

## XXIX REUNIÓN DE ESTUDIOS REGIONALES

Santander, 27 y 28 de Noviembre de 2003

### **La medición de las economías externas en redes de ciudades**

Rafael Boix Domènech

*Departament d'Economia Aplicada, Universitat Autònoma de Barcelona.*

*Edifici B, 08193 Bellaterra (Barcelona). Spain.*

*Tfn. 0034 93 581 15 28 Fax. 93 581 22 92.*

E-mail: [rafael.boix@uab.es](mailto:rafael.boix@uab.es)

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.

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

**JEL:** R11; R15

## 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 2003). 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)<sup>1</sup>. 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

Marshall (1920) utiliza por primera vez los términos *economías internas* y *economías externas* para explicar que los rendimientos crecientes en la producción pueden tener su origen en factores internos y externos a la empresa. 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. La existencia de economías externas permite que se produzcan

---

<sup>1</sup> 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*”.

rendimientos crecientes en una industria aunque las empresas que la forman operen con curvas de competencia perfecta.

La economía urbana utiliza habitualmente el concepto de *economías de aglomeración* para describir la relación de las economías internas-externas y las ciudades. 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 es abordada por Glaeser et al. (1992) al introducir la distinción entre economías temporalmente estáticas y dinámicas. 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 deseconomías de congestión en sistemas urbanos jerárquicos. Sin embargo, estas economías de aglomeración continúan siendo espacialmente estáticas.

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 distinta naturaleza, sustentados sobre infraestructuras de transportes y comunicaciones<sup>2</sup>. En el

---

<sup>2</sup> 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.

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.

### **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 neoclásico<sup>3</sup>. 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)<sup>4</sup>. En Capello (2000) se intenta proporcionar una medida cuantitativa de las ventajas del comportamiento en red, en una red de cooperación<sup>5</sup>. 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

---

<sup>3</sup> Estos trabajos pueden seguirse en Moomaw (1983).

<sup>4</sup> 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 (2003).

<sup>5</sup> La red de ciudades es la *Healthy City Network*, de la *World Health Organisation (WHO)*, formada por 36 ciudades.

recaen sobre la propia unidad urbana: conectividad e intensidad de uso. Sin embargo, los resultados son criticables en la medida en que los procedimientos de estimación utilizados no incorporan directamente la dependencia 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 tecnología<sup>6</sup>. Se supone que cada empresa en un sector y localización tiene una función de producción dependiente de la tecnología  $A_t f(l_t)$  [1], 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 precios<sup>7</sup>.

Cada empresa del sector toma como dadas la tecnología, los precios y los salarios ( $w_t$ ), y maximiza  $\Phi = A_t f(l_t) - w_t l_t$  [2], respecto al input trabajo:  $\partial \Phi / \partial l = A_t f'(l_t) - w_t$  [3]. De esta manera, dado un input y una tecnología, se iguala el producto marginal del trabajo con su precio, que es el salario:

$$A_t f'(l_t) = w_t \quad [4]$$

---

<sup>6</sup> 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.

<sup>7</sup> Incluye de esta manera la posibilidad de economías externas tecnológicas y pecuniarias, aunque solo las derivadas del mercado de trabajo.

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

$$\log\left(\frac{A_{t+1}}{A_t}\right) = \log\left(\frac{W_{t+1}}{W_t}\right) - \log\left(f'\left(\frac{l_{t+1}}{l_t}\right)\right) \quad [5]$$

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 aditiva:  $A = A_{local} + A_{nacional}$ . De esta forma, los cambios en la tecnología y el precio de los inputs dependen de un componente local y 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 expresándolo como una ecuación de crecimiento de la forma  $f(l) = l^{(1-\alpha)}$ , donde  $0 < \alpha < 1$ , se obtiene:

$$\alpha \log\left(\frac{l_{t+1}}{l_t}\right) = -\log\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right) + \log\left(\frac{A_{nacional,t+1}}{A_{nacional,t}}\right) + g(\cdot) + u_{t+1} \quad [6]$$

, que puede estimarse como una ecuación de la forma  $y = X\beta + u$  [7].

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

1. Bajo el supuesto de que mercado de trabajo de Cataluña es un mercado regional integrado, el crecimiento del salario nominal en cada sector debe ser similar entre diferentes unidades urbanas<sup>8</sup>. 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 externas<sup>9</sup>. Bajo estas

---

<sup>8</sup> Glaeser et al. (1992, p. 1134) sugieren también esta hipótesis.

<sup>9</sup> Las estimaciones que hacen los autores utilizando el salario como variable dependiente confirmarían este extremo.

hipótesis se eliminan los salarios de la estimación, y se evita el problema de la no disponibilidad de datos de salarios municipales<sup>10</sup>.

