

CONVERGENCIA REGIONAL DEL DESEMPLEO EN ESPAÑA

Enrique LÓPEZ-BAZO*
The European Institute,
London School of Economics y
Dpt. d'Econometria, Estadística i Ec. Esp.,
Universitat de Barcelona

Tomas DEL BARRIO
Dpt d'Econometria, Estadística i Ec. Esp,
Universitat de Barcelona
Avda. Diagonal 690, 08034 BCN

RESUMEN:El principal objetivo del trabajo es aportar evidencia de las diferencias provinciales en el nivel de ocupación en España, tanto en el corto como en el largo plazo. En primer lugar, se muestran los resultados del análisis de convergencia en las tasas de ocupación relativas (i.e. diferenciales de desempleo). Cabe destacar que dicho análisis considera la dinámica de la distribución y no sólo la de un individuo representativo (σ y β convergencia). A continuación se trata de dilucidar el efecto que sobre el nivel de desigualdad y su evolución han tenido tanto el peso del sector agrícola como el nivel provincial de formación. Finalmente, se obtiene la respuesta diferencial de cada provincia en el ajuste del desempleo ante los ciclos expansivos y recesivos, esto es, las diferencias regionales en su comportamiento coyuntural. Destacar, por último, que en este trabajo se emplean los datos de ocupación regional homogéneos desde 1964, publicados por la Fundació BANCAIXA, lo que permite realizar el análisis de largo plazo requerido.

PALABRAS CLAVE: convergencia-regional, desempleo, ciclo

Email: e.lópez-bazo@lse.ac.uk, barrio@riscd2.eco.ub.es

* El citado autor agradece la ayuda financiera de la Comisión Europea, Research Training Grant TMR ERB4001GT951646 durante su estancia en The European Institute, LSE.

1. INTRODUCCIÓN

La mayoría de trabajos que han contrastado el supuesto de convergencia económica en las regiones españolas encuentra que la disminución de las disparidades en términos de VAB per cápita se paraliza a principios de los años ochenta, no sucediendo lo mismo en términos de productividad del trabajo, en la cual el proceso convergente se extiende hasta la actualidad. La descomposición del VAB per cápita en productividad, tasa de ocupación y tasa de participación conduce inmediatamente a pensar que la fuga se produce a través de la disparidad sucedida en términos de las dos últimas componentes. Las escasas diferencias regionales en términos de participación y el fuerte impacto del desempleo a partir del momento en el cual se empieza a observar el fenómeno señalado, conducen a pensar en la tasa de ocupación (i.e. tasa de desempleo) como principal culpable. El objetivo de este trabajo es analizar en profundidad la dinámica de la distribución regional de la ocupación, dadas las circunstancias expuestas anteriormente. El mismo no adopta el enfoque utilizado en trabajos recientes (Jimeno y Bentolila (1995), Decressin y Fatas (1995) sino que trata de ilustrar tanto la evolución de la desigualdad en el seno de la distribución como su forma y movilidad de sus individuos, desde un enfoque similar al propuesto en Quah (1993) para el análisis de convergencia. Asimismo, se analizará qué repercusión han tenido en la evolución de dicha distribución tanto el peso del sector agrícola como el nivel de formación de la población.

La utilización de las series provinciales de ocupación anuales homogéneas, obtenidas en Mas *et al* (1995) a partir de la EPA, nos permite realizar un estudio en el cual el horizonte temporal es de gran importancia. La muestra se extiende desde 1964 a 1992 y de esta forma es posible considerar un período suficientemente dilatado en el que se suceden además diversos comportamientos cíclicos. El comportamiento del desempleo en el mismo se puede apreciar en el gráfico 1 (izda), donde también se observa el ensanchamiento de la distancia que separa a las provincias con mayores y menores niveles de desempleo. En los siguientes apartados se va a tratar de caracterizar el comportamiento observado.

