

Potencial de mercado y estructura espacial de los salarios en las regiones españolas, 1955-1995*

Elisenda Paluzie

Universitat de Barcelona (Departament de Teoria Econòmica, CAEPS)

Jordi Pons

Universitat de Barcelona (Departament d'Econometria, CAEPS)

Daniel A. Tirado

Universitat de Barcelona (Departament d'Història i Institucions Econòmiques)

January 20, 2005

Abstract

En este artículo se examina la relación existente entre los salarios de las regiones españolas y su potencial de mercado en el período 1955-1995. Se prueba la existencia de una estructura espacial de los salarios, en la que los salarios disminuyen al alejarnos de las regiones de renta elevada. Este resultado refuerza la hipótesis de la existencia de una dinámica aglomerativa en España durante la segunda mitad del siglo XX. Sin embargo, el efecto del potencial de mercado sobre los salarios disminuye en la segunda parte del período (1975-1995). Este resultado es consistente con la apertura de una senda de dispersión en la localización de la actividad industrial a partir de mediados de los setenta.

1 Introducción

Las medidas liberalizadoras y estabilizadoras implementadas a finales de la década de los cincuenta favorecieron el tránsito de la economía española hacia una nueva fase del proceso de desarrollo económico de largo plazo. Entre otros elementos, éste se vio caracterizado por las elevadas tasas de crecimiento agregado de la producción, por el protagonismo del sector industrial y por una acentuada reorganización de la actividad económica en el territorio. En correspondencia a la misma, también fue característico del periodo desarrollista el avance de los sectores de construcción y servicios, espoleados por la elevada movilidad de una mano de obra que se concentraba de forma creciente en las grandes ciudades.

**Agradecimientos:* Los autores agradecen el apoyo financiero del Ministerio de Ciencia y Tecnología a través de los proyectos de investigación BEC2002-00423 y SEC2002-03212.

La crisis de los años setenta, prolongada en el caso español hasta bien avanzada la década de los ochenta, supuso el abandono de esta tendencia, de forma que el ritmo de crecimiento agregado sólo observó una clara recuperación en los últimos años de la década. La nueva etapa que se abría para el desarrollo económico español ya no estuvo ligada al liderazgo productivo industrial, sino al del sector servicios. En correspondencia con este cambio de referentes en la producción también se observaron variaciones relevantes en la dinámica espacial asociada al avance de la producción. En este caso, la tendencia no fue al crecimiento de la concentración de la actividad industrial en el espacio, sino hacia una distribución de la misma más igualitaria. En directa relación con este aspecto, los flujos migratorios interiores también registraron un aparente cambio de modelo durante estos años.

Distintos trabajos han profundizado en la explicación de dos de los aspectos señalados en los párrafos previos. Por un lado, algunos estudios han analizado los determinantes de la localización espacial de la actividad industrial y sus cambios en paralelo a la creciente integración de la economía española en la economía internacional en distintos momentos del periodo 1955-1995. Por otro, se han ofrecido ejercicios explicativos de los determinantes del volumen y dirección de los flujos migratorios interiores para las décadas comprendidas en el periodo que aquí se analiza.

En el primer grupo de estudios, y por citar los más recientes, situaríamos a los de Alonso, Chamorro y González (2003), Paluzie, Pons y Tirado (2001, 2004) y Viladecans (2004). En todos estos trabajos, vinculados a la Nueva Geografía Económica, se insiste en la relevancia de las economías de aglomeración como elementos explicativos tanto de la especialización industrial de las localizaciones caracterizadas por su elevado potencial de mercado como de la elevada concentración geográfica de aquellos sectores para los que estos elementos cobran especial importancia. En estas condiciones se apunta que el avance en el proceso de integración económica podría haber favorecido la concentración geográfica de la producción industrial, aunque no se descarta que esta relación pudiera seguir una senda en forma de U-invertida en el largo plazo. Es decir, que un período de creciente concentración de la producción al compás del avance en el proceso de integración, podría ser seguido por uno de gradual dispersión geográfica de la producción industrial, espoleada por la aparición de determinados costes de congestión.

En el segundo grupo destacan los estudios sobre migraciones interregionales de Ródenas (1994), Ródenas y Martí (1997) y Bover y Arellano (2002). En ellos se argu-

menta que el esquema de flujos migratorios interiores típico de los años sesenta estuvo caracterizado por la elevada densidad migratoria desde las regiones más pobres de la península hacia los grandes centros de producción como Barcelona, Madrid o Bilbao. Este patrón quedaría bien explicado por un modelo migratorio de desequilibrio. Sin embargo, estos mismos trabajos muestran como el marco interpretativo sugerido para la migraciones de los sesenta, no es efectivo a la hora de ofrecer una explicación de la dirección e intensidad de los flujos característicos de la segunda mitad de los ochenta y de los primeros noventa. Sobre todo cuando, en muchos casos, éstos mostraron entonces una elevada dispersión en cuanto a destinos, que no siempre se caracterizaban por ofrecer los salarios más elevados.

En estas circunstancias, se podría afirmar que la consideración conjunta de ambos grupos de estudios plantea algunos problemas cuando el objetivo es ofrecer una explicación común de los procesos de localización de la actividad y de la población y para la totalidad del periodo analizado. En primer lugar, porque se trata de forma independiente las dos representaciones del que aquí se propone como un mismo (o muy relacionado) objeto de análisis: migraciones interiores y localización industrial. En segunda instancia, en algún caso, se plantea el cambio registrado a partir de los años ochenta en la composición de orígenes y destinos migratorios como un cambio en el modelo explicativo cuando la explicación de la dinámica relativa a la otra cara de la misma realidad, la de la evolución de la concentración espacial de la producción, no pasaría, necesariamente, por un cambio de modelo.

En este artículo se propone un marco interpretativo que vincula directamente ambos elementos y que permite realizar una explicación conjunta para la desigual dinámica seguida por ambas variables a lo largo de los dos grandes periodos de avance en el proceso de desarrollo económico español entre 1955 y 1995, el de la década de los sesenta y el de la comprendida entre la segunda mitad de los ochenta y los primeros noventa.

El marco interpretativo que aquí se sugiere se fundamenta en la Nueva Geografía Económica. El conjunto de desarrollos teóricos y estudios empíricos que pueden englobarse bajo esta denominación puede ofrecer una buena explicación teórica para lo acontecido tanto en términos de localización de la actividad económica en el territorio en la España de la segunda mitad del siglo XX como en algunos aspectos del mercado de trabajo. En primer lugar porque destacan la importancia de un elemento explicativo

reseñado también en gran parte de los trabajos de economía regional dedicados al estudio de los determinantes de la localización de la industria -la existencia de economías de aglomeración.