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 empresa<sup>11</sup>.

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. 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)<sup>12</sup>. 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 ( $Wy$ ), y por otras características de los municipios de la red, en la forma de retardos espaciales de la variables explicativas ( $WX$ ). 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 referencia<sup>13</sup>. Esta especificación permite incluir los efectos de las economías de concentración y de red. La forma estructural del modelo es:

---

<sup>10</sup> 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.

<sup>11</sup> La inclusión de este vector es válida siempre 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.

<sup>12</sup> 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.

<sup>13</sup> Esta formulación es equivalente a una especificación sobreparametrizada del modelo de Durbin espacial (LeSage 1999 p.82-87).

$$y = \rho Wy + X\beta + WX\gamma + u \quad [8]$$

, donde  $y$  es un vector de  $n \times 1$  variables dependientes;  $\rho$  es el coeficiente del retardo espacial sobre la variable dependiente;  $W$  es la matriz de contactos espaciales (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  $\beta$ ;  $WX$  es otra matriz ( $n \times k$ ) de variables explicativas espacialmente rezagada, procedente de multiplicar  $W^*X$ , y  $\gamma$  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  $j$ <sup>14</sup>.

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

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

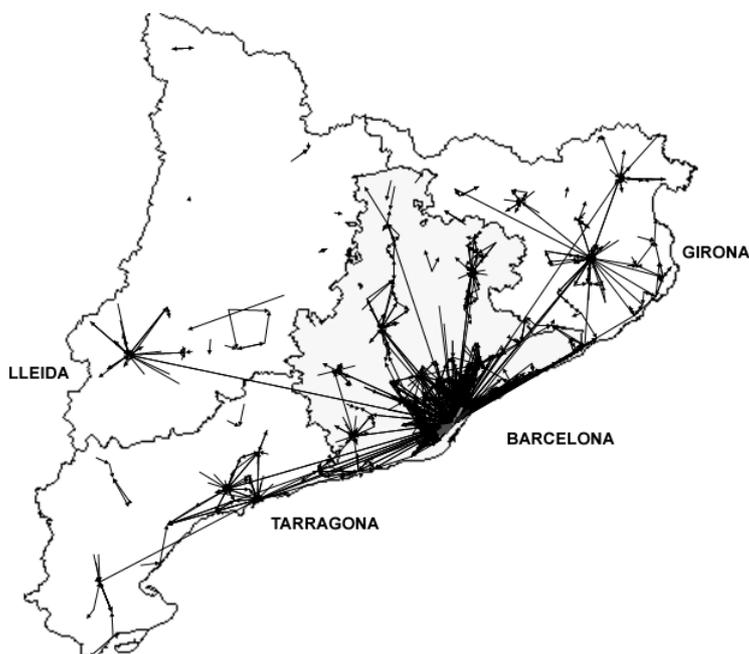
En los últimos años, los trabajos de Trullén y Boix (2001) y Boix (2002) han ensayado diferentes metodologías de identificación de redes de ciudades regionales utilizando el caso de estudio de Cataluña. Tras establecer la capacidad de los datos de *commuting* para aproximar la estructura urbana en un ámbito regional, uno de los procedimientos más sencillos para identificar la red de ciudades es utilizar un filtro de significatividad<sup>15</sup>. 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. Se obtiene así una matriz de contactos binaria y simétrica, cuya representación en un mapa puede observarse en la figura 1. Esta matriz se corresponde con la matriz  $W$  del modelo teórico.

---

<sup>14</sup> 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.

<sup>15</sup> 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.



#### 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 1996<sup>16</sup>.

Los datos básicos que se utilizan son número de ocupados, número de empresas y población. La ocupación municipal, la población y los datos de

---

<sup>16</sup> Se plantea la duda de un posible sesgo de selección muestral. Nótese que en estaría condicionado por la matriz  $W$ , planteando un problema original.

niveles educativos se obtienen de los padrones de 1986 y 1996<sup>17</sup>. Los datos de número de empresas por sector proceden de los registros de Seguridad Social<sup>18</sup>. 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 (tabla 1): 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 sectoriales<sup>19</sup>. 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 separado<sup>20</sup>:

---

<sup>17</sup> 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).

<sup>18</sup> Al no disponer de los datos de empresas para 1986, se utiliza como *proxy* la dimensión media de empresa en 1991.

<sup>19</sup> 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.

<sup>20</sup> En ambos modelos se supone que no queda correlación espacial residual en el término de error. Este supuesto se contrastará explícitamente en las estimaciones.

