

Accesibilidad y localización industrial. Una aplicación a las regiones españolas fronterizas con Francia*

“Accessibility and industrial location. An application for the border Spanish regions with France”

Ángel Alañón Pardo
Universidad Complutense de Madrid
Josep María Arauzo Carod
Universitat Rovira i Virgili

Recibido, Diciembre de 2005; Versión final aceptada, Abril de 2007

PALABRAS CLAVE: Localización industrial, Accesibilidad, Econometría espacial

KEY WORDS: Industrial location, Accessibility, Spatial econometrics

Clasificación JEL: R3, D21, C11, C25.

RESUMEN

Durante los años 90 se llevó a cabo un intenso programa de construcción de carreteras de alta capacidad en la red viaria española, lo que se tradujo en una sustancial mejora de la accesibilidad de los municipios. El objetivo de este trabajo es determinar si esta mayor accesibilidad ha tenido efectos positivos sobre la localización de establecimientos industriales. En concreto, analizamos dicho fenómeno para el caso de las cuatro Comunidades Autónomas fronterizas con Francia (Aragón, Cataluña, Navarra y el País Vasco). La metodología utilizada incluye técnicas de estadística econométrica espacial. Los resultados confirman la importancia de la accesibilidad en la capacidad de atracción de nuevos establecimientos industriales.

ABSTRACT

During the nineties an intense program of high capacity road construction was carried out in the Spanish road network, which was translated into a substantial improvement of the accessibility to the municipalities. The aim of this paper is to determine if this greater accessibility had positive effects on the location of industrial establishments. In particular, we analyzed this phenomenon for the case of the four *Comunidades Autónomas* that have common borders with France (Aragón, Catalonia, Navarre and the Basque Country). Our techniques include spatial statistics and spatial Econometrics models. The results confirm that accessibility matters on industrial location.

*Los autores agradecen la ayuda financiera del Ministerio de Fomento (Ayuda a la investigación en el área de transporte: OM 1124/2002; y Proyecto de I+D en el Área de Transportes: FOM/486/2003 y FOM/3595/2003). Asimismo, el segundo autor se ha beneficiado de la ayuda financiera del Ministerio de Educación a través de los proyectos SEJ2004-05860/ECON y SEJ2004-7824/ECON.

1. INTRODUCCIÓN

Este trabajo pretende analizar cuales son los efectos territoriales de unas transformaciones económicas de gran magnitud, cómo son la consolidación y la extensión de la red de carreteras de alta capacidad. En concreto, nos centraremos en los efectos de las mejoras de accesibilidad por carretera, entendidas como menor tiempo de acceso a la red de carreteras de alta capacidad, sobre la localización de establecimientos industriales, utilizando como unidad territorial de análisis el municipio.

En los últimos años, y con objeto de mejorar la conexión con Francia y, por ende, con el resto del continente europeo¹, los municipios de las Comunidades Autónomas fronterizas con el país galo –Aragón, Cataluña, Navarra y el País Vasco– están experimentando continuas mejoras de accesibilidad que continuarán creciendo hasta que finalice el vigente plan de construcción de infraestructuras viarias. Dadas dichas mejoras en la red viaria y dada también la evidencia empírica disponible a nivel internacional en relación al impacto positivo de la accesibilidad por carretera sobre la localización de empresas, consideramos que dichas Comunidades Autónomas son un territorio idóneo para contrastar hasta que punto las mejoras en la accesibilidad facilitan la atracción de actividad industrial.

Entendemos que un trabajo de éste tipo es necesario por diversas razones. En primer lugar, porque permite ver los efectos colaterales de unas decisiones (la inversión en infraestructuras) de gran impacto en términos presupuestarios. En segundo lugar, porque es preciso conocer cuáles son las características del territorio que tienen una mayor incidencia sobre las decisiones de localización de las empresas, a efectos de que los *policy makers* puedan proporcionarles, en la medida de lo posible, dichos entornos. Y en tercer lugar, porque las inversiones en infraestructuras pueden actuar como poderosos instrumentos de política regional.

