

ECONOMÍAS DE AGLOMERACIÓN Y CONVERGENCIA REGIONAL EN LA  
INDUSTRIA ESPAÑOLA 1978-1992

Ivan Muñiz Olivera

Departament d'Economia Aplicada

U.A.B., Bellaterra.

Abril 1998

Resumen

En este trabajo se discute sobre el papel de las economías de aglomeración en los procesos de convergencia regional. Si se dan rendimientos a escala debido a la presencia de economías de aglomeración, la convergencia es tan sólo de tipo condicional, pero posible, siempre y cuando el coeficiente de escala del capital sea menor que uno. Se presentan las estimaciones de los parámetros de una función de producción Cobb-Douglas que admite la presencia de economías de aglomeración para trece sectores industriales y los resultados de las ecuaciones de convergencia-beta para cada una de las trece agrupaciones. Los resultados parecen confirmar el peso de las economías de aglomeración en los diferenciales de productividad de equilibrio.

Aquest document pertany al Departament d'Economia Aplicada.  
Data de publicació: *juny 1998*

Departament d'Economia Aplicada  
Edifici B  
Campus de Bellaterra  
08193 Bellaterra

Telèfon: (93) 581 1680  
Fax: (93) 581 2292  
E-mail: [d.econ.aplicada@uab.es](mailto:d.econ.aplicada@uab.es)  
Http: [//www.blues.uab.es/economia.aplicada](http://www.blues.uab.es/economia.aplicada)

*103*  
Biblioteca de Ciència Socials

## 1. INTRODUCCIÓN

¿Convergen los niveles de productividad industrial de las regiones españolas? La literatura sobre convergencia ofrece dos instrumentos básicos para responder esta pregunta: la sigma-convergencia y la beta-convergencia. La sigma-convergencia mide la evolución efectiva de los niveles de dispersión en torno a la media. La beta-convergencia contrasta la relación entre crecimiento diferencial y distancia previa. Según el modelo neoclásico estándar, la convergencia regional debiera ser absoluta (convergencia sigma y beta simultáneamente); es decir, todas las regiones pertenecientes a una misma área económica deberían converger hacia un mismo nivel de productividad como resultado del proceso de convergencia en los niveles de acumulación de capital por trabajador. Otros trabajos abogan por lo que se ha denominado "convergencia condicional". Según el modelo de Mankiw, Romer y Weil (1992) al incorporar en la función de producción agregada el capital público en infraestructuras y el capital humano, entre otros factores localizados que inciden en el nivel de productividad de las empresas, el proceso de convergencia dependerá, no sólo de la evolución del stock de capital por trabajador, sino también del resto de factores que hayan sido incluidos. La evidencia aportada por los trabajos con datos de panel y efectos fijos regionales parece confirmar dicha hipótesis. La principal conclusión de este enfoque es que las regiones convergen hacia su propio nivel de equilibrio.

En este trabajo se pretende contrastar hasta que punto las economías de aglomeración pueden formar parte del grupo de factores que condicionan el proceso de convergencia. Existe una abundante literatura teórica y empírica sobre la existencia de economías de aglomeración (economías internas de escala, economías de localización y economías de urbanización) y sus efectos sobre el nivel de productividad. ¿Por qué no han sido incluidas entonces? Una respuesta podría ser que las economías de aglomeración generan rendimientos a escala, mientras que los trabajos de origen neoclásico se caracterizan por el hecho de no alterar la hipótesis de rendimientos constantes a escala.

El trabajo se estructura de la siguiente manera, en la sección 2 se revisan brevemente los argumentos teóricos utilizados en el debate sobre convergencia, así como en los trabajos sobre economías de aglomeración en los sectores industriales. En la sección tres se presenta un modelo extremadamente simple para demostrar que, bajo ciertas condiciones, las economías de aglomeración implican convergencia de tipo condicional. En la sección 4 se presentan los principales resultados para la economía española entre 1978 y 1992 a partir de la información contenida en la Encuesta Industrial. En primer lugar se muestra la evolución de la sigma-convergencia de trece agrupaciones de sectores. En segundo lugar se presentan los resultados de las ecuaciones de convergencia beta. Seguidamente se calculan los rendimientos a escala totales y por sectores y se estiman las economías de aglomeración según la metodología utilizada en el apartado tres. Finalmente se discute sobre cuáles son las fuentes de convergencia en los niveles de productividad de la industria española.

## 2. CONVERGENCIA, RENDIMIENTOS A ESCALA Y CRECIMIENTO REGIONAL

### 2.1. Convergencia

El debate sobre convergencia que se ha venido desarrollando durante los últimos años ha permitido discutir la capacidad predictiva de los modelos de crecimiento disponibles<sup>1</sup>. La evidencia internacional sobre los niveles de ingreso per capita no parecía adecuarse a las predicciones del modelo neoclásico estándar. Esto condujo a que, durante la segunda mitad de los ochenta, apareciera una nueva generación de modelos de crecimiento endógeno donde el supuesto de rendimientos constantes a escala se sustituye por el de rendimientos crecientes. Alterar dicha hipótesis supone incorporar la presencia de economías internas de escala y comportamientos no competitivos (Romer(1987a)), o bien externalidades de tipo tecnológico (Romer (1986)) o cognoscitivo (Lucas (1988)). Los resultados en términos de convergencia son radicalmente contrarios a los del modelo neoclásico ya que, tanto el flujo de factores, como la evolución de la productividad, están condicionados por la escala de producción. Los modelos de crecimiento endógeno comparten principios ya presentes en la literatura sobre desarrollo desigual aparecida durante los años cincuenta y sesenta, así como en los modelos de crecimiento regional nekeynesianos. Esto explica en gran medida la semejanza de sus predicciones. Resumiendo, la principal conclusión de estos trabajos es que la presencia de rendimientos crecientes a escala debe conducir a un proceso de crecimiento regional desigual<sup>2</sup>.

Si bien los nuevos modelos de crecimiento endógeno podían explicar la divergencia internacional en los niveles de ingreso, no se ajustaban a la evidencia empírica disponible para las economías europea y norteamericana<sup>3</sup>. En ambos casos se experimenta un proceso de convergencia ininterrumpido desde de II Guerra Mundial hasta la crisis de los setenta, lo cual parece más acorde con las predicciones del modelo neoclásico<sup>4</sup>.

<sup>1</sup> Ver, entre otros, Tamura (1991), Barro y Sala-i-Martin (1992), Mankiw, Romer y Weil (1992), Raymond y García (1994), De la Fuente (1994a, 1994b, 1996), Sala-i-Martin (1994), Romer (1994), Mas, Maudos, Pérez y Uriel (1994), Crown y Wheat (1995), Cribfield y Panggabean (1995), Carlino y Mills (1996), Drennan et al. (1996), Dabán y Murgui (1997), etc.

<sup>2</sup> Para una exposición detallada de las implicaciones de cada modelo ver De la Fuente (1994a) y Sala-i-Martin (1994).

<sup>3</sup> Los resultados sobre convergencia en Europa pueden encontrarse en Molle (1980), European Commission (1991, 1994), Emerson (1990) o Cuadrado y García (1995) y los de la economía norteamericana en Miezowski (1979), Tamura (1991) o Drennan, Tobier y Lewis (1996).

<sup>4</sup> Según las aplicaciones regionales más simples del modelo de Solow, los niveles de productividad regional pueden diferir en función de la dotación inicial de recursos naturales, o bien de las diferentes tasas naturales de crecimiento de la población o del ahorro. Deben sin embargo converger a largo plazo, dado que el nivel de productividad depende, además de un término exógeno, del stock de capital por trabajador. La ley de los rendimientos decrecientes implica convergencia en los niveles regionales de acumulación de capital por trabajador, que debe a su vez trasladarse a los de productividad.

Una estrategia seguida por parte de los defensores del modelo neoclásico consistió en incluir variables-control que recogieran las diferentes dotaciones regionales. Como resultado, ya no se contrasta la existencia de convergencia-beta absoluta, sino condicionada. La solución adoptada por Mankiew, Romer y Weil (1992) -ampliamente aceptada en numerosos trabajos empíricos- consiste en reformular la función de producción agregada incluyendo, además del capital privado y del trabajo, otros factores localizados que incidan en el nivel de productividad regional, manteniendo a su vez el supuesto de rendimientos constantes a escala a nivel agregado.

Una vez descartada la hipótesis de rendimientos crecientes a escala, debía explicarse porqué la velocidad de convergencia era demasiado lenta, o lo que es lo mismo, porqué el valor de la elasticidad de escala del capital era demasiado reducido en relación a los parámetros de convergencia estimados. La solución aportada por MRW (1992) consiste en afirmar que el coeficiente de escala relevante no es tan solo el del capital privado, sino también el del capital humano. Romer (1987b) propone interpretar los resultados destacando que los coeficientes estimados para el capital y el trabajo deberían invertirse para adecuarse a la velocidad de convergencia estimada. Según Romer, el coeficiente de escala real puede no coincidir con el estimado si los datos utilizados parten de observaciones individuales, pues se estaría desestimando las externalidades asociadas a los procesos de inversión. Otra de las estrategias adoptadas consiste en trabajar con datos de panel, incluyendo un efecto fijo regional. Esta metodología implica la existencia de diferentes valores de equilibrio para cada región, que depende, no sólo del nivel de capital por trabajador, sino de todos aquellos factores localizados que incidan sobre la productividad regional (Raymond y García (1994), De la Fuente (1994)).

En la actualidad parece darse un cierto consenso sobre las fuentes de convergencia regional, que se basa en la aceptación del modelo estructural de MRW, junto con la presencia de externalidades interregionales en forma de *catch-up* tecnológico. Se niega por tanto la relevancia de un modelo de crecimiento regional que considere la presencia de rendimientos crecientes a escala, o lo que es lo mismo, de economías de aglomeración<sup>5</sup>. Sin embargo, no pueden pasarse por alto algunas cuestiones:

1) Si bien la presencia de convergencia implica la no existencia de rendimientos crecientes asociados al factor capital, contar con rendimientos crecientes a escala a nivel agregado es compatible con una disminución de la dispersión en los niveles de productividad. Cambio técnico endógeno y convergencia son compatibles si se considera la presencia de *catch-up* tecnológico (Tamura (1991)).