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

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

**Tabla 1. Variable dependiente y explicativas**

<b>Variable dependiente</b>	
- Variación de la ocupación entre 1986 y 1996	$\text{Log} ( l^{1996} / l^{1986} )_j$
<b>VARIABLES EXPLICATIVAS (se expresan en logaritmos y referidas al año inicial)</b>	
<b>1. Empresa (economías internas)</b>	
• Dimensión media de empresa en el año inicial	$Dim_{ij} = l_{i,j} / F_{i,j}$
<b>2. Economías externas de concentración</b>	
• Ocupación inicial en el sector	$l_j$
• Especialización inicial del sector (coeficiente de localización zonal)	$CLz_{ij} = \frac{l_{ij} / l_i}{l_j / l}$
• Diversidad inicial del municipio (Hirschmann-Herfindahl)	$HHI_{ij}^{-1} = 1 / \left[ \sum_{j': j' \neq j} \left( \frac{l_{ij'}}{l_j} \right)^2 \right]$
• Población del municipio en el año inicial	$Pob_j$
• Media de años de educación en el año inicial	$EDU_j = \sum A_m a_{jm}$
• Ratio de crecimiento del resto de sectores en el municipio	$Re sto_{ij} = \frac{\sum_{i' \neq i} l_{j,i',t}}{\sum_{i' \neq i} l_{j,i',t-1}}$
<b>3. Economías externas de red</b>	
• Variación de la ocupación en los municipios de la red ( $\rho$ )	$W \cdot y$
• Ocupación inicial en el sector en los municipios de la red	$W \cdot E$
• Tamaño medio inicial de empresa en los municipios de la red	$W \cdot Dim$
• Especialización inicial del sector en los municipios de la red	$W \cdot Esp$
• Diversidad inicial en los municipios de la red	$W \cdot Div$
• Población inicial en los municipios de la red	$W \cdot Pob$
• Media de años de educación en el año inicial	$W \cdot Edu$
• Ratio de crecimiento del resto de sectores en los municipios de la red	$W \cdot Resto$
<p><math>l</math> = ocupación; <math>i</math> = sector; <math>j</math> = ciudad; <math>F</math> = número de empresas; <math>A_m</math> = años de educación oficialmente requeridos para la obtención de un nivel educativo <math>m</math>; <math>\alpha</math> = porcentaje de población de más de 25 años con un nivel educativo <math>m</math>; <math>W</math> = matriz de red estandarizada por fila.</p> <p>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 <math>A_m</math>: 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.</p>	

#### 4.4. Estimación y resultados

El modelo de crecimiento en variaciones se estima mediante un procedimiento bayesiano que permite incorporar simultáneamente la dependencia espacial y la heterocedasticidad, de esta forma se consiguen estimadores eficientes e insesgados (LeSage 1999)<sup>21</sup>. A diferencia de Glaeser et al. (1992), no se estima sólo para los sectores de mayor crecimiento, sino para cada sector por separado<sup>22</sup>.

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 buen ajuste del modelo. 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, p.159-169). La existencia de correlación espacial residual (error espacial) se contrasta con un test LM-ERR <sub>$\rho$</sub>  (Anselin 1988 p.103-

---

<sup>21</sup> 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, p.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.

<sup>22</sup> 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  $\log\left(A_{nacional,t+1}/A_{nacional,t}\right)$ .

104, y 1992 p.192-193)<sup>23</sup>. Aunque el contraste sugiere la existencia de autocorrelación espacial residual para algunos sectores, una exploración más detallada revela que en realidad el resultado se asocia con la existencia de colinealidad y una ligera sobrespecificación del modelo, y no a errores espaciales<sup>24</sup>. Al eliminar las variables colineales o no significativas, los resultados de las estimaciones apenas varían, y desaparece el error espacial. Sin embargo, para facilitar la comparación, se incluyen los resultados de las estimaciones con todas las variables.

#### 4.4.1. Economías de concentración

Los resultados muestran *evidencia de economías de concentración para la totalidad de los sectores estimados* (tabla 2).

1. La dimensión de empresa muestra un coeficiente positivo y significativo para todos los sectores. Las elasticidades varían entre  $\beta=0,07$  (“Otros servicios”) y  $\beta=0,24$  (“Minerales no energéticos e industrias químicas”). Por tanto, una elevada dimensión inicial de empresa se asocia con un crecimiento diferencial mayor que la media. Este resultado es coherente con las hipótesis de dimensión de empresa (escala, alcance, conocimiento-investigación) o las hipótesis de monopolio de Glaeser et al. (1992).

