

Investigaciones Regionales
Asociación Española de Ciencia Regional
investig.regionales@uah.es
ISSN (Versión impresa): 1695-7253
ESPAÑA

2004
Rafael Boix Domènech
REDES DE CIUDADES Y EXTERNALIDADES
Investigaciones Regionales, primavera, número 004
Asociación Española de Ciencia Regional
Alcalá de Henares, España
pp. 5-27

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal

Universidad Autónoma del Estado de México

Redes de ciudades y externalidades*

Rafael Boix Domènech

RESUMEN: El concepto de «economías de aglomeración» explica la existencia de ventajas derivadas de la concentración de la población y la actividad. Sin embargo, no explica la existencia de economías externas espacialmente dinámicas. Las economías de red generadas en redes de ciudades corresponden a este último tipo, puesto que se generan por la interacción entre unidades urbanas, entre las que existe un vínculo de red. El objetivo de la presente investigación es avanzar en el estudio de la relación entre las redes de ciudades y la generación de economías externas. La investigación se divide en cuatro partes: en la primera se expone la relación entre las redes de ciudades y las economías externas. La segunda parte plantea un modelo para la medición conjunta de las economías de concentración y de red. La tercera parte explica los resultados de aplicar el modelo a un caso de estudio: la red de ciudades de Cataluña. Los resultados sugieren que existe una relación causal entre la organización de las unidades urbanas formando redes de ciudades y la generación de economías externas que afectan al crecimiento y desarrollo económico. Finalmente, se exponen las conclusiones y sus implicaciones en el diseño de políticas económicas.

Clasificación JEL: R11; R15.

Palabras clave: economías externas; redes de ciudades; economía urbana; econometría espacial.

Networks of cities and externalities

ABSTRACT: The concept of «agglomeration economies» explains the existence of advantages derived from the concentration of population and activity. However, it does not explain the existence of spatially dynamic external economies. Network economies generated in networks of cities correspond to this last type, since they are

* El autor desea agradecer los comentarios y sugerencias de Joan Trullén, Roberto Camagni, Roberta Capello, Josep Lluís Roig, Fabio Sforzi, Josep Sorribes y Vicent Soler, así como los de dos evaluadores anónimos.

Dirección para correspondencia: Departament d'Economia Aplicada, Universitat Autònoma de Barcelona. Edifici B, 08193 Bellaterra (Barcelona). Tel.: 0034 93 581 15 28. Fax: 0034 93 581 22 92. E-mail: rafael.boix@uab.es

Recibido: 24 de octubre de 2003 / Aceptado: 10 de mayo de 2004.

generated from the interaction between urban units, linked by a network relationship. The objective of this research is to advance in the study of the relationship between the networks of cities and the generation of external economies. The research is divided in four parts: first we expose the link between networks of cities and external economies. The second part outlines a model for the combined measuring of the concentration and network economies. The third part explains the results of applying the model to a case of study: the network of cities of Catalonia. The results suggest that there is a causal relationship between the organization of the urban units forming networks of cities and the generation of external economies that affect growth and economic development. Finally, conclusions and policy implications are drawn up.

JEL classification: R11, R15.

Key words: external economies; networks of cities; urban economics; spatial econometrics.

1. Introducción

La economía urbana ha estudiado exhaustivamente la relación entre la concentración de la actividad económica y la generación de economías de aglomeración (Moomaw, 1983; Rosenthal y Strange, 2004). Sin embargo, las economías de aglomeración no son las únicas fuentes de externalidades territoriales. Una fuente diferente de externalidades se genera de la interacción entre agentes económicos que no necesitan aglomerarse espacialmente. Cuando se abordan desde la perspectiva de la empresa, estas economías externas reciben el nombre de *economías de cluster* (Porter, 1996) o *economías de complejo* (Parr 2002)¹. La economía urbana aborda el estudio de estas economías externas desde la perspectiva de la unidad urbana, y se sintetizan en el paradigma de las redes de ciudades (Pred 1977; Dematteis 1989; Camagni y Salone 1993; Capello 2000). Desde esta perspectiva, parece pertinente estudiar no solo las economías externas derivadas de la concentración de la población y la actividad en unidades urbanas, sino también las derivadas de la interacción entre unidades urbanas diferentes, que forman redes de ciudades.

2. Marco teórico: economías de aglomeración y economías de red

2.1. Economías internas y externas

Marshall (1920) utiliza por primera vez los términos *economías internas* y *economías externas* para explicar que los rendimientos crecientes en la producción pueden tener

¹ La difusión y uso generalizados del concepto de «economías de aglomeración» se percibe entonces como un lastre que limita la interpretación de la realidad, como expone Porter (1996, p. 87): «It may be time to shed the term “agglomeration economies”, because it obscures distinctions that are crucial for economic modeling and public policy».

su origen en factores internos y externos a la empresa². Las *economías internas* son aquellas que se producen y apropian dentro de la empresa. Las *economías externas* describen aquella situación en que las empresas disfrutan de ventajas que provienen de fuera de la propia empresa. De acuerdo con Meade (1952) y Scitovsky (1954), se genera una economía externa en la producción cuando el output (y_k) de una empresa k depende no sólo de los factores de producción (l_k, c_k, \dots) utilizados por la empresa, sino también del output ($y_{k'}$) y la utilización de factor ($l_{k'}, c_{k'}, \dots$) de otra empresa o grupo de empresas k' ³:

$$y_k = F(l_k, c_k, \dots; y_{k'}, l_{k'}, c_{k'}) \quad \forall k' \neq k \quad [1]$$

La existencia de economías externas permite que se produzcan rendimientos crecientes en una industria aunque las empresas que la forman operen con curvas de competencia perfecta.

2.2. Economías de aglomeración

La economía urbana utiliza habitualmente el concepto de *economías de aglomeración* para describir la relación entre las economías internas-externas y las ciudades. Al exponer su teoría de la localización, Weber (1929, p. 124-168) introduce el concepto genérico de *factores de aglomeración* para referirse a los elementos que determinan la localización de la actividad económica en relación con las ventajas obtenidas por las empresas al localizarse en un área densamente industrializada. La base del mecanismo de aglomeración deriva de que bajo la influencia de los costes de transporte, las industrias manufactureras tienden a concentrarse en un número limitado de localizaciones, con el objetivo de minimizar los costes de transporte a los mercados, a la vez que a las fuentes de materias primas.

Ohlin (1933, p. 203) identifica otras ventajas derivadas de la concentración que no se relacionan necesariamente con las diferencias en costes de transporte. Éstas reciben el nombre de *economías de concentración*, y se consideran tres categorías: economías de concentración de una industria en general, economías externas de concentración en una industria particular, y economías internas de gran escala en una unidad

² «We may divide the economies arising from an increase in the scale of production of any kind of goods, into two classes —firstly, those dependent on the general development of the industry; and, secondly, those dependent on the resources of the individual houses of business engaged in it, on their organization and the efficiency of their management. We may call the former external economies and the latter internal economies.»] (Marshall, 1920, p. 221). Obsérvese que la definición original de Marshall no se refiere a que estas industrias estén concentradas. Es a continuación cuando Marshall declara un especial interés por las economías derivadas de la concentración: [«...; but we now proceed to examine those very important external economies which can often be secured of the concentration of many small businesses of a similar character in particular localities: or, as is commonly said, by the localization of industry»] (Marshall, 1920, p. 221).

³ Además, Mishan (1971) añade el requisito de que el efecto sea no previsto (incidental). La ecuación mostrada corresponde a las «economías externas tecnológicas» en el artículo de Scitovsky (1954, p. 145), y su translación a «economías pecuniarias» es inmediata.

productiva. Hoover (1937, pp. 90-91) populariza la diferenciación de Ohlin utilizando los términos de *economías de gran escala* (causadas por el incremento de la escala de producción en una planta productiva), *economías de localización* (producidas por el incremento total de un sector en una localización, y que afecta a las empresas de este sector) y *economías de urbanización* (causadas por el incremento de tamaño de una localización en términos de población, renta, producción o riqueza, y que afecta a todas las empresas de esa localización). Esta clasificación de las economías internas y externas ha sido la más utilizada por la economía regional y urbana hasta la actualidad, si bien a lo largo de los años ha ido incorporando factores adicionales a las categorías anteriores, como por ejemplo la diversidad como generadora de economías de urbanización, a partir de los trabajos de Chinitz (1961) y Jacobs (1969). Una descripción actualizada y detallada de estos factores puede encontrarse en Camagni (1992, pp. 46-57). Genéricamente, podemos representar las economías de aglomeración de la forma:

$$y_k = F(l_{k,i}, c_{k,i}, \dots; y_{k',i'}, l_{k',i'}, c_{k',i'}, \dots \theta_j) \quad \forall k' \neq k \quad [2]$$

donde k es la empresa e i es el sector. Obsérvese que si $i = i'$ se producen economías externas intra-sectoriales, mientras que si $i \neq i'$ estas economías externas son inter-sectoriales. El término θ_j recoge las economías que provienen de otros factores urbanos.