2) Si el efecto *catch-up* es relevante, la velocidad de convergencia aún debiera ser superior a la estimada a partir del modelo de crecimiento de referencia. Dicho de otro modo, para ajustar la velocidad de convergencia real a los parámetros del modelo estructural, debe descontarse la que se genera vía *catch-up* y concentrarse en la que surge de la convergencia en los niveles regionales de acumulación de capital por trabajador.

3) Los estudios empíricos suelen confirmar la presencia de economías de aglomeración para determinados sectores industriales, lo cual explica en parte las diferentes pautas regionales de especialización sectorial y los diferenciales regionales de productividad.

## 2.2. Economías de aglomeración en los sectores industriales

Las diferencias regionales de productividad pueden deberse a diversas razones: a) diferentes tasas de ahorro, b) diferentes dotaciones de capital público, c) diferencias regionales en los niveles de formación, d) diferencias en la edad del stock de capital público y privado, y e) la presencia de economías de aglomeración. Todos estos factores, excepto el último, están integrados en el enfoque basado en la "función de producción ampliada". La presencia de economías de aglomeración queda sin embargo fuera del marco de referencia neoclásico ya que implica la existencia de rendimientos crecientes a escala a nivel agregado. El supuesto de rendimientos constantes sigue siendo hoy el elemento invariable del enfoque neoclásico.

La evidencia empírica sobre rendimientos crecientes en los sectores industriales es más que notoria (Shefer (1973), Lande (1978), Moomaw (1983, 1988), Fogarty y Garofalo (1988), Luger y Evans (1988), Chirifield y Panggahean (1995), etc.). En las estimaciones donde se utilizan datos sobre diferentes sectores industriales para cada región, la presencia de *economías de localización* se corresponde con una suma de coeficientes para el capital y el trabajo superior a la unidad. Agregando sobre todos los sectores industriales de cada región se obtiene una medida de las *economías de escala regional*, que dependerá de la diferencia entre los coeficientes estimados a nivel de región y a nivel de sector-región.

Una conclusión central en este tipo de trabajos es que el valor de los parámetros depende del nivel de agregación utilizado. Si existen economías de localización, los coeficientes estimados a nivel de empresa serán inferiores a los que aparecen a nivel de sector-región. La presencia de economías de escala regional supone que éstos últimos sean a su vez inferiores a los que se obtienen agregando sobre todos los sectores industriales<sup>6</sup>.

La presencia de rendimientos crecientes a escala a nivel de sector-región implica una relación directa entre nivel de productividad y el de producción. Las regiones que concentren un mayor volumen de producción en un determinado sector dispondrán de una ventaja en términos de productividad. Agregando sobre todos los sectores para cada región y estimando los rendimientos a escala, se obtiene una medida de las economías de aglomeración. Si la suma de coeficientes de escalas mayor que uno, las regiones que concentren un mayor nivel de producción dispondrán de

<sup>6</sup> Durante la segunda mitad de los ochenta han aparecido numerosos trabajos donde se estiman los rendimientos a escala de los sectores industriales a nivel nacional. Sus resultados coinciden en los aspectos centrales con los obtenidos en los estudios sobre diferencias regionales en los niveles de productividad. Los parámetros estimados dependen del nivel de agregación sectorial que se tome. Las estimaciones a nivel de dos dígitos son superiores a las que se obtienen a nivel de tres dígitos, lo cual se explica mediante desbordamientos tecnológicos dentro de cada agrupación de sectores (Hall (1988), Caballero y Lyons (1990) y Suárez Bernaldo de Quirós (1992), Basu y Fernald (1997)).

<sup>5</sup> Existen importantes excepciones como son los trabajos de Drennan, Tobier y Lewis (1996) o Crown y Wheat (1995)).

una ventaja en términos de productividad (Moomaw (1988)). Tanto en un caso como en otro, la presencia de rendimientos crecientes a escala no genera divergencia en los niveles de productividad. El impacto de las economías de aglomeración sobre el proceso de convergencia consiste en la existencia de diferentes niveles de productividad a largo plazo para cada región (Fogarty y Garofalo (1988)).

### 2.3. Economías de aglomeración *catch-up* y crecimiento regional.

Tanto en la literatura sobre desarrollo desigual (Dutt (1992), Hirschman (1958), Myrdal (1957), Nurske (1960), Rosenstein-Rodan (1960)), como en los modelos nekeynesianos de crecimiento regional (Kaldor (1970), Mc Combie (1988), Thirlwall (1979, 1980)), la divergencia regional se explica mediante la presencia de rendimientos crecientes localizados. La empresa representativa no es precio-aceptante, sino que las economías internas de escala tienden a reducir el número de establecimientos y a aumentar su tamaño. Su nivel de productividad no depende de un parámetro exógeno, sino de su propia capacidad para segmentar las fases de producción y aplicar lógicas de producción fordistas basadas en la especialización de la maquinaria y del trabajo. La productividad depende por tanto de la profundización del capital, pero también del volumen de producción. Por otro lado, la presencia de externalidades, ya sean tecnológicas o cognoscitivas, genera procesos de arrastre determinando el nivel de productividad medio de las empresas y su localización. Las principales hipótesis de ambos enfoques están aún hoy presentes en los trabajos sobre crecimiento regional endógeno y en lo que se ha denominado "nueva geografía de Krugman"<sup>7</sup>.

A diferencia de los modelos nekeynesianos, los modelos neoclásicos de crecimiento predicen convergencia en los niveles de productividad e ingreso (Solow (1956), Borts (1960), Borts y Stein (1964), etc.). No se contempla la presencia de externalidades ni rendimientos a escala. La función de producción agregada se supone homogénea de grado uno, de manera que el nivel de productividad aparente del trabajo sólo depende de la acumulación de capital por trabajador y de un parámetro exógeno que captura la "productividad total de los factores". El modelo básico de crecimiento regional neoclásico contempla dos tipos de dinámicas. En primer lugar, habrá una tendencia hacia la igualación intra-regional de las productividades marginales del capital y el trabajo. Como resultado, la dinámica intra-regional se caracteriza por el cambio en la composición sectorial de la producción. En segundo lugar, al contemplar la posibilidad de que los factores viajen libremente entre las regiones, existirá una tendencia hacia la equiparación inter-regional de los salarios y de la tasa de rentabilidad del capital privado dentro de cada sector.

Durante los años noventa han aparecido una serie de modelos de crecimiento regional donde la convergencia es posible a pesar de la presencia de rendimientos crecientes (Englman y Walz (1995), Premer y Walz (1994) o Ke y Luger (1996), entre otros). Las externalidades inter-regionales generan un efecto *catch-up*, de manera que las regiones que parten de un menor nivel de productividad se aprovecharán de las mejoras productivas ensayadas en las regiones tecnológicamente más avanzadas (Abramovitz (1979, 1986), Tamura (1991), De la Fuente (1994a)). Al incluir ambos efectos en la función de producción agregada, la convergencia ya no viene predeterminada por los rendimientos a escala, sino que dependerá de la conveniente ponderación de las fuerzas centrípetas y centrífugas consideradas en el modelo.

<sup>7</sup> Ver Krugman (1981, 1989, 1990, 1992), Krugman y Venables (1993), etc.)

## 3. EL MODELO

### 3.1. Economías de localización

Existen economías de localización si la función de producción agregada del sector *i* localizado en la región *j* presenta rendimientos crecientes a escala en los factores capital y trabajo ( $\alpha + \beta > 1$ ). Suponiendo que la empresa es precio-aceptante, los rendimientos crecientes descansan en la presencia de externalidades de tipo marsalliano.

$$Y_{ij} = AK_{ij}^{\alpha} L_{ij}^{\beta} \quad (1)$$

Si las empresas son precio-aceptantes, la suma de los coeficientes de escala para los factores capital y trabajo de la empresa representativa (*a* y *b* respectivamente) no puede ser mayor que uno. Suponiendo que su tecnología presenta rendimientos constantes a escala ( $a + b = 1$ ) y que las externalidades asociadas al capital y al trabajo son simétricas, los coeficientes *a* y *b* pueden reescribirse de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} a &= \alpha (1 - \delta) \\ b &= \beta (1 - \delta) \end{aligned} \quad (2)$$

Como resultado, la ecuación (1) puede adoptar la forma:

$$Y_{ij} = A K_{ij}^{a + \delta\alpha} L_{ij}^{b + \delta\beta} = A K_{ij}^a L_{ij}^b K_{ij}^{\delta\alpha} L_{ij}^{\delta\beta} \quad (3)$$

Dividiendo por *L* se obtiene la ecuación de productividad

$$y_{ij} = A K_{ij}^a L_{ij}^{b-1} K_{ij}^{\delta\alpha} L_{ij}^{\delta\beta} = A^{\delta-1} k_{ij}^a y_{ij}^{\delta\beta} \quad (4)$$

donde  $k_{ij} = (K/L)_{ij}$  e  $y_{ij} = (Y/L)_{ij}$

La ecuación 4 indica que el nivel de productividad medio del sector-región *ij* depende del estado de la tecnología (*A*), de la acumulación por capital media del sector-región y también del nivel de producción. A mayor nivel de producción, mayor productividad, ya que la presencia de externalidades marsallianas supone que el nivel de productividad de la empresa representativa dependa de lo que hacen el resto de empresas localizadas en la misma región y pertenecientes al mismo sector.

<sup>8</sup> Un desarrollo similar se encuentra en Mc Combie (1988). En su trabajo las relaciones se expresan en términos dinámicos con el objeto de mostrar una nueva formulación a la ley de Verdoorn.