2. La ocupación inicial en el sector muestra coeficientes significativos y negativos para todos los sectores industriales, “Construcción” y “Finanzas, seguros...”, lo que significa que cuanto mayor es el nivel inicial de ocupación en el municipio, menor es el crecimiento diferencial de este municipio respecto al resto. Las elasticidades varían entre  $\beta=-0,47$  (“Energía y agua”) y  $\beta=-0,11$

---

<sup>23</sup>  $LM(ERR)_\rho = \frac{(e'W e / s^2)^2}{\{tr(W'W + W^2)(I - \rho W)^{-1} var(\rho)\}} \chi_1^2$ , 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.

<sup>24</sup> Este comportamiento de los estadísticos de error espacial se aborda de forma más detallada en un reciente artículo de McMillen (2003). Se comprobó también como la inclusión de un término de error espacialmente autorregresivo provocaba un empeoramiento del modelo estimado, en la forma de incremento de la varianza residual y caída del coeficiente de determinación.

(“Otras industrias manufactureras”). La variable no es significativa en el resto de sectores de servicios.

3. La especialización muestra un coeficiente negativo y significativo para todos los sectores (excepto “Energía y agua”, en el que no es significativa). Las elasticidades varían entre  $\beta=-0,54$  (“Transportes y comunicaciones”) y  $\beta=-0,23$  (“Finanzas, seguros, ...”)<sup>25</sup>. En Henderson et al. (1995) este coeficiente es positivo, mientras que en Glaeser et al. (1992) o Combes (2000) tiende a ser negativo, con elasticidades entre  $\beta= -0,1$  y  $\beta= -0,5$ .

4. La diversidad no es significativa en los sectores industriales (excepto “Energía y agua”), y tiene un coeficiente positivo y significativo para la “Construcción” y los sectores de servicios. Las elasticidades varían entre  $\beta=0,9$  (“Transportes y comunicaciones”) y  $\beta=0,25$  (“Finanzas, seguros, ...”). 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.

5. La población relaciona la dimensión del municipio con la generación de externalidades. No es significativa para los sectores industriales (sólo para “Energía y agua”), y es positiva y significativa para los sectores de “Construcción”, “Transportes y comunicaciones” y “Finanzas, seguros,...”. Las elasticidades varían entre  $\beta=0,08$  (“Transportes y comunicaciones”) y  $\beta=0,46$  (“Energía y agua”).

6. La media de años de educación se asocia con efectos del capital humano. Es positiva y significativa para el sector “Finanzas, seguros, ...” ( $\beta=0,74$ ), y es negativa y significativa para “Energía y agua” ( $\beta= -0,34$ ) y “Construcción” ( $\beta= -0,21$ ). No es significativa para el resto de sectores.

---

<sup>25</sup> Obsérvese que en nuestras regresiones, la ocupación inicial y el coeficiente de especialización tienen el mismo signo y una interpretación similar: una elevada concentración/especialización inicial de actividad en un municipio reduce su crecimiento diferencial respecto a la media.

7. La variación de la ocupación en el resto de sectores tiene un efecto diferencial positivo y significativo para la totalidad de sectores. Su elasticidad oscila entre  $\beta=0,40$  (“Construcción”) y  $\beta=0,92$  (“Transportes y comunicaciones”). Los coeficientes sugieren la existencia de fuertes efectos de arrastre procedentes del crecimiento del resto de sectores.

**Tabla 2. Modelo de economías de concentración**

Variable dependiente: Log (L <sub>1996</sub> /L <sub>1986</sub> )					
	Energía y agua	Minerales no energéticos. Ind. químicas	Transf..Metales y mecánica de precisión	Otras industrias manufactureras	Construcción
Constante	-2,2475 ***	0,1612	-0,3309	-0,7583 ***	0,6088 **
Log Dimensión <sub>86</sub>	<b>0,1505 ***</b>	<b>0,2498 ***</b>	<b>0,1869 ***</b>	<b>0,1893 ***</b>	<b>0,1214 ***</b>
Log Ocupación <sub>86</sub>	<b>-0,4752 ***</b>	<b>-0,1621 **</b>	<b>-0,1535 **</b>	<b>-0,1129 **</b>	<b>-0,2108 ***</b>
Log Especializ. <sub>86</sub>	-0,0365	<b>-0,3787 ***</b>	<b>-0,3182 ***</b>	<b>-0,3655 ***</b>	<b>-0,3773 ***</b>
Log Diversidad <sub>86</sub>	<b>0,1643 *</b>	0,1167	-0,0055	-0,0055	<b>0,1529 ***</b>
Log Población <sub>86</sub>	<b>0,4624 ***</b>	0,0664	0,0745	0,0595	<b>0,1287 ***</b>
Log Educación <sub>86</sub>	<b>-0,3493 *</b>	-0,2208	0,1824	0,1019	<b>-0,2130 **</b>
Log ΔResto <sub>86</sub>	<b>0,4141 ***</b>	<b>0,5508 ***</b>	<b>0,6369 ***</b>	<b>0,5444 ***</b>	<b>0,4003 ***</b>
R <sup>2</sup>	0,4439	0,4560	0,3860	0,4444	0,4683
R <sup>2</sup> - adj	0,4337	0,4460	0,3747	0,4342	0,4586
σ <sup>2</sup>	0,3354	0,2906	0,1813	0,0975	0,0622