En segunda instancia, porque ofrecen una visión dinámica de los procesos de aglomeración industrial que prevé que el avance de la integración puede acabar por generar costes de congestión que tiendan a favorecer la dispersión de la actividad en el territorio. Finalmente, porque los modelos teóricos propios de esta línea de análisis han enfatizado la vinculación existente entre potencial de mercado como elemento de aglomeración de la actividad en determinadas regiones y características del mercado de trabajo de las mismas, tanto desde la perspectiva de la capacidad de atracción de mano de obra como desde la de existencia de salarios diferenciales en el caso de territorios caracterizados por disponer de un mayor mercado doméstico.

Por esta razón, en este trabajo se propone que la consideración de las fuerzas desencadenantes de los procesos de aglomeración destacadas por la Nueva Geografía Económica puede ofrecer una buena explicación de la trayectoria seguida por la concentración de la actividad industrial en la España de la segunda mitad del siglo XX. Trayectoria que es consistente con un inicial aumento de la concentración espacial de la producción seguido de una fase de paulatina dispersión de la misma, al compás de la aparición de costes de congestión en determinadas localizaciones. Esta lectura permite ofrecer una explicación conjunta tanto para la totalidad del periodo objeto de estudio como para las dos caras del proceso: localización de las empresas y de los trabajadores industriales.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. En primer lugar se ofrece un modelo teórico típico de la Nueva Geografía Económica del que se deducen las relaciones en las que se asienta el análisis empírico ofrecido a continuación. En la segunda sección se hace un breve repaso de la evidencia disponible en materia de localización de las empresas industriales y de los flujos migratorios a lo largo de los años 1955-1995. A partir de esta evidencia y de los fundamentos teóricos planteados en el modelo se establecen las principales hipótesis interpretativas que son objeto de estudio en la cuarta sección. En ella se ofrece un análisis empírico de la existencia de un gradiente que relaciona los salarios nominales ofrecidos en las regiones españolas con el potencial de mercado de las mismas, así como de su evolución en el tiempo. Finalmente, la quinta sección resume las principales conclusiones y plantea líneas de avance para futuras investigaciones.

2 El modelo

Consideramos un modelo estándar de Nueva Geografía Económica que se basa en Krugman (1991) y Fujita et al. (1999), capítulos 4 y 5. La economía está compuesta por dos sectores: la agricultura, que es perfectamente competitiva y la industria o manufactura que es monopolísticamente competitiva. Cada uno de estos sectores emplea un único factor, agricultores en el sector agrícola y trabajadores industriales en el sector manufacturero. La oferta de cada uno de estos factores específicos al sector es fija.

Supongamos que existe un país compuesto por R regiones. El país tiene una oferta fija de L^A agricultores, y cada región está dotada con una proporción idéntica de la fuerza agrícola del país. Se supone que esta población agrícola es completamente inmóvil entre regiones. Por el contrario, la fuerza de trabajo industrial es temporalmente móvil y en cualquier momento del tiempo denominamos λ_r a la proporción de la región r en la oferta de trabajadores industriales del país (L^M). Vamos a escoger las unidades de modo que la fuerza de trabajo industrial del país sea $L^M = \mu$ y la fuerza de trabajo agrícola del país sea $L^A = 1 - \mu$, $0 < \mu < 1$. En consecuencia, el tamaño de la fuerza de trabajo industrial en cada region es $L_r^M = \mu\lambda_r$.

Todas las regiones tienen idénticas preferencias y tecnología. El sector agrícola es perfectamente competitivo y produce un bien homogéneo sujeto a rendimientos constantes a escala, el cuál es intercambiado entre las regiones a coste cero. La industria es un sector monopolísticamente competitivo que produce una variedad de bienes con rendimientos de escala crecientes. Los bienes manufacturados están sujetos a costes de transporte de tipo iceberg; si una unidad del bien se desplaza de la region r a la s , únicamente $1/T_{rs}$ unidades llegan a su destino.

2.1 Consumidores

Todos los individuos en esta economía comparten la siguiente función de utilidad:

$$U = M^\mu \cdot A^{1-\mu}, \text{ con } M = \left[\int_0^n m(i)^\rho di \right]^{1/\rho}, \quad 0 < \mu < 1 \text{ y } 0 < \rho < 1 \quad (1)$$

dónde M es un agregado de las variedades industriales definido por una función CES, A es el consumo del bien agrícola; μ y $(1 - \mu)$ son las proporciones del gasto que se asignan respectivamente al bien industrial y al bien agrícola; $m(i)$ denota el

consumo de cada variedad disponible; y n es el número de variedades disponible. Si fijamos $\sigma = 1/(1 - \rho)$, entonces σ representa la elasticidad de sustitución entre dos variedades cualesquiera. Los consumidores maximizan su utilidad sujetos a la restricción presupuestaria $Y = p^A A + \int_0^n p(i)m(i)di$.

La solución del problema del consumidor permite obtener la siguiente función de demanda en la región s de una variedad producida en r (todas las variedades producidas en la misma región son simétricas):

$$m_s(j) = \mu Y_s (p_r^M T_{rs}^M)^{-\sigma} G_s^{\sigma-1} \quad (2)$$

dónde

$$G_s = \left[\sum_{r=1}^R n_r (p_r^M T_{rs}^M)^{1-\sigma} \right]^{1/1-\sigma} \quad (3)$$

es el índice de precios industrial en la región s y mide el coste mínimo de comprar una unidad del índice compuesto M de bienes manufacturados, de modo que puede ser interpretado como una función de gasto.

$m_s(j)$ nos da el consumo en la región s pero para ofrecer este nivel de consumo, tienen que enviarse $T_{rs}^M \cdot m_s(j)$ unidades. Sumando las demandas de todas las regiones en qué se vende el producto, las ventas totales de una única variedad de la región r vienen dadas por:

$$q_r^M = \mu \sum_{s=1}^R Y_s (p_r^M T_{rs}^M)^{-\sigma} G_s^{\sigma-1} T_{rs}^M \quad (4)$$

Así pues, las ventas dependen de la renta de cada región, del índice de precios de cada región, de los costes de transporte y del precio en origen (o f.o.b).

2.2 Productores

La producción de cada variedad requiere F unidades de trabajadores industriales como coste fijo y l_{q^M} unidades como factor variable, con $l_{q^M} = c^M q^M$, así que el requerimiento de factor trabajo para producir una cantidad q^M de cualquier variedad en cualquier localización dada es:

$$l^M = F + c^M q^M \quad (5)$$

A causa de los rendimientos crecientes a escala, la preferencia por la variedad de los consumidores y la existencia de un número ilimitado de variedades potenciales del bien manufacturado, cada variedad será producida por una única empresa especializada localizada sólo en una región, de modo que el número de empresas manufactureras es el mismo que el número disponible de variedades.

