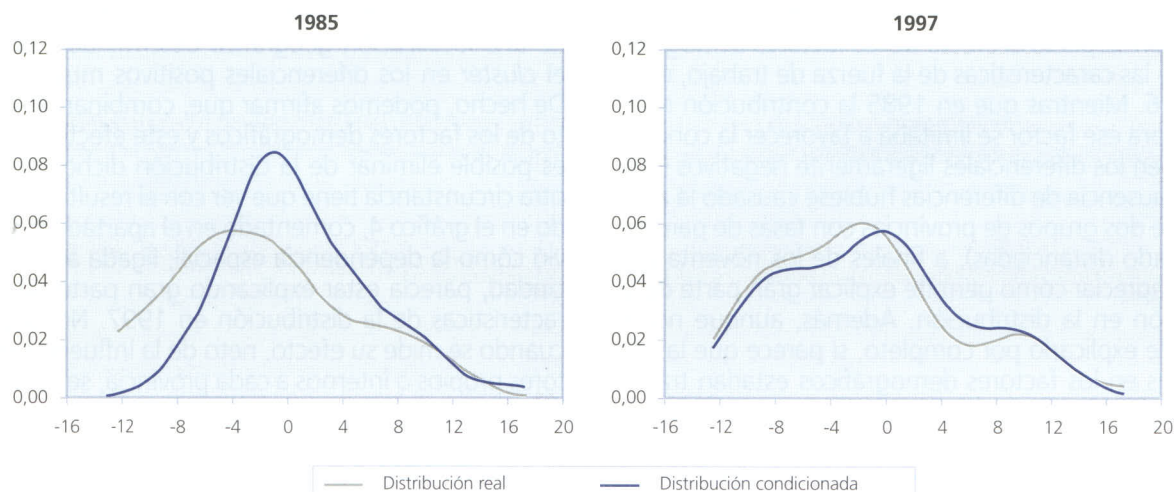
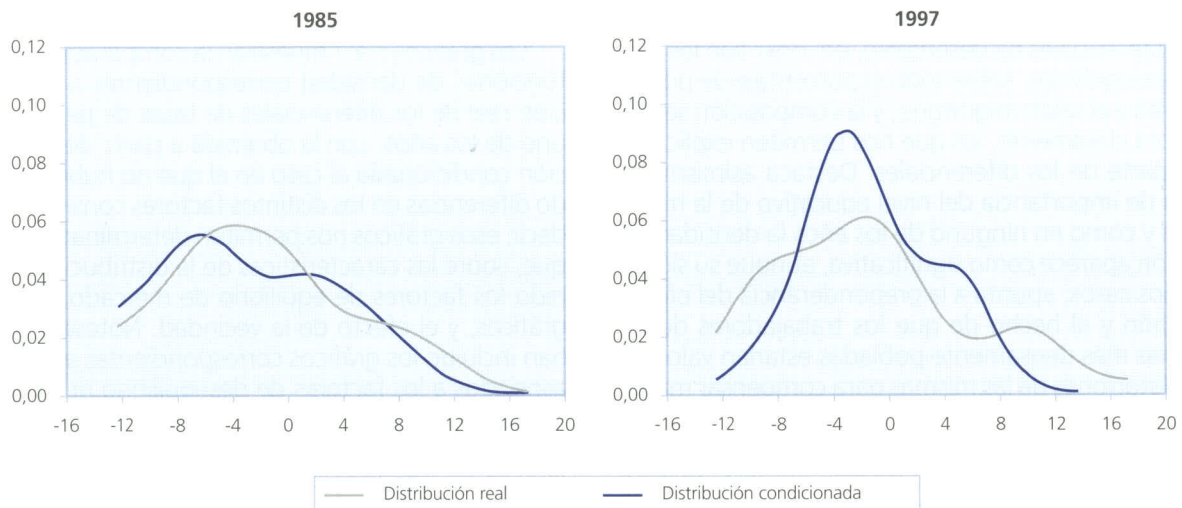