El análisis de los efectos de un plan de infraestructuras que todavía no se ha completado puede abordarse de diversas formas. Inicialmente hemos considerado dos. La primera es la simulación y la segunda el análisis de los efectos que para los territorios estudiados en el presente trabajo tuvieron los dos planes de infraestructuras llevados a cabo en los años 90. El principal inconveniente de la simulación radica en que, en un entorno cambiante, implica predecir o suponer como dados los valores futuros de las variables que empleemos para realizar la estimación de los efectos

1 A pesar de que la mayor parte de las actuaciones en la red viaria en la zona se explican en términos de intercambios transfronterizos, en la práctica éstas benefician al conjunto de la población y a las empresas de dichos territorios.

del plan de infraestructuras. La alternativa tampoco elimina los inconvenientes de la incertidumbre inherente al desempeño de la actividad económica. Sin embargo, permite que nos podamos apoyar en razonamientos inductivos que tienen tanto un sustrato teórico subyacente cómo un respaldo empírico. Por ello, hemos elegido la segunda opción, dado que, además, el ejercicio de simulación es fácilmente ejecutable partiendo de las mejoras de accesibilidad habidas y suponiendo una respuesta o elasticidad similar de los parámetros obtenidos en este trabajo.

En concreto analizaremos la localización de nuevos establecimientos industriales² en los municipios de las comunidades autónomas antes mencionadas para el período 1991-1998, prestando especial interés al papel de la accesibilidad a la red de carreteras de alta capacidad. En primer lugar se lleva a cabo un análisis exploratorio espacial con objeto de medir la interdependencia espacial en las decisiones de localización. Y en segundo lugar se realizan estimaciones de modelos Poisson con componentes espaciales y de modelos Probit espaciales para identificar los determinantes de las decisiones de localización.

La estructura del trabajo es la siguiente: en el apartado 2 presentamos un resumen de la literatura sobre localización empresarial y planteamos diversas consideraciones metodológicas. En el apartado 3 se exponen los efectos esperados de las mejoras de accesibilidad sobre la creación de establecimientos productivos. En el apartado 4 se realiza el análisis exploratorio espacial de la creación de establecimientos. En el apartado 5 se analizan los resultados del modelo de localización. Finalmente, en el apartado 6 se presentan las principales conclusiones obtenidas.

2. DETERMINANTES DE LA LOCALIZACIÓN DE ESTABLECIMIENTOS INDUSTRIALES

Actualmente, los trabajos sobre localización industrial pueden agruparse en tres escuelas (Hayter, 1997): la neoclásica, la de conducta y la institucional. La aproximación neoclásica está más relacionada con la teoría clásica de la localización y centra su análisis en la maximización de beneficios y en las estrategias de minimización de costes. La de la conducta trata de las decisiones locacionales que se producen en un contexto de información imperfecta y de incertidumbre. A diferencia de la aproximación neoclásica, el proceso de toma de decisión del empresario está basado también en factores no estrictamente económicos. Finalmente, la aproximación

2 En relación al nivel de desagregación sectorial, se trabaja con 11 actividades manufactureras. La razón por la que se han escogido únicamente la industria es que el Registro de Establecimientos Industriales (REI) solo recoge información sobre la apertura de nuevos establecimientos industriales.

institucional mantiene que en el proceso de localización es importante considerar no solamente a la empresa que está buscando un emplazamiento, sino también al entorno institucional existente en esa localización: los clientes, los proveedores, los sindicatos, los sistemas regionales de innovación, los gobiernos o la actuación del resto de las empresas etc.

Desde un punto de vista teórico, consideramos que la aproximación a la localización industrial ha de abordarse teniendo en cuenta los tres enfoques expuestos anteriormente, los cuales pueden llegar a ser complementarios. No obstante, la falta de información estadística municipal provoca que, desde un punto de vista aplicado, nuestra aproximación se asemeje más al enfoque neoclásico dada la imposibilidad de construir los indicadores característicos de las escuelas de conducta e institucional.