La función de beneficios de una empresa representativa localizada en r que se enfrenta a un salario dado de los trabajadores industriales, w_r^M , se expresa de la siguiente forma:

$$\Pi_r = p_r^M q_r^M - w_r^M (F + c^M q_r^M) \quad (6)$$

Cada empresa maximiza su beneficio comportándose como un monopolista de su propia variedad del bien diferenciado. La maximización del beneficio nos permite obtener la siguiente regla de fijación del precio:

$$p_r^M = \frac{c\sigma}{\sigma - 1} w_r^M \quad (7)$$

Sustituyendo la ecuación de precios en la ecuación de beneficios, obtenemos la siguiente expresión:

$$\Pi_r = w_r^M \left[\frac{c^M q_r^M}{\sigma - 1} - F \right] \quad (8)$$

2.3 Equilibrio a corto plazo

En el corto plazo, la distribución de trabajadores industriales entre las regiones está dada. El equilibrio en el lado de la producción requiere que los beneficios de la empresa sean iguales a cero en cada región, de modo que ninguna empresa tenga interés en desplazarse a la otra región. La condición de beneficio nulo implica que la producción de equilibrio de cualquier empresa activa sea:

$$q^* = \frac{F(\sigma - 1)}{c^M} \quad (9)$$

Si L_r es el número de trabajadores industriales en la región r , el equilibrio en el mercado de trabajadores industriales en la región r requiere que:

$$n_r l_r = n_r (F + c^M q^*) = L_r$$

Utilizando la ecuación (9) obtenemos la siguiente expresión para n_r , el número de empresas industriales (y de variedades) en la región r :

$$n_r = \frac{L_r}{F\sigma} \quad (10)$$

Finalmente, el equilibrio de mercado requiere que se igualen la oferta y la demanda del bien manufacturado de la región r , de modo que utilizando la función de demanda (4), se tiene que cumplir la ecuación siguiente:

$$q^* = \mu \sum_{s=1}^R Y_s (p_r^M T_{rs}^M)^{-\sigma} G_s^{\sigma-1} T_{rs}^M \quad (11)$$

Utilizando la regla de fijación de precios (7) y reordenando, esta ecuación se puede expresar como:

$$w_r^M = \left(\frac{\sigma - 1}{\sigma c^M} \right) \left[\frac{\mu}{q^*} \sum_{s=1}^R Y_s (T_{rs}^M)^{1-\sigma} G_s^{\sigma-1} \right]^{1/\sigma} \quad (12)$$

Esta ecuación se denomina *ecuación de salarios* en la literatura de la Nueva Geografía Económica y tiene un rol clave. Nos da el salario industrial para el que las empresas en cada localización cubren costes. Más adelante la analizaremos en profundidad porque constituye el fundamento teórico de nuestro análisis empírico.

A continuación, normalizamos la medición de la producción, eligiendo las unidades de modo que $c^M = (\sigma - 1)/\sigma$ y fijamos el requerimiento de input fijo de modo que se cumpla $F = \mu/\sigma$. De este modo, podemos reescribir el índice de precios y la ecuación de salarios de forma más simplificada:

$$G_r = \left[\frac{1}{\mu} \sum_{s=1}^R L_s^M (w_s^M T_{sr}^M)^{(1-\sigma)} \right]^{1/(1-\sigma)} \quad (13)$$

$$w_r^M = \left[\sum_{s=1}^R Y_s (T_{rs}^M)^{1-\sigma} G_s^{\sigma-1} \right]^{1/\sigma} \quad (14)$$

El equilibrio en este modelo viene dado por la solución simultánea de $4 \cdot R$ ecuaciones, que determinan la renta de cada región, el índice de precios de los bienes manufacturados consumidos en esta región, el salario de los trabajadores de cada región y el salario real en la región.

Las ecuaciones de renta son sencillas. Como los bienes agrícolas pueden transportarse a coste cero, los agricultores ganan el mismo salario en todas las regiones. Utilizamos este salario como numerario, de modo que $w^A = 1$. Hemos supuesto que existen μ trabajadores industriales y $1 - \mu$ trabajadores agrícolas en total, y que los trabajadores agrícolas están distribuidos homogéneamente entre las R regiones. Podemos entonces escribir la renta de la región r del siguiente modo:

$$Y_r = \mu \lambda_r w_r + \frac{(1 - \mu)}{R} \quad (15)$$

El índice de precios en cada región venía dado en la ecuación (13). El número de trabajadores industriales en la región s es $L_s^M = \mu \lambda_s$; así que el índice de precios en cada región se convierte en:

$$G_r = \left[\sum_{s=1}^R \lambda_s (w_s^M T_{sr}^M)^{(1-\sigma)} \right]^{1/(1-\sigma)} \quad (16)$$

A continuación, reescribimos la ecuación de salarios:

$$w_r^M = \left[\sum_{s=1}^R Y_s (T_{rs}^M)^{1-\sigma} G_s^{\sigma-1} \right]^{1/\sigma} \quad (17)$$

Y finalmente, obtenemos las ecuaciones de salarios reales deflactando el salario nominal por el índice del coste de la vida en la región r ($G_r^\mu (p_r^A)^{1-\mu}$), pero igualando el precio del bien agrícola a uno:

$$\omega_r = w_r^M G_r^{-\mu} \quad (18)$$

En este modelo la distribución de la industria entre las regiones viene dada en cualquier momento del tiempo por la solución simultánea de estas $4 \cdot R$ ecuaciones ((15) to (18)).

2.4 Equilibrio a largo plazo

A lo largo del tiempo la distribución de la industria entre las regiones evoluciona porque los trabajadores industriales pueden desplazarse de una región a otra. Emigran hacia las regiones que tienen el salario real más elevado y se van de las regiones que ofrecen salarios reales por debajo del promedio. Definimos al salario real promedio como:

$$\bar{\omega} = \sum_r \lambda_r \omega_r \quad (19)$$

y la dinámica del modelo supone que la asignación regional de la fuerza de trabajo en la industria se ajusta del siguiente modo:

$$\frac{d\lambda}{dt} = \gamma(\omega_r - \varpi)\lambda_r \quad (20)$$

Constituyen equilibrios espaciales en el modelo todas aquellas distribuciones de trabajadores industriales en las que ningún trabajador puede conseguir un salario real más alto emigrando a otra región. Dependen de los parámetros del modelo, del nivel de costes de transporte interregionales y de la interacción entre las fuerzas de aglomeración y de dispersión. En este artículo, estamos interesados en el análisis de una de las fuerzas aglomerativas presentes en este modelo estándar de Nueva Geografía Económica, es decir el enlace hacia atrás o efecto demanda presente en la ecuación de salarios y por ello a continuación vamos a analizar con más detalle la ecuación de salarios y esta fuerza centrípeta.