	Comercio, restaurantes y hostelería	Transportes y comunicaciones	Finanzas, seguros, servicios empresas y alquileres	Otros servicios
Constante	0,0711	-0,8722 ***	-2,8393 ***	0,1199
Log Dimensión <sub>86</sub>	<b>0,1215 ***</b>	<b>0,1629 ***</b>	<b>0,2026 ***</b>	<b>0,0728 ***</b>
Log Ocupación <sub>86</sub>	0,0352	-0,0443	<b>-0,3276 ***</b>	0,0401
Log Especializ. <sub>86</sub>	<b>-0,4803 ***</b>	<b>-0,5514 ***</b>	<b>-0,2320 ***</b>	<b>-0,4286 ***</b>
Log Diversidad <sub>86</sub>	<b>0,1129 **</b>	<b>0,0943 *</b>	<b>0,2532 ***</b>	<b>0,1965 ***</b>
Log Población <sub>86</sub>	-0,0465	<b>0,0870 *</b>	<b>0,3825 ***</b>	-0,0509
Log Educación <sub>86</sub>	0,0682	0,0138	<b>0,7425 ***</b>	0,1539
Log ΔResto <sub>86</sub>	<b>0,5372 ***</b>	<b>0,9237 ***</b>	<b>0,7138 ***</b>	<b>0,4256 ***</b>
R <sup>2</sup>	0,4412	0,3916	0,4474	0,5228
R <sup>2</sup> - adj	0,4310	0,3805	0,4372	0,5140
σ <sup>2</sup>	0,0516	0,1114	0,1340	0,0481

\*\*\* 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)

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

8. 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 ( $\rho$ ) es conocida como retardo o *lag* espacial de la variable endógena, y aproxima economías de

red. El coeficiente de red  $\rho$  es significativo y positivo para todos los sectores, (excepto “Otros servicios”, donde no es significativo). Sus elasticidades oscilan entre  $\rho = 0,07$  (“Otros servicios”) y  $\rho = 0,11$  (“Transportes y comunicaciones”; “Finanzas, seguros,...”). Por tanto, sugiere la existencia de una externalidad de red asociada al crecimiento del sector en el resto de municipios de la red y positiva en la mayoría de casos.

**Tabla 3. Modelo mixto regresivo-autorregresivo espacial de primer orden heterocedástico (modelo de retardo espacial)**

Variable dependiente: Log (L <sub>1996</sub> /L <sub>1986</sub> )					
	Energía y agua	Minerales no energéticos. Ind. químicas	Transf..Metales y mecánica de precisión	Otras industrias manufactureras	Construcción
Constante	-2,1309 ***	0,0194	-0,4657	-0,7356 ***	0,5988 **
Log Dimensión <sub>86</sub>	<b>0,1537 ***</b>	<b>0,2455 ***</b>	<b>0,1771 ***</b>	<b>0,1850 ***</b>	<b>0,1188 ***</b>
Log Ocupación <sub>86</sub>	<b>-0,4767 ***</b>	<b>-0,1631 **</b>	<b>-0,1578 ***</b>	<b>-0,1135 **</b>	<b>-0,2035 ***</b>
Log Especializ. <sub>86</sub>	-0,0334	<b>-0,3705 ***</b>	<b>-0,3039 ***</b>	<b>-0,3515 ***</b>	<b>-0,3715 ***</b>
Log Diversidad <sub>86</sub>	<b>0,1785 *</b>	0,1127	-0,0046	-0,0086	<b>0,1353 ***</b>
Log Población <sub>86</sub>	<b>0,4584 ***</b>	0,0721	0,0774	0,0563	<b>0,1172 ***</b>
Log Educación <sub>86</sub>	<b>-0,3945 **</b>	-0,1868	<b>0,2455 *</b>	0,1179	<b>-0,1995 **</b>
Log $\Delta$ Resto <sub>86</sub>	<b>0,4164 ***</b>	<b>0,5695 ***</b>	<b>0,6499 ***</b>	<b>0,5402 ***</b>	<b>0,4024 ***</b>
$\rho$	<b>0,0842 ***</b>	<b>0,0955 ***</b>	<b>0,0803 ***</b>	<b>0,0855 ***</b>	<b>0,0929 ***</b>
R <sup>2</sup>	0,4468	0,4617	0,3917	0,4422	0,4766
$\sigma^2$	0,3370	0,2881	0,1811	0,0967	0,0616
LM-ERR <sub>p</sub>	5,2793 **	1,2110	18,005 ***	0,0199	11,002 ***