2.3. Economías de red

Desde el trabajo de Hoover (1937), las economías de aglomeración muestran dos características: son *estáticas en el tiempo* y son *estáticas en el espacio*. La primera se aborda en Glaeser *et al.* (1992) al introducir la distinción entre economías temporalmente estáticas y dinámicas⁴. La segunda característica, la dinámica espacial, aparece cuando se trata a la ciudad como un nodo en un sistema de ciudades, y no como una entidad aislada. La economía regional y urbana y la geografía económica tradicionales sintetizan esta aproximación en los *modelos de lugar central*. Estos modelos se caracterizan por explicar la organización de los sistemas urbanos formando jerarquías anidadas de centros. En sus primeras versiones (Christaller 1933; Lösch 1944) su relación con las economías de aglomeración se basa fundamentalmente en las economías internas de escala que consiguen las empresas ubicadas en las principales ciudades del sistema al aumentar el tamaño del mercado. En las elaboraciones más recientes (Fujita, Krugman y Mori 1999) se incluyen economías de localización y de economías de congestión en sistemas urbanos jerárquicos.

⁴ Las teorías de externalidades dinámicas explican simultáneamente cómo se forman las ciudades y por qué crecen, mientras que las teorías de externalidades estáticas, representadas por las economías de localización y urbanización, explican la formación y especialización de las ciudades, pero no su crecimiento. De esta forma se diferencia entre economías de localización (estáticas) y externalidades MAR (dinámicas), y entre economías de urbanización (estáticas) y economías Jacobs (dinámicas) (Glaeser *et al.*, 1992, p. 1128).

La generación de economías externas asociadas a la interacción entre ciudades, y por tanto, espacialmente dinámicas, es abordada por las teorías de las *redes de ciudades* (Pred, 1977; Dematteis, 1989; Camagni y Salone, 1993). En este paradigma, una *red de ciudades* es una estructura en la cual los nodos son las ciudades, conectadas por vínculos de naturaleza socioeconómica (*links*), a través de los cuales se intercambian flujos de distinto tipo, sustentados sobre infraestructuras de transportes y comunicaciones⁵. En el núcleo del paradigma de las redes de ciudades subyace la idea de que existen determinadas economías/deseconomías asociadas a la existencia de redes de ciudades, y que éstas dependen de las características de los nodos y de las características de la interacción. Estas economías se producen desde el lado de la producción (oferta) y la demanda (consumo), y son fuente de rendimientos crecientes y ventajas competitivas que contribuyen al crecimiento de las economías urbanas. Podemos representarlas añadiendo un término adicional a las ecuaciones anteriores⁶:

$$y_{k,i,j} = F(l_{k,i,j}, c_{k,i,j}, \dots; y_{k',i',j'}, l_{k',i',j'}, c_{k',i',j'}, \dots \theta_j; y_{i',j'}, l_{i',j'}, c_{i',j'}, \dots \theta_j) \quad \forall k' \neq k \text{ y } j' \neq j \quad [3]$$

Economías internas	Economías externas de aglomeración	Economías externas de red
-----------------------	--	---------------------------------

donde k es la empresa, i es el sector y j la localización. Se ofrece, de esta manera, un elemento adicional para explicar los procesos de crecimiento y desarrollo de las ciudades⁷.

⁵ Esta es una definición general, de carácter sistémico. En Boix (2002) puede seguirse una discusión acerca de las diferentes acotaciones del concepto de red de ciudades. Las principales características de las redes de ciudades son la posibilidad de coexistencia de estructuras jerárquicas y no-jerárquicas, la cooperación entre ciudades y la generación de ventajas asociadas a la organización de la estructura urbana y la interacción entre sus nodos.

⁶ Obsérvese que se ha omitido el sufijo k' del tercer término de la ecuación, de manera que se recoge el efecto agregado de una unidad urbana cualquiera sobre la unidad de referencia, y no el efecto individual de una empresa situada en otra unidad urbana.

⁷ Estas economías tampoco son un fenómeno nuevo en la literatura económica. Al mismo tiempo que Ohlin y Hoover se centran en las economías de concentración, Robinson (1931/1958, pp. 124-127) divide las economías externas en inmóviles y móviles. Las economías inmóviles se corresponden con las economías de localización de Hoover. Por su parte, las economías externas móviles se generan entre localizaciones especializadas (p.e., la industria del algodón en Manchester y Liverpool a finales del siglo XIX), y no dependen del tamaño del sector en una localidad determinada, sino del tamaño del sector en general en una serie de localizaciones relacionadas. De hecho, podrían definirse como la versión espacialmente dinámica de las economías de localización, donde la concentración en una única unidad urbana no es necesaria. De esta manera, las empresas ubicadas en dos localizaciones de la red de ciudades comparten las mismas ventajas que si estuvieran concentradas. Nótese que si bien las economías móviles eran conocidas por Hoover (1937, p. 90, nota 4), la economía regional y urbana prefirió dedicar sus esfuerzos a las economías de concentración, esto es, a las economías espacialmente estáticas.

Cuadro 1. Economías internas y externas a la empresa, respecto a la unidad espacio-territorial de análisis

	Internas a la empresa		Externas a la empresa		
	Internas a la planta	Externas a la planta	Internas a la industria	Externas a la industria	
Internas a la ciudad	I1 (Economías internas)	I2	I3 (Economías de localización)	I4 (Economías de urbanización)	Economías de aglomeración a la Hoover (I1+I3+I4)
Externas a la ciudad (internas a la red)		E2	E3	E4	Econom. externas de red (E3+E4)
	Economías internas a la Hoover	Empresa-red Redes de empresas	Distrito industrial marshalliano		

3. Especificación de un modelo para la medición de las economías de concentración y de red

3.1. Antecedentes

En los años 1970's comienzan a elaborarse trabajos empíricos que tienen como objetivo la medición de las externalidades urbanas sobre la base de funciones de producción de tipo neoclásico⁸. La literatura más reciente está fuertemente influida por las investigaciones de Glaeser *et al.* (1992) y Henderson *et al.* (1995). Desde el punto de vista espacial, estos trabajos se caracterizan porque los factores que originan la economía externa y el lugar donde se manifiesta se encuentran en la misma unidad urbana.

La medición de las externalidades de red se ha abordado en Capello (2000) y Trullén y Boix (2001)⁹. En Capello (2000) se intenta proporcionar una medida cuantitativa de las ventajas del comportamiento en red, en una red de cooperación¹⁰. En Trullén y Boix (2001) se combinan los paradigmas de las redes de ciudades y la economía del conocimiento, y la medición se lleva a cabo sobre una red regional de ciudades. La aproximación de ambos trabajos es muy parecida, puesto que la externalidad de red depende de variables que recaen sobre la propia unidad urbana: conectividad e intensidad de uso. Sin embargo, los resultados son limitados en la medida en que los procedimientos de estimación utilizados no incorporan directamente la de-

⁸ Estos trabajos pueden seguirse en Moomaw (1983).

⁹ Otros trabajos introducen externalidades espaciales a partir de la distancia geográfica, aunque es un enfoque más limitado que el de las redes de ciudades. Una descripción de estos trabajos puede seguirse en Rosenthal y Strange (2004).

¹⁰ La red de ciudades es la Healty City Network, de la World Healt Organisation (WHO), formada por 36 ciudades.

pendencia entre las unidades urbanas, lo que puede producir resultados inconsistentes, sesgados, o ineficientes, dependiendo del caso.

3.2. Especificación del modelo de análisis

De acuerdo con el marco teórico expuesto, el modelo aplicado debe permitir la estimación conjunta de economías de concentración y de red. En este caso, hemos optado por partir de la especificación utilizada por Glaeser *et al.* (1992), y desarrollarla para incorporar también las economías internas a las empresas y las economías de red.

Glaeser *et al.* (1992) plantean una función de crecimiento a partir de una función de demanda de trabajo, en la que dada una tecnología, el único input es el trabajo, y las externalidades se añaden como parte de la tecnología¹¹. Se supone que cada empresa en un sector y localización tiene una función de producción dependiente de la tecnología $A_t f(l_t)$ [4], donde A_t es el nivel de tecnología en el período t (medido nominalmente), y l_t es el input trabajo en el período t . Cambios en A representan cambios en la tecnología y los precios¹².

