

CONCENTRACIÓN GEOGRÁFICA DE LA INDUSTRIA Y ECONOMÍAS DE AGLOMERACIÓN

por

MARÍA CALLEJÓN

Universidad de Barcelona
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
e-mail: callejon@riscd2.eco.ub.es

Enero de 1998

Resumen:

Con las medidas tradicionales de concentración geográfica de la industria no es posible discriminar en qué grado influyen las economías externas de aglomeración en las pautas de concentración. Ellison y Glaeser han propuesto un índice que mide el grado de “localización” de las industrias, es decir, en qué grado influyen las economías de aglomeración en las decisiones de localización de las empresas. En este trabajo se hace una aplicación a España del mencionado índice. Se comprueba que, efectivamente, los sectores industriales difieren ampliamente en su grado de localización; y que entre 1981 y 1992 no se produjo en España una tendencia significativa hacia una mayor concentración geográfica de la industria.

Palabras clave: concentración geográfica, índice de localización, economías de aglomeración.

Abstract:

Traditional measures of spatial industrial concentration do not account for the effects of external economies of agglomeration which induce industries to concentrate spatially. Ellison and Glaeser have constructed an index of localization that measures to what extent the firms belonging to a given industry are sensitive to certain types of economies of agglomeration in their location choices. The present paper provides an application of the new index of localization to Spain. The evidence found in this paper suggests that there are wide differences in the extent to which the degree of localization varies across industries. It appears also that industrial geographic concentration is slightly lower in 1992 than in 1981.

Key words: geographic concentration, index of localization, economies of agglomeration.

Nota: Este trabajo se inscribe en el proyecto CICYT SEC96-0898.

CONCENTRACIÓN GEOGRÁFICA DE LA INDUSTRIA Y ECONOMÍAS DE AGLOMERACIÓN

INTRODUCCIÓN

La localización económica y sus determinantes constituye desde hace mucho tiempo un tema de interés central para la economía regional y la geografía económica. Ese interés se ha visto intensificado en los últimos años con ocasión de la puesta en marcha de varios procesos de integración supranacionales - el más ambicioso es por supuesto el de la Unión Europea - y por la incertidumbre generada en torno a los posibles desplazamientos de actividad económica entre los territorios integrados en respuesta a la supresión de barreras administrativas o institucionales. Algunos autores (Krugman, 1991) han desarrollado modelos cuya implicación sería que la presencia de fuerzas aglomerativas de diversa índole, con sus correspondientes efectos acumulativos, pueden dar lugar a un desarrollo regional más desigual después de la integración que antes de ella. No se trata pues de una cuestión meramente académica sino de un tema vital para la política de desarrollo regional. Se puede constatar, sin embargo, que aunque la teoría económica ya está produciendo un número apreciable de modelos teóricos, la ambigüedad de muchos resultados dificulta la obtención de criterios de actuación claros para los responsables gubernamentales.

Los análisis empíricos y la contrastación de hipótesis pueden mejorar si se cuenta con buenas medidas, no solamente de las desigualdades territoriales, sino de la intensidad de las fuerzas conducentes a la aglomeración de actividades en unos territorios y no en otros. El objeto de este artículo es realizar una primera exploración de las ventajas de la utilización de un nuevo índice de localización industrial propuesto por Ellison y Glaeser (1994) que reúne algunas características interesantes. Se trata de un índice, al que se designa por gamma (γ), que permite medir el grado de localización de una industria en el sentido con que tradicionalmente se usa ese término en economía regional¹, es decir, el grado en que las decisiones de localización de las empresas responden a la existencia de fuerzas aglomerativas que las inducen a escoger un determinado territorio, o a buscar la agrupación espacial con otras

empresas del mismo sector. Dicho de otro modo, el índice γ intenta mostrar qué parte de la concentración espacial de una industria específica puede ser debida a la influencia de economías externas de aglomeración².

Como veremos a continuación, el índice γ tiene la ventaja de que controla por el grado de economías de escala internas a la empresa en una industria dada, que suele ser una de las razones de que se produzca concentración espacial en una actividad, pero que nada tiene que ver con las economías externas de aglomeración. En primer lugar se presenta de forma resumida la derivación estadística del índice y, en segundo lugar, se muestra su aplicación al contexto geográfico de cincuenta provincias españolas y un conjunto de treinta sectores industriales.