2. DISPARIDADES TERRITORIALES EN LAS TASAS DE OCUPACIÓN EN ESPAÑA.

Existen indicios de que los distintos shocks que han afectado en las últimas décadas al mercado de trabajo han tenido un efecto diferenciado territorialmente. Además ese efecto diferenciado no ha sido exclusivamente cíclico sino que ha afectado a los niveles de ocupación a largo plazo. Observando la evolución de las tasas de ocupación para las provincias españolas en el gráfico 1 (dcha), se aprecia claramente como la homogeneidad observada hasta principios de los setenta desaparece y que la brecha que se produce entre provincias con niveles relativos de ocupación por encima y por debajo de los medios nacionales no se desvanece a lo largo del tiempo, sino que se estabiliza en diferencias muy elevadas. Este comportamiento queda recogido en los valores de diversos índices de dispersión y desigualdad de dicha distribución (gráfico 2). Tanto la desviación estándar de los logaritmos de las tasas de ocupación provinciales, como el índice de Theil y de Atkinson nos muestran como partiendo de unos niveles de desigualdad prácticamente despreciables, a mitad de los ochenta se alcanza un máximo en unos niveles de desigualdad más de cuatro veces superiores a los existentes al inicio del período. Destaca, además, como el grado de desigualdad a partir de ese momento presenta unas respuestas cíclicas considerables pero siempre sobre esos niveles muy elevados. Otra circunstancia interesante se deriva del índice de Atkinson cuando se es especialmente sensible a aquellas provincias con tasas de ocupación inferiores¹. En ese caso el nivel de desigualdad presenta un crecimiento

que no se estanca a mitad de los ochenta, sino que continua, aunque con oscilaciones cíclicas hasta el final del período. Ello nos hace pensar que la brecha señalada anteriormente se puede haber estabilizado para la mayoría de provincias pero no para las que presentan niveles de ocupación más bajos (i.e. niveles de paro más elevados). Otra cuestión importante a tener en cuenta es el hecho de que ese incremento de la desigualdad se haya además producido a través de una fractura en la distribución, esto es que se hayan formado grupos de regiones con niveles de ocupación similares internamente pero distantes entre sí. El índice de polarización propuesto en Esteban y Ray (1992) permite cuantificar la evolución de dicho fenómeno. Los resultados confirman que junto al aumento de la desigualdad se ha producido un incremento en la polarización de la distribución, que se estabiliza también a mediados de los ochenta. La existencia entonces de dos o mas *clubs de convergencia* en términos de tasas de ocupación no debe ser descartada, con lo que ello supone en cuanto a la existencia de niveles de ocupación de equilibrio (tasas naturales de desempleo) distintas para diversos grupos de economías regionales en nuestro país.

De lo expuesto hasta el momento se desprende que la contribución de las diversas provincias al aumento de la desigualdad puede no haber sido homogénea. En este sentido, nos parece interesante confirmar esta circunstancia y detectar la contribución a la desigualdad global de las provincias con distintos niveles de tasas de ocupación relativas. La aplicación de la función rango-tamaño (r-t) a nuestro caso nos permite ese tipo de análisis de una forma sencilla y directa. De forma resumida², se trata de estimar el grado de desigualdad a través del parámetro b en la siguiente ecuación: $\ln e = a + b \ln r$ donde e es la tasa de ocupación y r es el rango de cada provincia (posición en la ordenación descendente según la tasa de ocupación). Los resultados de la estimación MCO de b para los años tomados como referencia aparecen en la tabla 1. Se puede apreciar como los bajos niveles de desigualdad global existentes en 1964 incluso disminuyen hasta 1971, para incrementar fuertemente hasta los ochenta, estabilizándose después en valores varias veces superiores a los iniciales. Sin embargo, la no linealidad de la función nos lleva a considerar las variaciones de la desigualdad a través del rango. En la citada tabla se muestra entre corchetes el valor de b_3 obtenido al expandir con una función cúbica restringida al término r^3 . Los valores negativos nos indican el aumento de la desigualdad que se produce a medida que avanzamos en el rango. Es decir nos está indicando que la desigualdad es mayor en aquellas provincias con una tasa de ocupación menor. Se aprecia asimismo que dicho factor aumenta entre el principio y el final del período analizado, lo que nos indica que la contribución a la desigualdad global de las provincias con menores tasas de ocupación ha sido la más importante.

Dada la variación observada en la desigualdad a lo largo del período analizado y las contribuciones de los distintos rangos a la misma, se considera también la expansión cúbica temporal de los parámetros de la función. De esta manera, a partir de la estimación de la ecuación resultante es posible derivar los valores del parámetro de desigualdad b para cada uno de los rangos y de los años considerados. La representación gráfica para 4 rangos-tipo (r5: altos niveles de ocupación relativa, r20: niveles medio-bajos, r30: niveles medio-altos y r45: niveles altos) y para los años de referencia aparecen en el gráfico 3 y 4. En el primero se observa la mayor desigualdad para todos los años de los niveles de ocupación bajos, y como son esos niveles los que más han contribuido al incremento de la desigualdad total. Asimismo se aprecia que, aunque en menor medida, las diferencias también han aumentado mas en los niveles medios que en los altos. Estos resultados vendrían a confirmar la tendencia a la polarización ya indicada anteriormente, dado que aumenta la discontinuidad entre niveles de ocupación altos, medios y bajos, pero

con una matización, al apreciarse un aumento de la desigualdad en el seno de los niveles altos y, en mayor medida, en los bajos.