Por lo que se refiere a los determinantes de las decisiones de localización y, en concreto, al papel de la accesibilidad, hay fundamentos teóricos para pensar que las mejoras de accesibilidad favorecen la creación de establecimientos productivos. No obstante, dichas mejoras, no tienen porqué afectar del mismo modo ni a las distintas actividades productivas ni a los distintos territorios de una región. Así, es posible que puedan provocar tanto concentración como dispersión de la actividad económica.

Cuando se analizan las decisiones de localización un elemento básico lo constituye la interdependencia espacial en el ámbito territorial considerado. Esto es, no solo no es indiferente que haya pocos o muchos establecimientos productivos en un determinado municipio, sino que también es importante conocer los existentes a lo largo de un determinado radio o área de mercado. Y, precisamente, ese radio kilométrico que expresa la interdependencia espacial, es susceptible de crecer con las mejoras de accesibilidad. Por ello nuestro análisis exploratorio consistirá en estudiar cuál es ese radio y si existen patrones definidos en la distribución espacial de la creación de nuevos establecimientos manufactureros. De existir estos patrones, lo que confirmaría la interdependencia espacial antes señalada, sería interesante ver si éstos han cambiado a lo largo de los años 90 del pasado siglo, y si este cambio es coherente con las mejoras de accesibilidad habidas en dicho periodo. Cómo señalamos más arriba, estos análisis se realizarán para todo el conjunto territorial y también para cada Comunidad Autónoma por separado. Con ello no sólo vemos si existe homogeneidad espacial en la creación de establecimientos manufactureros, sino que también podemos aventurar cuáles se han beneficiado más de las mejoras de accesibilidad.

El análisis de los resultados del análisis exploratorio puede proporcionarnos información muy valiosa sobre la relación entre la accesibilidad y la creación de establecimientos manufactureros. No obstante, cómo ya indicamos más arriba, es

pertinente constatar si la accesibilidad fue una variable relevante en las decisiones de localización de los establecimientos manufactureros a lo largo de los años 90. Para ello presentaremos un modelo econométrico que además de la accesibilidad tendrá en cuenta otras variables explicativas, y se contrastará en dos muestras temporales correspondientes a los planes de infraestructuras llevados a cabo durante esa década.

Los determinantes de la localización generalmente se suelen agrupar en categorías tales como factores de oferta, de demanda y economías y diseconomías externas (Guimarães *et al*, 2004). Por falta de información estadística no podremos incluir a todos los que recoge la literatura. De este modo, además de la accesibilidad, tendremos en cuenta, por el lado de la oferta, el capital humano, por el de la demanda, el producto municipal y, cómo economías externas, la diversificación y la especialización que generan economías de aglomeración urbana e interurbana.

3. ÁMBITO TERRITORIAL UTILIZADO

Hemos elegido el municipio como unidad de estudio, dado que buena parte de los autores que han estudiado la localización de las actividades económicas y los efectos territoriales concluyen que la unidad de análisis ha de ser cercana al ámbito local (Audretsch y Feldman, 1996; Ciccone y Hall, 1996; Viladecans, 2004).

Teóricamente no disponemos de argumentos concluyentes a favor o en contra de otras unidades de agregación territorial como las comarcas o las áreas metropolitanas. Sin embargo, dado que no hay una clasificación homogénea que divida las regiones objeto de análisis en las categorías anteriores el municipio parece la mejor elección.

El principal inconveniente del municipio es la falta de información estadística con contenido económico. Ese hecho impide utilizar algunas variables relevantes para nuestro análisis, como el coste del factor trabajo o la presión fiscal municipal. Una posible solución sería la utilización de los valores medios regionales de esas variables. Sin embargo, en ese caso podríamos estar incurriendo en problemas de inferencia ecológica, como se reconoce en la literatura sobre análisis espacial³. No obstante, a escala municipal se dispone de la suficiente información estadística para construir variables de control que sirvan para validar o rechazar la relevancia de la accesibilidad.