UN NUEVO ÍNDICE DE LOCALIZACIÓN

Quizás sea mejor en este caso empezar por el final y mostrar la definición del nuevo índice de concentración geográfica propuesto por Ellison y Glaeser. El índice γ trata de medir el grado de localización de una industria dada, en términos de *exceso* de concentración geográfica más allá del grado de concentración que se observaría si las empresas que componen dicha industria se ubicaran geográficamente de manera aleatoria. A su vez, el proceso de localización aleatorio se define de forma tal que llevaría a todas y cada una de las industrias a reproducir las pautas de distribución espacial del conjunto de la población, o del empleo industrial total. La expresión para el índice γ de concentración geográfica de una industria es:

$$\gamma \equiv \frac{G - H}{1 - H} \equiv \frac{\sum_{i=1}^M (s_i - x_i)^2 - (1 - \sum_{i=1}^M x_i^2) \sum_{j=1}^N z_j^2}{(1 - \sum_{i=1}^M x_i^2)(1 - \sum_{j=1}^N z_j^2)}$$

¹ Los textos anglosajones utilizan la expresión “localized industries” para referirse a aquellas industrias o sectores que presentan tendencia a aglomerarse.

² El término localización se usa aquí en dos sentidos, como “grado de localización” o cualidad de “industria localizada”, y cuando se alude a la decisión de una empresa dada de escoger ubicación. El contexto siempre permite distinguir entre uno y otro caso.

donde H es el coeficiente de Herfindhal que mide la concentración de mercado para el conjunto de los territorios considerados, y G es una medida primaria de concentración geográfica que se define como:

$$G = \frac{\sum_i (s_i - x_i)^2}{1 - \sum_i x_i^2}$$

El rango de G, así como el de H, oscila entre 0 y 1 pero, como puede apreciarse, γ puede llegar a tomar valores negativos. Para ver el desarrollo lógico de las anteriores expresiones hay que pensar en el modelo siguiente: supongamos un país dividido en M subunidades territoriales cada una de las cuales participa en el empleo industrial agregado a escala nacional según las cuotas x_1, x_2, \dots, x_M . Supongamos también que s_1, s_2, \dots, s_M , sea la parte del empleo de una industria cualquiera que se encuentra localizada en cada una de las subunidades territoriales. Una medida tradicionalmente utilizada del grado en que esa industria difiere de la distribución espacial global del empleo industrial agregado es:

$$g = \sum_{i=1}^M (s_i - x_i)^2$$

cuyos valores oscilan entre 0 (concentración espacial idéntica a la media de todas las industrias) y 1 (todo el sector se encuentra localizado en un territorio). El índice primario de concentración geográfica G no es más que una versión normalizada del índice g.

Y supongamos también que la industria se compone de N empresas³ cuyas participaciones en el empleo total de la industria son z_1, z_2, \dots, z_N , y cuyo índice de concentración de Herfindhal queda expresado de la forma $H = \sum_j z_j^2$. Se trataría de determinar si la concentración geográfica del empleo de una industria o sector es mayor de la que habría si todas las plantas escogieran su localización de forma aleatoria e independiente. Tal elección aleatoria sería representativa de una industria que careciese tanto de fuerzas aglomerativas (externalidades de algún tipo) como de fuerzas centrífugas (tales como costes altos de transporte con demanda dispersa).

³ Para simplificar supondremos que todas las empresas constan de una única planta productiva.

Podríamos imaginar el proceso de elección aleatoria de localización que ha seguido una empresa cualquiera, como el lanzamiento de un dardo sobre una diana dividida en secciones cuyo tamaño es proporcional al tamaño en términos de empleo de los territorios. Formalmente, se puede establecer que los territorios donde las empresas eligen localizarse sean variables aleatorias independientes idénticamente distribuidas v_1, v_2, \dots, v_N , cada una de las cuales puede tomar los valores $1, 2, \dots, M$ con probabilidades p_1, p_2, \dots, p_M . Podemos representar tales probabilidades como el tamaño relativo de los territorios o el de las secciones de la diana. Tomando como dada la distribución territorial del empleo, un proceso aleatorio de localización de una industria, por el sistema de arrojar un dardo, daría como resultado una distribución geográfica de los establecimientos de esa industria que coincidiría con el agregado para todas las industrias. Es decir, equivaldría a tomar $p_i = x_i$ para todo i .

Ellison y Glaeser demuestran que si la elección de localización fuese aleatoria en el sentido anteriormente expresado se cumpliría que el valor esperado de G sería igual al índice de Herfindhal de la industria [ver Apéndice (a)]:

$$E(G) = H$$

Las diferencias entre los valores de G y H se interpretan, por tanto, como *exceso* de concentración geográfica de una industria sobre el nivel de concentración que se observaría cuando las decisiones de localización son neutrales respecto al territorio. Se podría pensar en dos situaciones que darían lugar a un *exceso* de concentración geográfica por parte de una industria. La primera situación se dará si determinados territorios cuentan con algún tipo de “ventaja natural” o ventaja específica del territorio. La segunda situación tendría que ver con la existencia de economías externas de localización, o *spillovers* interempresariales, en el seno de una industria.