3. MOVIMIENTOS EN LA DISTRIBUCIÓN PROVINCIAL DE LA OCUPACIÓN

En el apartado anterior se han cuantificado las diferencias existentes en las tasas de ocupación provinciales y se ha descrito su evolución en las tres últimas décadas. A su vez la expansión de la función r - t nos ha permitido determinar la contribución a la desigualdad global de los diversos rangos. Pero es conveniente señalar, que al igual que un mismo valor para dos momentos del tiempo de, por ejemplo la desviación estándar, es compatible con dos situaciones opuestas; una de movilidad absoluta (en la cual los individuos permutan sus posiciones) y otra de persistencia (en la cual no se producen alteraciones en el *ranking*), un mismo valor de b en dos momentos del tiempo debe conducir a consideraciones distintas si los individuos han visto alterado su rango o no. En el primer caso, no existirían condicionantes estructurales que determinaran la situación relativa de la tasa de ocupación de las regiones, sino que tendríamos respuestas diferenciadas al ciclo económico. Por contra, en el segundo la respuesta de la tasa de ocupación de las provincias a los shocks sería simétrica por lo que el *ranking* inicial no se vería alterado.

El número e importancia de los movimientos producidos en el período considerado se puede apreciar en el gráfico 5. En el mismo aparece la función r - t para 1992 con el *ranking* existente ese año, junto a dicha función manteniendo la ordenación del año 1964. La primera decrece homogéneamente por su condición de r - t , mientras que la última muestra una gran cantidad de *picos*. La discrepancia entre ambas funciones nos indica que las alteraciones en el *ranking* han sido considerables, y muy superiores a las observadas para variables como por ejemplo el VAB per cápita o la productividad. No obstante, esta circunstancia es atribuible a la importante homogeneidad existente al inicio del período, con diferencias escasas entre unas provincias y otras. Así, cuando se observan los movimientos entre 1964 y 1981 y entre 1981 y 1992, se aprecia como la mayor intensidad de estos se produce en el primer subperíodo, siendo los del segundo apreciables pero más moderados.

Otra cuestión de interés es si los movimientos producidos en el seno de la distribución han tenido repercusiones en cuanto a la convergencia en las tasas de ocupación provinciales. Es decir, si se ha producido un *catching up* de las provincias con menores tasas de ocupación relativa a las de mayor ocupación o si por el contrario los movimientos se han dirigido a incrementar las distancias entre los niveles de unas provincias y otras. Este tipo de análisis para el caso de la renta per cápita o la productividad ha sido planteado en Quah (1993, 1994 y 1995), a través de la aplicación de un proceso de Markov. La matriz de transiciones entre los diversos niveles de la variable de interés de dicho proceso, sintetiza los movimientos producidos en su distribución³. En nuestro caso, el gráfico 5 muestra también los intervalos que definen los 3 estados o tramos de tasas de ocupación considerados (niveles de ocupación relativa menores al 100%, entre el 100 y el 101.2% y superiores al 101.2%). La definición de los estados tiene como criterio básico el requisito de que el número inicial de individuos en cada estado sea similar. La imagen que se desprende es evidente, el tramo central que en 1964 aglutinaba aproximadamente a un tercio de las economías, se encuentra al final del período prácticamente desierto. En su lugar se observa como cerca de la mitad de las economías se encuentran en el estado con tasas de ocupación superiores a las medias y la otra mitad en el de inferiores. Analíticamente estas circunstancias se reflejan en los resultados obtenidos para la matriz de transiciones