3 Véase Haining (2003).

4. EFECTOS DE LA MEJORA DEL PLAN DE INFRAESTRUCTURAS SOBRE LA ENTRADA DE EMPRESAS

La red de carreteras de alta capacidad (RAC) ha experimentado un crecimiento considerable en los últimos años, lo que se ha traducido en una mejora de la accesibilidad para el conjunto de los municipios, especialmente para aquellos de menor dimensión que se encontraban situados a una mayor distancia tanto en tiempo como en kilómetros de la RAC. En este trabajo mediremos la accesibilidad cómo el tiempo que se tarda en recorrer la distancia entre cada municipio y la RAC más cercana⁴. A efectos de simplificar el análisis, puede considerarse que la mejora de la accesibilidad supone unos efectos análogos a los de una disminución de costes de transporte.

A partir de dicha situación, podría considerarse cómo lógico que un municipio mejor conectado a la RAC es un municipio que goza de un mayor atractivo para la captación de empresas y para el desarrollo endógeno de iniciativas empresariales. Así, existen diversos trabajos que muestran los efectos positivos que en términos de empleo o de nivel de producción tiene la existencia de dichas infraestructuras de transporte (Puga, 2002; García-Milà y McGuire, 1992; Carlino y Mills, 1987; Carlino y Voith, 1992), o del conjunto de infraestructuras en general (Aschauer, 1989) dado que éstas tienen la facultad de mejorar los niveles de productividad del sector privado que las utiliza. Además, a partir del hecho que los servicios que ofrecen las infraestructuras se prestan en el territorio en el que éstas se encuentran localizadas, dichos territorios disfrutarán de ventajas comparativas. En este sentido Lanaspá y Sanz (2004) analizan desde un punto de vista teórico los efectos de diferentes tipos de infraestructura sobre las decisiones de localización de las empresas. McCann y Shefer (2004), a su vez, se centran en como los cambios en los costes de transacción espaciales que han tenido lugar en décadas recientes han modificado la incidencia de las infraestructuras de transporte sobre las decisiones locacionales de las empresas.

Sin embargo, otros trabajos muestran cómo esos efectos distan mucho de ser generalizables para el conjunto de sectores industriales, existiendo notables especificidades que es preciso analizar (Chandra y Thompson, 2000). De este modo, es posible que se produzcan *spillovers* positivos, pero también que los *spillovers* resultantes sean negativos (Boarnet, 1998).

Al margen de dichos aspectos sectoriales, es preciso matizar que a pesar de que las contribuciones de carácter teórico resaltan el papel de la inversión en

4 No obstante, somos conscientes de que existen otras medidas alternativas de accesibilidad y que la utilización de cualesquiera de ellas podría suponer una modificación de los resultados.

infraestructuras sobre el crecimiento económico, la evidencia empírica proporciona resultados contradictorios en función del tipo de área territorial. Los efectos menos favorables se dan en las áreas no metropolitanas, sobre todo referidos a las infraestructuras de transporte, como las carreteras de alta velocidad. Así, la nueva infraestructura puede favorecer el traslado de la actividad económica hacia las, ahora más cercanas, áreas metropolitanas, como consecuencia de unos menores costes de transporte. Por desgracia, los efectos en términos de relocalización de la actividad económica son un fenómeno muy poco estudiado por la literatura (Boarnet, 1998).

Una forma alternativa de analizar el impacto de dichas infraestructuras puede realizarse en términos de las economías de aglomeración. La existencia de dichas economías tradicionalmente ha constituido un factor locacional claro. No obstante las actuaciones que conlleven una mejora global de la red de transporte por carreteras pueden debilitar dichas economías de aglomeración (Haughwout, 1999). En concreto, dichas mejoras suponen una mayor facilidad para mover mercancías y personas entre el centro y la periferia, lo que puede llevar a una menor necesidad de situarse en el centro y, por consiguiente, a una disminución de los efectos positivos de la aglomeración. Esto es, las fuerzas centrífugas que expulsan la actividad de los núcleos centrales (contaminación, precio del suelo etc.) ganarían protagonismo frente a las fuerzas centrípetas que actúan en sentido contrario para aprovecharse de los beneficios de la aglomeración.