Supongamos que en una industria cada empresa se localiza en aquel territorio que maximiza sus beneficios, y que los beneficios recibidos por la unidad k -ésima cuando se localiza en el territorio i toman la forma:

$$\log \pi_{ki} = \log \bar{\pi}_i + \varepsilon_{ki}$$

donde $\bar{\pi}_i$ es una medida de la rentabilidad media del territorio i y ε_{ki} es una variable aleatoria que captura elementos relativos a la idoneidad del territorio i para la firma en cuestión (sea

por características de la empresa, preferencias de sus directivos, etc.). Si suponemos que las $\{\varepsilon_{ki}\}$ son independientes y presentan una distribución Weibull, resultará que la localización de la empresa k , v_k , es una variable aleatoria tal que:

$$\Pr \text{ob}\{v_k = i\} = \frac{\overline{\pi}_i}{\sum_j \overline{\pi}_j}$$

El modelo standard de la diana de dardos aparece como un caso especial si suponemos que los territorios carecen de cualidades diferenciadoras que puedan afectar su rentabilidad media excepto el tamaño del empleo agregado, y que el *spillover* positivo del empleo agregado sobre los beneficios toma la forma de $\overline{\pi}_i = x_i$. Tendremos que:

$$\Pr \text{ob}\{v_k = i\} = \frac{x_i}{\sum_j x_j} = x_i$$

Puesto que la dependencia de los beneficios medios del empleo agregado conducen a localizaciones que en promedio repiten la aglomeración agregada, dada la estructura de errores que hemos supuesto, se puede partir de este supuesto en los modelos de “ventaja natural” y de *spillovers*.

La idea básica tras modelo de la ventaja natural es que las características propias de algunos territorios pueden atraer a las empresas de una industria dada. Una forma simple de representar tal situación consiste en suponer que los beneficios de la empresa k cuando se localiza en el territorio i son nuevamente de la forma, $\log \pi_{ki} = \log \overline{\pi}_i + \varepsilon_{ki}$. Pero ahora la rentabilidad media del territorio i , $\overline{\pi}_i$, es una variable aleatoria no negativa que refleja las características idiosincráticas del territorio i que afectan a todas las plantas localizadas en él. La probabilidad de que cada empresa se localice en i , condicionada a la realización de $\{\overline{\pi}_i\}$, es:

$$p_i \equiv \frac{\overline{\pi}_i}{\sum_j \overline{\pi}_j}$$

Cuanto mayores sean las diferencias entre las p y las x , mas se puede pensar que las pautas de localización se hallan influidas por ventajas naturales del territorio.

Se puede especificar que la importancia de las ventajas naturales queden parametrizadas por una única constante $\gamma_o \in [0,1]$, suponiendo que los niveles de beneficio del territorio $\{\bar{\pi}_i\}$ son independientes de los $\{\varepsilon_{ki}\}$, y que su distribución es tal que $E(p_i) = x_i$, y que $\text{Var}(p_i) = \gamma_o x_i(1 - x_i)$. Obsérvese que cuando $\gamma_o=0$, lo que obtenemos es el modelo standard de localización aleatoria según la diana de dardos. En el extremo opuesto, cuando $\gamma_o=1$ cada p_i tiene la variancia más grande posible dada su media, de forma que con probabilidad uno las diferencias en las características de los territorios son tan extremas que todas las empresas se aglomerarán en un solo territorio. Para ver qué ocurre con valores intermedios de γ_o resulta útil volver a la metáfora de la diana de dardos. Se puede imaginar que la elección de ubicación por parte de las empresas es un proceso en dos fases. En la primera fase la naturaleza escoge una diana, entre todas las posibles, en la que las áreas geográficas tienen tamaños p_1, p_2, \dots, p_M , que reflejan las diferencias en rentabilidad media. En la segunda fase, todas las empresas lanzan dardos a la diana, independientemente unas de otras.

La concentración G esperada crece linealmente con γ_o y depende de la distribución de los tamaños de las plantas a través de H [ver Apéndice (b)]:

$$E(G) = \gamma_o + (1 - \gamma_o)H$$

Por medio de un ejercicio parecido Ellison y Glaeser (1994) construyen el modelo basado en la existencia de *spillovers* en el que las empresas que constituyen la industria optan por localizarse juntas para aprovechar economías externas de carácter tecnológico y pecuniario. Se podría suponer que los beneficios de la empresa k cuando se localiza en el área i adoptan la forma:

$$\log \pi_{ki} = \log \bar{\pi}(x_i, v_1, \dots, v_{i-1}, v_{i+1}, v_M) + \varepsilon_{ki}$$

donde v_j es la localización de la planta j . Con esta especificación el beneficio medio dentro de un territorio depende del empleo agregado y de la localización de las otras plantas de la industria, pero no de las características propias del territorio. Tras la introducción de algunos supuestos simplificadores - que no reproducimos aquí - se llega a la misma expresión obtenida anteriormente: $E(G) = \gamma_o + (1 - \gamma_o)H$.