La presencia de externalidades supone que la productividad marginal privada del capital no coincide con la real. Como resultado, el nivel de producción del sector-región ij será subóptimo. La productividad marginal privada del capital es:

$$PMgK^P = a A K_{ij}^{a+\delta\alpha-1} L_{ij}^{b+\delta\beta} \quad (5)$$

mientras que la real

$$PMgK^S = (a + \delta\alpha) A K_{ij}^{a+\delta\alpha-1} L_{ij}^{b+\delta\beta} \quad (6)$$

siendo  $\delta > 0 \Rightarrow PMgK^P < PMgK^S$

Si la presencia de rendimientos crecientes no se ve acompañada de una elasticidad de escala para el capital superior a uno ( $\alpha > 1$ ), la productividad marginal del capital (tanto privada como social), depende negativamente del stock acumulado.

La condición de equilibrio en el mercado de capitales implica que la productividad marginal privada deba igualarse en todas las regiones:

$$PMgK_1^P = a A^{\delta-1} K_1^{a+\delta\alpha-1} L_1^{b+\delta\beta} = PMgK_2^P = a A^{\delta-1} K_2^{a+\delta\alpha-1} L_2^{b+\delta\beta} = \dots = a A^{\delta-1} K_n^{a+\delta\alpha-1} L_n^{b+\delta\beta} = PMgK_n^P$$

Si suponemos a continuación que sólo hay dos regiones ( $j=1,2$ ) y que la primera tiene un volumen de producción en el sector i superior a la segunda, las productividades medias deben diferir, ya que la acumulación de capital por trabajador de la región uno debe ser superior a la de la región dos para poder mantener la igualdad en las productividades marginales del capital privado.

$$PMgK_1^P = a A^{\delta-1} k_1^{a-1} Y_1^\delta = a A^{\delta-1} k_2^{a-1} Y_2^\delta = PMgK_2^P$$

Si  $Y_{1i} > Y_{2i} \Rightarrow k_{1i} > k_{2i}$  y como resultado,  $y_{1i} > y_{2i}$ .

La presencia de economías de localización supone que la convergencia en los niveles de acumulación de capital por trabajador deba detenerse en un punto, ya que de otra manera no podrían igualarse las productividades marginales privadas. La convergencia, aunque de tipo condicional, es aún posible, pues la elasticidad de escala del capital es menor que uno.

### 3.2. Economías de escala regional

El nivel de productividad de la empresa representativa puede no depender tan solo de su nivel de capitalización y de las externalidades de localización, sino que también puede venir condicionado por la presencia de economías de escala a nivel regional y externalidades inter-regionales. Si existen economías de escala a nivel regional, debe aparecer el volumen de producción industrial total de la región en la función de producción agregada del sector-región ij

$$Y_j = \sum_{i=1}^n Y_{ij}$$

La función de producción agregada del sector ij pasa a ser

$$Y_{ij} = A K_{ij}^a L_{ij}^b Y_j^{\delta_j} \quad (7)$$

Dividiendo por L se obtiene la función de productividad

$$y_{ij} = A K_{ij}^a L_{ij}^{b-1} K_{ij}^{\delta\alpha} L_{ij}^{\delta\beta} Y_j^{\delta_j} = A^{1-\delta} k_{ij}^a Y_j^\delta Y_j^{\delta_j} \quad (8)$$

En presencia de economías de localización y de escala regional, el nivel de productividad medio del sector-región ij depende positivamente de la acumulación de capital por trabajador, del volumen de producción y de la producción industrial de toda la región. Las economías de escala regional, al igual que las de localización, limitan el proceso de convergencia.

## 4. RESULTADOS PARA LA ECONOMÍA ESPAÑOLA

### 4.1. 1978-1992: crisis, recuperación y despegue de la industria española.

#### 4.1.1. 1978-1985. La crisis.

La crisis mundial de principios de los setenta tuvo un fuerte impacto sobre la industria española<sup>9</sup>. Entre 1978 y 1985 las regiones españolas pierden un 27 por ciento del valor añadido industrial y un 25 por ciento de la población ocupada. Las regiones que experimentan una pérdida mayor son: Asturias, Castilla-la Mancha, Castilla y León y Cataluña (un 43 %, 30%, 30%, y 25 % del valor añadido respectivamente) (ver cuadro anexo 1). Los resultados regionales totales están a su vez condicionados por la estructura sectorial que presenten las diferentes regiones, ya que no todos los sectores tienen la misma dinámica. Las regiones que partían de una situación comparativamente peor eran Andalucía, Canarias, Castilla la Mancha, Castilla y León y Extremadura. El hecho de que estas regiones no coincidan con las más perjudicadas da una idea de la asimetría regional de las crisis sectoriales (ver cuadro anexo 2)

#### 4.1.2. 1986-1992. Recuperación y despegue

Los largos años de crisis permitieron mejorar la capacidad competitiva de las empresas supervivientes, que responden a la fase expansionista del ciclo en unas condiciones muy diferentes a las que se daban en 1978. La reducción de plantillas, la contención salarial, el cambio tecnológico, la recuperación del excedente empresarial, o el saneamiento del pasivo, entre otros factores, permiten explicar el gran crecimiento de la producción. Sin embargo, los resultados en términos de creación de empleo continuaron siendo pobres, lo cual explica en gran medida el espectacular aumento de la productividad aparente del trabajo (Myro (1990)).

Entre 1985 y 1992 el V.A. de la industria española crece un 56,27 por ciento, mientras que la población ocupada se redujo un -0.38 por ciento. El nivel de productividad aparente del trabajo, expresado como el cociente entre el valor añadido total y la población ocupada, pasa de valores del orden de 3,3 millones de pesetas de 1990 por trabajador entre 1978 y 1985, a experimentar un crecimiento continuado hasta los 5,3 millones (pts. de 1990) por trabajador en 1992. (ver cuadro anexo 4)

<sup>9</sup> Ver Segura et al. (1989).

#### 4.1.3. Concentración regional y especialización sectorial

A pesar de los intensos cambios acontecidos, no se alteran sustancialmente los pesos industriales de las regiones españolas. Aumenta ligeramente el peso de Andalucía, Aragón, las dos Castillas, Madrid y Navarra, se mantiene el de Cataluña y Valencia y pierden peso el País Vasco, Galicia, Cantabria y Asturias. No se aprecia por tanto una tendencia hacia la concentración regional de la producción industrial y sí un fuerte impacto de la crisis de los sectores extractivos y de transformación de metales en las regiones del norte de España. (ver cuadro anexo 3). La estabilidad de los pesos regionales, medidos tanto en términos de valor añadido como de empleo, se ve acompañada de una tendencia hacia la especialización sectorial. El índice Hirschman-Herfindahl, que mide la falta de diversificación sectorial, pasa de 0.085 en 1978 a 0.10 en 1992. Cabe destacar que las regiones más diversificadas son Cataluña, Madrid, Navarra y el País Vasco.

#### 4.2. Los datos

Los datos sobre valor añadido y población ocupada provienen de la Encuesta Industrial elaborada por el INE. Para calcular los parámetros de la función de producción se utiliza la serie regionalizada de stock de capital privado industrial por sectores que aparece en Mas, Pérez y Uriel (1996). La Encuesta Industrial presenta valores para 89 sectores, pero aquí se ha optado por agregarlos en trece agrupaciones de sectores para que sean compatibles con la serie de capital. Al estar Ceuta y Melilla y la agrupación 0 especialmente afectados por el secreto estadístico, se ha optado por no incluir los pocos datos disponibles en estos dos casos.

Cuadro.1		
	Sectores I.I.	CNAR (74)
Grupo 0. Energía	1 a 8	11 a 16
Grupo 1. Minerales metálicos y siderometalúrgica	9 a 11	21 y 22
Grupo 2. Minerales y productos no met.	12 a 18	23 y 24
Grupo 3. Sector químico	19 a 30	25
Grupo 4. Productos metálicos	31 a 35	31
Grupo 5. Maquinaria	36 y 37	32
Grupo 6. Máquinas de oficina	38 y 46	33 y 39
Grupo 7. Material eléctrico	39 y 40	34 y 35
Grupo 8. Material de transporte	41 a 45	36 a 38
Grupo 9. Alimentación	47 a 64	41 y 42
Grupo 10. Textil, vestido y calzado	65 a 74	43 a 45
Grupo 11. Papel y derivados	80 a 82	47
Grupo 12. Caucho y plástico	83 y 84	48
Grupo 13. Madera, corcho y otras man.	75 a 79,	
	y 85 a 89	46 y 49

#### 4.3. Sigma-convergencia en la productividad aparente del trabajo

La variable utilizada para medir la productividad aparente del trabajo es el valor añadido por trabajador del sector  $i$  localizado en la región  $j$ .

$$Y_{ij} = VA_{ij}/PO_{ij} \quad (9)$$

El nivel de productividad media se calcula dividiendo el valor añadido total de cada región por el número de personas ocupadas en la industria.