GRÁFICO 6  
DISTRIBUCIÓN CONDICIONADA A FACTORES DEMOGRÁFICOS



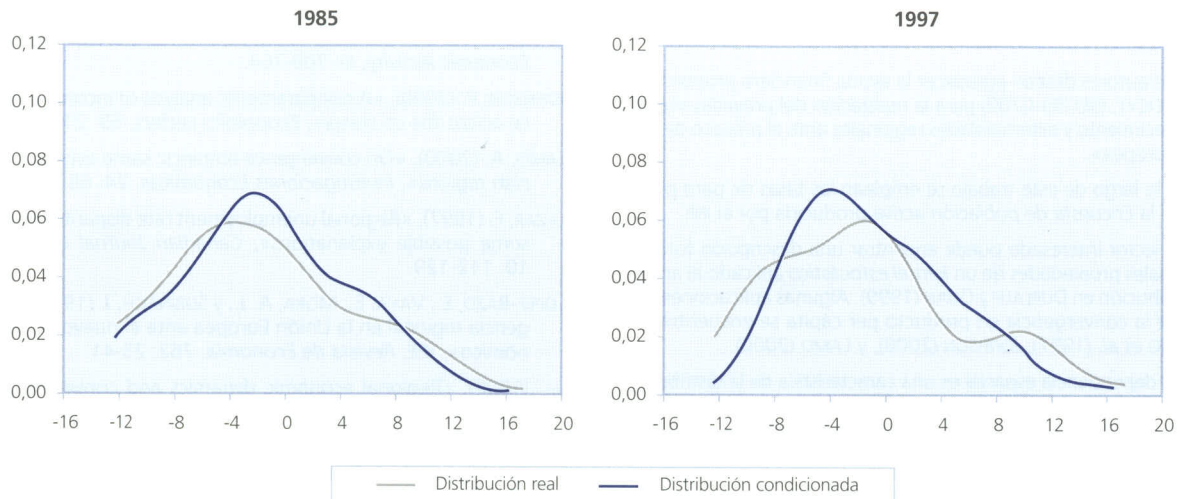
resultado mucho más concentrada alrededor de los niveles medios. Asimismo, en la distribución condicionada no aparece una masa de probabilidad tan acusada en los diferenciales positivos, por lo que, en parte, esos factores podrían explicar la peor situación de un conjunto importante de provincias en 1985. Sin embargo, el efecto de esos factores de equilibrio parece haberse diluido a lo largo del período considerado. En 1997, la distribución condicionada no difiere notablemente de la observada, por lo que podemos inferir que en la actualidad los factores de equilibrio de mercado podrían estar teniendo un papel mucho menos relevante del que tuvieron a mitad de los ochenta.

Una imagen totalmente contraria es la que se observa, con respecto al efecto de los factores demográficos y de las características de la fuerza de trabajo, en el gráfico 6. Mientras que en 1985 la contribución reseñable para ese factor se limitaba a favorecer la concentración en los diferenciales ligeramente negativos (que bajo la ausencia de diferencias hubiese causado la aparición de dos grupos de provincias con tasas de paro no demasiado distanciadas), a finales de los noventa podemos apreciar cómo permite explicar gran parte de la dispersión en la distribución. Además, aunque no es capaz de explicarlo por completo, sí parece que las diferencias en los factores demográficos estarían tras la polarización detectada en el apartado II. Se puede apreciar cómo, en la distribución condicionada a la ausencia de diferencias en ese factor, aparece una cierta masa de probabilidad en la cola derecha, pero en torno a diferenciales no excesivamente elevados, en contra de lo

que observamos para la distribución real. Este hecho confirma el resultado que, en términos del efecto medio, habíamos obtenido mediante el análisis de regresión, es decir, que la distribución geográfica del desempleo en España en las fechas más recientes puede ser debida, en gran medida, a factores relacionados con las características de la población y la fuerza de trabajo.

Por último, el gráfico 7 recoge el impacto sobre el conjunto de la distribución del efecto vecindad o de la localización geográfica de las provincias. Hay dos circunstancias que merecen ser destacadas. En primer lugar, que parte de la polarización observada en la distribución parece estar asociada con este tipo de efecto. Sobre todo en 1997 vemos que, tras eliminar el efecto de una localización geográfica determinada, se diluye el *cluster* en los diferenciales positivos muy elevados. De hecho, podemos afirmar que, combinando el efecto de los factores demográficos y este efecto vecindad, es posible eliminar de la distribución dicho *cluster*. La otra circunstancia tiene que ver con el resultado obtenido en el gráfico 4, comentado en el apartado II. En él se vio cómo la dependencia espacial, ligada al efecto vecindad, parecía estar explicando gran parte de las características de la distribución en 1997. No obstante, cuando se mide su efecto, neto de la influencia de factores propios o internos a cada provincia, se aprecia cómo éste es mucho más modesto. Precisamente, una de las virtudes del análisis aquí planteado es que permite la consideración simultánea de diversos factores, en contra de lo utilizado en otros trabajos recientes (Overman y Puga, 2002).

GRÁFICO 7  
DISTRIBUCIÓN CONDICIONADA AL EFECTO VECINDAD



## V. CONCLUSIONES

Este trabajo tenía entre sus objetivos prioritarios el de mostrar evidencia acerca de la magnitud y persistencia de las disparidades en la distribución territorial del desempleo en España. La cuestión resulta aún más relevante si tenemos en cuenta que el descenso en las tasas de desempleo españolas experimentado desde finales de los ochenta dista de ser un proceso homogéneo en el espacio. Así, del análisis realizado podemos extraer las siguientes conclusiones inmediatas.