Como se puede observar los resultados son idénticos en ambos modelos aunque la interpretación de γ_0 difiera según el caso. A partir de los resultados anteriores se define:

$$\gamma \equiv \frac{G - H}{1 - H}$$

Con la propiedad de que $E(\gamma) = \gamma_0$. Se trata de un índice con ciertas características interesantes. Puesto que se cumple que $E(\gamma) = 0$ siempre que los datos se corresponden al modelo standard de la diana de dardos, se puede interpretar como una medida del grado de localización de los sectores, o tal como lo habíamos definido, como una medida del *exceso* de concentración espacial por encima de aquella que cabría esperar si la elección de ubicación fuese aleatoria. Por otra parte, lo más importante es que el índice permite realizar comparaciones de los grados de concentración en diferentes industrias, como por ejemplo, comparar una misma industria en diferentes países, o comparar la misma industria a varios niveles de desagregación dentro del mismo país. El índice controla por el número y distribución de tamaños de las plantas y por el tamaño relativo de las unidades geográficas a las que se aplica. Por otra parte tiene la limitación de que, en su aplicación, la medida γ del efecto de las economías de aglomeración no es capaz de distinguir el origen de tales externalidades.

RESULTADOS DE LA APLICACIÓN DEL ÍNDICE DE LOCALIZACIÓN

Para medir la concentración geográfica de la industria en España de acuerdo con la intensidad de la localización de los sectores según el índice γ , se ha utilizado una base de datos procedente de la Encuesta Industrial que contiene el empleo de treinta sectores industriales en cincuenta provincias españolas - todas excepto Ceuta y Melilla - en los años 1981 y 1992. Se dispone, también para los mismos años, de los índices de concentración Herfindhal⁴ para cada uno de los treinta sectores. El disponer de los cálculos para dos años, alejados entre sí pero que son anterior y posterior a la integración de España en la UE, permite realizar una primera evaluación de los efectos de la integración sobre la concentración geográfica. Sabiendo, no

⁴ Los índices de Herfindhal han sido proporcionados por el INE también sobre los datos de la Encuesta Industrial.

obstante, que los efectos más importantes cabe esperarlos transcurridos algunos años a partir de la plena implantación del Mercado Único, y que sería interesante realizar la comparación para algunos años después de 1992.

Puesto que γ es una medida especialmente sensible del grado de localización, es decir, de la intensidad de las fuerzas aglomerativas a que está sometida una industria, los resultados obtenidos confirman que, tal como cabría esperar y sabemos, la localización se da en algún grado en todos los sectores pero con amplias diferencias entre ellos. El Cuadro 1 muestra un resumen de los índices. Junto a los valores de G y de γ se han calculado asimismo los del índice de Gini⁵ con objeto de poder comparar los resultados del nuevo índice con otro índice muy utilizado. Comencemos comentando los resultados en 1992 para compararlos posteriormente con los de 1981.

El valor medio del índice de concentración primario G para las treinta industrias es en 1992 de 0,086 mientras que H presenta una media de 0,012. Por tanto G muestra un valor muy superior al esperado (0,012) si las empresas se localizaran de forma aleatoria entre todas las provincias. En realidad G excede a H en todos y cada uno de los 30 sectores tratados lo cual corrobora una vez más el hecho de que se dan de forma generalizada efectos de localización, aunque en grados muy diversos entre sectores, como veremos.

El grado de localización, en el sentido ya expuesto de *exceso* de concentración respecto a la que se daría si las decisiones fueran tomadas de forma aleatoria, y que pretende medir las fuerzas aglomerativas que recaen sobre los sectores, viene determinado por el valor de γ según el modelo adoptado. Recordemos que γ es un índice de concentración que no distingue entre las dos causas básicas de economías de aglomeración analizadas en el modelo de Ellison y Glaeser, es decir, la intensidad de los *spillovers* entre las empresas de un sector o las

⁵ Para obtener los índices de Gini de concentración geográfica de cada industria o sector se ha procedido del siguiente modo: se calculan las participaciones de cada provincia en el empleo industrial total nacional (EP) y en el empleo total de la industria (ES). Se ordenan los pares de valores en función del cociente ES/EP y a continuación se obtienen los valores acumulados de ambas series. A continuación se procede de la forma habitual.

ventajas naturales específicas que pueda exhibir un territorio para una industria concreta. Por tanto γ puede ser interpretado de dos formas: o como la probabilidad de que dos empresas cualesquiera decidan su localización de manera conjunta, o como una medida de la importancia de la ventaja natural en la elección de localización de cada una de las empresas de un sector.