Cada empresa del sector toma como dadas la tecnología, los precios y los salarios (w_t), y maximiza $\Phi = A_t f(l_t) - w_t l_t$ [5], respecto al input trabajo: $\partial\Phi/\partial l = A_t f'(l_t) - w_t$ [6]. De esta manera, dado un input y una tecnología, se iguala el producto marginal del trabajo con su precio, que es el salario:

$$A_t f'(l_t) = w_t \quad [7]$$

La ecuación se linealiza tomando logaritmos, y puede expresarse en ratios de crecimiento:

$$\log\left(\frac{A_{t+1}}{A_t}\right) = \log\left(\frac{W_{t+1}}{W_t}\right) - \log\left[f'\left(\frac{l_{t+1}}{l_t}\right)\right] \quad [8]$$

Se hace el supuesto de que el nivel de tecnología en un sector y localización tiene dos componentes: uno local y uno nacional, y de que éstos tienen forma multiplicativa: $A = A_{local} \cdot A_{nacional}$. De esta forma, los cambios en la tecnología y el precio de los inputs dependen de un componente local y de uno nacional. El componente local de crecimiento de la tecnología (exógeno a la empresa) puede expresarse en función de las condiciones iniciales y otros recursos naturales locales, de las economías externas inmóviles $g(\cdot)$, y de un término de error. Combinando todos los términos, y expresán-

¹¹ El enfoque permite estimar una función de crecimiento sin necesitar datos de capital. Sin embargo, como reconocen los autores (Glaeser *et al.*, 1992, p. 1123), esta función no permite capturar las innovaciones tecnológicas que ahorran trabajo, ni tampoco aquellas derivadas de la acumulación de capital físico. A pesar de todo, en una estimación para las provincias españolas, De Lucio *et al.* (1998) encuentran que el uso de datos de valor añadido valida las estimaciones realizadas con datos de ocupación.

¹² Incluye de esta manera la posibilidad de economías externas tecnológicas y pecuniarias, aunque sólo las derivadas del mercado de trabajo.

dolo como una ecuación de crecimiento de la forma $f(l) = l^{(1-\alpha)}$, donde $0 < \alpha < 1$, se obtiene:

$$\alpha \log \left(\frac{l_{t+1}}{l_t} \right) = - \log \left(\frac{W_{t+1}}{W_t} \right) + \log \left(\frac{A_{nacional, t+1}}{A_{nacional, t}} \right) + g(\cdot) + u_{t+1} \quad [9]$$

que puede estimarse como una ecuación de la forma $y = X\beta + u$ [10].

Sobre la ecuación de Glaeser *et al.* (1992) se han introducido tres modificaciones:

1. Bajo el supuesto de que el mercado de trabajo intraregional está integrado, el crecimiento del salario nominal en cada sector debe ser similar entre diferentes unidades urbanas¹³. Además, en caso de que existieran diferencias, Glaeser *et al.* (1992) y Henderson *et al.* (1995) sugieren que podrían estar recogiendo los efectos de las economías externas¹⁴. Bajo estas hipótesis se eliminan los salarios de la estimación, y se evita el problema de la no disponibilidad de datos de salarios municipales¹⁵.
2. Aunque el progreso técnico y los precios sean exógenos, cada empresa puede mostrar una curva de costes diferentes, en función de características como la escala de producción o su gama de productos. Como en Combes (2000) introducimos un vector de características de la empresa¹⁶.
3. En relación a la especificación de las economías de red, la tecnología puede modelarse no sólo en función de los factores locales y nacionales, sino también de los que se encuentran localizados en otros municipios de la red, como se mostraba en la ecuación 3. Los efectos de red pueden especificarse siguiendo los modelos de econometría espacial. Como habitualmente no se dispone de datos de empresas, sino datos agregados sector-municipio, suele hacerse el supuesto de que las empresas son agregables por sector-municipio (Glaeser *et al.*, 1992 y Henderson *et al.*, 1995)¹⁷. De esta forma, el crecimiento de un municipio j puede verse afectado por el crecimiento de los municipios de su red de ciudades, lo que se expresaría como el retardo espacial en la variable dependiente (W_j), o por otras características de los municipios de la red, en la forma de retardos espaciales de las variables explicativas

¹³ Glaeser *et al.* (1992, p. 1134) sugieren también esta hipótesis.

¹⁴ Las estimaciones que hacen los autores utilizando el salario como variable dependiente confirmarían este extremo.

¹⁵ Combes (2000) procede de una forma similar al no incluir el salario en las estimaciones. Al igual que con el capital, si este supuesto no se cumple, la relación del modelo con la productividad será más débil.

¹⁶ La inclusión de este vector es válida siempre que el progreso técnico y los precios sean exógenos. Esta hipótesis es discutible, y su incumplimiento llevaría al uso de otro tipo de modelos diferentes del de competencia perfecta. Este vector podría recoger también efectos del factor capital asociados al tamaño de la empresa.

¹⁷ Esta hipótesis es válida dada la especificación de un modelo de competencia perfecta. Sin embargo, el uso de datos agregados sector-municipio implica suponer homogeneidad en la producción y en el mix de factores.

(WX). Una tercera opción es combinar ambos en un *modelo mixto regresivo-regresivo espacial*, que incluya los efectos de la variable dependiente (crecimiento de la ocupación) y de las variables explicativas de los municipios de la red sobre el municipio de referencia¹⁸. Esta especificación permite incluir los efectos de las economías de concentración y de red. La forma estructural del modelo es:

$$y = \rho W y + X \beta + W X \gamma + u \quad [11]$$

donde y es un vector de $n \times 1$ variables dependientes; ρ es el coeficiente del retardo espacial de la variable dependiente; W es la matriz interacción (usualmente estandarizada por fila) y cuya diagonal principal es cero (excluye las autorrelaciones); X es una matriz de variables explicativas de dimensión $n \times k$ asociada al vector de parámetros β ; WX es otra matriz ($n \times k$) de variables explicativas espacialmente retardadas, procedente de multiplicar $W \cdot X$, y γ es el vector de parámetros asociado que mide el impacto marginal de las variables explicativas de los municipios de la red sobre la variación de la ocupación en el municipio j ¹⁹.

4. Aplicación a un caso de estudio: la red de ciudades de Cataluña

4.1. La red de ciudades de Cataluña y la matriz W

En los últimos años, los trabajos de Trullén y Boix (2001) y Boix (2002) han ensayado diferentes metodologías de identificación de redes de ciudades regionales utilizando el caso de estudio de Cataluña. Tras establecer la capacidad de los datos de *commuting* para aproximar la estructura urbana en un ámbito regional, uno de los procedimientos más sencillos para identificar la red de ciudades es utilizar un filtro de significatividad²⁰. Si el valor del flujo ($A \rightarrow B$ ó $B \rightarrow A$) supera un umbral (en este caso 50 *commuters*), se considera que existe una relación de red entre dos municipios. Al ser muy difícil establecer la verdadera ponderación de la interacción usando sólo este tipo de datos, se establece una ponderación neutra, con un valor «uno» si existe relación de red, y «cero» si no existe relación de red. Se obtiene así una matriz de contactos binaria y simétrica, cuya representación en un mapa puede observarse

¹⁸ Esta formulación es equivalente a una especificación sobreparametrizada del modelo de Durbin espacial (LeSage 1999 p.82-87).

¹⁹ La longitud de los efectos de red incorporados sigue una estructura global. Esto se debe a que en su forma reducida, incorporan una estructura del tipo $(I - \rho W)^{-1}$ que actúa como multiplicador. Como habitualmente $|\rho| < 1$ y $w_{ij} < 1$, el impacto es mayor en los municipios con los que se tiene una relación de red directa, y va decreciendo en intensidad conforme incrementa la distancia de red.

²⁰ Los flujos de *commuting* son un indicador imperfecto de las relaciones de red, sin embargo, a falta de otro tipo de datos de flujo son un indicador aceptable de las relaciones entre ciudades en un ámbito regional. La identificación precisa de la red de ciudades necesitaría de datos de flujos de distinta naturaleza dispuestos en una capa multiplexa.

Figura 1. Redes de ciudades en Cataluña a partir de flujos de commuting (matriz W). Umbral mínimo de significatividad = 50 commuters. Año 1986.



en la figura 1. Esta matriz se corresponde con la matriz W del modelo teórico, e incluye 389 municipios.

4.2. Datos, muestra y desagregación sectorial

La muestra está compuesta por los 389 municipios (sobre un total de 942 en Cataluña) que componen la red de ciudades en el año 1986. De esta manera se asegura que la matriz de contactos (W) no contenga filas de ceros. Además, de esta forma se eliminan gran parte de los municipios más pequeños de la muestra, lo que propicia que los indicadores relativos con base en el municipio no muestren variaciones elevadas ante cambios en un pequeño número de ocupados. Los municipios de la muestra representan el 94,12% de la población (5.736.289) y el 94,70% de la ocupación (2.194.267) de Cataluña en el año 1996²¹.

Los datos básicos que se utilizan son número de ocupados, número de empresas y población. La ocupación municipal, la población y los datos de niveles educativos se obtienen de los padrones de 1986 y 1996²². Los datos de número de empresas por

²¹ Se plantea la duda de un posible sesgo de selección muestral. Para comprobar este sesgo se ha utilizado la metodología de Heckman en dos pasos (inclusión de la inversa del ratio de Mills, concluyéndose que no parece existir ningún efecto significativo derivado de la selección muestral).