**1.** La distribución provincial de las tasas de paro presenta una elevada dispersión, con síntomas cada vez más intensos de polarización. Es decir, se aprecia una ruptura de la distribución con la creación de un grupo de provincias con diferenciales de desempleo muy por encima de los medios.

**2.** Otra característica destacable de la distribución de las tasas de paro es el elevado grado de dependencia espacial. Se ha observado cómo las principales características de la distribución pueden ser explicadas recurriendo a las tasas de desempleo existentes en las regiones vecinas. En concreto, la polarización observada parece ser un fenómeno básicamente espacial.

**3.** Tras considerar factores de desequilibrio y de equilibrio, se ha observado cómo la práctica totalidad de los diferenciales en el desempleo provincial parecen ser atribuibles a los últimos. Esto supone la existencia de condicionantes estructurales que están provocando las diferencias en los niveles de desempleo entre las provincias.

**4.** Se aprecia un cambio en los factores de equilibrio que han estado determinando los diferenciales de desempleo en el período analizado. Mientras que a mediados de los ochenta eran básicamente las diferencias provinciales en costes laborales unitarios y nivel de formación de la mano de obra las causantes de las diferencias, a finales de los noventa esos factores pierden relevancia y pasan a ser la composición sectorial, los factores demográficos y la localización geográfica de las provincias los principales determinantes.

Creemos, por último, que las actuaciones encaminadas a abordar el problema del desempleo deben tener en cuenta estas circunstancias, dado que, como se ha comentado en el trabajo, las disparidades en la distribución geográfica del desempleo, además de otros problemas, introducen un elevado grado de ineficiencia en el conjunto de la economía.

## APÉNDICE: DATOS

Las tasas provinciales de paro proceden de la EPA, al igual que los datos de empleo sectorial y total utilizados para calcular las variables de composición sectorial y de crecimiento del empleo. De la misma fuente se han obtenido los datos sobre las tasas de participación masculina y femenina. Para el cálculo del porcentaje de población joven, la densidad de población y la tasa migratoria (definida como el cociente entre la inmigración neta en cada provincia y su población), se ha utilizado la información proporcionada por el INE en las estadísticas demográficas. Por último, los costes laborales unitarios, definidos como la ratio entre costes laborales y producto, se han calculado tomando como base la información proporcionada por la base de datos de la FBBVA. Mientras que el capital humano, definido como el porcentaje de

activos que al menos comenzó estudios secundarios se ha obtenido de la base de datos de Pérez y Serrano (1998), *Capital humano, crecimiento económico y desarrollo en España (1964-1997)*, Fundación Bancaixa, Valencia.

## NOTAS

(\*) Los autores desean agradecer la ayuda financiera proporcionada por la CICYT, (SEC99-0700) para la realización del proyecto «Localización, crecimiento y externalidades regionales ante el proceso de integración europea».

(1) A lo largo de este trabajo se emplean las tasas de paro procedentes de la *Encuesta de población activa* producida por el INE.

(2) El lector interesado puede encontrar una descripción formal y las principales propiedades de un *kernel estocástico* aplicado al análisis de la distribución en DURLAUF y QUAH (1999). Algunas aplicaciones para el caso de la convergencia en producto per cápita se encuentran en LÓPEZ-BAZO *et al.* (1997), JOHNSON (2000), y LAMO (2000).

(3) La dependencia espacial es una característica de la distribución que se aprecia en todo el período, y no únicamente en los años referenciados, observándose además un aumento continuado en su intensidad.