año a año estimada y para la solución ergódica (solución estacionaria o de equilibrio) del proceso (tabla 3). Se aprecia como los únicos elementos de la diagonal principal con valores próximos a la unidad (indicativo de persistencia) son los estados extremos, mientras que el correspondiente al estado central presenta un valor sensiblemente menor. También se observa como la probabilidad de que un individuo que en un período dado se encuentra en el estado medio ascienda al estado superior es prácticamente la misma de que descienda al inferior. Esta elevada movilidad de los individuos del estado intermedio es la que más contribuye a la movilidad total, que puede ser medida a través del segundo valor propio de la matriz de transiciones y que presenta un valor superior al observado para otras variables en el mismo ámbito y período. Todo ello conduce a la situación que se aprecia en la solución de equilibrio: una masa de probabilidad elevada tanto en el nivel de tasas relativas superiores como inferiores. Esta distribución bimodal de la solución ergódica del proceso puede ser interpretada en términos de polarización de las tasas de ocupación provinciales (y por tanto divergencia), es decir de la existencia de dos clubs de convergencia⁴. Conviene destacar, por último, que cuando el análisis se realiza con cuatro estados las conclusiones obtenidas son similares.

4. VARIABLES CONDICIONANTES DE LA DISTRIBUCIÓN PROVINCIAL DE LA OCUPACIÓN.

Una vez descritas las desigualdades provinciales en tasas de ocupación, resulta interesante preguntarse por el efecto que sobre las mismas, y más concretamente sobre su evolución, han tenido algunos factores económicos y sociales. Es indudable que la lista de los mismos sería bastante larga y que en muchos casos la ausencia de información estadística desagregada territorialmente impide un análisis mas profundo. En cualquier caso es evidente que, por ejemplo, la evolución del efecto de los movimientos migratorios podría explicar en gran medida el aumento de desigualdad y polarización observado en nuestra magnitud. Dicho análisis será fruto de un trabajo posterior, centrándonos en este momento en el análisis del efecto de otros dos factores de interés: por una parte el peso del sector primario en cada una de las economías provinciales y, por otra, el del nivel educativo o capital humano acumulado en cada una de ellas.

Por lo que respecta al primero, diversos trabajos (véase por ejemplo García-Milà y Marimón 1996) han señalado que es un factor clave para explicar el aumento del desempleo y con ello la menor renta per cápita de algunas provincias. No hay duda de que el efecto esperado del peso del sector agrícola en la evolución del empleo es negativo, dada la mayor y secular pérdida de los mismos en ese sector y el menor potencial de crecimiento respecto al resto de sectores. Sin embargo, hay que tener en cuenta que lo que se está analizando en el presente trabajo es la tasa de ocupación o, alternativamente, la tasa de paro. En ese sentido las características del sector agrario en algunas regiones (sobre todo aquéllas con estructuras minifundistas) suelen llevar a que se observen en el mismo tasas de desempleo menores a las observadas para otros sectores y regiones, más castigadas por el paro industrial. Es decir, que exista una relación positiva entre peso del sector agrícola y tasas de ocupación.

Respecto al nivel de educación, es de esperar que una mayor calificación favorezca el encontrar y mantener un puesto de trabajo. No obstante, tal y como señalan Mas *et al* (1995), hay que tener en cuenta que el nivel de educación puede influir sobre las decisiones de incorporación al mercado laboral, y por tanto sobre el número de activos. Por ello, el impacto sobre las tasas de ocupación o de desempleo dependerá del efecto sobre la participación

y sobre las posibilidades de encontrar empleo. Así, si la mayor formación incentiva la entrada al mercado laboral pero no facilita la absorción, se dará una relación negativa, mientras que si lo hace, dicha relación será positiva. En este sentido, del trabajo de los autores anteriores se desprende que los individuos que han mostrado a lo largo del período una mejor respuesta ante el desempleo han sido los de niveles de formación superior pero también los de menores niveles de calificación.

Nuestro objetivo es analizar el impacto que han tenido en el período considerado esos dos factores, es decir, si la distribución provincial de los mismos a lo largo del tiempo ha contribuido a incrementar o a disminuir las desigualdades en el nivel de ocupación. Para ello lo que se ha hecho es condicionar los valores de las tasas de ocupación de cada provincia y cada año al porcentaje del empleo del sector agrario sobre el empleo del conjunto de la provincia, y sobre el porcentaje de individuos en edad de trabajar con estudios superiores⁵. La estimación se realizó sobre el *pool* resultante mediante MCO. No se introducen efectos temporales ni individuales porque precisamente esos efectos son los relevantes para explicar la evolución de la distribución condicionada. Tanto en la regresión individual con cada variable como en la conjunta se obtuvieron parámetros positivos y significativos. No obstante, descartamos hacer ninguna interpretación sobre los mismos debido a la baja capacidad explicativa de los modelos y a las propiedades que pueden tener los estimadores. Además, nuestro objetivo no es otro que el de obtener la tasa de ocupación condicionada a cada uno de esos factores, por lo que tomamos los residuos de las regresiones efectuadas como una aproximación a la misma. Conviene señalar que los residuos obtenidos nos están recogiendo, para cada año, la distribución de las tasas de ocupación provinciales descontando el efecto de la variable condicionante. Por ello, si dichos residuos muestran una mayor convergencia, podremos deducir que la variable en cuestión ha supuesto un obstáculo a la convergencia de las tasas de ocupación, mientras que si los residuos muestran incluso una mayor divergencia podremos inferir que ese factor ha impedido que el incremento de la desigualdad fuese mayor al observado.