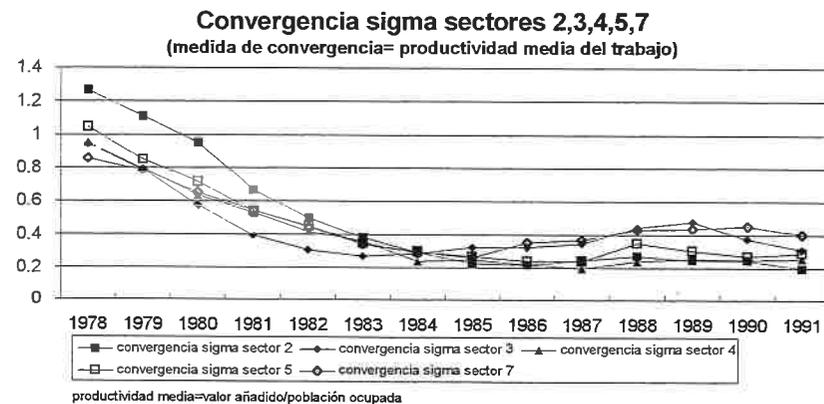
$$Y_j = \sum_{i=1}^{13} VA_{ij}/PO_{ij} \quad (10)$$

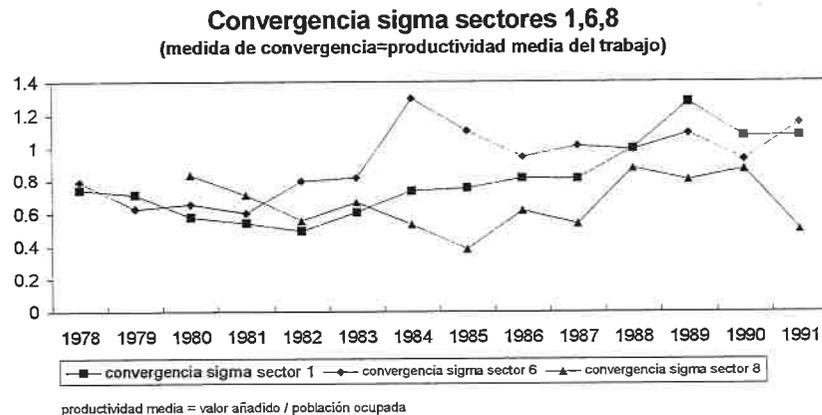
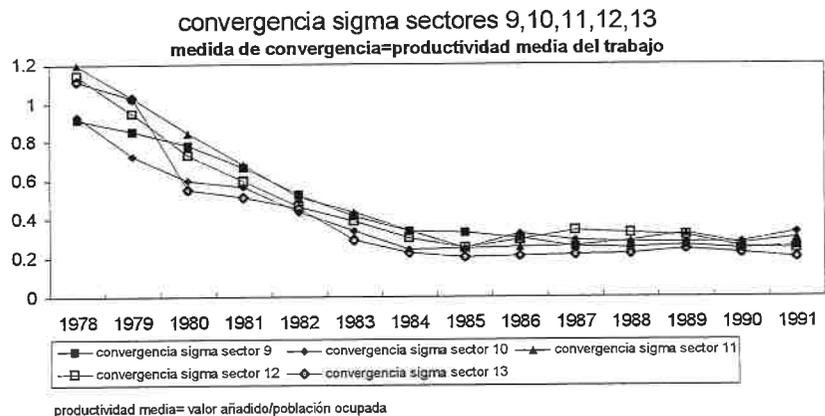
Este valor depende de la especialización sectorial de cada región y por tanto mide de manera imperfecta la evolución de la productividad media regional del conjunto de sectores, pues los cambios en la base industrial quedarán también registrados mediante desplazamientos que no se corresponden con un aumento o disminución real de la productividad de cada sector. Para corregir este efecto se utiliza una medida de productividad corregida donde el nivel de productividad medio de cada sector-región se pondera por el peso que ocupa, no en la región considerada, sino en España el año 1990 (ver cuadro Anexo 4)

La ecuación de convergencia sigma es la siguiente:

$$\sigma_{it} = (\sum_{j=1}^{17} (\ln y_{ijt} - \ln y_{it}^M)^2 / 17)^{1/2} \quad (11)$$

El comportamiento entre sectores dista mucho de ser homogéneo. Existe un amplio grupo de sectores (10) donde aparece una clara tendencia hacia la convergencia, que se contrarresta mediante la dinámica de tres sectores que muestran, bien una clara tendencia hacia la divergencia, bien un comportamiento errático.





#### 4.4. Beta-convergencia

La ecuación de convergencia beta utilizada es la que aparece en Raymond y García (1994). Su principal ventaja consiste en el hecho de poder prescindir de la región-frontera. Las relaciones se establecen en términos de distancia respecto a la media.

$$\Delta \ln Y_{ijt} - \Delta \ln Y_{it}^M = \alpha_j + \beta (\ln Y_{it-1}^M - \ln Y_{ijt-1}) + v_{ijt} \quad (12)$$

En la parte izquierda de la ecuación aparece la diferencia entre la tasa de crecimiento de la productividad del sector -región ij ( $\Delta \ln Y_{ijt}$ ) y la tasa media del crecimiento de la productividad

del sector y ( $\Delta \ln Y_{it}^M$ ), y en la parte derecha, la distancia previa en los niveles de productividad ( $\ln Y_{it-1}^M - \ln Y_{ijt-1}$ ). Si el coeficiente beta es positivo, una mayor distancia previa implica un crecimiento esperado de la productividad superior a la media. Se incorpora además un efecto fijo regional ( $\alpha_j$ ) que resume las características estructurales de cada región. Si la *dummy* regional resulta significativa, la convergencia no será absoluta sino condicional: cada región convergerá hacia su propio nivel de equilibrio a largo plazo.

Utilizando las medias regionales (parte derecha cuadro 2), el coeficiente beta muestra un valor de 0.035, lo cual implica convergencia lenta. Al incluir efectos fijos regionales, el valor del parámetro estimado es 0.50. Este valor implica una velocidad de convergencia elevada, pero cada región tenderá hacia su propio nivel de equilibrio (expresado en términos de distancia respecto a la media). Una estimación alternativa consiste en incluir todas las observaciones disponibles, suponiendo una misma velocidad de convergencia para todos los sectores. El coeficiente estimado sin *dummies* regionales es 0.127, que aumenta hasta 0.150 al incluir efectos fijos regionales (parte derecha cuadro 2).

Cuadro 3.

Estimación parámetros de convergencia beta

	Variable Dependiente: $\Delta y_{ijt} - \Delta y_{it}^M$		Variable Dependiente: $\Delta y_{it} - \Delta y_{it}^M$	
	Variables explicativas $\ln Y_{ijt-1} - \ln Y_{it-1}$		Variables explicativas $\ln Y_{it-1} - \ln Y_{jt-1}$	
Todas las observaciones disponibles				
	Sin dummies	Dummies reg.	Sin dummies	Dummies reg.
$\ln y_{ijt} - \ln y_{it}$	0.127 (13.12)	0.15 (14.91)	0.035 (1.68)	0.50 (8.41)
Cte	-0.011 (-2.71)		-0.46 E <sup>-10</sup> (0.000)	
R <sup>2</sup>	0.057		0.012	
F(1, 2811)	172.19		F(1, 219) 2.84	
F(17, 2795)		13.28	F(17, 203)	4.48
Hausman	19.46			13.58
Es Autocorre e(i,t)	-0.093		-0.024	
N° Observaciones	2813		221	

Elaboración propia a partir de la Encuesta Industrial

La velocidad de convergencia estimada con todos los datos disponibles no deja de ser una estimación "media". Tal como muestra el cuadro 3, el valor del coeficiente beta puede variar sensiblemente entre sectores. En todos los casos, al incluir efectos fijos, aumenta la velocidad de convergencia.

Cuadro 3.		
Resultados por sectores		
Estimación parámetro de convergencia beta		
	Sin Dummies	Dummies reg
Sector 1.	-0.00013 (-0.14)	-0.00013 (-0.28)
Sector 2	0.095 (3.12)	0.64 (10.09)
Sector 3	0.097 (3.21)	0.49 (7.91)
Sector 4	0.088 (3.43)	0.54 (8.61)
Sector 5	0.17 (4.52)	0.59 (8.95)
Sector 6	0.13 (3.67)	0.53 (8.45)
Sector 7	0.12 (3.48)	0.52 (8.51)
Sector 8	-0.00057 (-6.76)	-0.00057 (-6.52)
Sector 9	0.026 (1.34)	0.36 (5.89)
Sector 10	0.042 (1.64)	0.51 (8.24)
Sector 11	0.091 (3.02)	0.62 (8.77)
Sector 12	0.16 (4.86)	0.77 (12.27)
Sector 13	0.20 (4.16)	0.79 (9.26)

Elaboración propia  
Fuente: Encuesta Industrial

Tal como se ha indicado en la sección anterior, la significatividad de los efectos fijos recoge el impacto de las dotaciones regionales de factores que afectan el nivel de productividad de las empresas. Uno de los factores que puede condicionar la existencia de diferencias en los niveles de productividad de equilibrio es la existencia de economías de aglomeración.

#### 4.4. Economías de aglomeración

##### 4.4.1. Estimación de los rendimientos a escala.

En la parte izquierda del cuadro 4 aparece una primera estimación a partir de todas las observaciones disponibles<sup>10</sup>. La suma de las elasticidades de escala del capital y trabajo está muy cerca de la unidad (1.06). Al introducir efectos fijos regionales la suma de elasticidades pasa a ser 1.03. Si en vez de utilizar todas las observaciones se estiman los parámetros con los totales

<sup>10</sup> Implícitamente se supone unos mismos coeficientes para todos los sectores y regiones

regionales, los resultados son bastante parecidos (1.06) (parte derecha del cuadro) aunque al introducir efectos fijos regionales la suma aumenta hasta 1.18.

Descendiendo a nivel de sector (cuadro 5) aparecen situaciones dispares. En primer lugar, debe destacarse la significatividad de los efectos fijos. Las estimaciones con un intercepto para cada región son más robustas. En segundo lugar, de los trece sectores, ocho muestran unos rendimientos a escala que sobrepasan la unidad, lo que puede interpretarse como evidencia en favor de la presencia de economías de localización.