2.5 La ecuación de salarios industriales y el enlace hacia atrás

La *ecuación de salarios* que obtuvimos en la Sección 2.3 (ecuación 17) nos da el salario industrial para el que las empresas en cada región cubren costes, dados los niveles de renta y los índices de precios en todas las regiones y los costes de transportar los bienes a esas regiones.

$$w_r^M = \left[\sum_{s=1}^R Y_s (T_{rs}^M)^{1-\sigma} G_s^{\sigma-1} \right]^{1/\sigma}$$

Esta ecuación nos permite observar que el salario de cada región depende positivamente de la renta en los mercados de la empresa, Y_s , negativamente del nivel de costes de transporte hacia esos mercados, T_{rs}^M , y positivamente del índice de precios en esos mercados, G_s . El índice de precios disminuye con el número de variedades o empresas (véase la ecuación (3)) y por tanto, puede ser interpretado como una medida inversa del grado de competencia. Así, el salario en una región será más alto cuánto menor sea la competencia a la que se enfrenta la empresa en ese mercado. El grado de competencia constituye una fuerza de dispersión en el modelo: si más empresas se desplazan a una región, habrá más competencia y las empresas tendrán que pagar un salario menor, el cuál a su vez atrae a menos trabajadores a la región. Pero esta fuerza de dispersión se ve contrarrestada por dos fuerzas de aglomeración: un *enlace hacia adelante* o efecto coste incorporado en la ecuación del índice de precios industriales y un *enlace hacia atrás* o efecto demanda que podemos observar en la ecuación de salarios.

Así, supongamos que los índices de precios en todas las regiones son similares. Entonces, la ecuación (17) nos diría que el salario nominal en la región r será más elevado si la renta en otras regiones cercanas (con bajos costes de transporte desde r) es elevada. El motivo es que las empresas pueden permitirse pagar salarios más altos si tienen un buen acceso al mercado más grande. Se trata pues de una forma de *enlace hacia atrás* o externalidad de demanda que es equiparable al efecto de mercado doméstico, más conocido en la literatura del comercio internacional como "home market effect".

2.6 La ecuación a estimar

Nuestro enfoque va a basarse en la estimación de una forma reducida del efecto de acceso al mercado descrito por la ecuación de salarios. Así vamos a estimar la función de potencial de mercado de Harris, una forma reducida de la ecuación de salarios espaciales.

$$\log(w_{rt}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log\left(\sum_s Y_{st} \cdot e^{-\beta_2 \cdot D_{rs}}\right) + u_{rt} \quad (21)$$

Esta ecuación relaciona el salario nominal de la región r con la renta en otras regiones, ponderada por la distancia, y por tanto, nos dice simplemente que los salarios regionales disminuyen cuánto más nos alejamos de las regiones de renta elevada. Esta especificación capta la noción de una estructura de salarios espaciales y nos va a permitir verificar la existencia del *enlace hacia atrás*, es decir la relación directa existente entre el salario nominal de una región y su potencial de mercado. Este enlace constituye una condición importante para que podamos observar una dinámica de aglomeración en el interior de un país.

Esta ecuación ha sido estimada por Hanson (1998) para los condados estadounidenses en el período 1970-1990, Brakman, Garretsen y Schramm (2002, 2003) para los distritos urbanos alemanes en 1995 y Pires (2002) para las provincias españolas en el período 1981-1995. Todos ellos prueban la existencia de una estructura espacial de los salarios.

3 Evidencia descriptiva: localización y concentración industrial en España

En general, los modelos teóricos de la Nueva Geografía Económica indican que en el caso de existencia de economías de escala en los procesos productivos, la integración del mercado actuaría como desencadenante de los procesos de aglomeración. Así, en el modelo presentado en la sección anterior, la reducción en los costes de transporte interregionales conduce a lo que ha venido en llamarse "aglomeración catastrófica" con toda la industria concentrada en una o unas pocas regiones.

En modelos más complejos, la relación entre integración y aglomeración deja de ser monótona. Por ejemplo, en modelos de tres regiones como Krugman y Livas (1996) en los que la fuerza de dispersión es la existencia de costes de congestión en las grandes zonas urbanas, en lugar de una fuerza agrícola distribuida homogéneamente en el territorio, la liberalización comercial puede conducir a una redispersión de la actividad en el interior del país que se integra en la economía internacional. En modelos en los que existen barreras a la movilidad laboral, como Krugman y Venables (1995), la integración económica puede tener un estadio final en el que gracias a la existencia de diferenciales salariales, las regiones inicialmente desfavorecidas acaben reindustrializándose.

En este sentido, en este apartado se trata de ofrecer evidencia relativa a la integración del mercado español, así como acerca de la evolución de la localización y de la concentración geográfica de la producción industrial en España a lo largo de los últimos cincuenta años. Con la presentación de esta evidencia descriptiva se pretende confrontar lo acontecido en el caso español con las predicciones básicas de los modelos de Nueva Geografía Económica, como paso obligado antes de ofrecer una explicación para el caso español sustentada en las predicciones teóricas de este tipo de modelos.

La Tabla 1 resume el progreso de la integración del mercado interior entre 1955 y 1995 a partir del seguimiento de la evolución de la dotación relativa de infraestructuras. La asociación entre estas dos variables se debe a que la integración comercial del mercado español está directamente relacionada con la reducción en los costes de transporte y transacción generada por la ampliación y mejora del stock de infraestructuras.

De la lectura de la tabla se pueden deducir algunas constantes de interés. En primer lugar, destaca que, en el largo plazo, la ratio analizada ha seguido una trayectoria creciente a lo largo del proceso de desarrollo económico español. De hecho, sólo entre los

cortes correspondientes a 1955 y 1965 se observa una pequeña contracción en los valores de este indicador, asociada al fuerte ritmo de crecimiento del PIB español. En segundo lugar, se comprueba la existencia de un lapso temporal en el que parece registrarse una aceleración en la trayectoria de crecimiento de esta variable: los últimos veinte años analizados. En general, en estos años, la construcción de autovías y autopistas y la de redes de telecomunicaciones han sido los apartados más dinámicos. En la última década, sin embargo, la construcción de líneas ferroviarias de alta velocidad ha vuelto a ser un elemento destacado en el crecimiento del stock de infraestructuras español.