El valor medio de γ en 1992 para el conjunto de sectores es 0,075 y su desviación standard es muy elevada (0,081), presentando una distribución de frecuencias muy asimétrica (Cuadros 2 y 3) entre un valor mínimo de 0,002 y un máximo de 0,349. Tal como se aprecia en el Cuadro 4 la mayoría de sectores registran valores de γ inferiores a 0,04. Con objeto de realizar una clasificación de sectores de acuerdo con su grado relativo de localización podríamos establecer intervalos tomando como referencia el valor medio y establecer que para $\gamma \leq 0,01$ la localización es prácticamente insignificante o muy débil, es decir los sectores cuya γ cae por debajo de ese valor presentan muy escasa sensibilidad frente a las fuerzas aglomerativas básicas. Para valores tales como $0,01 < \gamma \leq 0,04$ podríamos pensar que se trata de sectores sensibles, aunque débilmente, a las fuerzas aglomerativas. Para $0,04 < \gamma \leq 0,15$ los grados de localización son ya significativos, y finalmente para $\gamma > 0,15$ se trata de sectores con grados intensivos de localización. Como puede observarse en el mismo Cuadro 4 estos sectores muy localizados son: plásticos y fibras sintéticas, productos farmacéuticos, máquinas de oficina y petroquímica y química orgánica e inorgánica de carácter industrial.

Es interesante comentar que los valores del índice γ mantienen una correlación del 84 por ciento con los valores del índice de Gini de concentración geográfica para 1992 (Cuadro 5). También se observa una marcada similitud para γ y para Gini en el orden en que aparecen los sectores según el valor de los coeficientes (Cuadro 6). La ordenación de sectores con índice de Gini superior a la media ($Gini > 0,50$) es prácticamente la misma que cuando se utiliza el índice γ . Ahora bien, la utilización de γ permite mayor precisión en la determinación de los grados de localización que presentan los sectores industriales, y posibilita asimismo la realización de comparaciones fiables entre países diferentes, sectores diferentes y subsectores.

En general la variable representativa del índice de Gini presenta valores mucho más agrupados que la variable γ (Cuadro 3).

La comparación entre los valores medios de G y del coeficiente de Gini en 1981 y en 1992 permite comprobar que en estos once años, la segunda mitad de los cuales incorpora el impacto de la adhesión de España a la Unión Europea, ha disminuido ligeramente la concentración geográfica de los sectores industriales en España. Este resultado difiere de los resultados obtenidos por Fluvía y Gual (1994) para el conjunto de las regiones europeas, donde en un período parecido, y medido con un índice similar a G, la concentración geográfica de la industria aumentó ligeramente. De acuerdo con los modelos predominantes de localización industrial, la integración debiera implicar una intensificación de las tendencias a la concentración espacial de muchas actividades con objeto de aprovechar economías de escala y externalidades de distinto origen. Los resultados de los índices aquí elaborados indican, sin embargo que, en las provincias españolas, no ha sido así de manera global.

Pese al descenso del índice primario de concentración geográfica G y del índice de Gini, el valor medio de γ es 0,075 en 1981 y el mismo en 1992, lo que puede interpretarse como que, en promedio, el grado de localización de los sectores industriales no ha cambiado, aunque algunos sectores concretos han visto variar bastante su puesto en la ordenación del grado de localización. Cabría deducir que el descenso en la concentración geográfica de la industria, tal como se refleja en el índice primario G, puede ser un efecto asociado al descenso experimentado por los niveles de concentración de los mercados, tal como queda recogido en los índices de Herfindhal cuyo valor medio pasa de 0,0221 en 1981 a 0,0123 en 1992. El descenso en el índice medio de Herfindhal parece apuntar a una reducción de la escala mínima eficiente con que operan cierto número de sectores industriales, aunque también podría deberse a un aumento de la competencia o a una combinación de ambos factores. La mayor fragmentación de la estructura de mercado facilita de por sí la dispersión, aunque tal pauta no tiene por qué reflejarse en el índice γ ya que éste controla por la variable H.

Lo interesante sería realizar un análisis de concentración geográfica a niveles más desagregados sectorialmente y más amplios espacialmente (lo ideal sería la Unión Europea)

para poder discriminar entre sectores según sus características tecnológicas y así comprobar las pautas de localización de aquellos sectores con mayor interés futuro. La clasificación a treinta sectores aquí utilizada, si bien permite realizar una primera aproximación útil, es insuficiente puesto que dentro de un mismo grupo se incluyen actividades industriales con estructura de mercado e intensidad tecnológica muy diferente.

A escala individual se aprecia un movimiento hacia mayor localización del sector de fertilizantes y pintura, del de plásticos y fibras sintéticas.