Cuadro 4					
Estimación parámetros función de producción (en niveles)					
Variable Dependiente: Ln Y <sub>ij</sub>			Variable Dependiente: Ln Y <sub>jt</sub>		
Variables Explicativas:	Sin dummies	Dummies	Variables Explicativas:	Sin dummies	Dummies
Ln K <sub>ij</sub>	0.31 (35.38)	0.29 (32.98)	Ln K <sub>jt</sub>	0.33 (9.25)	0.69 (6.0)
Ln L <sub>ij</sub>	0.75 (81.86)	0.74 (81.96)	Ln L <sub>jt</sub>	0.75 (18.76)	0.29 (3.32)
Cte	0.083 (2.19)		Cte	-0.18 (-1.20)	
R <sup>2</sup>	0.959	0.963		0.969	0.986
Hausman	33.29 2 df. probvalor=0.000			14.13 0.000	
Est aut e(i,t)	0.00			0.66	
N° Observaciones	2946			238	

Elaboración propia  
Fuente: Encuesta Industrial y Mas et al. (1996)

Cuadro 5							
Estimación parámetros función de producción por sectores							
Variable Dependiente: Ln Y <sub>ij</sub>							
	Variables Explicativas					Suma coeficientes de escala	
	Ln K <sub>ij</sub>	Ln L <sub>ij</sub>	cte			Sin dummies	Dummies
	Sin dummies	Dummy	Sin dummies	dummy	Sin dummies		
Sector 1	0.12 (2.2)	0.18 (1.0)	0.91 (14.0)	0.61 (8.5)	0.85 (4.2)	1.03	0.79
Sector 2	0.32 (7.4)	0.47 (5.07)	0.78 (18.0)	0.77 (12.2)	-0.22 (-1.11)	1.10	1.44*
Sector 3	0.30 (0.74)	-0.10 (1.05)	0.79 (19.1)	0.81 (11.89)	-0.0036 (-0.025)	1.09	0.71
Sector 4	0.22 (8.51)	0.37 (7.62)	0.85 (27.52)	0.76 (16.37)	-0.030 (-0.28)	1.07	1.13*
Sector 5	0.13 (4.85)	0.38 (5.62)	0.96 (34.13)	0.85 (26.07)	0.16 (2.28)	1.09	1.23*
Sector 6	0.34 (7.87)	0.051 (0.307)	0.89 (20.26)	1.004 (16.82)	-0.90 (-5.72)	1.23	1.05*
Sector 7	0.21 (7.34)	0.27 (5.89)	0.84 (21.76)	0.85 (18.37)	0.56 (6.59)	1.05	1.12*

Sector 8	0.075 (0.88)	0.37 (2.11)	1.05 (13.42)	1.08 (8.07)	0.0029 (0.102)	1.12	1.45*
Sector 9	0.59 (6.91)	0.75 (10.98)	0.39 (4.38)	0.085 (0.84)	0.48 (1.83)	0.98	0.83
Sector 10	0.21 (6.40)	0.10 (1.66)	0.86 (27.64)	0.68 (18.38)	-0.17 (-1.35)	1.07	0.78
Sector 11	0.49 (16.38)	0.43 (6.14)	0.55 (18.15)	0.70 (12.38)	0.076 (0.87)	1.04	1.13*
Sector 12	0.001 (0.021)	0.35 (4.22)	1.088 (21.20)	0.88 (16.09)	0.44 (3.37)	1.08	1.23*
Sector 13	0.27 (4.05)	0.024 (0.12)	0.85 (13.09)	0.89 (9.9)	-0.74 (-3.6)	1.12	0.91

Elaboración propia a partir de la Encuesta Industrial y Mas et al. (1996)

#### 4.4.2. Ecuaciones de productividad: economías de localización y economías de escala regional

Un camino indirecto para estimar las economías de localización y de escala regional consiste en utilizar diferentes especificaciones de la ecuación de productividad. Si los rendimientos son constantes, el nivel de productividad sólo dependerá de la acumulación de capital por trabajador y de un término exógeno que recoge el "estado tecnológico", pero si hay economías de localización, la productividad media dependerá además del volumen de producción del sector-región. Finalmente, la presencia de economías de escala regional supone que el volumen de producción industrial total regional también determina el nivel de productividad de las empresas.

Variable dependiente: $\ln y_{it}$	1		2		3		4	
	MCO	Dummi reg						
$\ln k_{it}$	0.99 (15.48)	0.27 (31.39)	0.80 (156.59)	0.29 (36.92)	0.45 (144.03)	0.28 (32.65)	0.44 (51.81)	0.28 (36.82)
$\ln Y_{it}$			0.19 (38.38)	0.11 (24.73)			0.13 (13.00)	0.10 (16.56)
$\ln Y_{it}$					0.34 (29.69)	0.11 (12.47)	-0.065 (-5.4)	0.023 (2.12)
$\ln Y_{it}$					0.19 (46.41)	0.53 (12.21)	0.52 (13.00)	0.54 (48.1)
Cte	-0.36 (-30.25)		-1.89 (-46.87)		-1.79 (-38.39)		-6.46 (-73.58)	

Elaboración propia  
Fuente: Encuesta Industrial y Mas et al. (1996)

En la ecuación 1 (cuadro 6) sólo se incluye como variable explicativa el nivel de capital por trabajador de cada sector-región. El parámetro calculado, suponiendo un intercepto común para todas las regiones, es claramente deficiente pues el coeficiente de escala asignado a  $k$  debiera coincidir con la elasticidad de escala del capital. Al introducir efectos fijos regionales el parámetro se acerca al valor teórico (el coeficiente estimado pasa a ser 0.27). Esta diferencia nos indica hasta qué punto el nivel de productividad depende de las condiciones regionales. En la ecuación dos se incorpora el nivel de producción de cada sector-región. Una vez más la especificación con *dummies*

regionales es sensiblemente mejor. La elasticidad de escala estimada de  $k$  es 0.29 y el parámetro que mide la presencia de economías de localización es significativo y tiene un valor igual a 0.11. En la ecuación tres se incluye como regresores el nivel de capital por trabajador, el valor añadido del sector a nivel nacional y el volumen total de producción industrial regional. La primera variable recoge el efecto del tamaño del sector sobre el nivel de productividad y el segundo las economías de urbanización. Los coeficientes estimados al incluir efectos fijos son 0.28, 0.11 y 0.53 respectivamente. Finalmente, la ecuación cuatro incorpora todos los regresores. Los coeficientes estimados son 0.28 para  $k_{it}$ , 0.13 para  $Y_{it}$ , -0.065 para  $Y_{it}$  (dicha variable deja de ser significativa) y 0.52 para  $Y_{it}$ . La evidencia parece indicar por tanto la presencia de economías de localización y de urbanización afectando los niveles de productividad. Las estimaciones con *dummies* regionales indican los mismos resultados.

Sucede sin embargo que al incorporar  $Y$  como regresor adicional se puede estar incurriendo en un problema de endogeneidad. La razón fundamental para dudar del valor del parámetro que recoge las economías de urbanización es que un valor de tal magnitud implicaría unos rendimientos a escala regionales muy superiores a los estimados. Con los resultados que aparecen en la columna derecha de la ecuación 4 del cuadro 6, los coeficientes de escala para los factores capital y trabajo serían: 0.28 y 0.72 respectivamente. Al incorporar el parámetro que recoge las economías de localización, el valor de dichos parámetros debe dividirse por (1-0.10), de manera que los rendimientos a escala son  $0.31 + 0.8 = 1.11$ . Este resultado resulta bastante razonable. Para calcular los rendimientos a escala regionales deben sumarse todos los sectores dentro de cada región, de manera que  $Y_{it}$  pasa a ser endógena. El valor de los coeficientes relevantes a nivel regional no serán los mismos que a nivel de sector región, ya que éstos últimos deberán dividirse por (1-0.54). Los rendimientos a escala que resultan son  $0.67 + 1.73 = 2.40$ .

Este valor es claramente incompatible con los valores estimados que aparecen en la parte derecha del cuadro 4 ( $0.89 + 0.29$ ) = 1.18<sup>11</sup>.

Una manera de corregir el problema consiste en incorporar como regresor, en vez de el valor añadido efectivo de la región o del sector-región, el valor añadido estimado utilizando los coeficientes que aparecen en el cuadro 4.

Variable dependiente: $\ln y_{it}$		
Variables Explicativas	Sin Dummies	Con Dummies
$\ln k_{it}$	0.39 (38.47)	0.28 (31.78)
$\ln est Y_{it}$	-0.09 (-13.02)	0.042 (5.46)
$\ln est Y_{it}$	0.31 (31.17)	0.055 (0.48)
$\ln est Y_{it}$	0.37 (34.72)	0.0065 (0.51)
Cte	-7.1 (-37.77)	
R2	0.999	0.999
Autocorre e(1)=	0.0039	
Hausman	197.741	
4 of prob value=	0.000	

Elaboración propia  
Fuente: Encuesta Industrial y Mas et al. (1996)

<sup>11</sup> Otra de las implicaciones poco razonables de los valores anteriores es que la productividad marginal real del trabajo dependería positivamente del número de trabajadores.

Tal como puede apreciarse en el **cuadro 7** los coeficientes asociados a  $Y_{ijt}$ ,  $Y_{jt}$  e  $Y_{it}$  al incluir *dummies* regionales son sustancialmente inferiores a los que aparecen en el **cuadro 6**, siendo la reducción más importante la experimentada por el coeficiente asociado a  $Y_{jt}$  que recoge las economías de escala regional.