Tabla 1

Stock de infraestructuras como porcentaje del PIB en España, 1955-1995

	1955	1965	1975	1985	1995
Stock Infraestructuras/PIB (%)	33,13	29,37	32,53	41,19	56,17

Fuente.- Mas et al. (1995, 1998)

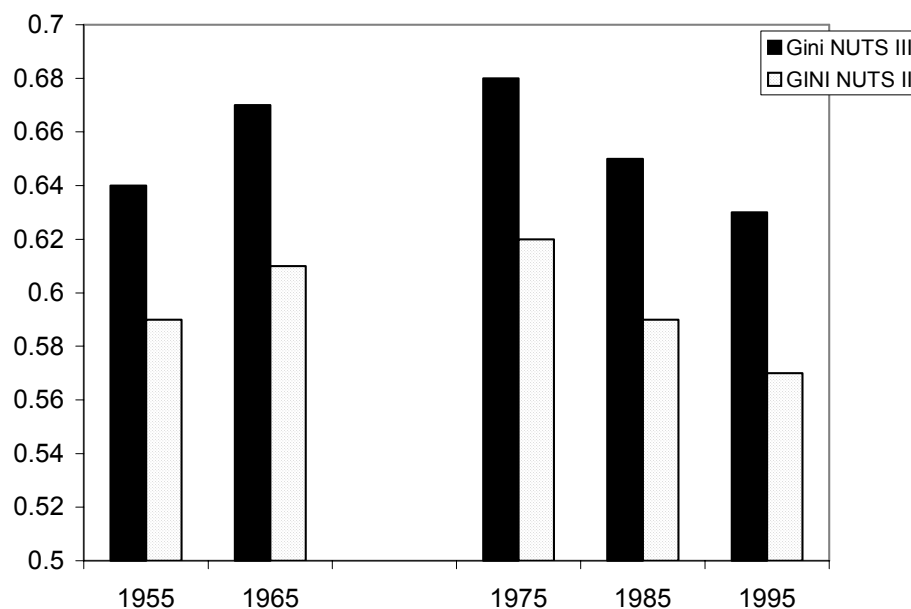
En cualquier caso, el hecho que nos interesa destacar es que la dinámica de integración del mercado interior español, aproximada a través de la evolución de la oferta relativa de infraestructuras, ha seguido una trayectoria claramente creciente a lo largo de los últimos 40 años.

En estas condiciones, corresponde ahora analizar si la evidencia existente en torno a la evolución de la concentración geográfica de la industria en España ha seguido en el largo plazo un perfil acorde con los cambios experimentados por el proceso de integración de mercado. En este sentido cabe recordar que, a grandes rasgos, la trayectoria de integración creciente del mercado interior español debería favorecer tanto la inicial aparición de un proceso de aglomeración geográfica de la producción industrial como la subsiguiente apertura de una senda de diversificación propia de una economía con un elevado grado de desarrollo. Es decir, la concentración espacial de la industria debería describir una curva en forma de U- invertida a lo largo del proceso de integración del mercado interior español.

El gráfico 1 presenta un indicador sintético que pretende captar la evolución de la concentración geográfica de la industria en España a lo largo del periodo objeto de estudio. El indicador se ha construido a partir de los datos provinciales y por comunidades autónomas de VAB a coste de factores elaborados por la Fundación BBVA. Más detalles sobre la construcción de los indicadores en Paluzie et al. (2004).

Como se puede observar, la aglomeración productiva siguió una trayectoria creciente

Figure 1: Coeficiente de localización industrial (Gini)



Fuente.-Paluzie et al. (2004)

a lo largo de los tres primeros cortes analizados, en los años comprendidos entre 1955 y 1975. Desde entonces se abriría una etapa de suave reducción de la concentración geográfica de la industria. Es decir, se puede sostener que, en consonancia con la predicción establecida por los modelos de Nueva Geografía Económica, la aglomeración industrial ha seguido una senda en forma de U-invertida en paralelo al avance del proceso de integración del mercado interior español.

La evolución de la concentración de la actividad en el territorio también puede observarse a través del seguimiento de algunas variables relacionadas. Dos candidatas evidentes son la intensidad y dirección de los movimientos interiores de población y el resultado de las mismas, la evolución del tamaño de las ciudades.

Respecto a la primera de estas variables, Ródenas (1994) ha mostrado como los elevados flujos interiores de los años 1962-1973 se caracterizaron tanto por la fuerte polarización de salida como por la de entrada. Andalucía, las dos Castillas y Extremadura fueron el origen de un porcentaje muy elevado del total de salidas y Cataluña, Madrid,

País Vasco y País Valenciano del de entradas. Tras un periodo de escasa incidencia de la migración interior, la situación cambió de forma radical a partir de la reactivación de las mismas a mediados de los ochenta. Entre 1986 y 1989 los movimientos fueron mucho más equilibrados tanto por lo que respecta a las entradas como a las salidas, ofreciendo una señal inequívoca del proceso de dispersión de la actividad en el territorio que se estaba fraguando.

Lanaspa, Pueyo y Sanz (2003) y Lanaspá, Perdiguero y Sanz (2004) han aproximado esta realidad a partir de otro observatorio. Él que ofrece el seguimiento del tamaño relativo de las ciudades en España en la última centuria. En particular estudian si el tamaño medio de las ciudades españolas se fue acercando a lo largo del tiempo o si, por el contrario, la localización de la población en un grupo reducido de ciudades cuyo tamaño se distanciaba de la media fue la pauta dominante a lo largo del siglo XX. De su análisis se deduce que la tendencia a la concentración fue el rasgo dominante hasta mediados de los años setenta, sin embargo, desde esa fecha y hasta finales de siglo se puede observar el inicio de una senda de convergencia en el tamaño medio de las ciudades españolas.

En resumen, la evidencia de tipo descriptivo existente parece indicar que las pautas de localización de la actividad industrial en el territorio, así como de la población, pudieron responder a las típicas de un proceso como los descritos por las modelizaciones de la NEG. Es decir, que la existencia de fuerzas favorecedoras de la aglomeración en los procesos productivos actuó en un marco de creciente reducción de los costes de transacción favoreciendo la concentración geográfica de la actividad. En este contexto, el inicio de una senda de dispersión desde mediados de los años setenta podría estar causado, no sólo por un cambio de modelo explicativo como ha sido sugerido por la literatura, sino también por la aparición de unos costes de congestión que acabaron por favorecer el inicio de una senda de dispersión en la fase avanzada del proceso de integración económica interior.

Con el objeto de acreditar esta hipótesis en el apartado 4 se analiza la potencia explicativa del modelo de NEG presentado en el punto 2 a lo largo del periodo que va entre 1955 y 1995. Su validez como marco explicativo del proceso descrito avalaría las hipótesis explicativas sugeridas por los modelos de NEG para la comprensión de la evolución de la concentración de la actividad industrial en el territorio. A la vez, una pérdida de capacidad explicativa del mismo para la etapa final del periodo analizado se

podría interpretar como un indicio de la existencia de un cambio de comportamiento en las variables que no encuentra una buena explicación en el marco propuesto.