CONCLUSIONES

Tras el presente ejercicio de aplicación del índice de localización γ propuesto por Ellison y Glaeser (1994) a la industria y los territorios españoles se comprueba que γ posee características que le otorgan ventajas sobre otros índices de concentración espacial industrial que no son capaces de controlar por el número y distribución de tamaños de las empresas que forman la industria ni por el tamaño de los territorios. En tal sentido, γ mide con mayor fiabilidad que otros índices la verdadera importancia de las economías de aglomeración en las decisiones de localización de las empresas de un sector. No obstante la limitación de γ es que, tal como se ha dicho, no es capaz de discriminar si las fuerzas aglomerativas se originan en características del territorio o bien proceden de la existencia de externalidades tecnológicas y pecuniarias entre las empresas del sector⁶.

En cualquier caso un claro resultado obtenido en esta aplicación de γ es que entre 1981 y 1992 no ha variado significativamente el grado medio de localización de los sectores industriales aunque a escala individual se hayan podido producir algunos cambios. Seguramente el índice γ resulta más interesante y discriminador cuando se utiliza una desagregación sectorial más fina que los treinta sectores usados en este trabajo.

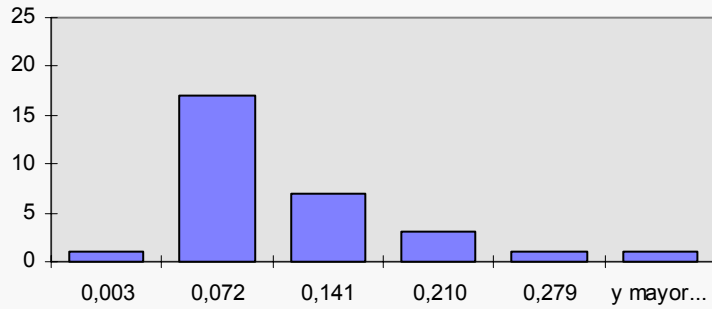
⁶ En Callejón y Costa (1996) se intenta discriminar entre economías externas de varios tipos y determinar su grado de importancia en la localización.

Por otra parte, del cambio en los valores de G entre 1981 y 1992 se desprende que, contrariamente a algunas predicciones de los modelos, no ha tenido lugar en España un proceso de concentración geográfica de la actividad industrial sino más bien lo contrario. Nuevamente, para afinar mejor el análisis, sería preciso utilizar una desagregación sectorial mayor, ya que una mayor dispersión media industrial en el espacio medida en términos de empleo, como es nuestro caso, es compatible una situación en la que aumente la dispersión de actividades intensivas en trabajo poco cualificado pero también aumente la concentración de las actividades intensivas en conocimientos. Una dinámica como esta no llevaría a una mayor convergencia real en los niveles de vida, a pesar de que globalmente disminuya la concentración espacial de la industria.

Cuadro 1. Valores de los índices de concentración

Sectores	γ -81	γ -92	H-81	H-92	G-81	G-92	Gini-81	Gini-92
Agua	0,0215	0,0227	0,0081	0,0069	0,0294	0,0295	0,4383	0,4417
Producción y primera trans. de metales	0,1131	0,1129	0,0408	0,0774	0,1493	0,1815	0,7300	0,7751
Materiales de const. y min. no metálicos	0,0255	0,0257	0,0008	0,0006	0,0262	0,0263	0,4034	0,3837
Vidrio y cerámica	0,0442	0,0771	0,0057	0,0047	0,0497	0,0814	0,5105	0,5222
Petroquímica, química org. y no orgánica	0,1329	0,1584	0,0321	0,0237	0,1607	0,1783	0,8466	0,8655
Plásticos y fibras sintéticas	0,0837	0,3486	0,0547	0,0337	0,1338	0,3706	0,7071	0,8339
Fertilizantes y pintura	0,0119	0,0261	0,0107	0,0085	0,0224	0,0344	0,4610	0,4623
Otros productos químicos industriales	0,0578	0,0656	0,0139	0,0107	0,0709	0,0757	0,5185	0,5055
Productos farmacéuticos	0,2053	0,2201	0,0077	0,0091	0,2114	0,2272	0,6895	0,6539
Otros prod. quim. indust. para el consumo	0,0929	0,0796	0,0094	0,0099	0,1015	0,0886	0,5121	0,4709
Fundiciones y forjados metálicos	0,0218	0,0316	0,0296	0,0028	0,0507	0,0343	0,5036	0,4775
Carpintería, calderería, art. y tall. metálicos	0,0041	0,0025	0,0007	0,0004	0,0048	0,0030	0,1812	0,1469
Maquinaria agrícola e industrial	0,0129	0,0121	0,0018	0,0021	0,0147	0,0142	0,3175	0,3183
Maquinas de oficina	0,2525	0,1965	0,3337	0,0961	0,5019	0,2737	0,7567	0,7218
Maquinaria y material eléctrico	0,0198	0,0170	0,0069	0,0053	0,0266	0,0223	0,3835	0,3856
Material electrónico e instr. de precisión	0,1936	0,1385	0,0272	0,0116	0,2155	0,1484	0,6486	0,5911
Conservas vegetales y de pescado	0,1247	0,1315	0,0029	0,0040	0,1273	0,1350	0,7728	0,7560
Harinas, bollería y pastelería	0,0242	0,0150	0,0006	0,0007	0,0247	0,0156	0,3829	0,3186
Productos alimenticios y tabaco	0,0151	0,0025	0,0120	0,0100	0,0270	0,0125	0,4867	0,3843
Bebidas alcohólicas y no alcohólicas	0,0183	0,0142	0,0073	0,0109	0,0255	0,0249	0,4226	0,4380
Textiles	0,1546	0,1282	0,0017	0,0021	0,1561	0,1300	0,5659	0,5440
Cuero y calzado	0,1554	0,1194	0,0014	0,0015	0,1565	0,1207	0,7045	0,6619
Confección	0,0074	0,0077	0,0027	0,0021	0,0100	0,0097	0,3240	0,3572
Madera corcho y derivados	0,0379	0,0278	0,0004	0,0005	0,0383	0,0283	0,4297	0,3787
Muebles de madera	0,0392	0,0378	0,0005	0,0006	0,0397	0,0384	0,3612	0,3653
Papel y derivados	0,0094	0,0065	0,0045	0,0042	0,0138	0,0107	0,4028	0,3516
Artes gráficas y edición	0,0279	0,0483	0,0187	0,0019	0,0461	0,0501	0,3532	0,3389
Derivados del caucho y plástico	0,0038	0,0068	0,0088	0,0050	0,0126	0,0118	0,3562	0,3194
Juguetes	0,3200	0,1444	0,0125	0,0181	0,3285	0,1599	0,7629	0,7139
Otras manufacturas	0,0226	0,0266	0,0053	0,0050	0,0278	0,0315	0,4975	0,5020