Ante las dudas que surgen debido a la diferencia entre los coeficientes, se ha optado por utilizar una nueva regresión con el objeto de contrastar la presencia de economías de localización y de escala regional. Partiendo de una función de productividad donde se supone la presencia de ambas fuentes de economías de aglomeración,

$$\ln y_{ijt} = \ln A_{ijt} + \alpha \ln k_{ijt} + \delta_{ij} \ln Y_{ijt} + \delta_j \ln Y_{jt} \quad (13)$$

La función de productividad media de cada sector es:

$$\ln y_{it}^M = \ln A_{it}^M + \alpha \ln k_{it}^M + \delta_{ij} \ln Y_{it}^M + \delta_j \ln Y_{it}^M \quad (14)$$

Restando las expresiones (13) y (14) se obtiene:

$$\ln y_{ijt} - \ln y_{it}^M = (\ln A_{ijt} - \ln A_{it}^M) + \alpha (\ln k_{ijt} - \ln k_{it}^M) + \delta_{ij} (\ln Y_{ijt} - \ln Y_{it}^M) + \delta_j (\ln Y_{jt} - \ln Y_{it}^M) \quad (15)$$

Los resultados de la regresión correspondiente a la ecuación (15) aparecen en el **cuadro 8**

Cuadro 8		
Estimación ecuación de productividad con diferencias respecto la media		
Variable dependiente: $(\ln y_{ijt} - \ln y_{it}^M)$		
Variables explicativas:	Sin <i>dummies</i>	Con <i>dummies</i>
$(\ln k_{ijt} - \ln k_{it}^M)$	0.27 (19.43)	0.27 (18.91)
$(\ln Y_{ijt} - \ln Y_{it}^M)$	0.20 (23.38)	0.20 (23.36)
$(\ln Y_{jt} - \ln Y_{it}^M)$	-0.12 (-10.04)	-0.17 (-1.94)
Cte	0.39 (53.98)	
R2	0.28	0.31
Hausman=	0.30	
Autocorre e(1)=	0.068	

Elaboración propia  
Fuente: Encuesta Industria y Mas et al. (1996)

Los resultados parecen indicar que efectivamente había problemas de endogeneidad al incluir  $Y_{jt}$  como regresor, ya que el coeficiente asociado a  $(\ln Y_{jt} - \ln Y_{it}^M)$  presenta un valor negativo. Sin embargo, sí parece confirmarse la existencia de economías de localización, ya que el valor estimado para  $\delta_{ij}$  es significativo y tiene un valor igual a 0.20. Los resultados parecen indicar la existencia de economías de localización, pero no las de escala regional.

#### 4.5. ¿Condicinan las economías de aglomeración el proceso de convergencia?

Tal como se ha indicado en las secciones 2 y 3, las economías de aglomeración, junto con otros factores que pueden incorporarse en la función de producción agregada, condicionan el proceso de

convergencia. Si esto es así, los efectos fijos estimados a partir de las ecuaciones de convergencia debieran estar correlacionados con la escala de producción.

Partiendo de la ecuación de convergencia donde aparecen todas las observaciones disponibles para cada sector-región, es posible incorporar un efecto fijo algo más complejo que el que aparece en las estimaciones del cuadro 2. En vez de 17 efectos fijos, se estima un efecto fijo para cada uno de los sectores-región, es decir  $17 \times 13 = 221$  efectos fijos  $\alpha_{ij}$ . Si están correlacionados de manera positiva con la diferencia respecto la media del volumen de producción de cada sector-región  $(\ln Y_{ijt} - \ln Y_{it}^M)$  se confirmaría el peso de las economías de localización en la convergencia de los niveles medios de productividad de cada sector. De manera similar, utilizando las estimaciones agregadas para cada región, se contrasta la existencia de una correlación positiva entre los 17 efectos fijos estimados  $\alpha_j$  y la diferencia respecto la media del volumen de producción total de cada región  $(\ln Y_{jt} - \ln Y_{it}^M)$ . Si la correlación es positiva, las economías de escala regional determinarían los diferenciales de productividad de las regiones.

Cuadro 9			
Correlación efectos fijos y diferenciales de producción			
Variable dependiente: $\alpha_{ij}$	Variable dependiente: $\alpha_j$		
$\ln Y_{ijt} - \ln Y_{it}^M$	0.064 (12.43)	$\ln Y_{jt} - \ln Y_{it}^M$	0.021 (2.4)
R <sup>2</sup>	0.40	R <sup>2</sup>	0.27

Fuente: Encuesta Industrial

Tal como puede apreciarse en los resultados que aparecen en el cuadro 9, la correlación existente entre  $\alpha_{ij}$  y  $\ln Y_{ijt} - \ln Y_{it}^M$  es positiva. El coeficiente estimado es altamente significativo y tiene un valor igual a 0.064, por lo que parece confirmarse el peso de las economías de localización en los diferenciales de productividad. Sin embargo, la correlación estimada entre  $\alpha_j$  y  $\ln Y_{jt} - \ln Y_{it}^M$  es bastante inferior y el coeficiente roza la no significatividad. A pesar de ello el signo es positivo, por lo que difícilmente habrá deseconomías de escala a nivel regional.

#### 4.6. ¿Convergencia neoclásica o *catch-up*?

Una crítica vertida sobre las ecuaciones de beta-convergencia se basa en el hecho de que, al no partir de una función de producción adecuadamente especificada, no es posible pronunciarse sobre qué factores determinan el proceso de convergencia. A continuación se propone una nueva ecuación donde es posible separar la aportación de la equiparación regional de los niveles de capital por trabajador, del *catch-up* tecnológico.

Partiendo de una función de productividad con rendimientos constantes a escala, al tomar logaritmos y primeras diferencias se obtiene:

$$\Delta \ln y_{ijt} = \Delta \ln A_{ijt} + \alpha \Delta \ln k_{ijt} \quad (16)$$

Si todos los sectores pertenecientes a todas las regiones tuvieran a largo plazo una función de producción igual, la acumulación de capital debería ser la misma. Es por ello que los sectores-región con una profundización de capital menor debieran tener una tasa del crecimiento de  $k$  superior a la media, lo cual implicaría, *ceteris paribus*, una tasa del crecimiento de la productividad mayor.

Adicionalmente, considérese que la tasa de cambio técnico exógeno crece a mayor velocidad en los sectores-región menos desarrollados debido a la existencia de un efecto *catch-up* ligado a las externalidades de tipo cognoscitivo. En tal caso, la tasa de crecimiento del cambio técnico exógeno será una función creciente de la diferencia previa entre el nivel de "productividad total de los factores" del sector-región frontera y la región considerada.

$$\Delta \ln A_{ijt} = \beta (\ln A_{it-1}^F - \ln A_{ijt-1}) \quad (17)$$

Combinando las ecuaciones (16) y (17) se obtiene:

$$\Delta \ln Y_{ijt} = v_{ijt} + \alpha \Delta \ln k_{ijt} + \beta (\ln A_{it-1}^F - \ln A_{ijt-1}) \quad (18)$$

La tasa de crecimiento de la productividad del trabajo del sector-región "medio" es

$$\Delta \ln Y_{ijt}^M = v_{ijt} + \alpha \Delta \ln k_{ijt}^M + \beta (\ln A_{it-1}^F - \ln A_{ijt-1}^M) \quad (19)$$

Finalmente, restando las dos expresiones anteriores se obtiene:

$$\Delta \ln Y_{ijt} - \Delta \ln Y_{it}^M = \alpha (\Delta \ln k_{ijt} - \Delta \ln k_{it}^M) + \beta (\ln A_{it-1}^M - \ln A_{ijt-1}) \quad (20)$$

La ecuación (20) permite apreciar como el crecimiento diferencial respecto la media del sector-región *ij* depende positivamente del crecimiento diferencial de la tasa de acumulación de capital por trabajador y del *gap* previo en los niveles de "productividad total de los factores". Según los resultados que aparecen en el cuadro 10, parece confirmarse el impacto positivo de ambas variables, si bien el parámetro relacionado con el crecimiento diferencial de la acumulación de capital presenta un valor muy reducido.

Por otro lado, no existe una correlación positiva entre el aumento diferencial de la profundización de capital y el *gap* previo de productividad. Cabe por tanto preguntarse cual ha sido el mecanismo que ha permitido adaptar el cambio técnico exógeno a la estructura productiva regional. Una posible explicación de la falta de correlación es que no es necesaria una tasa de acumulación de capital por encima de la media para acceder a los beneficios que supone adaptar la tecnología generada en otras regiones o bien en el extranjero. Esto no quiere decir que no sea necesaria una inversión en nuevos bienes de capital, sino que la tasa necesaria no parece estar por encima de la media de las regiones más avanzadas. Por otro lado, es posible que el mecanismo de *catch-up* adoptado esté más relacionado con la acumulación regional de capital humano que con la acumulación de capital físico. Este es el resultado al que llega De la Fuente (1996).

Cuadro 10			
Convergencia "beta" con profundización del capital como variable explicativa adicional			
Variable dependiente: $Y = \Delta \ln Y_{ijt} - \Delta \ln Y_{it}^M$			
Variables explicativas:			
X1 = $(\Delta \ln(K_{ijt}/PO_{ijt}) - \Delta \ln(K_{it}^M/PO_{it}^M))$			
X2 = $(\ln A_{it-1}^M - \ln A_{ijt-1})$			
Especificación sin dummies		Especificación con dummies	
Coefficientes	"t"ratio	Coefficiente	"t"ratio
X1=0.86E <sup>-01</sup>	(4.03)	0.89E <sup>-01</sup>	4.19
X2=0.16	(15.25)	0.20	17.62
Estadístico autocorrelación residuos= -0.01			
Elaboración propia a partir de la Encuesta Industrial y Mas et al. (1996)			

## 5. Conclusiones

1. La presencia de economías de aglomeración sólo implica divergencia cuando el coeficiente de escala del capital es mayor que uno. Si no es así, las economías de aglomeración proporcionan un premio en términos de productividad media y por tanto condicionan el proceso de convergencia, pero no determinan un proceso de causalidad acumulativa.
2. En el caso de la industria española, 8 sectores de trece presentan rendimientos crecientes a escala, lo cual parece indicar la presencia de economías de localización.
3. No existe evidencia empírica en favor de la existencia de economías de urbanización a nivel regional. Dicho de otro modo, contar con una escala de producción regional superior a la media no implica una mayor productividad media del trabajo. Si en cambio parecen darse economías de localización. Esto es, un nivel de producción regional en un determinado sector superior a la media implica una productividad esperada del trabajo también superior a la media.
4. Los resultados de las ecuaciones de convergencia-beta con efectos fijos regionales son más robustas que sin. En todos los casos aumenta sensiblemente la velocidad de convergencia al incluir *dummies* regionales.