4 Análisis empírico: ¿existe un gradiente salarial en la economía española?

En el análisis empírico se estudia el impacto del potencial de mercado sobre los salarios industriales nominales a lo largo del periodo 1955-1995. Para la realización del estudio se cuenta con datos de costes laborales por asalariado para 47 provincias españolas (se excluyen las insulares, así como Ceuta y Melilla). Se dispone de esta información para la media del sector manufacturero, así como para las 10 ramas de producción manufacturera en la que se ha desagregado el total de producción industrial. Los datos originales son los ofrecidos por la Fundación BBVA para los años 1955, 1975 y 1995. En primer lugar, analizaremos la evidencia de tipo descriptivo que nos ofrecen estos datos. Así, las Figuras 2, 3 y 4 muestran los salarios (costes laborales unitarios) en las provincias en tres fechas clave del período: 1955, 1975 y 1995 respectivamente. De la observación de los mapas, la primera característica común a todos ellos que deducimos es que la distribución regional de los salarios no es en absoluto aleatoria. Los salarios más elevados se encuentran en las provincias de mayor renta y además se observa que las provincias con salarios más elevados están, en su mayoría rodeadas de provincias similares en cuanto a niveles salariales. La excepción a esta regla de distribución sería Madrid. En nuestra estimación trataremos de probar si existe o no un gradiente salarial como el que predice el modelo teórico.

En cuanto a la evolución de los mapas de salarios regionales a lo largo del período, destacan cuatro elementos: la persistencia en la existencia de un cluster con salarios muy elevados en la cornisa cantábrica durante todo el período, el refuerzo gradual de un gradiente salarial a lo largo del valle del Ebro desde Barcelona, pasando por Tarragona, Zaragoza hasta Navarra y País Vasco, la existencia un gradiente salarial en el eje mediterráneo caracterizado por salarios más elevados pero con ciertas discontinuidades causadas por el comportamiento diferencial de las provincias de Girona y de Castellón y finalmente un cluster de salarios relativamente más elevados en el extremo oriental de Andalucía (eje Sevilla-Jaén-Cádiz) que se debilita gradualmente a lo largo del período.

La forma funcional estimada relaciona el potencial de mercado de cada una de las

Figure 2: Salarios regionales en 1955 (en millones de pesetas)

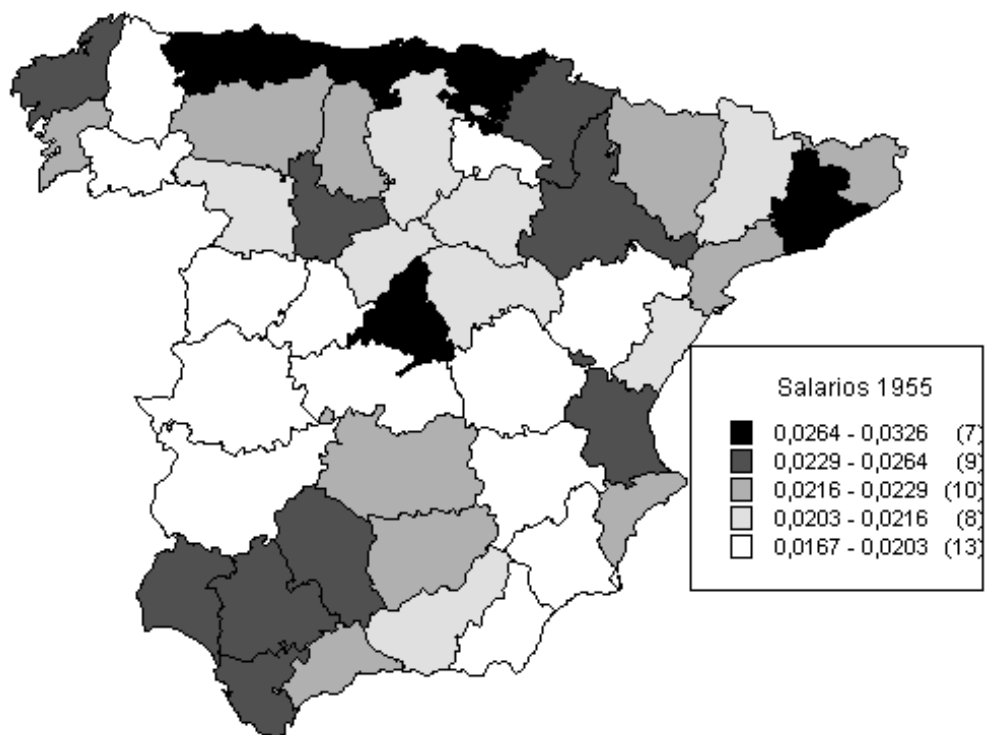


Figure 3: Salarios regionales en 1975 (en millones de pesetas)