²² Los datos de Censos y Padrones (<http://www.idescat.es/>) son preferibles a los registros de Seguridad Social (<http://www.gencat.es/treball/>), puesto que se supone que recogen la ocupación realmente localizada en el sector municipio, y por tanto deben de estar libres de error de medida espacial (o al menos este debe ser muy pequeño).

sector proceden de los registros de Seguridad Social²³. Para las estimaciones se utiliza una desagregación en 10 sectores de actividad, de los que se elimina el sector primario. Los municipios de la muestra incorporan entre el 91 y el 98% de la ocupación de cada sector.

4.3. Variables y ecuación a estimar

De acuerdo con el modelo teórico, se utiliza como *variable dependiente* la ratio de crecimiento de la ocupación (en logaritmos equivale a la tasa de crecimiento). Las *variables explicativas* son (cuadro 2): ocupación en el año base; dimensión de empresa; especialización del municipio; diversidad del municipio, población del municipio, media de años de educación y crecimiento del resto de sectores. Estas variables aproximan los efectos de implantación previa del sector, las economías internas de escala (u otros factores de empresa relacionados con el tamaño), la especialización del municipio en el sector, la diversidad del entorno, la dimensión del municipio, el capital humano y los efectos de arrastre sectoriales²⁴. Las variables dependientes y explicativas se expresan en logaritmos, lo que facilita la interpretación de los coeficientes como elasticidades. La matriz W se estandariza por fila para facilitar la interpretación de los parámetros. Para reforzar la causalidad se especifican las variables explicativas en función del año inicial. El modelo de crecimiento toma la forma de un *modelo mixto regresivo-regresivo espacial*, y se estima para cada sector por separado²⁵:

$$\begin{aligned} \log(L^{1996}/L^{1986})_j = & [\beta_0 + \beta_1 \log DIM_j^{1986} + \beta_2 \log L_j^{1986} + \beta_3 \log ESP_j^{1986} + \\ & + \beta_4 \log DIV_j^{1986} + \beta_5 \log POB_j^{1986} + \beta_6 \log EDU_{c,s}^{1986} + \beta_7 \log Re sto_j] + \\ & + [\rho W \cdot \log(L^{1996}/L^{1986})_j] + [\gamma_1 (W \cdot \log DIM_j^{1986}) + \gamma_2 (W \cdot \log L_j^{1986}) + \\ & + \gamma_3 (W \cdot \log ESP_j^{1986}) + \gamma_4 (W \cdot \log DIV_j^{1986}) + \gamma_5 (W \cdot \log POB_j^{1986}) + \\ & + \gamma_6 (W \cdot \log EDU_j^{1986}) + \gamma_7 (W \cdot \log Re sto_j^{1986}) + \varepsilon_j \end{aligned} \quad [12]$$

donde j es el municipio y $\varepsilon \sim N(0, \Omega)$.

²³ Al no disponer de los datos de empresas para 1986, se utiliza como *proxy* la dimensión media de empresa en 1991.

²⁴ La elección de las variables que representan a las economías externas responde al interés por contrastar algunos efectos específicos dentro de la gama entre escala, alcance (*scope*), costes de transacción y conocimiento, y no a un modelo preciso de microfundamentos. Otros efectos no se han incluido debido al elevado grado de colinealidad que presentaban con estas variables o por no disponer de suficiente información para la elaboración de los indicadores.

²⁵ En ambos modelos se supone que no queda correlación espacial residual en el término de error. Este supuesto se contrastará explícitamente en las estimaciones.

Cuadro 2. Variables dependiente y explicativas

Variable dependiente	$\log (L^{1996}/L^{1986})_j$
Variación de la ocupación entre 1986 y 1996	
Variables explicativas (se expresan en logaritmos y referidas al año inicial)	
1. <i>Empresa (economías internas)</i>	
• Dimensión media de empresa en el año inicial	$DIM_j^{1986} = L_{i,j}/F_{i,j}$
2. <i>Economías externas de concentración</i>	
• Ocupación inicial en el sector	L_j^{1986}
• Especialización inicial del sector (Coeficiente de Localización Zonal)	$ESP_{ij}^{1986} = \frac{L_{ij}/L_i}{L_j/L}$
• Diversidad inicial del municipio (Inversa de Hirschmann-Herfindahl)	$DIV_{ij}^{1986} = 1/\sum_{j': j' \neq j} \left[\frac{L_{i,j'}}{L_j} \right]^2$
• Población del municipio en el año inicial	POB_j^{1986}
• Media de años de educación en el año inicial	$EDU_j^{1986} = \sum A_m a_{jm}$
• Ratio de crecimiento del resto de sectores en el municipio	$Re\ sto_{ij} = \frac{\sum_{i' \neq i} L_{j,i'}^{1996}}{\sum_{i' \neq i} L_{j,i'}^{1986}}$
3. <i>Economías externas de red</i>	
• Variación de la ocupación en los municipios de la red (ρ)	$W \cdot \log (L^{1996}/L^{1986})_j$
• Tamaño medio inicial de empresa en los municipios de la red	$W \cdot \log DIM_j^{1986}$
• Ocupación inicial en el sector en los municipios de la red	$W \cdot \log L_j^{1986}$
• Especialización inicial del sector en los municipios de la red	$W \cdot \log ESP_j^{1986}$
• Diversidad inicial en los municipios de la red	$W \cdot \log DIV_j^{1986}$
• Población inicial en los municipios de la red	$W \cdot \log POB_j^{1986}$
• Media de años de educación en el año inicial	$W \cdot \log EDU_j^{1986}$
• Ratio de crecimiento del resto de sectores en los municipios de la red	$W \cdot \log Re\ sto_j$

L = ocupación; i = sector; j = ciudad; F = número de empresas; A_m = años de educación oficialmente requeridos para la obtención de un nivel educativo m ; α = porcentaje de población de más de 25 años con un nivel educativo m ; W = matriz de red estandarizada por fila.

Notas:

(1) Para el cálculo del indicador de especialización y el indicador de diversidad se ha utilizado como base el total de municipios de Cataluña.

(2) Para la construcción del indicador «Media de años de ocupación» se han utilizado las siguientes ponderaciones A_m : Dificultad para leer y escribir = 2,5; Primaria incompleta = 5; EGB primera etapa = 5; EGB segunda etapa = 8; BUP o COU=12; FP primer grado = 10; FP segundo grado = 13; Título medio = 15; Título superior = 17.

4.4. Estimación y resultados

El modelo de crecimiento en variaciones se estima mediante un procedimiento bayesiano (anexo 1) que permite incorporar simultáneamente la dependencia espacial y la heterocedasticidad, de esta forma se consiguen estimadores eficientes e insesgados (LeSage, 1999)²⁶. A diferencia de Glaeser *et al.* (1992), no se estima sólo para los sectores de mayor crecimiento, sino para cada sector por separado²⁷.

El modelo se estima en tres etapas. En la primera se muestran los resultados de incluir sólo las economías de concentración. En la segunda etapa se incluye el retardo de red (*lag*) de la variable dependiente. En la tercera, se añaden los retardos de red de las variables explicativas.

El valor del R^2 oscila entre 0,38 y 0,54, lo que indica un ajuste aceptable del modelo, en un rango similar al de Glaeser *et al.* (1992). En el método bayesiano de estimación se utiliza un prior $r = 4$ para incorporar la heterocedasticidad, y la correcta convergencia del modelo se comprueba con contrastes de estimación de autocorrelación, diagnósticos de Raftery Lewis, y diagnósticos de Geweke sobre los errores numéricos estándar y la eficiencia estándar (LeSage, 1999, pp. 159-169). La existencia de correlación espacial residual (error espacial) se contrasta con un test LM-ERR $_{\rho}$ (Anselin, 1988, pp. 103-104, y 1992, pp. 192-193)²⁸. Aunque el contraste sugiere la existencia de autocorrelación espacial residual para algunos sectores, una exploración más detallada revela que en realidad este resultado se asocia con una ligera sobreespecificación del modelo, y no a errores espaciales²⁹.

4.4.1. Economías de concentración

Los resultados muestran *evidencia de economías de concentración para la totalidad de los sectores estimados* (tabla 3). Los sectores pueden agruparse en cuatro grupos según su respuesta ante los coeficientes de las economías externas:

²⁶ Existen problemas de normalidad en la muestra. La heterocedasticidad se contrasta con el test Koenker-Basset (hipótesis nula de homocedasticidad contra la alternativa de heterocedasticidad aditiva basada en variación aleatoria de los coeficientes), robusta ante la no normalidad en los términos de error (Anselin, 1992, pp. 175-177). La heterocedasticidad sigue un comportamiento aleatorio, lo que ha decidido el uso de las técnicas de estimación bayesianas, que permiten incorporarla de forma genérica. El modelo se ha estimado utilizando el *Econometric Toolbox* para Matlab de James LeSage. El método bayesiano no requiere normalidad y además robustifica las estimaciones respecto a la existencia de *outliers* y colinealidad.