Cuadro 2. Histograma de gamma 92



Cuadro 3. Resumen de Estadísticos

	γ -81	γ -92	G -81	G -92	H -81	H -92	Gini -81	Gini-92
Media	0,0751	0,0751	0,0934	0,0856	0,0221	0,0123	0,5144	0,4995
Variancia	0,0069	0,0066	0,0121	0,0082	0,0036	0,0005	0,0281	0,0316
Desv. standard	0,0829	0,0812	0,1101	0,0906	0,0603	0,0217	0,1675	0,1777
Mínimo	0,0038	0,0025	0,0048	0,0030	0,0004	0,0004	0,1812	0,1469
Máximo	0,3200	0,3486	0,5019	0,3706	0,3337	0,0961	0,8466	0,8654
Asimetría	3,2201	3,6441	4,9365	3,4078	11,3671	6,9568	0,7555	1,0705
Curtosis	1,6637	3,4543	6,5162	2,4486	30,0937	10,7987	-0,8355	-0,5143

Cuadro 4. Sectores clasificados por su grado de localización

Sectores	gamma-92
Localización muy débil	
Productos alimenticios y tabaco	0,0025
Carpintería, calderería, artículos y talleres metálicos	0,0025
Papel y derivados	0,0065
Derivados del caucho y plástico	0,0068
Confección	0,0077
Localización débil	
Maquinaria agrícola e industrial	0,0121
Bebidas alcohólicas y no alcohólicas	0,0142
Harinas, bollería y pastelería	0,0150
Maquinaria y material eléctrico	0,0170
Agua	0,0227
Materiales de construcción y minerales no metálicos	0,0257
Fertilizantes y pintura	0,0261
Otras manufacturas	0,0266
Madera corecho y derivados	0,0278
Fundiciones y forjados metálicos	0,0316
Muebles de madera	0,0378
Localización media	
Artes gráficas y edición	0,0483
Otros productos químicos industriales	0,0656
Vidrio y cerámica	0,0771
Otros productos químicos industriales para el consumo	0,0796
Producción y primera transformación de metales	0,1129
Cuero y calzado	0,1194
Textiles	0,1282
Conservas vegetales y de pescado	0,1315
Material electrónico e instrumentos de precisión	0,1385
Juguetes	0,1444
Localización intensa	
Petroquímica, química orgánica y no orgánica	0,1584
Maquinas de oficina	0,1965
Productos farmacéuticos	0,2201
Plásticos y fibras sintéticas	0,3486

Cuadro 5. Coeficientes de correlación

	γ -81	γ -92	G 81	G 92	H-81	H-92	Gini -81	Gini -92
γ -81	1							
γ -92	0,71	1						
G -81	0,93	0,71	1					
G -92	0,73	0,98	0,77	1				
H -81	0,44	0,41	0,74	0,52	1			
H -92	0,48	0,50	0,70	0,64	0,82	1		
Gini -81	0,80	0,79	0,76	0,82	0,38	0,55	1	
Gini -92	0,72	0,84	0,70	0,86	0,36	0,57	0,97	1

Cuadro 6. Sectores ordenados según el índice de Gini -1992.