## BIBLIOGRAFIA

- ABRAMOVITZ, M. (1979) "Rapid Growth Potential and its Realization" en *Thinking About Growth and other Essays on Economic Growth and Welfare* Cambridge University Press, 1989, pp. 187-219
- ABRAMOVITZ, M. (1986) "Catching Up, Forging Ahead and Falling Behind" en *Thinking about Growth and other Essays on Economic Growth and Welfare*, Cambridge University Press, 1989 pp. 220-244.
- BARRO, R. y X. SALA-I-MARTIN (1992b) "Convergence" *Journal of Political Economy* n° 100, 2, pp.223-51.
- BASU, S. y J.G. FERNALD (1997) "Returns to Scale in U.S. Production: Estimates and Implications" *Journal of Political Economy*, 1997, Vol 105, n° 2, pp. 249-283.
- BERTOLA, G. (1992) "Models of Economic Integration and Localized Growth" *CEPR Discussion Paper* n° 651.
- BORTS, G.H. (1960) "The equalization of returns and regional economic growth" *American Economic Review* n° 50, pp. 319/47.
- BORTS, G.H. y J.L. STEIN (1964) *Economic Growth in a Free Market* Columbia University Press.
- CABALLERO, R.J. y R.K. LYONS (1990) "Internal versus External economies in European Industry" *European Economic Review*, n° 34, pp. 805-830.
- CARLINO, G. y L. MILLS (1996) "Convergence and the US States: A Time-series analysis" *Journal of Regional Science*, Vol 36, n° 4, pp. 597-616.
- CRIHFIELD, J.B. y M.P.H. PANGGABEAN (1995) "Growth and Convergence in U.S. Cities" *Journal of Urban Economics*, Vol 38, pp. 138-165.
- CROWN, W. y L.F. WHEAT (1995) "State per capita Income Convergence since 1950: Sharecropping Demise and other influences" *Journal of Regional Science*, Vol 35, n° 4, pp. 527-552
- CUADRADO, J.R. y B. GARCIA (1995) "Association Between European, National and Regional Growth and Convergence" 35th European Congress of the Regional Science Association, Odense, August 1995.
- DABAN, T. y M.J. MURGUI (1997) "Convergencia y rendimientos a escala en las regiones españolas: la base de datos BD-MORES" *ICE* n° 762, mayo 1997
- DE LA FUENTE, A. (1994a) "Crecimiento y convergencia: un panorama selectivo de la evidencia empírica" *Cuadernos Económicos del ICE* n° 58 1994/3, pp. 23/69
- (1994b) "Crecimiento y convergencia" en I.A.E. (1994) "Crecimiento y convergencia regional en España y Europa"
- (1996) "On the Sources of Convergence: a close look at the Spanish regions" Regional Science Association 37th European Congress, Rome.
- DE LA FUENTE, A. y J.M. da ROCHA (1994) "Capital humano, productividad y crecimiento" en I.A.E. (1994) "Crecimiento y convergencia regional en España y Europa"
- DRENNAN, M., E. TOBIER y J. LEWIS (1996) "The Interruption of Income Convergence and Income Growth in Large Cities in the 1980's" *Urban Studies*, Vol 33, n° 1 pp. 63-82.
- DUTT, A.K. (1992) "The origins of Uneven Development" *American Economic Review* n° 82, 99.146/50.

EMERSON, M. et al. (1990) "Dimensions spatiales" *Economie Européenne*, 44, pp. 231-255.

ENGLMANN, F.C. y U. WALZ (1995) "Industrial Centers and Regional Growth in the presence of local inputs" *Regional Science* Vol 35

EUROPEAN COMMISSION (1991) *The Regions in the 1990's*, Bruselas.

————— (1994) *Cohesion and Competitivity* (Vth Periodical Report), Bruselas

FOGARTY, M.S. y G.A. GAROFALO (1988) "Urban Spatial Structure and Productivity Growth in the Manufacturing Sector of Cities" *Journal of Urban Economics* n° 23 pp. 60-70

GLAESER, Edward L., KALLAL, Hedi D, SCHEINKMAN, José A. and SHLEIFER, Andrei (1992) "Growth in Cities" *Journal of Political Economy* n° 100, pp. 1126/1152.

HALL, R.E. (1988) "The Relation Between Price and Marginal Cost in U.S. Industry" *Journal of Political Economy*, Vol 96, n° 5, pp. 921-947.

HIRSCHMAN, A.O. (1958) *The Strategy of Economic Development* Yale University Press.

KALDOR, Nicholas (1970) "The case for regional policies" *Scottish Journal of Political Economy*, n° 17, pp.337/47.

KE, S y M.LUGER (1996) "Embodied Technological Progress, Technology-related Producer Inputs, and Regional Factors in a firm-level model of Growth" *Regional Science and Regional Economics* n° 26, pp. 23-50.

KRUGMAN, Paul (1981) "Trade, Accumulation and uneven development" *Journal of Development Economics* n° 8, 149/161.

————— (1989) "Increasing Returns and Economic Geography" *Journal of Political Economy*, Vol. 99, junio, pp. 483/99.

————— (1990) "Geografía y comercio" Antoni Bosch Editor, Barcelona.

————— (1992) "Motivos y dificultades en la política industrial" en *Política industrial, Teoría y Práctica*, Carmela Martín Ed. (1992), Economistas Libros, Madrid

KRUGMAN, P. y VENABLES (1993) "Integration, Specialization and Adjustment" *Working Paper* "Regional Integration Trade and Growth", Barcelona, 1993.

KUBO, Y. (1995) "Scale Economies, Regional Externalities, and the possibility of Uneven Regional Development" *Regional Science* Vol. 35, Feb 1995

LANDE, P.S. (1978) "The interregional Comparison of Production Functions" *Regional Science and Urban Economics*, n° 8, pp. 339-353.

LUGER, M. y W.N. EVANS (1988) "Geographic Differences in Production Technology" *Regional Science and Urban Economics*, n° 18 pp. 399-424.

LUCAS, Robert E. (1988) "On the Mechanics of Economic Development" *Journal of Monetary Economics* n° 22, pp. 3/43.

MANKIW, N.G., D. ROMER y D.N. WEIL (1992) "A contribution to the empirics of Economic Growth" *The Quarterly Journal of Economics*, May 1992, pp. 407/437.

MARSHALL, Alfred (1890) "Principles of Economics" London.

MAS, M., F. MAUDOS, F. PÉREZ y E. URIEL (1994) "Disparidades regionales y convergencia en las comunidades autónomas" *Revista de Economía Aplicada* n° 4 (Vol II), pp. 129-48.

Mc COMBIE, J.S.L. (1988) "A Synoptic View of Regional Growth and Unemployment: II-The Post-Keynesian Theory" *Urban Studies*, n° 25, pp. 399/417.

MIĘZKOWSKI, P. (1979) "Recent Trends in Urban and Regional Development" en *Current Issues in Urban Economics*, de by P. Miezkowski y M. Straszheim, John Hopkins University Press.

MOLLE, W. et al. (1980) *Regional Disparity and Economic Development in the European Community*, Saxon House, Farnborough

MOOMAW, R.L. (1983) "Spatial Productivity Variations in Manufacturing: A Critical Survey of Cross-Sectional Analysis" *International Regional Science Review*, Vol 8, n° 1, pp. 1-22.

—————(1988) "Agglomeration Economies: Localization or Urbanization?" *Urban Studies*, n° 25, pp. 150-161.

MURPHY, K. A. SHLEIFER y R. VISHNY (1988) *Industrialization and the Big Push* mimeo, University Press of Chicago, February 1988

MYRDAL, G. (1957) *Economic Theory and Underdeveloped Regions* London, Methuen

MYRO, R. (1990) "La recuperación de la industria española, 1985-1989" en *La Industria española. Recuperación, estructura y mercado de trabajo*, Velarde, Delgado y Pedreño Ed., Economistas Libros, 1990.

NURSKA (1960) *Problemas de formación de capital*, Fondo de cultura económica, México, 1960

PEREZ, F., MAS, M. y E. URIEL (1996) "El stock de capital en España y sus comunidades autónomas" Fundación BBV.

PREMER, M. y U. WALZ (1994) "Divergent Regional Development, factor mobility, and non traded goods" *Regional Science and Urban Economics*, n° 24 pp. 707-722.

RAYMOND, J.L. y B. GARCIA (1994) "Las disparidades en el PIB per cápita entre comunidades autónomas y la hipótesis de convergencia" *Papeles de Economía Española* n° 59, pp. 37-58

ROSENSTEIN-RODAN (1960) *Notas sobre la teoría del gran impulso. El Desarrollo Económico y América Latina* Ed. H.S. Ellis Fondo de Cultura Económica, México 1960

ROMER, Paul (1986) "Increasing Returns and Long-Run Growth" *Journal of Political Economy*, n° 94, pp.1002/1037.

—————(1987a) "Growth Based on Increasing Returns Due to Specialization" *American Economic Review* n° 77 pp. 56/63.

—————(1987b) "Crazy Explanations for the Productivity Slowdown" *NBER Annuals*, 1987, pp. 163/209.

—————(1990) "Rendimientos crecientes y nuevos desarrollos en la teoría del crecimiento" *Cuadernos Económicos del ICE* n° 46, pp. 280/305.

—————(1994) "The Origins of Endogenous Growth" *Journal of Economic Perspectives*, Vol 8, n° 1, Winter 1994, pp. 3-22.

SALA-I-MARTIN X. (1994a) "Regional Cohesion: Evidence and Theories of regional Growth and Convergence" *CEPR Discussion Paper* n° 1075.

—————(1994b) *Apuntes de crecimiento económico*, Antoni Bosch Editor, Barcelona.

SEGURA et al. (1989) "La industria española en la crisis 1978-1984" Alianza Economía y Finanzas.

SHEFER, D. (1973) "Localization Economies in SMSA's: A Production Function Analysis" *Journal of Regional Science*, Vol 13, n° 1, pp. 55-64.

SMITH, A. (1776) *The Wealth of Nations*, Edwin Cannan University Paperback, London

SOLOW, R.M. (1956) "A contribution to the Theory of Economic Growth" *Quarterly Journal of Economics* n° 70, pp. 65-94.