²⁷ En Glaeser *et al.* (1992) se utiliza una estimación sobre los seis sectores con mayor crecimiento en cada ciudad. Esta aproximación, aunque válida, ha sido muy criticada, por lo que se ha preferido el enfoque de Henderson *et al.* (1995) de estimar cada sector por separado. De esta forma se modela independientemente el crecimiento de cada sector. Obsérvese que al estimarse los sectores separadamente no es necesario incluir el término $\log(A_{nacional,t+1}/A_{nacional,t})$.

²⁸ $LM(ERR)_{\rho} = \frac{(e' W e / s^2)^2}{\{tr(W' W + W^2)(I - \rho W)^{-1} var(\rho)\}} \sim \chi^2_1$; donde e son los residuos de la estimación

del modelo de *lag*, s^2 la varianza estimada de error, W la matriz de contactos, y $var(\rho)$ la varianza asintótica estimada para el coeficiente espacial autorregresivo.

²⁹ Este comportamiento de los estadísticos de error espacial se aborda de forma más detallada en un reciente artículo de McMillen (2003). Otras pruebas realizadas confirman este extremo.

1. El primer grupo está formado por los sectores industriales de «Minerales no energéticos e industrias químicas», «Industrias transformadoras de metales y mecánica de precisión» y «Otras industrias manufactureras». Este grupo se caracteriza por mostrar elasticidades positivas y estadísticamente significativas para la dimensión de empresa (β entre 0,18 y 0,24)³⁰ y el crecimiento del resto de sectores (β entre 0,54 y 0,69); y elasticidades negativas y estadísticamente significativas relacionadas con la ocupación inicial (β entre -0,16 y -0,11) y la especialización inicial (β entre -0,37 y -0,31)³¹. Las variables de diversidad, población y educación no resultan significativas. Por tanto, tiene un comportamiento diferencial positivo ante la dimensión de empresa y los efectos de arrastre intersectoriales, y negativo frente a la especialización. Las externalidades de carácter más «urbano» como la diversidad y la población, así como la educación, no parecen tener un efecto significativo.
2. El segundo grupo está formado por los sectores de «Energía y agua» y «Construcción», donde los signos y significatividad de los coeficientes tiende a coincidir, aunque existen fuertes diferencias en los valores de estos coeficientes. Ambos muestran una respuesta positiva frente a la dimensión inicial de empresa ($\beta = 0,15$ para «Energía y agua» y $\beta = 0,12$ para «Construcción»), la diversidad ($\beta = 0,16$ y $\beta = 0,15$ respectivamente)³², la población ($\beta = 0,46$ y $\beta = 0,12$)³³, y el crecimiento del resto de sectores ($\beta = 0,41$ y $\beta = 0,40$)³⁴. Muestra un impacto negativo ante la ocupación inicial ($\beta = -0,47$ para «Energía y agua» y $\beta = -0,21$ para «Construcción»), la especialización inicial (sólo significativa en «Construcción» con $\beta = -0,37$) y el promedio de años de educación ($\beta = -0,34$ y $\beta = -0,21$ respectivamente). Es decir, ambos sectores muestran un comportamiento diferencial positivo ante la dimensión de empresa, ante las llamadas habitualmente «economías de urbanización» (diversidad y población), y los efectos de arrastre intersectoriales. Muestran

³⁰ La elasticidad positiva de la dimensión de empresa es coherente con las hipótesis de dimensión de empresa de Combes o las hipótesis de monopolio de Glaeser *et al.* (1992). Nótese sin embargo, que Combes encuentra elasticidades negativas entre -0,1 y -0,3 en el global de industria y servicios, interpretándolo como un efecto relacionado con el ciclo de vida.

³¹ Ambas variables se relacionan con la especialización, en el primer caso como dimensión absoluta del sector, y en el segundo como especialización relativa. En Glaeser *et al.* (1992), Henderson *et al.* (1995) y Combes (2000) la ocupación inicial también muestra elasticidades negativas, usualmente entre -0,1 y -0,5. En relación con la especialización relativa, en Glaeser *et al.* (1992) y Combes (2000) el coeficiente tiende a ser negativo, con elasticidades entre -0,1 y -0,5. En cambio, en Henderson *et al.* (1995) este coeficiente resulta positivo.

³² Estos resultados concuerdan con Glaeser *et al.* (1992). En Henderson *et al.* (1995) y Combes (2000), la diversidad tiende a relacionarse negativamente con los sectores maduros y los sectores industriales, y positivamente con sectores de alta tecnología y sectores de servicios.

³³ La elasticidad de la población en el sector de «Energía y agua» es cuatro veces mayor que en el sector de la construcción. Este comportamiento se explica en la medida que es un sector de pocas empresas, de dimensión ocupacional media-alta, y que tiende a localizar las empresas en municipios grandes, desde donde atiende la demanda.

³⁴ En las regresiones sobre manufacturas, Henderson *et al.* (1995) encuentran elasticidades significativas entre 0,31 y 0,98. En las regresiones sobre los sectores de alta tecnología, estas elasticidades están entre 0,60 y 0,82.

Cuadro 3. Modelo de economías de concentración

Variable dependiente: Log (L_{1996}/L_{1986})					
	<i>Energía y agua</i>	<i>Minerales no energéticos. Ind. químicas</i>	<i>Transf. Metales y mecánica de precisión</i>	<i>Otras industrias manufactureras</i>	<i>Construcción</i>
Constante	-2,2475 ***	0,1612	-0,3309	-0,7583***	0,6088**
Log Dimensión ₈₆	0,1505***	0,2498***	0,1869***	0,1893***	0,1214***
Log Ocupación ₈₆	-0,4752***	-0,1621**	-0,1535**	-0,1129**	-0,2108***
Log Especializ. ₈₆	-0,0365	-0,3787***	-0,3182 ***	-0,3655 ***	-0,3773 ***
Log Diversidad ₈₆	0,1643*	0,1167	-0,0055	-0,0055	0,1529***
Log Población ₈₆	0,4624***	0,0664	0,0745	0,0595	0,1287***
Log Educación ₈₆	-0,3493*	-0,2208	0,1824	0,1019	-0,2130**
Log ΔResto ₈₆	0,4141 ***	0,5508 ***	0,6369 ***	0,5444 ***	0,4003 ***
R ²	0,4439	0,4560	0,3860	0,4444	0,4683
R ² - adj	0,4337	0,4460	0,3747	0,4342	0,4586
Akaike	-0,6163	-0,6323	-1,0277	-1,4621	-1,9318

	<i>Comercio, restaurantes y hotelería</i>	<i>Transportes y comunicaciones</i>	<i>Finanzas, seguros, servicios empresas y alquileres</i>	<i>Otros servicios</i>
Constante	0,0711	-0,8722***	-2,8393***	0,1199
Log Dimensión ₈₆	0,1215***	0,1629***	0,2026***	0,0728***
Log Ocupación ₈₆	0,0352	-0,0443	-0,3276***	0,0401
Log Especializ. ₈₆	-0,4803***	-0,5514***	-0,2320***	-0,4286***
Log Diversidad ₈₆	0,1129**	0,0943*	0,2532***	0,1965***
Log Población ₈₆	-0,0465	0,0870*	0,3825***	-0,0509
Log Educación ₈₆	0,0682	0,0138	0,7425 ***	0,1539
Log ΔResto ₈₆	0,5372 ***	0,9237 ***	0,7138 ***	0,4256 ***
R ²	0,4412	0,3916	0,4474	0,5228
R ² - adj	0,4310	0,3805	0,4372	0,5140
Akaike	-1,9357	-1,2411	-1,2046	-2,3599

*** significativo al 1% ; ** significativo al 5%; * significativo al 10%

Estimación bayesiana. OLS. Valor del prior $r = 4$. Draws = 10.000. Muestra: 389 municipios de Cataluña con relaciones de red (red principal).

Fuente: elaboración a partir de Censos y Padrones (Idescat).

una respuesta diferencial negativa frente a la especialización inicial (ocupación y coeficiente de localización zonal) y el capital humano.

- El tercer grupo está formado por los sectores de servicios de baja intensidad tecnológica: «Comercio, restaurantes y hotelería», «Transporte y comunicaciones», y «Otros servicios»³⁵. Estos sectores se caracterizan porque muestran coeficientes positivos y estadísticamente significativos para las variables de dimensión de empresa (β entre 0,07 y 0,16), diversidad (β entre 0,09 y

³⁵ El grupo de transportes y comunicaciones incluye las «Telecomunicaciones», que tienen una intensidad de tecnología y conocimiento elevada. Sin embargo, la mayor parte del agregado está formada por subsectores con bajo componente de tecnología y conocimiento.

0,19), y crecimiento del resto de sectores (β entre 0,42 y 0,92). Las elasticidades negativas y estadísticamente significativas se encuentran solamente en la variable de especialización (β entre $-0,55$ y $-0,42$). Las variables de ocupación inicial, población y media de años de educación, no resultan estadísticamente significativas. Por tanto, se trata de sectores que muestran elasticidades positivas asociadas a las economías internas de escala, las economías de diversidad y los efectos de arrastre intersectoriales. Aunque existe un efecto negativo de la especialización, éste no se relaciona con la masa sectorial inicial, como en el resto de sectores.