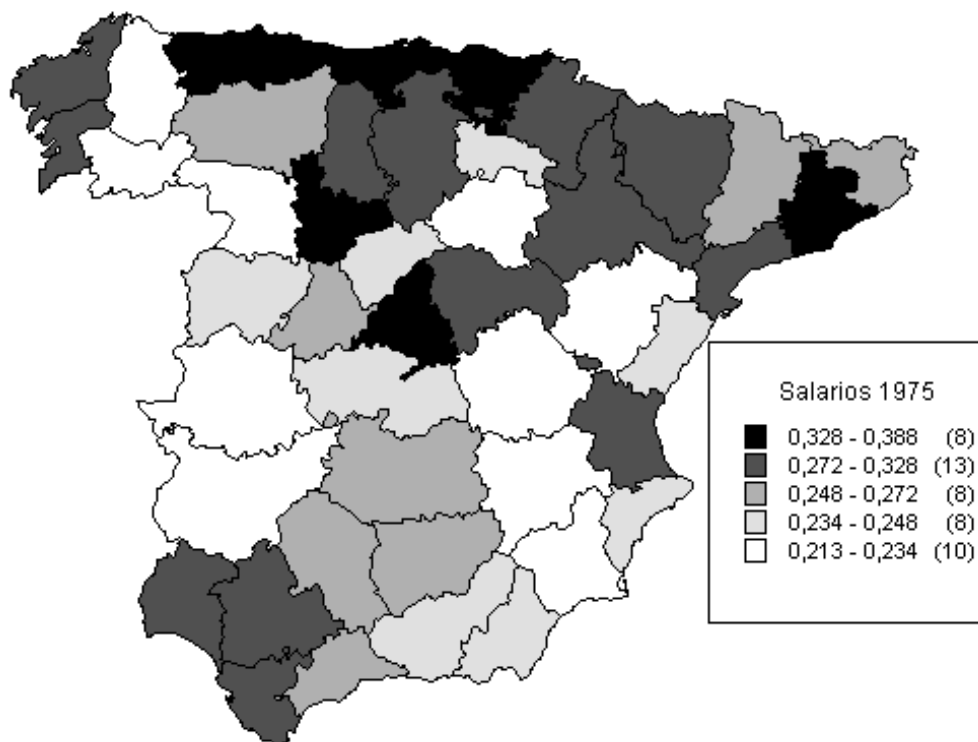
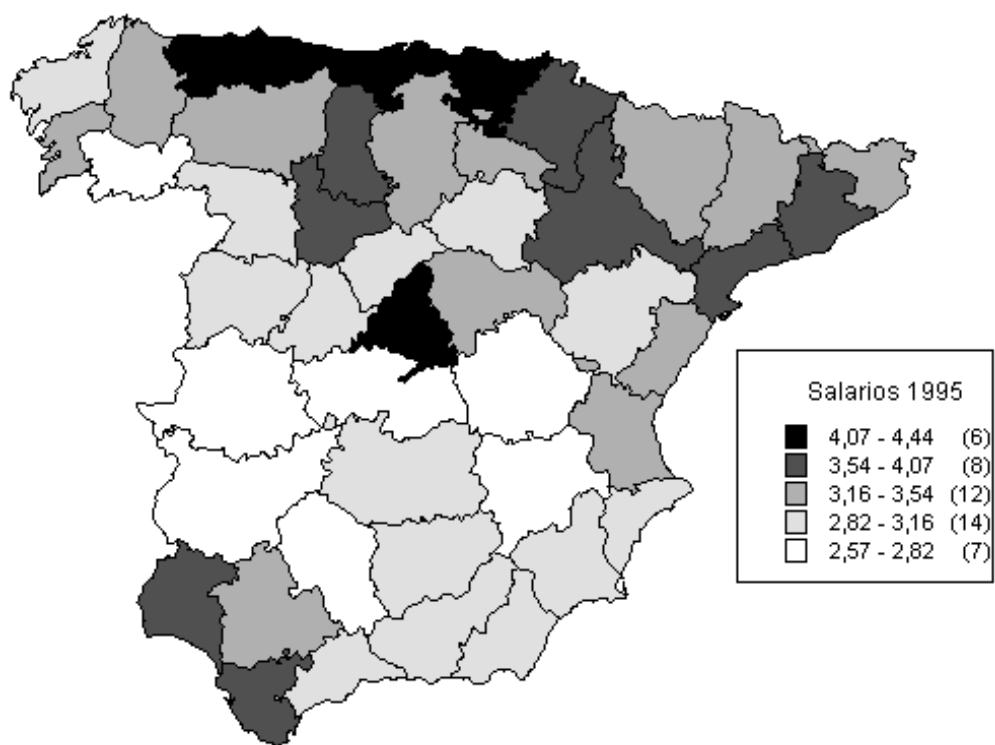


Figure 4: Salarios regionales en 1995 (en millones de pesetas)



regiones con los salarios nominales ofrecidos en cada una de ellas tal como se ha descrito en la ecuación (21):

$$\log(w_{rt}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log(\sum_s Y_{st} \cdot e^{-\beta_2 \cdot D_{rs}}) + u_{rt}$$

donde w_{rt} es el salario nominal en la provincia r en el periodo t , Y_{st} es el PIB en la provincia s en el periodo t y D_{rs} es la distancia existente entre las provincias r y s . β_0 , β_1 y β_2 son los coeficientes a estimar

La estimación de esta ecuación nos permitirá establecer si los salarios nominales a nivel provincial dependen positivamente de la proximidad de grandes mercados para los productos de una provincia. Es decir, se trata de verificar la existencia o no de una estructura espacial para los salarios en la España de la segunda mitad del siglo XX. Además, en el caso español, a diferencia de los Estados Unidos, el mercado de trabajo puede considerarse bastante rígido durante el período de análisis (fijación de salarios al nivel estatal,...). Si detectamos una estructura espacial de los salarios, a pesar de este marco institucional, ello significaría una evidencia importante en favor de la existencia de una dinámica aglomerativa fuerte.

Los datos correspondientes al PIB provincial proceden de las estimaciones ofrecidas por la Fundación BBVA. Las distancias utilizadas son las existentes por carretera entre las capitales de provincia.

La Tabla 2 ofrece los resultados de la estimación de la ecuación (21) para tres cortes temporales, 1955, 1975 y 1995, utilizando el método de estimación de los mínimos cuadrados no lineales. La principal conclusión es que, en el caso español, se contrasta la existencia de una estructura espacial de los salarios nominales que los relaciona con el potencial de mercado de las regiones. Los coeficientes β_1 y β_2 son ambos positivos y significativamente diferentes de 0. Cabe recordar que el coeficiente β_1 es el efecto del potencial de mercado sobre los salarios en una determinada provincia y β_2 representa el efecto de la distancia existente a los distintos mercados de consumo sobre los salarios en una determinada provincia. En estas condiciones, los resultados obtenidos muestran como una elevada demanda influye de forma positiva sobre los salarios nominales. A la vez, y de forma consistente con la hipótesis teórica, la mayor distancia a los mercados de consumo influye de forma negativa en el salario nominal ofrecido en una región.

Tabla 2. Estimación del gradiente salarial (MCNL)

	1955	1955	1975	1975	1995	1995
	TOTAL	SECTORIAL*	TOTAL	SECTORIAL*	TOTAL	SECTORIAL*
β_0	-3,642		-2,458		0,222	
	(0,000)		(0,000)		(0,126)	
β_1	0,112	0,120	0,133	0,139	0,083	0,097
	(0,000)	(0,004)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
β_2	0,077	0,079	0,087	0,091	0,102	0,113
	(0,014)	(0,007)	(0,005)	(0,011)	(0,007)	(0,002)
N	47	436	47	455	47	467
R^2_{adj}	0,382	0,804	0,251	0,815	0,161	0,837

Entre paréntesis nivel de significación para el que se rechaza la hipótesis nula de significación

individual del parámetro estimado.

(*) Incluye variables ficticias para los 10 sectores.

Por lo que respecta a la evolución de la significatividad general del modelo estimado, se observa como la estimación correspondiente a 1995 no representa un cambio relevante respecto a los resultados obtenidos para los cortes correspondientes a 1955 y 1975. El modelo tiene un importante poder explicativo durante todo el período. Este hecho acreditaría el mantenimiento de la relación entre el potencial de mercado de las provincias españolas y la localización de la actividad industrial en las mismas a lo largo de todo el periodo objeto de estudio.