Así, por ejemplo en función del sector de actividad de la empresa, ésta tendrá diferentes requerimientos respecto a la necesidad de transportar *inputs* y *outputs* y a la frecuencia de dicho transporte. Es por esto que la necesidad de la proximidad a la RAC variará en función de dichas diferencias, sobre todo si consideramos que muy a menudo una mayor proximidad a la RAC implica también un mayor precio del suelo. De todos modos, hay que tener presente el contexto económico actual, caracterizado por una disminución progresiva de los costes de transporte y de incremento de los flujos no materiales (Holl, 2004a). Por todo lo anterior, hoy en día diversos autores ponen en duda que los costes de transporte puedan ser considerados cómo un factor locacional.

No obstante, escuelas como la llamada Nueva Geografía Económica sostienen que los efectos de los costes de transporte (léase accesibilidad) en la configuración espacial de la actividad económica son muy importantes y pueden ser muy variados⁵. Si consideramos dos casos extremos, uno en que los costes de transporte son muy elevados y otro en que son muy bajos, la distribución espacial de la actividad económica resulta considerablemente diferente. Así, según el primer supuesto, las

5 Véase Fujita et al. (1999) para una revisión de dicha literatura.

empresas optarán por una diseminación de sus actividades para localizarse cerca de los consumidores y de los mercados finales y ahorrarse los costes de transporte⁶. En cambio, según el segundo supuesto, preferirán concentrar sus actividades en unas pocas localizaciones desde donde distribuirán sus productos para el conjunto de mercados en los que operan. Dicho efecto, pues, aparece cómo contradictorio con el que cabría esperar de una mejora general de la accesibilidad, como es una mayor dispersión de la actividad.

En este sentido, Holl (2004b) muestra como el proceso de construcción de la red de autopistas en Portugal (1986-1997) ha afectado la distribución espacial de la localización de empresas, dado que aquellos municipios que han mejorado su accesibilidad a la red de autopistas han visto incrementado su atractivo como receptores de nuevas empresas. Así, dicho proceso ha supuesto una desconcentración de la actividad económica, según la cual los municipios, antes periféricos, que han incrementado su accesibilidad han captado un porcentaje creciente de las nuevas empresas.

Por lo que se refiere a la economía española, también existe evidencia del impacto de la red de carreteras de alta velocidad sobre las decisiones de localización de las empresas (Arauzo, 2005; Holl, 2004a)⁷. Los principales resultados muestran como los municipios situados cerca de la red de carreteras incrementan su atractivo locacional por encima del resto de municipios, y dicho impacto difiere según el sector manufacturero.

A partir de la argumentación formulada en las páginas anteriores hemos mostrado cómo el papel de los costes de transporte (accesibilidad) sobre la distribución de la actividad económica sobre el territorio no es obvio, ya que una mejora en la accesibilidad puede dar lugar a efectos opuestos en cuanto a la capacidad de atracción de nuevas empresas. En todo caso, es preciso plantear que las inversiones en infraestructuras de transporte influyen en la distribución espacial de la actividad económica, de forma que mientras unas zonas resultan beneficiadas (a partir de la mejora en la capacidad de atracción de empresas), otras son perjudicadas (a partir de la expulsión de empresas hacia las zonas que han incrementado su accesibilidad) por dicha mejora en las infraestructuras (Haughwout, 1999). Si consideramos estos efectos opuestos, es importante conocer cual es el resultado neto para el conjunto del territorio. Este efecto neto podría estudiarse a partir de las relocalizaciones de

6 En realidad, la distribución de las actividades sobre el espacio no depende únicamente de los costes de transporte sino que sería más exacto hablar de un *trade-off* entre costes de transporte y economías de escala.

7 También puede consultarse el trabajo de Mas et al. (1996), donde se muestran los efectos positivos de las infraestructuras desde una óptica territorial.

empresas, pero desafortunadamente esa información no está disponible en las bases de datos españolas.