## BIBLIOGRAFÍA

- ANSELIN, L. (1988), *Spatial econometrics: methods and models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- (1996), «The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association», en FISHER M., SCHOLTEN H., UNWIN D. (eds.), *Spatial analytical perspectives on GIS*, Taylor and Francis, Londres.
- ANSELIN, L.; BERA, A.; FLORAX, R. J. G. M., y YOON, M. (1996), «Simple diagnostic tests for spatial dependence», *Regional Science and Urban Economic*, 26: 77-104.
- BENTOLILA, S., y BLANCHARD, O. (1990), «Spanish Unemployment», *Economic Policy*, 10: 233-281.
- BLANCHARD, O., y JIMENO, J. F. (1995), «Structural unemployment: Spain versus Portugal», *American Economic Review*, 85: 212-218.
- BLANCHARD, O., y KATZ, L. (1992), «Regional evolutions», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 1-75.
- BRONARS, S. G., y JANSEN, D. W. (1987), «The geographic distribution of unemployment rates in the US. A spatial-time series analysis», *Journal of Econometrics*, 36: 251-279.
- BURDA, M. C., y PROFIT, S. (1996), «Matching across space: evidence on mobility in the Czech Republic», *Labour Economics*, 3: 255-278.
- BURGESS, S., y PROFIT, S. (2001), «Externalities in the matching of workers and firms in Britain», *Labour Economics*, 8: 313-333.
- DOLADO, J. J., y JIMENO, J. F. (1997), «The causes of Spanish unemployment: A structural VAR approach», *European Economic Review*, 41: 1281-1307.
- DURLAUF, S. N., y QUAH, D. (1999), «The new empirics of economic growth», en Taylor J.B. y Woodford, M. (eds.), *Handbook of Macroeconomics*: 231-304, North-Holland Elsevier Science.
- ELHORST, J. P. (1995), «Unemployment disparities between regions in the European Union», en Armstrong, H. W. y Vikerman, R. W. (eds.), *Convergence and divergence among European Regions*, Pion, Londres.
- (2000), «The mystery of regional unemployment differentials: a survey of theoretical and empirical explanations», *Research Report*, N.º 00C06, SOM, University of Groningen, Holanda.
- EVANS, P., y McCORMICK, B. (1994), «The new pattern of regional unemployment: causes and policy significance», *The Economic Journal*, 104: 633-647.
- HALL, RE. (1972), «Turnover in the labor force», *Brookings Papers on Economic Activity*, III: 709-764.
- JOHNSON, P. (2000), «A nonparametric analysis of income convergence across the US states», *Economics Letters*, 69: 219-223.
- LAMO, A. (2000), «On convergence empirics: same evidence for Spanish regions», *Investigaciones Económicas*, 24: 681-707.
- LAZAR, F. (1997), «Regional unemployment rate disparities in Canada: some possible explanations», *Canadian Journal of Economics*, 10: 112-129.
- LÓPEZ-BAZO, E.; VAYÁ, E.; MORA, A. J., y SURINACH, J. (1997), «Convergencia regional en la Unión Europea ante el nuevo entorno económico», *ICE. Revista de Economía*, 762: 25-41.
- (1999), «Regional economic dynamics and convergence in the EU», *The Annals of Regional Science*, 33: 343-370.
- MARIMON, R., y ZILIBOTTI, F. (1998), «'Actual' versus 'virtual' employment in Europe. Is Spain different?», *European Economic Review*, 42: 123-153.
- MARSTON, S. T. (1985), «Two views of the geographic distribution of unemployment», *Quarterly Journal of Economics*, 100: 57-79.
- MARTIN, R. (1997), «Regional unemployment disparities and their dynamics», *Regional Studies*, 31: 237-252.
- MARTIN, R., y SUNLEY, P. (1999), «Unemployment flow regimes and regional unemployment disparities», *Environmental and Planning A*, 31: 523-550.
- MOLHO, I. (1995), «Spatial autocorrelation in British unemployment», *Journal of Regional Science*, 35: 641-658.
- NICKELL, S., y BELL, B. (1996), «Changes in the distribution of wages and unemployment in the OECD countries», *American Economic Review*, 86: 302-308.
- OVERMAN, H. G., y PUGA, D. (2002), «Unemployment clusters across European regions and countries», *Economic Policy*, 17: 115-147.
- PARTRIDGE, M. D., y RICKMANS, D. S. (1997), «The dispersion in US unemployment rates: The role of market and nonmarket equilibrium factors», *Regional Studies*, 31: 593-606.
- QUAH, D. (1993), «Empirical cross-section dynamics in economic growth», *European Economic Review*, 37: 426-434.
- (1997), «Empirics for growth and distribution: Stratification, polarization, and convergence clubs», *Journal of Economic Growth*, 2: 27-59.
- REY, S., y MONTOURI, B. D. (1999), «US regional income convergence: a spatial econometric perspective», *Regional Studies*, 33: 145-156.
- RODRÍGUEZ-POSE, A. (1996), «Educación superior, mercado de trabajo y crecimiento económico en una España dispar», *Estudios Económicos*, 3: 45-79.
- ROSEN, S. (1974), «Hedonic prices and implicit prices», *Journal of Political Economy*, 86: 34-53.
- SILVERMAN, B. W. (1986), *Density estimation for statistics and data analysis*, Chapman and Hall, Nueva York.
- TAYLOR, J., y BRADLEY, S. (1997), «Unemployment in Europe: a comparative analysis of regional disparities in Germany, Italy and the UK», *Kyklos*, 50: 221-245.