4. El cuarto grupo representa a los servicios avanzados, y solo incluye al sector de «Finanzas, seguros, servicios a las empresas y alquileres». Se caracteriza por mostrar elasticidades positivas y estadísticamente significativas para la dimensión de empresa ($\beta = 0,20$), la diversidad ($\beta = 0,25$), la población ($\beta = 0,38$), la media de años de educación ($\beta = 0,74$)³⁶, y el crecimiento del resto de sectores ($\beta = 0,71$). Muestra elasticidades negativas para la ocupación inicial ($\beta = -0,32$) y la especialización inicial ($\beta = -0,23$). Por tanto, es un sector en el que el crecimiento diferencial de la ocupación se relaciona con la dimensión de empresa, las «economías de urbanización» y el capital humano. En cambio, se relaciona negativamente con la especialización, tanto en la forma de masa inicial del sector, como en términos de concentración relativa.

4.4.2. Economías de red (I): efecto del crecimiento del resto de municipios de la red

A la regresión sobre economías de concentración se añade una variable que recoge el efecto sobre el municipio del crecimiento del sector en los municipios de la red con los que tiene conexión directa. Esta variable (ρ) es el retardo de red (retardo espacial) de la variable endógena, y mide economías de red. El coeficiente de red ρ es estadísticamente significativo y positivo para todos los sectores (excepto «Otros servicios»). Sus elasticidades oscilan entre $\rho = 0,08$ y $\rho = 0,09$ para los sectores industriales y construcción, y entre $\rho = 0,07$ y $\rho = 0,11$ para los sectores de servicios. Por tanto sugiere la existencia de una externalidad de red asociada al crecimiento del sector en el resto de municipios de la red.

Sin embargo, el coeficiente del retardo espacial es sensiblemente inferior al que se observa para las regiones europeas utilizando modelos de convergencia, usualmente entre 0,5 y 0,7 (Fingleton, 2000; Moreno y Vayá, 2002). El estadístico de Akaike sobre los errores (Greene, 2000, p. 347) sugiere que el modelo de retardo espacial solo tiene una capacidad explicativa superior para los sectores de «Minerales no energéticos e industrias químicas», «Construcción», «Comercio, restaurantes y hotelería», y «Finanzas, seguros, servicios a las empresas y alquileres».

³⁶ Henderson *et al.* (1995) introducen variables relacionadas con la educación como variables de control, obteniendo elasticidades muy elevadas para los sectores manufactureros de alta tecnología.

Cuadro 4. Modelo mixto regresivo-autorregresivo espacial de primer orden heterocedástico (modelo de retardo espacial)

Variable dependiente: Log (L₁₉₉₆/L₁₉₈₆)					
	<i>Energía y agua</i>	<i>Minerales no energéticos. Ind. químicas</i>	<i>Transf. Metales y mecánica de precisión</i>	<i>Otras industrias manufactureras</i>	<i>Construcción</i>
Constante	-2,1309***	0,0194	-0,4657	-0,7356***	0,5988 **
Log Dimensión ₈₆	0,1537***	0,2455***	0,1771***	0,1850***	0,1188***
Log Ocupación ₈₆	-0,4767***	-0,1631**	-0,1578***	-0,1135**	-0,2035***
Log Especializ. ₈₆	-0,0334	-0,3705***	-0,3039***	-0,3515***	-0,3715***
Log Diversidad ₈₆	0,1785*	0,1127	-0,0046	-0,0086	0,1353***
Log Población ₈₆	0,4584***	0,0721	0,0774	0,0563	0,1172***
Log Educación ₈₆	-0,3945**	-0,1868	0,2455 *	0,1179	-0,1995**
Log ΔResto ₈₆	0,4164***	0,5695***	0,6499***	0,5402***	0,4024***
ρ	0,0842***	0,0955***	0,0803***	0,0855***	0,0929***
R ²	0,4468	0,4617	0,3917	0,4422	0,4766
Akaike	-0,6132	-0,6427	-1,0251	-1,4598	-1,9498
LM-ERR _p	5,2793**	1,2110	18,005***	0,0199	11,002 ***

	<i>Comercio, restaurantes y hotelería</i>	<i>Transportes y comunicaciones</i>	<i>Finanzas, seguros, servicios empresas y alquileres</i>	<i>Otros servicios</i>
Constante	0,0825	-0,8731 ***	-2,7181 ***	0,1551
Log Dimensión ₈₆	0,1214***	0,1616***	0,1996***	0,0716***
Log Ocupación ₈₆	0,0354	-0,0538	-0,3223***	0,0471
Log Especializ. ₈₆	-0,4864***	-0,5442***	-0,2326***	-0,4380***
Log Diversidad ₈₆	0,1194***	0,0934*	0,2469***	0,2000***
Log Población ₈₆	-0,0510	0,0810	0,3623***	-0,0538
Log Educación ₈₆	0,0696	0,0430	0,7008***	0,1520
Log ΔResto ₈₆	0,5376***	0,9032***	0,6907***	0,4292***
ρ	0,0724***	0,1175***	0,1132***	0,1551
R ²	0,4417	0,3958	0,4622	0,5236
Akaike	-1,9374	-1,2383	1,2202	-2,3592
LM-ERR _p	21,007***	0,0877	0,2552	3,8784**

*** significativo al 1% ; ** significativo al 5% ; * significativo al 10%

Estimación bayesiana. Modelo espacial. Valor del prior $r = 4$. Draws = 10.000. Muestra: 389 municipios de Cataluña con relaciones de red (red principal).

Fuente: elaboración a partir de Censos y Padrones (Idescat).

res»³⁷. La diferencia respecto a los modelos regionales puede explicarse bien por la variable dependiente del modelo (VAB *per capita* frente a ocupación), o con mayor probabilidad porque la unidad de análisis municipal y regional son realidades diferentes.

³⁷ Los contrastes de Schwarz y Wald (χ^2) sugieren el mismo resultado. Otras especificaciones de la matriz de red basadas en la misma metodología (por ejemplo, ponderando los flujos por la masa del municipio) muestran resultados parecidos para el coeficiente de retardo espacial de la variable endógena.

4.4.3. Economías de red (II): efecto de los factores localizados en el resto de municipios de la red

Además del crecimiento de los municipios de la red, los factores localizados en estos municipios también afectan al crecimiento. Este efecto de red puede contrastarse añadiendo los retardos espaciales de las variables de concentración (cuadro 5)³⁸. Al contrario que para las economías de concentración, no existe un patrón por sectores para estas economías externas de red. En los sectores industriales y construcción producen coeficientes γ entre -0,28 y 0,21, mientras que en los sectores de servicios se sitúan entre -0,38 y 0,13. El estadístico de Akaike sugiere que esta especificación del modelo es la que produce mayor capacidad explicativa para el sector de «Minerales no energéticos e industrias químicas», y en todos los sectores de servicios³⁹.

La descripción por variables muestra que el *retardo de red de la dimensión de empresa* muestra coeficientes positivos y estadísticamente significativos para los sectores de «Otras industrias manufactureras» ($\gamma = 0,07$) y «Finanzas, seguros, ...» ($\gamma = 0,13$). Muestra elasticidades negativas y estadísticamente significativas para los sectores de «Energía y agua» ($\gamma = -0,09$) y «Comercio, restaurantes, ...» ($\gamma = -0,06$).

El *retardo de red de la ocupación inicial* es positiva y estadísticamente significativa para cuatro de los nueve sectores, con elasticidades entre $\gamma = 0,09$ («Otros servicios») y $\gamma = 0,21$ («Construcción»). La especificación utilizada permite que una variable de concentración pueda sumarse a su equivalente en red. Cuando combinamos el efecto de la variable como economía de concentración (β) y economía de red (γ) pueden darse dos situaciones: 1) sólo uno de los dos efectos es significativo, (usualmente el de concentración); 2) ambos efectos son significativos, con lo que, si tienen el mismo signo se refuerzan, y si tienen signo contrario tienden a anularse. El *retardo de red de la especialización* es positivo y significativo para los sectores de «Transformadoras de minerales, ...» ($\gamma = 0,16$) y «Otras industrias manufactureras» ($\gamma = 0,13$), con lo que el coeficiente de red tiende a reducir impacto negativo de la variable de concentración. En este caso, al igual que con la ocupación inicial, parece existir un efecto de difusión desde los municipios de la red. También muestra una elasticidad negativa y significativa para el sector «Construcción» ($\gamma = -0,09$).