Sin embargo, en cuanto a la evolución temporal del valor de los coeficientes estimados si que se observan cambios interesantes. En particular, se observa una importante reducción en el valor estimado del coeficiente que relaciona el nivel salarial con el potencial de mercado de una región en la segunda parte del período (1975-1995). Estos resultados son opuestos a los hallados por Hanson (1998) para la economía norteamericana, dónde el efecto del potencial de mercado sobre los salarios ha crecido a lo largo del período 1970-1990. Una explicación pausable podría ser los cambios en el marco institucional del mercado de trabajo a partir de 1975, que han tendido a impedir el surgimiento de diferenciales salariales entre las distintas regiones a través de mecanismos como la fijación de los salarios por convenios estatales.

En cambio, el valor del coeficiente que relaciona el nivel salarial con la distancia existente desde la región en cuestión a los distintos mercados de consumo aumenta a lo largo de todo el período de análisis. Aunque aquí si que coincidimos con lo hallado por Hanson (1998) para la economía norteamericana, el resultado no deja de sorpren-

ernos dado que las grandes mejoras en infraestructuras que han tenido lugar durante el período de análisis nos inducirían a esperar una reducción en los costes económicos de la distancia.

5 Conclusiones

En este trabajo se ha comprobado que el potencial de mercado de las provincias españolas es un factor explicativo relevante para la localización de la industria. Este hecho, característico de los modelos explicativos en los que se considera la presencia de economías de aglomeración en los procesos productivos, se mantuvo a lo largo de todo el periodo analizado.

Para ello se ha presentado un modelo teórico que considera la existencia de economías de escala en los procesos productivos industriales y se ha analizado de forma empírica la vigencia, para el caso español, de una de las predicciones derivadas del mismo. La relación existente entre el potencial de mercado de las distintas localizaciones y el nivel de salarios que las empresas allí ubicadas están dispuestas a pagar a los trabajadores. El estudio ha permitido probar la existencia de una estructura espacial de los salarios en España que sigue la relación prevista por el modelo teórico, así como que esta relación se mantuvo de forma estable a lo largo del período 1955-1995.

En estas condiciones se puede argumentar que el avance de la integración de la economía española y de su proceso de desarrollo económico generó incentivos para el crecimiento de la concentración de la producción. Sin embargo, dado que desde mediados de los años setenta la tendencia imperante fue la de apertura de una senda de dispersión en la localización de la producción industrial, se debería considerar que estos mismos incentivos no fueron suficientes para compensar la aparición de ciertos costes de congestión que forzaron la inicial reorganización de la actividad en el territorio, o bien mecanismos institucionales compensaron las fuerzas aglomerativas de mercado.

Como se ha señalado, se ha analizado este proceso desde la perspectiva de la localización de las empresas y de los salarios que éstas están dispuestas a pagar a los trabajadores. En este sentido, una vía complementaria de análisis sería observar si ha habido o no variaciones en los elementos explicativos de las decisiones de localización de los trabajadores. Es decir, estudiar si el cambio en la estructura de orígenes y destinos de los movimientos de la población respondió a una variación en los determinantes

relativos a la decisión migratoria, o si, en consonancia a lo aquí apuntado para la localización de las empresas, el cambio puede ser explicado por la existencia de alteraciones en el potencial de mercado de las localizaciones tras la crisis de los años setenta. Este tipo de trabajo constituye una línea de estudio abierta para el futuro.

6 Referencias bibliográficas

1. Alonso, O., Chamorro, J. M. y González, X. (2003) "Spillovers geográficos y sectoriales de la industria", *Revista de Economía Aplicada*, 11 (32), 77-95.
2. Arellano, M. y Bover, O. (2002) "Learning about migration decisions from the migrants: Using complementary datasets to model intra-regional migrations in Spain", *Journal of Population Economics*, vol.15(2), 357-380.
3. Brakman, S., Garretsen, H. y Schramm, M. (2002) "The final frontier? Border Effects and German Regional Wages", HWWA Discussion Paper No 197, Hamburg.
4. Brakman, S., Garretsen, H. y Schramm, M. (2004) "The Spatial Distribution of Wages and Employment: Estimating the Helpman-Hanson model for Germany", *Journal of Regional Science*, Vol. 44, 437-466.
5. Fujita, M., Krugman, P. y Venables, A. J. (1999) *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*. The MIT Press, Cambridge.
6. Hanson, G. H. (1998) "Market potential, increasing returns, and geographic concentration", NBER Working Paper, vol. 6429, próxima publicación en *Journal of International Economics*.
7. Krugman, P. (1991) "Increasing returns and economic geography", *Journal of Political Economy*, 99, 483-499.
8. Krugman, P. y Livas Elizondo, R. (1996) "Trade policy and third world metropolis", *Journal of Development Economics*, 49, 137-150.
9. Krugman P. y Venables A. J. (1995) "Globalization and the inequality of nations", *Quarterly Journal of Economics*, 110, 857-880.

10. Lanaspá, L., Sanz, F. y Pueyo, F. (2003) "Evolution of the Spanish Urban Structure during the Twentieth Century", *Urban Studies*, 40 (3), 567-580.
11. Lanaspá, L., Sanz, F. y Perdiguero, M. (2004) "La distribución del tamaño de las ciudades en España (1900-1999)", *Revista de Economía Aplicada*, 12 (34), 5-16.
12. Mas, M., Pérez, F. y Uriel, E. (1995/1998) *El stock de capital en España y sus comunidades autónomas*, Fundación BBV, Bilbao.
13. Paluzie, E. , Pons, J. y Tirado, D. A. (2001) "Regional integration and specialization patterns in Spain", *Regional Studies*, 35, 285-296.
14. Paluzie, E. , Pons, J. y Tirado, D. A. (2004) "The geographical concentration of industry across Spanish Regions, 1856-1995", *Jahrbuch für Regionalwissenschaft (Review of Regional Research)*, 24 (2), 143-160.
15. Pires, A. J. G. (2002) "Spatial distribution of economic activity in Spain: estimation of a "new" economic geography model", mimeo, ISEG/UTL (Technical University of Lisbon).
16. Ródenas, C. (1994) "Migraciones interregionales en España, 1960-1989", *Revista de Economía Aplicada*, 4, 5-36.
17. Ródenas, C. y Martí, M. (1997) "¿Son bajos los flujos migratorios en España?", *Revista de Economía Aplicada*, 15, 155-171.
18. Roos, M. (2001) "Wages and market potential in Germany", *Jahrbuch für Regionalwissenschaft (Review of Regional Research)*, 21 (2), 171-195.
19. Tirado, D. A., Paluzie, E. y Pons, J. (2002) "Economic Integration and Industrial Location: the case of Spain before World War I", *Journal of Economic Geography*, 2, 343-363.
20. Viladecans, E. (2004) "Agglomeration economies and industrial location: city level evidence", *Journal of Economic Geography*, 4 (5), 565-582.