La tabla 2 recoge la diferencia porcentual en la desviación estándar del logaritmo de las tasas de ocupación relativas con y sin condicionar a las variables consideradas, así como la desigualdad medida a través del parámetro *b* de la función r-t. Se aprecia claramente como la eliminación del efecto del sector agrícola produce un fuerte aumento de la desigualdad para los años 1964 y 1971, pasando en los dos años de referencia posteriores a tener un efecto casi insignificante y de signo contrario. De ello deducimos que la distribución territorial de la importancia del sector agrícola hizo que las diferencias interprovinciales observadas en tasas de paro fuesen inferiores en la primera mitad del período (hasta finales de los setenta), pero que el posterior re-equilibrio de los mismos (resultado de la pérdida de importancia del sector en todas las regiones) hizo desaparecer ese efecto igualador. Respecto al capital humano, se aprecia como hasta la última parte del período su distribución territorial habría contribuido a disminuir las diferencias en los niveles territoriales de ocupación, invirtiéndose esa tendencia en el año 1991 al tener un efecto negativo sobre la desigualdad de aquéllas. Esta circunstancia puede ser interpretada en términos de un agotamiento del efecto de la igualación territorial de los niveles educativos sobre el nivel de actividad y de empleo. Una posible explicación podría venir dada por lo apuntado en Mas *et al* (1995), en el sentido que la composición de la población ocupada en términos de formación ha variado en el período considerado, habiendo adquirido un mayor peso en la misma los individuos con un mayor nivel de formación. De esta forma las diferencias territoriales en los niveles de

formación podrían haber adquirido una mayor importancia en las diferencias en el empleo, independientemente de que las primeras hubiesen experimentado una disminución.

Por último, señalar que en términos de movilidad se ha replicado el análisis comentado en el apartado anterior pero ahora descontando el efecto estimado de las variables condicionantes (tabla 3). En todos los casos se observa una concentración ligeramente superior de la probabilidad a largo plazo en los estados extremos. Ello nos confirma que ambos factores pueden haber aliviado la divergencia sufrida por las tasas de ocupación provincial en las últimas décadas.

5. PERSISTENCIA Y RESPUESTA CÍCLICA DE LOS DIFERENCIALES DE OCUPACIÓN

La movilidad apuntada en el apartado 3 es el reflejo del distinto impacto diferencial que los shocks han tenido sobre los niveles de ocupación relativos de las provincias. De los resultados obtenidos hemos deducido que dichos shocks han provocado divergencia en los citados niveles debido a que las asimetrías en las respuestas a los mismos han tenido un efecto permanente y no meramente coyuntural. En este apartado se va a tratar de ilustrar el grado de sensibilidad diferencial de cada una de las provincias ante la evolución del ciclo económico, respecto al impacto del mismo en el conjunto de la economía española.

En Jimeno y Bentolila (1995) se deduce la mayor persistencia del desempleo regional en España respecto al observado para otras economías occidentales, así como la también mayor persistencia del desempleo relativo regional respecto a shocks de demanda regionales. A nivel provincial, no puede ser rechazada de forma muy clara la presencia de una raíz unitaria en las tasas de ocupación para todas las provincias, lo que confirma la persistencia para el caso provincial. Sin embargo, si el factor que determina las tasas de ocupación de equilibrio a nivel nacional es el mismo para las distintas provincias, cabría esperar que los diferenciales fuesen estacionarios, o dicho de otra forma que las tasas de ocupación relativas provinciales fuesen estacionarias. En ese caso, el impacto de los shocks tendría un efecto permanente sobre los niveles de ocupación absolutos provinciales, pero sólo transitorios en cuanto a los relativos. Dicho supuesto se contrastó comprobando la presencia de raíces unitarias en el logaritmo de las tasas de ocupación relativas⁶, obteniéndose únicamente el rechazo de la hipótesis en tres casos: Almería, Cáceres y Guipúzcoa. Este resultado es consecuente con la fuerte polarización observada en la distribución de las tasas provinciales de ocupación, dado que en ese caso la evolución de largo plazo de la tasa nacional deja de ser representativa de la que presentan cada una de las provincias.