Sectores	Gini - 92
Carpintería, calderería, artículos y talleres metálicos	0,1469
Maquinaria agrícola e industrial	0,3183
Harinas, bollería y pastelería	0,3186
Derivados del caucho y plástico	0,3194
Artes gráficas y edición	0,3389
Papel y derivados	0,3516
Confección	0,3572
Muebles de madera	0,3653
Madera corcho y derivados	0,3787
Materiales de construcción y minerales no metálicos	0,3837
Productos alimenticios y tabaco	0,3843
Maquinaria y material eléctrico	0,3856
Bebidas alcohólicas y no alcohólicas	0,4380
Agua	0,4417
Fertilizantes y pintura	0,4623
Otros productos químicos industriales para el consumo	0,4709
Fundiciones y forjados metálicos	0,4775
Otras manufacturas	0,5020
Otros productos químicos industriales	0,5055
Vidrio y cerámica	0,5222
Textiles	0,5440
Material electrónico e instrumentos de precisión	0,5911
Productos farmacéuticos	0,6539
Cuero y calzado	0,6619
Juguetes	0,7139
Maquinas de oficina	0,7218
Conservas vegetales y de pescado	0,7560
Producción y primera transformación de metales	0,7751
Plásticos y fibras sintéticas	0,8339
Petroquímica, química orgánica y no orgánica	0,8655

Bibliografía

Callejón M y Costa MT (1996), Geografía de la producción. Incidencia de las externalidades en la localización de las actividades en España, *Información Comercial Española*, n.754, junio.

Ellison G y Glaeser EL (1994), *Geographic concentration in US manufacturing industries: a dashboard approach*, NBER Working Paper No.4840.

Fluviá M y Gual J (1994), Comercio internacional y desarrollo regional en el marco de la integración económica europea, en Esteban JM y Vives X, *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, Barcelona, IAE.

Krugman P (1991), *Geography and Trade*, Cambridge, Mass: MIT Press.

APÉNDICE

(a) El valor esperado de G depende solamente de H, como se puede comprobar a continuación:

$$\begin{aligned} \left(1 - \sum_i x_i^2\right) E(G) &= E\left(\sum_i (s_i - x_i)^2\right) \\ &= \sum_i E\left((s_i - p_i + p_i - x_i)^2\right) \\ &= \sum_i \text{Var}(s_i) + \sum_i (p_i - x_i)^2 \end{aligned}$$

dado que $s_i = \sum_{j=1}^N z_j u_{ji}$ y que u_{ij} son variables independientes aleatorias de Bernoulli para $j=1,2,\dots,N$, tenemos que:

$$\begin{aligned} \left(1 - \sum_i x_i^2\right) E(G) &= \sum_i \sum_j z_j^2 \text{Var}(u_{ij}) + \sum_i (p_i - x_i)^2 \\ &= \sum_i \sum_j z_j^2 p_i (1 - p_i) + \sum_i (p_i - x_i)^2 \\ &= H \left(1 - \sum_i p_i^2\right) + \sum_i (p_i - x_i)^2 \end{aligned}$$

Por lo tanto tenemos que:

$$E(G) = \frac{1 - \sum_i p_i^2}{1 - \sum_i x_i^2} H + \frac{\sum_i (p_i - x_i)^2}{1 - \sum_i x_i^2}$$

y cuando se cumple que $(p_1, p_2, \dots, p_M) = (x_1, x_2, \dots, x_M)$, la expresión anterior se reduce a:

$$E(G) = H$$

(b) La concentración G esperada crece linealmente con γ_o y depende de la distribución de los tamaños de las plantas a través de H:

$$E(G) = \gamma_o + (1 - \gamma_o)H$$

Ecuación a la que se llega partiendo de (1):

$$\left(1 - \sum_i x_i^2\right) E(G) = E_p \left[\left(1 - \sum_i p_i^2\right) H + \sum_i (p_i - x_i)^2 \right]$$

y puesto que $E(p_i) = x_i$ y $\text{Var}(p_i) = \gamma_o x_i (1 - x_i)$:

$$\begin{aligned}
\left(1 - \sum_i x_i^2\right) E(G) &= H \left(1 - \sum_i x_i^2 + \gamma_o x_i (1 - x_i)\right) + \sum_i \gamma_o x_i (1 - x_i) \\
&= H \left(1 - \gamma_o + (\gamma_{o-1}) \sum_i x_i^2\right) + \gamma_o \left(1 - \sum_i x_i^2\right) \\
&= (1 - \sum_i x_i^2) \left((1 - \gamma_o) H + \gamma_o\right)
\end{aligned}$$