	Comercio, restaurantes y hotelería	Transportes y comunicaciones	Finanzas, seguros, servicios empresas y alquileres	Otros servicios
Constante	0,0825	-0,8731 ***	-2,7181 ***	0,1551
Log Dimensión <sub>86</sub>	<b>0,1214 ***</b>	<b>0,1616 ***</b>	<b>0,1996 ***</b>	<b>0,0716 ***</b>
Log Ocupación <sub>86</sub>	0,0354	-0,0538	<b>-0,3223 ***</b>	0,0471
Log Especializ. <sub>86</sub>	<b>-0,4864 ***</b>	<b>-0,5442 ***</b>	<b>-0,2326 ***</b>	<b>-0,4380 ***</b>
Log Diversidad <sub>86</sub>	<b>0,1194 ***</b>	<b>0,0934 *</b>	<b>0,2469 ***</b>	<b>0,2000 ***</b>
Log Población <sub>86</sub>	-0,0510	0,0810	<b>0,3623 ***</b>	-0,0538
Log Educación <sub>86</sub>	0,0696	0,0430	<b>0,7008 ***</b>	0,1520
Log $\Delta$ Resto <sub>86</sub>	<b>0,5376 ***</b>	<b>0,9032 ***</b>	<b>0,6907 ***</b>	<b>0,4292 ***</b>
$\rho$	<b>0,0724 ***</b>	<b>0,1175 ***</b>	<b>0,1132 ***</b>	0,1551
R <sup>2</sup>	0,4417	0,3958	0,4622	0,5236
$\sigma^2$	0,0511	0,1086	0,1314	0,0481
LM-ERR <sub>p</sub>	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)

#### 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 (tabla 4)<sup>26</sup>. Al contrario que para las economías de concentración, no existe un patrón por sectores para estas economías externas de red.

9. El retardo de red de la dimensión de empresa muestra coeficientes positivos y significativos para los sectores de “Otras industrias manufactureras” ( $\gamma = 0,07$ ) y “Finanzas, seguros, ...” ( $\gamma = 0,13$ ). Muestra elasticidades negativas y significativas para los sectores de “Energía y agua” ( $\gamma = -0,09$ ) y “Comercio, restaurantes, ...” ( $\gamma = -0,06$ ). 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 ( $\beta$ ) y economía de red ( $\gamma$ ) 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 signo contrario, el efecto agregado puede tender a anularse.

10. El retardo de red de la ocupación inicial es positivo y significativo para cuatro de los nueve sectores, con elasticidades entre  $\gamma = 0,09$  (“Otros servicios”) y  $\gamma = 0,21$  (“Construcción”).

11. 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” ( $\gamma = -0,09$ ).

---

<sup>26</sup> 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  $Wx$  muestra un  $R^2$  de alrededor de 0,5. Sin embargo, una de las ventajas del procedimiento de estimación utilizado es que es robusto ante la colinealidad.