La fuerte persistencia de las tasas de ocupación relativa nos lleva a preguntarnos en que medida las respuestas cíclicas de las mismas presentan también un comportamiento territorial diferenciado. Se trata por tanto de eliminar el comportamiento tendencial y analizar el comportamiento cíclico diferencial. Para la extracción del mismo se ha utilizado el filtro propuesto en Baxter y King (1995) en su versión para datos anuales. Una vez obtenida dicha componente se ha calculado la volatilidad⁷ o dispersión de la intensidad del ciclo de cada una de las provincias, y la volatilidad relativa de cada una de ellas respecto al conjunto nacional. Esto nos dará una idea de si una provincia presenta una mayor o menor intensidad de las oscilaciones cíclicas. Adicionalmente se han computado las correlaciones cruzadas entre la componente cíclica de las distintas provincias y la correspondiente a la tasa de

ocupación nacional. De los resultados se podrá deducir si el ciclo de la ocupación de cada provincia es adelantado, retrasado o coincidente respecto al nacional. De los resultados de la tabla 4 se desprende la mayor volatilidad de la práctica totalidad de regiones andaluzas (con tasas ocupación sistemáticamente por debajo de las nacionales) y de algunas con un importante peso del sector industrial como Vizcaya, Guipúzcoa, Valencia, Zaragoza, Madrid y Barcelona, esta última con unos niveles de variabilidad cíclica muy por encima al resto. Junto a estas últimas, en las cuales los efectos de la crisis y de la recuperación sobre el sector industrial explicarían los resultados, aparecen con valores relativos también elevados Guadalajara y Badajoz. La dependencia del empleo en la primera de Madrid podría explicar esta respuesta cíclica mas amplificada⁸, mientras que las pautas de la segunda deben parecerse más a los patrones de las provincias andaluzas (básicamente en lo relativo al sector primario y no al turístico).

En cuanto a la dimensión temporal de las respuestas se observa como el valor más elevado para el coeficiente de correlación cruzado se produce para el retardo cero. Únicamente para Cadiz, Albacete y Guadalajara el comportamiento cíclico es adelantado un año respecto al nacional. Por su parte, también un número reducido de regiones (Teruel, Cantabria, Avila, León, Zamora, La Coruña, Lugo y Pontevedra) se comportan como retrasadas en un año en su comportamiento cíclico.

6. CONCLUSIONES

Del análisis realizado se confirma el fuerte incremento producido en los ochenta en las diferencias regionales en las tasas de ocupación, que se encuentra estabilizado en niveles muy elevados, menos para aquellas provincias con situaciones de desempleo más delicadas en las cuales se han obtenido indicios de que la brecha puede continuar ensanchándose. Además se intuye un proceso de polarización con lo que ello implica acerca de la existencia de diferencias en las tasas naturales de paro regionales. El estudio de los movimientos en el seno de la distribución confirma estos resultados. Asimismo, el estudio de la contribución a la desigualdad ha demostrado que ésta no ha sido homogénea por parte de todas las provincias, sino que ha sido mayor en las que presentan menores niveles de ocupación. Por otra parte, parece desprenderse que la distribución del peso del sector agrícola en las economías provinciales y el nivel de formación en las mismas tuvo un cierto efecto equilibrador, que en cualquier caso se agota en la década de los noventa.

Por último, se ha mostrado como a la persistencia de las diferencias regionales en tasas de ocupación hay que añadir las diferencias provinciales en cuanto a la intensidad de la respuesta al ciclo económico, no existiendo sin embargo desfases temporales importantes.

REFERENCIAS

- Artís, M., Mora, T. y López-Bazo, E. (1995) *Aplicación de las cadenas de Markov al contraste de la hipótesis de convergencia regional en España*, IX Reunión ASEPELT-ESPAÑA, S. Comp., Junio
- Baxter, M. y King, R.G. (1995) *Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series*, NBER WP 5022.
- Bernard, A.B. y Durlauf, S.N. (1995) Convergence in international output, *Journal of Applied Econometrics*, 10.