El *retardo de red de la diversidad* es positivo y estadísticamente significativo en los sectores de «Minerales no energéticos ...» ($\gamma = 0,17$) y «Construcción» ($\gamma = 0,12$). Es negativo para el sector de «Otras industrias manufactureras» ($\gamma = -0,12$). El *retardo de red de la población* muestra coeficientes negativos y estadísticamente signi-

³⁸ Aunque está contemplado en la literatura sobre econometría espacial, la incorporación simultánea del retardo espacial de la variable endógena y de las explicativas no suele encontrarse en la práctica. Esto se debe a que el retardo de la endógena tiende a explicarse parcialmente por los de las otras variables, y por tanto se introduce colinealidad en el modelo. En nuestro caso, la regresión de Wy sobre Wx ($WY = WX + u$) muestra un ajuste (R^2) entre 0,1 y 0,5. Sin embargo, una de las ventajas del procedimiento de estimación utilizado es que es robusto ante la colinealidad.

³⁹ La respuesta heterogénea ante las economías de red determinadas por factores y características iniciales de los municipios se relaciona con la especificación de la red. Posteriores investigaciones deben encaminarse a diferenciar los flujos por subredes (cliqués), o en base a características como la verticalidad/horizontalidad y la especialización/complementariedad.

Cuadro 5. Modelo mixto regresivo-regresivo espacial heterocedástico

Variable dependiente: Log (L₁₉₉₆/L₁₉₈₆)					
	<i>Energía y agua</i>	<i>Minerales no energéticos. Ind. químicas</i>	<i>Transf. Metales y mecánica de precisión</i>	<i>Otras industrias manufactureras</i>	<i>Construcción</i>
Constante	-2,8786***	0,5506	0,2500	-1,2983***	1,3539***
Log Dimensión ₈₆	0,1612***	0,2494***	0,2007***	0,1815***	0,1173***
Log Ocupación ₈₆	-0,4859***	-0,1399**	-0,1328**	-0,1017**	-0,1909***
Log Especializ. ₈₆	-0,0270	-0,4160***	-0,4029***	-0,4317***	-0,4117***
Log Diversidad ₈₆	0,1971*	0,1012	0,0313	0,0298	0,1313***
Log Población ₈₆	0,4539***	0,0341	0,0520	0,0437	0,1179***
Log Educación ₈₆	-0,3836**	-0,2797*	0,0081	0,0212	-0,1927**
Log ΔResto ₈₆	0,4434***	0,4845***	0,6621***	0,5202***	0,3768***
W* Log Dim ₈₆	-0,0925**	-0,0289	-0,0684	0,0767**	0,0261
W* Log L ₈₆	-0,0300	0,1625*	0,0852	-0,0169	0,2103***
W* Log Esp ₈₆	0,0839	-0,0800	0,1698*	0,1395*	-0,0908*
W* Log Div ₈₆	-0,1794	0,1715*	-0,0110	-0,1093**	0,1288**
W* Log Pob ₈₆	0,0780	-0,1370*	-0,1015	0,0109	-0,1912***
W* Log Edu ₈₆	0,2071	0,2107	0,2284	0,3437	-0,0855
W* Log ΔResto ₈₆	-0,2806*	0,1408	-0,1731*	0,0362	-0,1610**
ρ	0,1138***	0,1322***	0,1751***	0,1081***	0,1824***
R ²	0,4612	0,4796	0,4218	0,4532	0,4943
Akaike	-0,6075	-0,6335	-1,0464	-1,4427	-1,9428
LM-ERR _p	29,223***	49,338***	23,533***	1,4000	30,423***

	<i>Comercio, restaurantes y hotelería</i>	<i>Transportes y comunicaciones</i>	<i>Finanzas, seguros, servicios empresas y alquileres</i>	<i>Otros servicios</i>
Constante	0,2204	-0,3138	-2,3189***	0,2035
Log Dimensión ₈₆	0,1275***	0,1600***	0,1942***	0,0666***
Log Ocupación ₈₆	0,0474	-0,0417	-0,2791***	0,0789**
Log Especializ. ₈₆	-0,5231***	-0,5308***	-0,2403***	-0,4658***
Log Diversidad ₈₆	0,1178***	0,0741*	0,2168***	0,1961***
Log Población ₈₆	-0,0522	0,0676	0,3055***	-0,0783**
Log Educación ₈₆	0,0355	-0,0734	0,4592**	0,1018
Log ΔResto ₈₆	0,5003***	0,8214***	0,5969***	0,4106***
W* Log Dim ₈₆	-0,0695 *	-0,0081	0,1376***	-0,0017
W* Log L ₈₆	0,1123 **	-0,0115	-0,0333	0,0901*
W* Log Esp ₈₆	0,0276	0,0590	-0,0027	0,0379
W* Log Div ₈₆	-0,0471	0,0956	0,0094	-0,0714
W* Log Pob ₈₆	-0,0786	0,0603	0,0638	-0,0778
W* Log Edu ₈₆	-0,0207	-0,3849***	-0,1412	0,1104
W* Log ΔResto ₈₆	-0,0396	0,0025	0,0579	-0,0278
ρ	0,1406***	0,1082***	0,1028***	0,0463
R ²	0,4740	0,4636	0,5145	0,5435
Akaike	-1,9614	-1,3014	-1,2514	-2,3616
LM-ERR _p	2,3433	4,2812**	6,9911***	17,010 ***

*** significativo al 1% ; ** significativo al 5%; * significativo al 10%

Estimación bayesiana. Modelo espacial. Valor del prior $r = 4$. Draws = 10.000. Muestra: 389 municipios de Cataluña con relaciones de red (red principal).

Fuente: elaboración a partir de Censos y Padrones (Idescat).

ficativos para los sectores de «Minerales no energéticos ...» ($\gamma = -0,13$) y «Construcción» ($\gamma = -0,19$). La variable no es estadísticamente significativa en el resto de sectores.

El *retardo de red de la media de años de educación* muestra un coeficiente negativo y estadísticamente significativo en el sector «Transportes y comunicaciones» ($\gamma = -0,38$). La variable no es estadísticamente significativa en el resto de sectores. El *retardo de red del incremento de la ocupación en el resto de sectores* muestra una elasticidad negativa y estadísticamente significativa en los sectores de «Energía y agua» ($\gamma = -0,28$), «Trasformadoras de metales ...» ($\gamma = -0,17$) y «Construcción» ($\gamma = -0,16$).

4.5. Limitaciones de la medición

El modelo estimado ofrece evidencia de economías de aglomeración y de red, sin embargo, también incorpora algunas limitaciones que deben tenerse en cuenta de cara a la interpretación de los resultados y a posibles ampliaciones de la investigación. En primer lugar, el modelo de demanda de trabajo no es capaz de capturar el ahorro de trabajo derivado de las innovaciones tecnológicas ni las derivadas de la acumulación de capital. En segundo lugar, la agregación de los datos por sector-municipio implica suponer homogeneidad en la producción y la composición de los sectores entre municipios, e imposibilita el tratamiento individual de los efectos de *spillover* entre empresas. En tercer lugar, la calidad de la medición de las economías externas de red depende de la identificación de la red de ciudades y, por tanto, de la forma de la matriz de interacción. La diferenciación entre redes de especialización (intra-sectoriales) y redes de complementariedad (inter-sectoriales) debería ser el siguiente paso en la investigación. Finalmente, la desagregación sectorial impuesta por el cambio de clasificación no permite diferenciar los comportamientos específicos de algunos subsectores, como los de alta tecnología.

5. Conclusiones

La economía regional y urbana ha utilizado tradicionalmente el término *economías de aglomeración* para explicar las ventajas derivadas de la concentración espacial de la población y la actividad y la generación de economías internas y externas. La capacidad explicativa del concepto de aglomeración es limitada debido a la existencia de economías externas espacialmente dinámicas. El paradigma de las redes de ciudades estudia estas economías espacialmente dinámicas desde la perspectiva de la unidad urbana.

Para contrastar la hipótesis de externalidades de red se ha modificado el modelo de Glaeser *et al.* (1992), incorporando las economías de red, lo que permite medir conjuntamente economías de aglomeración (concentración) y economías de red. La estimación del modelo sobre la red de ciudades de Cataluña muestra evidencia de *economías y deseconomías de concentración y de red*. Las *economías de concentración u aglomeración* (internas y externas) muestran elasticidades entre $\beta = -0,48$ y $\beta = 0,92$. Tienen mayor peso sobre el crecimiento que las economías de red, y obser-

vamos cuatro perfiles sectoriales en relación con las mismas: energía y agua + construcción, resto de sectores industriales, servicios de bajo contenido tecnológico, y servicios avanzados. Las *economías de red* se relacionan con el crecimiento del propio sector en los municipios de la red (entre $\rho = 0,07$ y $\rho = 0,11$), y con factores localizados en otros municipios (entre $\gamma = -0,38$ y $\gamma = 0,21$). La especificación utilizada permite agregar los efectos de las variables de concentración y de red. Para una variable, los coeficientes de concentración y de red pueden tener el mismo signo (con lo que tienden a reforzarse) o signo distinto (con lo que se compensan o anulan).