**Tabla 4. Modelo mixto regresivo-regresivo espacial heterocedástico**

Variable dependiente: Log (L <sub>1996</sub> /L <sub>1986</sub> )					
	Energía y agua	Minerales no energéticos. Ind. químicas	Transf..Metales y mecánica de precisión	Otras industrias manufactureras	Construcción
Constante	-2,8786***	0,5506	0,2500	-1,2983***	1,3539***
Log Dimensión <sub>86</sub>	<b>0,1612***</b>	<b>0,2494***</b>	<b>0,2007***</b>	<b>0,1815***</b>	<b>0,1173***</b>
Log Ocupación <sub>86</sub>	<b>-0,4859***</b>	<b>-0,1399**</b>	<b>-0,1328**</b>	<b>-0,1017**</b>	<b>-0,1909***</b>
Log Especializ. <sub>86</sub>	-0,0270	<b>-0,4160***</b>	<b>-0,4029***</b>	<b>-0,4317***</b>	<b>-0,4117***</b>
Log Diversidad <sub>86</sub>	<b>0,1971*</b>	0,1012	0,0313	0,0298	<b>0,1313***</b>
Log Población <sub>86</sub>	<b>0,4539***</b>	0,0341	0,0520	0,0437	<b>0,1179***</b>
Log Educación <sub>86</sub>	<b>-0,3836**</b>	<b>-0,2797*</b>	0,0081	0,0212	<b>-0,1927**</b>
Log ΔResto <sub>86</sub>	<b>0,4434***</b>	<b>0,4845***</b>	<b>0,6621***</b>	<b>0,5202***</b>	<b>0,3768***</b>
W* Log Dim <sub>86</sub>	<b>-0,0925**</b>	-0,0289	-0,0684	<b>0,0767**</b>	0,0261
W* Log L <sub>86</sub>	-0,0300	<b>0,1625*</b>	0,0852	-0,0169	<b>0,2103***</b>
W* Log Esp <sub>86</sub>	0,0839	-0,0800	<b>0,1698*</b>	<b>0,1395*</b>	<b>-0,0908*</b>
W* Log Div <sub>86</sub>	-0,1794	<b>0,1715*</b>	-0,0110	<b>-0,1093**</b>	<b>0,1288**</b>
W* Log Pob <sub>86</sub>	0,0780	<b>-0,1370*</b>	-0,1015	0,0109	<b>-0,1912***</b>
W* Log Edu <sub>86</sub>	0,2071	0,2107	0,2284	0,3437	-0,0855
W* Log ΔResto <sub>86</sub>	<b>-0,2806*</b>	0,1408	<b>-0,1731*</b>	0,0362	<b>-0,1610**</b>
ρ	<b>0,1138***</b>	<b>0,1322***</b>	<b>0,1751***</b>	<b>0,1081***</b>	<b>0,1824***</b>
R <sup>2</sup>	0,4612	0,4796	0,4218	0,4532	0,4943
σ <sup>2</sup>	0,3311	0,2797	0,1677	0,0955	0,0576
LM-ERR <sub>p</sub>	29,223***	49,338***	23,533***	1,4000	30,423***

	Comercio, restaurantes y hostelería	Transportes y comunicaciones	Finanzas, seguros, servicios empresas y alquileres	Otros servicios
Constante	0,2204	-0,3138	-2,3189***	0,2035
Log Dimensión <sub>86</sub>	<b>0,1275***</b>	<b>0,1600***</b>	<b>0,1942***</b>	<b>0,0666***</b>
Log Ocupación <sub>86</sub>	0,0474	-0,0417	<b>-0,2791***</b>	<b>0,0789**</b>
Log Especializ. <sub>86</sub>	<b>-0,5231***</b>	<b>-0,5308***</b>	<b>-0,2403***</b>	<b>-0,4658***</b>
Log Diversidad <sub>86</sub>	<b>0,1178***</b>	<b>0,0741*</b>	<b>0,2168***</b>	<b>0,1961***</b>
Log Población <sub>86</sub>	-0,0522	0,0676	<b>0,3055***</b>	<b>-0,0783**</b>
Log Educación <sub>86</sub>	0,0355	-0,0734	<b>0,4592**</b>	0,1018
Log ΔResto <sub>86</sub>	<b>0,5003***</b>	<b>0,8214***</b>	<b>0,5969***</b>	<b>0,4106***</b>
W* Log Dim <sub>86</sub>	<b>-0,0695*</b>	-0,0081	<b>0,1376***</b>	-0,0017
W* Log L <sub>86</sub>	<b>0,1123**</b>	-0,0115	-0,0333	<b>0,0901*</b>
W* Log Esp <sub>86</sub>	0,0276	0,0590	-0,0027	0,0379
W* Log Div <sub>86</sub>	-0,0471	0,0956	0,0094	-0,0714
W* Log Pob <sub>86</sub>	-0,0786	0,0603	0,0638	-0,0778
W* Log Edu <sub>86</sub>	-0,0207	<b>-0,3849***</b>	-0,1412	0,1104
W* Log ΔResto <sub>86</sub>	-0,0396	0,0025	0,0579	-0,0278
ρ	<b>0,1406***</b>	<b>0,1082***</b>	<b>0,1028***</b>	0,0463
R <sup>2</sup>	0,4740	0,4636	0,5145	0,5435
σ <sup>2</sup>	0,0480	0,1022	0,1249	0,0472
LM-ERR <sub>p</sub>	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)

12. El retardo de red de la diversidad es positiva y significativa en los sectores de “Minerales no energéticos ...” ( $\gamma = 0,17$ ) y “Construcción” ( $\gamma = 0,12$ ). Es negativa para el sector de “Otras industrias manufactureras” ( $\gamma = -0,12$ ).