SUAREZ BERNALDO DE QUIROS, F.J. (1992) "Economías de escala, poder de mercado y externalidades: medición de las fuentes del crecimiento español" *Investigaciones Económicas* (2ª época) Vol XVI n° 3 pp. 411-441.

TAMURA, R. (1991) "Income Convergence in an Endogenous Growth Model" *Journal of Political Economy* 1991, Vol. 99, n° 3, pp. 522/540.

THIRLWALL, A.P. (1979) "The Balance of Payments constraint as an explanation of international growth rate differences" *Banca Nazionale Lavoro Quarterly Review* Vol 128, pp. 45/53.

—————(1980) "Regional Problems are "balance of payment" problems" *Regional Studies* Vol 14, pp. 419/425.

WOLFF, E. (1991) "Capital Formation and Productivity Convergence Over the Long Term" *American Economic Review*, pp. 565-79

**Cuadro. Anexo 1**

	Escala Regional Valor Añadido				Escala regional población ocupada			
	ESC <sub>1</sub>		ESC <sub>2</sub>		ESC <sub>1</sub>		ESC <sub>2</sub>	
	1978	1992	Δ78/85	Δ85/92	1978	1992	Δ78/85	Δ85/92
1. Andalucía	8.08	9.41	-10.89	48.08	8.75	9.5	-19.6	0.94
2. Aragón	3.69	4.23	-16.3	55.36	3.7	4.14	-22.8	8.42
3. Asturias	4.62	3.17	-43.56	37.63	3.99	3.51	-20.9	-16.7
4. Baleares	0.79	0.96	-13.6	58.99	1.1	1.11	-21.21	-4.34
5. Canarias	0.98	1.4	-12.47	85.51	0.62	0.15	-65.01	-57.1
6. Cantabria	1.56	1.26	-23.84	19.9	1.58	1.39	-27.01	-10.06
7. Castilla M.	2.99	3.57	-30.78	95.32	3.23	3.56	-22.8	6.87
8. Castilla L.	7.7	8.42	-30.12	75.78	5.94	6.49	-16.63	-2.09
9. Cataluña	25	25.19	-25.74	59.78	24.69	23.87	-29.14	1.91
10. Extrem.	1.21	1.44	0.86	34.48	0.95	0.94	-16.8	-10.84
11. Galicia	5.26	4.79	-26.16	40.69	5.10	5.81	-18.06	3.87
12. La Rioja	0.79	0.81	-15.4	37.47	1.03	1.05	-18.17	3.87
13. Madrid	11.2	12.03	-20.25	52.34	11.78	10.91	-29.03	-2.53
14. Murcia	1.56	1.69	-27.63	21.16	2.12	2.49	-23.41	14.41
15. Navarra	2.16	2.77	-20.51	82.73	2.23	2.75	-17.1	11.02
16. P. Vasco	11.76	9.08	-27.79	21.16	11.08	9.48	-24.12	-15.0
17. Valencia	10.49	10.19	-27.01	50.82	11.59	11.62	-31.22	0.06

Elaboración propia  
Fuente: Encuesta Industrial

**Cuadro. Anexo 2**

	Shift-Share V.A. 1978-1992				Shift-Share Población ocupada			
	D.T.		I.M.		D.T.		I.M.	
	N.S.	R.S.	N.S.	R.S.	N.S.	R.S.	N.S.	R.S.
1. Andalucía	243320	113644	81697	47997	-55150	-64325	5268	3934
2. Aragón	108186	51817	56869	-4862	-17060	-26226	9739	-572
3. Asturias	-99435	64853	-149559	-14729	-37663	-28238	-7762	-1660
4. Baleares	26946	11189	23211	-7454	-7469	-7774	1394	-1089
5. Canarias	57554	13735	28796	15023	-2667	-7943	2988	2287
6. Cantabria	-13333	21894	-32330	-2897	-14952	-11192	4176	416
7. Castilla la Mancha	98555	42195	49762	6597	-16599	-23105	7146	-640
8. Castilla y León	167031	109091	-66217	124157	-30271	-42072	3522	8278
9. Cataluña	434467	351734	121457	-38724	-190221	-174135	-10572	-5512
10. Extremadura	40742	16926	-3224	27045	-7724	-6963	-1397	637

11. Galicia	12878	74081	-125686	64483	-20926	-36073	10524	4605
12. La Rioja	11575	11111	5704	-5240	6696	7237	772	-230
13. Madrid	225796	157743	56750	11301	-98203	-82411	15099	-692
14. Murcia	33086	22006	805932	10274	-7350	-1506	5279	2387
15. Navarra	92235	30383	69540	-7588	-5151	-15857	9900	805
16. P. Vasco	-127138	162384	-194873	-94647	-109217	-78044	-27916	-3256
17. Valencia	95175	148584	77328	-130737	-81568	-82241	10376	-9697
ESPAÑA	1403378	1403378	0	0	-708887	-708887	0	0

Fuente: Encuesta Industrial  
Elaboración propia

DT=Diferencia total  
NS=National Share  
RS=Regional Share  
IM=Industry Mix

**Cuadro. Anexo 3**

	Índice de diversificación sectorial		Principales sectores en los que se especializa entre paréntesis Valor Coeficiente Especialización	
	1978	1992	1978	1992
	1. Andalucía	0.134	0.156	2(1.5),8(1.1),9(2.4)
2. Aragón	0.113	0.228	4(1.2),5(2.2),7(1.05)	4(1.1),5(1.7),7(1.6),8(1.5)
3. Asturias	0.256	0.228	1(5.9)	1(6.6),2(1.1)
4. Baleares	0.170	0.216	9(1.3),10(2.7),13(2.8)	9(1.6),10(1.5),13(2.4)
5. Canarias	0.211	0.252	2(1.3),9(3.2),11(1.7)	2(1.3),9(2.5),11(1.06)
6. Cantabria	0.112	0.121	1(2.8),3(1.8),4(2.2),12(1.8)	1(2.8),4(2.3),7(1.9),12(1.4)
7. Castilla la Mancha	0.132	0.154	2(2.1),3(1.4),9(1.4)	2(1.6),3(1.07),7(1.1),10(1.4)
8. Castilla y León	0.188	0.188	8(1.7),12(1.5)	8(2.8),12(1.5)
9. Cataluña	0.09	0.101	3(1.7),6(1.6),10(1.6),11(1.3)	3(1.8),6(1.9),10(1.6),12(1.14)
10. Extremadura	0.393	0.537	9(1.7)	9(1.0)
11. Galicia	0.157	0.134	8(2.4),9(1.12),13(1.11),2(1.5),8(1.8),13(1.5)	
12. La Rioja	0.134	0.113	9(1.8),10(2.2),12(1.8),13(1.6)	4(1.7),9(1.4),10(1.7),12(1.9),13(1.6)
13. Madrid	0.09	0.101	3(1.6),6(2.2),7(2.8),11(2)	3(1.5),6(2.4),7(2),11(2.7)
14. Murcia	0.114	0.113	8(1.3),9(1.8),13(1.5)	9(2),10(1.2),13(2.15)
15. Navarra	0.098	0.116	1(1.6),4(1.5),7(1.6),11(1.4)	1(2.4),5(1.4),8(2),12(1.1)
16. P. Vasco	0.103	0.100	1(2.6),4(2.2),5(2),12(2.3)	1(3),4(2.5),5(2.8),12(2)
17. Valencia	0.125	0.104	2(1.7),6(1.2),10(2.3),13(2.2)	2(2),10(2),13(2.2)
ESPAÑA	0.085	0.10		

Elaboración propia  
Fuente: Encuesta Industrial

Cuadro Anexo 4

PRODUCTIVIDAD MEDIA REGIONAL (y, )				
Millones de pts./Puesto de trabajo ocupado en la región 1				
	1978	correg. 1992	correg.	
1. Andalucía	3.02	3.2	4.34	5.6
2. Aragón	2.8	2.6	4.7	5.2
3. Asturias	3.14	2.7	4.63	4.6
4. Baleares	2.31	2.09	3.18	3.3
5. Canarias	2.67	2.19	4.54	3.93
6. Cantabria	3.35	2.96	4.65	4.63
7. Castilla la Mancha	2.79	2.78	3.83	5.59
8. Castilla y León	3.06	2.97	5.68	5.70
9. Cataluña	3.38	3.48	4.73	5.53
10. Extremadura	1.99	1.76	2.60	2.88
11. Galicia	2.60	2.66	3.86	4.59
12. La Rioja	2.88	3.21	4.61	5.08
13. Madrid	3.35	3.35	5.27	5.77
14. Murcia	2.14	2.35	3.17	3.71
15. Navarra	3.25	2.88	4.94	4.97
16. País Vasco	3.59	3.61	4.68	5.16
17. Valencia	2.83	3.37	3.80	5.69

Elaboración propia  
Fuente: Encuesta Industrial

## Relació dels documents de treball publicats durant l'any 1998

NÚM	TÍTOL	AUTOR	DATA
98.01	El mejor orden de ejecución de una serie de proyectos de inversión	Joan Pasqual i Rocabert	gener 1998
98.02	Impacto de la inversión en infraestructuras sobre el producto, la ocupación y la inversión privada en España	Oriol Roca i Sagalés	gener 1998
98.03	Externalidades y cambio técnico endógeno. Un repaso a la literatura sobre crecimiento regional y local	Iván Muñiz Olivera	març 1998
98.04	Marshallian external economies and local growth	Iván Muñiz Olivera	març 1998
98.05	Estimación del cambio técnico y sus determinantes para el sector farmacéutico : estudio comparativo para nueve países de la OCDE	Pablo D'Este Cukierman	març 1998
98.06	Distritos industriales y crecimiento endógeno	Iván Muñiz Olivera	maig 1998
98.07	Economías de aglomeración y convergencia regional en la industria española 1978-1992	Iván Muñiz Olivera	juny 1998

U.3  
Edicions de Ciència Socials