Por tanto, las economías externas no se derivan únicamente de la concentración espacial de la actividad económica, sino también de la interacción entre las unidades urbanas en el espacio-territorio. Si no se tiene en cuenta la existencia de economías de red, los análisis de los factores del crecimiento urbano pueden resultar sesgados e inducir a conclusiones erróneas. Si esta fuente de economías está presente, debe tenerse en cuenta cuando se diseña una estrategia de política económica, tanto por el impacto que pueden tener, como por la posibilidad de utilizarlas como instrumento. Esta apreciación es especialmente relevante para el estudio de metrópolis y sistemas urbanos policéntricos o fuertemente reticulares.

Bibliografía

- Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and models*. Kluwer Academic Publishers. The Netherlands.
- Anselin, L. (1992): *SpaceStat tutorial: a workbook for using SpaceStat in the analysis of Spatial Data*. University of Illinois. Urbana Champaign.
- Boix, R. (2002): «Policentrismo y redes de ciudades en la región metropolitana de Barcelona», en J. Subirats (coord.): *Redes, territorios y gobierno: Nuevas respuestas globales a los retos de la globalización*. Diputació de Barcelona. Barcelona.
- Camagni, R. (1992): *Economia urbana. Principi e modelli teorici*, La Nuova Italia Scientifica. Roma.
- Camagni, R. and Salone, C. (1993): «Network Urban Structures in Northern Italy: Elements for a Theoretical Framework», *Urban Studies*, 30 (6):1053-1064.
- Capello, R. (2000): «The new city network paradigm: measuring urban network externalities», *Urban Studies*, 37 (11):1925-1945.
- Chinitz, B. (1961): «Contrast in agglomeration: New York and Pittsburgh». *The American Economic Review*, 51, Issue 2.
- Christaller, W. (1933): *Die zentralen Orte in Süddeutschland*. Publicada en 1968 por Wissenschaftliche Buchgesellschaft, Darmstadt, Germany. Traducción del texto al inglés: *Central Places in Western Germany* (1968), a cargo de Baskin.
- Combes, P-P. (2000): «Economic structure and local growth: France 1984-1993». *Journal of Urban Economics*, 47:329-355.
- De Lucio, J.J.; Herce, J.A. y Goicolea, A. (1998): «The effects of externalities on value added and productivity growth in Spanish industry». *Fedea: Documentos de trabajo* 98-05.
- Dematteis, G. (1989): «Nuove forme di organizzazione territoriale», en P. Petsimeris (a cura di) *Le reti urbane tra decentramento e centralità*, Franco Angeli. Milano.
- Fingleton, B. (2000): «Spatial econometrics, economic geography, dynamics and equilibrium; a "third" way?», *Environment and Planning A*, 32:1481-1498.
- Fujita, M., Krugman, P. and Mori, T. (1999): «On the evolution of hierarchical urban systems», *European Economic Review*, 43:209-251.
- Geweke, John (1993): «Bayesian Treatment of the Independent Student t Linear Model». *Journal of Applied Econometrics*, 8:19-40.

- Glaeser, E.; Kallal, H.; Scheikman, J. and Shleifer, A. (1992): «Growth in Cities», *Journal of Political Economy*, 100:1126-1152.
- Greene, W.H. (1999): *Análisis Económico*, Prentice Hall, Madrid.
- Henderson, V.; Kunkoro, A. and Turner, M. (1995): «Industrial development in cities», *The Journal of Political Economy*, 103 (5): 1067-1090.
- Hoover, E. M. (1937): *Location theory and the shoe and leather industries*, Harvard University Press.
- Jacobs, J. (1969): *The economy of cities*, Johnatan Cape. London.
- LeSage, J. P. (1999): *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*. University of Toledo (Act. 2002).
- Lösch, A. (1940): *Die Räumliche Ordnung der Wirtschaft*, Gustav Fischer. Jena. Traducción al inglés: «Lösch (1954): *The Economics of Location*, Yale University Press. New Haven».
- Marshall, A. (1920): *Principles of economics*, Macmillan. London (Primera edición 1890; se utiliza la edición de 1920, reimpresa en 1972).
- McMillen, D. (2003): «Spatial autocorrelation or model misspecification?». *Internacional Regional Science Review*, 26 (2):208-217.
- Meade, J. (1952): «External economies and diseconomies in a competitive situation». *Economic Journal*, LXII, pp. 54-67.
- Mishan, E.J. (1971): «The postwar literature on externalities: an interpretative essay». *Journal of Economic Literature*, 9 (1):1-28.
- Moomaw, R. L. (1983): «Spatial productivity variations in manufacturing: A critical survey of cross-sectional analyses». *Internacional Regional Science Review*, 8 (1):1-22.
- Moreno, R. y Vayà, E. (2002): «Econometría espacial: nuevas técnicas para el análisis regional. Una aplicación a las regiones europeas». *Investigaciones Regionales*, 1:83-106.
- Ohlin, B. (1933): *Interregional and International Trade*, Cambridge. Massachusetts.
- Parr, J. B. (2002): «Agglomeration economies: ambiguities and confusions». *Environment and Planning A*, 34:717-731.
- Porter, M. E. (1996): «Competitive advantage, agglomeration economies, and regional policy». *Internacional Regional Science Review*, 19 (1 & 2):85-90.
- Pred, A. (1977): *City-systems in advanced economies*, Hutchinson. London.
- Robinson, E. G. (1958): *The structure of competitive industry*, Cambridge Economic Handbooks. La primera edición es de 1931, aunque recogemos la revisión de 1958, en la reimpresión de 1970.
- Rosenthal, S. y Strange, W. (2004): «Evidence on the nature and sources of agglomeration economies», en J.V.Henderson and J.F. Thisse (eds.), *Handbook of Urban and Regional Economics*, vol. 4, Elsevier. North Holland.
- Scitovsky, T. (1954): «Two concepts of external economies». *Journal of Political Economy*, (62):143-151.
- Trullén, J. e Boix, R. (2001): «Economia della conoscenza e reti di città: Città creative nell'era della conoscenza», *Sviluppo Locale*, 8 (18):41-60.
- Weber, A. (1929): *Theory of the location of industries*. University of Chicago Press. Chicago (ed. orig. ted. 1909).

Anexo 1. Método bayesiano de estimación con perturbaciones heterocedásticas y dependencia espacial

Siguiendo a Geweke (1993), LeSage (1999) implementa un modelo caracterizado porque la perturbación sigue una distribución donde la varianza no es constante, y varía para cada observación:

$$\begin{aligned} \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 V) \\ V &= \text{diag}(v_1, v_2, \dots, v_n) \end{aligned} \quad [\text{A.1}]$$

donde v_i , $i = 1, \dots, n$ representan los parámetros que deben estimarse.

Incorporando la especificación de varianza heterocedástica a un modelo bayesiano mixto regresivo-regresivo espacial, obtenemos (LeSage, 1999):

$$\begin{aligned}
 y &= \rho W y + X \beta + \gamma X W + \varepsilon \\
 \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 V) \\
 V &= \text{diag}(v_1, v_2, \dots, v_n) \\
 \beta &\sim N(c, T) \\
 \sigma &\sim (1/\sigma) \\
 r/v_i &\sim \text{ID } \chi^2(r)/r \\
 r &\sim \tilde{A}(m, k)
 \end{aligned}
 \tag{A.2}$$

donde y es un vector de $nx1$ variables dependientes; X es una matriz nxk de variables explicativas; ε es la perturbación aleatoria, formada por un vector $nx1$ siguen una distribución normal con varianza no constante. Los términos de la varianza se suponen fijos pero desconocidos, por lo que también deberán ser estimados. Los modelos bayesianos utilizan un procedimiento que les permite estimar toda esta gran cantidad de parámetros sin que existan problemas en relación a los grados de libertad, introduciendo información a priori sobre los mismos, como puede verse en las cuatro últimas filas de la ecuación A.2. Esta información a priori nos indica que el vector de parámetros β sigue una distribución normal (c, T) . Los parámetros v_i de la matriz de varianzas siguen una distribución independiente $\chi^2(r)/r$, donde r es un parámetro independiente fijado a priori. Cuando la muestra es heterocedástica, este parámetro se fija en valores cercanos a cero (LeSage sugiere un valor entre 2 y 7), y la estimación es robusta frente a *outliers* y otras observaciones con varianza muy elevada, debido a la ponderación a la baja que les impone V . En cambio, valores elevados de r llevan a que $V = I_n$, con lo que la varianza sería homocedástica.

Para la estimación del modelo espacial necesitamos determinar la secuencia completa de distribuciones condicionales para los parámetros del modelo (incluyendo ρ) y generar las muestras. Para obtener la distribución de los parámetros se utiliza la técnica de muestreo de Gibbs, basada en la generación de cadenas de Markov mediante el método de Monte Carlo (*Markov Chain Monte Carlo* o MCMC). El procedimiento completo puede seguirse de forma detallada en LeSage (1999).