13. El *retardo de red de la población* muestra coeficientes negativos y significativos para los sectores de “Minerales no energéticos ...” ( $\gamma = -0,13$ ) y “Construcción” ( $\gamma = -0,19$ ). La variable no es significativa en el resto de sectores.

14. El *retardo de red de la media de años de educación* muestra un coeficiente negativo y significativo en el sector “Transportes y comunicaciones” ( $\gamma = -0,38$ ). La variable no es significativa en el resto de sectores.

15. El *retardo de red del incremento de la ocupación en el resto de sectores* muestra una elasticidad negativa y significativa en los sectores de “Energía y agua” ( $\gamma = -0,28$ ), “Trasformadoras de metales ...” ( $\gamma = -0,17$ ) y “Construcción” ( $\gamma = -0,16$ ).

## 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 utilizado una ampliación del modelo de Glaeser et al. (1992) 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*: (1) las economías de concentración (internas y externas) muestran elasticidades entre  $\beta = -0,48$  y  $\beta = 0,92$ ; (2) 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 estos municipios (entre  $\gamma = -0,38$  y  $\gamma = 0,21$ ); (3) 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). En general, los sectores de manufacturas presentan mayores economías de red que los de servicios; (4) Cada sector se ve afectado de forma diferente por las economías de concentración y de red. En conjunto, las economías de aglomeración parecen tener mayor peso que las de red sobre el crecimiento de la ocupación, aunque estas últimas también son importantes.

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 y 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.

## Referencias bibliográficas

1. Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and models*, Kluwer Academic Publishers. The Neederlands.
2. Anselin, L. (1992): *SpaceStat tutorial: a workbook for using SpaceStat in the analysis of Spatial Data*, University of Illinois, Urbana Champaign.
3. 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.
4. Camagni, R. and Salone C. (1993): "Network Urban Structures in Northern Italy: Elements for a Theoretical Framework", *Urban Studies*, Vol. 30, nº 6, 1053-1064.
5. Capello, R. (2000): "The new city network paradigm: measuring urban network externalities", *Urban Studies*, vol.37, nº 11, 1925-1945.
6. 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.

7. Combes, P-P. (2000): "Economic structure and local growth: France 1984-1993", *Journal of Urban Economics*, n° 47, 329-355.
8. De Lucio, J.J.; Herce, J.A. y A. Goicolea (1998): "The effects of externalities on value added and productivity growth in Spanish industry", *Fedea: Documentos de trabajo* 98-05.
9. Dematteis, G. (1989): "Nuove forme di organizzazione territoriale", en P. Petsimeris (a cura di) *Le reti urbane tra decentramento e centralita*, Franco Angeli. Milano.
10. Fujita, M., Krugman, P. and T.Mori (1999): "On the evolution of hierarchical urban systems", *European Economic Review*, n° 43, 209-251.
11. Glaeser, E.; Kallal, H.; Scheikman, J. and A. Shleifer (1992): "Growth in Cities", *Journal of Political Economy*, n° 100, 1126-1152.
12. Henderson, V.; Kunkoro, A. and M. Turner (1995): "Industrial development in cities", *The Journal of Political Economy*, vol.103:5, 1067-1090.
13. Hoover, E. M. (1937): *Location theory and the shoe and leather industries*, Harvard University Press.
14. LeSage, J. P. (1999): *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*. University of Toledo (Act.2002).
15. 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".
16. Marshall, A. (1920): *Principles of economics*, Macmillan. London (Primera edición 1890; se utiliza la edición de 1920, reimpresa en 1972).
17. McMillen, D. (2003): "Spatial autocorrelation or model misspecification?", *Internacional Regional Science Review*, 26,2, 208-217.
18. Moomaw, R. L. (1983): "Spatial productivity variations in manufacturing: A critical survey of cross-sectional analyses", *International Regional Science Review*, vol.8, n°1, 1-22.
19. Parr, J. B. (2002) : "Agglomeration economies: ambiguities and confusions", *Environment and Planning A*, n° 34, 717-731.
20. Porter, M. E. (1996): "Competitive advantage, agglomeration economies, and regional policy", *International Regional Science Review* , vol.19, n° 1 & 2, 85-90.
21. Pred, A. (1977): *City-systems in advanced economies*, Hutchinson. London.
22. Rosenthal, S. and W. Strange (2003): "Evidence on the nature and sources of agglomeration economies", en *Handbook of Urban and Regional Economics*, vol. 4.
23. Trullén, J. e R. Boix (2001): "Economia della conoscenza e reti di città: Città creative nell'era della conoscenza", *Sviluppo Locale*, vol.8, n° 18, 41-60.