- Esteban, J.M. (1994) La desigualdad interregional en Europa y en España: descripción y análisis. *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, vol. 2, IAE, Barcelona.
- Esteban, J.M. y Ray, D. (1994) On the measurement of polarization, *Econometrica* Vol. 62 nº 4 819-853.
- Fan, C.C. (1992) An investigation of the dynamics of development inequalities via expanded rank-size functions. En: Jones, J.P. and Casetti, E. (eds) *Applications of the expansion method*, Routledge.
- García-Milà y Marimón (1996) Integración regional e inversión pública en España. En: Marimon, R. (ed) *La economía española: una visión diferente*, Barcelona.
- Jimeno y Bentolila (1995) *Regional unemployment persistence (Spain, 1976-1994)*, Doc. Trabajo 95-09, FEDEA
- Mas, M., Pérez, F., Uriel, E. y Serrano, L. (1995) *Capital humano, Series históricas, 1964-1992*, IVIE y Bancaixa.
- Mora, T., Vaya, E. y López-Bazo, E. (1996) *¿Han sido las regiones pobres las protagonistas de la Convergencia en España?*, X Reunión ASEPELT-ESPAÑA, Albacete, Junio. Doc. Treball 96R13. Dept. E.E. i E.E., U.B.
- Quah, D. (1995) *Empirics for economic growth and convergence*, CEPR Discussion Paper n. 1140
- Quah, D. (1994) *Convergence empirics across economies with (some) capital mobility*, CEPR Disc Paper n. 954
- Quah (1993) Empirical cross-section dynamics in economic growth, *European Economic Review*, 37
- Vayá, E. (1996) *Dependencia espacial en las principales magnitudes regionales en España*, Doc. Treball 96R14 Dpt.d'EEiEE, U.B.

NOTAS:

1. Para una descripción y aplicación de los índices utilizados véase Esteban (1994).
2. Para una presentación mas detallada de esta técnica aplicada al análisis de la desigualdad, véase Fan (1992) y Mora, Vaya y López-Bazo (1996).
3. Una descripción de la aplicación de esta estrategia al análisis del VAB y la renta familiar disponible per cápita puede verse en Artís, Mora y López-Bazo (1995).
4. Como es evidente los resultados y sus conclusiones están sujetos a la definición realizada de los estados. Por ejemplo, con la discretización realizada se puede inferir la existencia de dos clubs de convergencia sin que ello implique que se descarte la existencia de más, o incluso la heterogeneidad que pueda existir en los individuos de cada uno de los estados.
5. En concreto para esta última variable se incluyen los niveles educativos *superiores y anteriores al superior*. Véase Mas *et al* (1995) para su descripción.
6. Nótese que ello equivale a contrastar la cointegración con elasticidad unitaria entre las variable en cada provincia y en el conjunto del Estado sin la presencia de términos deterministas. Por tanto es equivalente a contrastar la hipótesis de convergencia en términos de lo propuesto en Bernard y Durlauf (1995).
7. Esta se mide a través de la desviación estándar del componente cíclico de cada provincia en tanto por uno por año.
8. Acerca del interesante aspecto de la dependencia espacial de las tasas de ocupación, véase Vayá (1996).

Gráfico 1. Evolución de la tasa de paro (izda) y de las tasas de ocupación provinciales relativas (dcha).

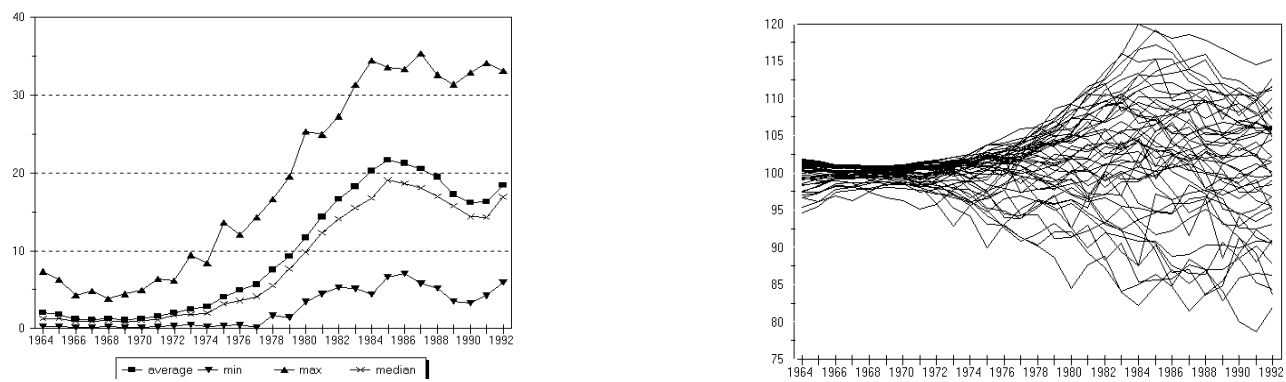


Gráfico 2. Desviación estándar y A(20) de tasas de ocupación.

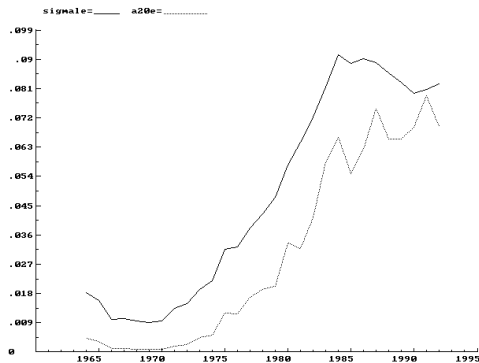


Gráfico 4. Valor de la desigualdad por años para los rangos de referencia.

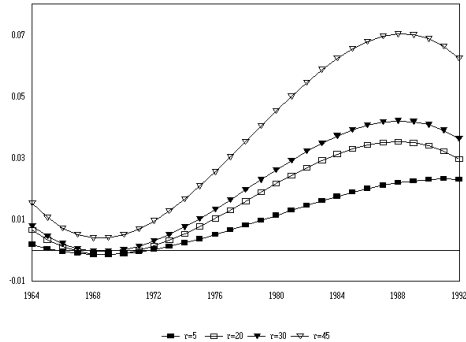


Tabla 1. Valores de la desigualdad (*b*) de las tasas de ocupación, sin y con variables condicionantes.
[]: valor de *b*₃ en la expansión cubica del rango

	1964	1971	1981	1991
Tasa Ocupación	-0.0146 [-1.25E-7]	-0.0114 [-7.98E-8]	-0.0601 [-3.05E-7]	-0.0742 [-4.51E-7]
- %AGRIC	-0.0212 [-1.10E-7]	-0.0194 [-6.71E-8]	-0.0583 [-3.09E-7]	-0.0750 [-4.53E-7]
- formación	-0.0182 [-8.53E-8]	-0.0133 [-8.10E-8]	-0.0673 [-2.75E-7]	-0.0703 [-4.08E-7]
- %AGR y form	-0.0201 [-7.44E-8]	-0.0201 [-4.92E-8]	-0.0618 [-2.61E-7]	-0.0697 [-3.68E-7]

Gráfico 3. Valor de la desigualdad por rangos para los años de referencia.

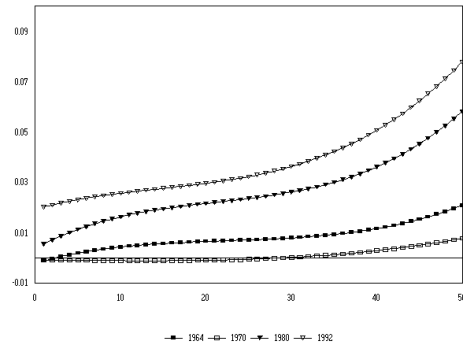


Gráfico 5. Función *r-t* con/sin re-ordenación para 1992.

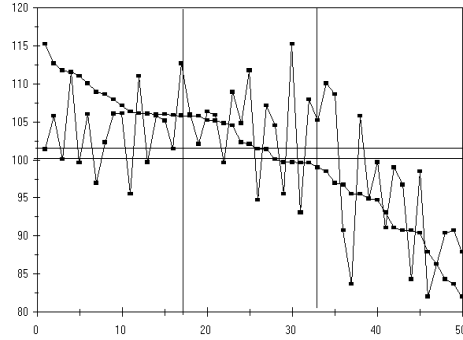


Tabla 2. Efecto sobre la desigualdad del peso del sector agrícola y del nivel de formación (en % de la desviación estándar sin condicionantes).

	1964	1971	1981	1991
- %AGRIC	+20.41	+40.60	-2.40	-0.25
- formación	+2.47	+11.58	+7.00	-7.38
- %AGR y form	+7.83	+39.92	-1.51	-11.03