5. MÉTODOS Y DATOS UTILIZADOS

Como se señaló en las páginas precedentes, primero se lleva a cabo un análisis exploratorio espacial (para medir la interdependencia espacial en las decisiones de localización) y seguidamente se estiman modelos espaciales para identificar los determinantes de la localización.

5.1. *Análisis exploratorio espacial*

El análisis de la creación de establecimientos manufactureros consta de dos partes: la primera descriptiva y la segunda referente a la interdependencia espacial. Se estudian once agregaciones manufactureras⁸ y dos periodos (1991-1993 y 1994-1998) elegidos teniendo en cuenta la fecha de ejecución de los planes de infraestructuras y que, con frecuencia, los agentes económicos anticipan los efectos de dichos planes. Los análisis se harán a escala municipal, tanto para el conjunto de las cuatro Comunidades Autónomas cómo para cada una por separado.

Por lo que se refiere al análisis descriptivo⁹, podemos decir que el grueso de la creación de establecimientos manufactureros se concentra en Cataluña, que en el segundo periodo será la ubicación de más de dos tercios de las nuevas entradas en casi todas las agrupaciones manufactureras. Si se estudia la correlación con la accesibilidad en cada uno de los dos periodos, los resultados muestran que ésta es muy elevada, significativa y de signo negativo, ya que a menor tiempo de acceso a las vías de alta capacidad hay mayor creación de nuevos establecimientos, tanto a escala agregada, cómo para cada una de las Comunidades Autónomas. Naturalmente, esta elevada correlación no confirma necesariamente la existencia de una relación causal. Para ello es necesario un análisis econométrico confirmatorio, que se llevará a cabo posteriormente.

Por lo que se refiere al análisis de la interdependencia espacial, es previsible que dicho fenómeno explique parcialmente las decisiones de localización. Esta interdependencia se puede medir mediante el test BB Joint Count de autocorrelación

8 La desagregación manufacturera es semejante a la realizada en trabajos similares, por ejemplo en Holl (2004a y 2004b).

9 Dicho análisis presenta en forma muy resumida debido a restricciones de espacio, pero está a disposición de los investigadores interesados.

espacial. En nuestro caso recoge si la creación de establecimientos está agrupada en el espacio o se distribuye de forma más o menos aleatoria. Este test se define de la siguiente forma¹⁰:

$$BB = (1/2) \sum_i \sum_j w_{ij} LOC_i LOC_j \quad (1)$$

donde w_{ij} es el elemento $i-j$ de una matriz de ordenación espacial \mathbf{W} , que refleja la posible interacción entre cada par de municipios i y j . LOC es una variable que muestra la creación de nuevos establecimientos de una determinada rama manufacturera en cada municipio a lo largo de un determinado período de tiempo. LOC toma el valor 1 si se han creado establecimientos industriales y 0 en caso contrario. Un valor positivo y significativo del estadístico z indica la existencia de autocorrelación espacial positiva. En este caso concreto, indicaría que la apertura de nuevos establecimientos tiende a localizarse en localizaciones próximas (lo que implica una tendencia a la aglomeración), mientras que un valor negativo significativo mostraría una tendencia a la dispersión.

Los test se estiman para once agregaciones manufactureras y para los dos periodos mencionados anteriormente, y se presentan en la figura 1. Las matrices de ordenación espacial están construidas a partir de umbrales kilométricos, esto es, se considera que hay posibilidad de interacción si la distancia intermunicipal es menor o igual que un determinado radio (5, 15, 20 km., etc.).

5.2. Análisis econométrico

Los modelos de localización se suelen construir considerando las decisiones de localización dentro de un marco de maximización aleatorio del beneficio (Figueiredo *et al*, 2002). Siguiendo los trabajos de McFadden (1974) y Carlton (1983), si un empresario que previamente ha decidido abrir un establecimiento manufacturero en la rama j en un municipio i recibirá un beneficio potencial π_{ij} . Formalmente:

10 La semejanza o disimilitud entre el valor de una variable en un emplazamiento y los emplazamientos próximos puede ser indicativo de la presencia de factores que favorezcan la concentración o la dispersión de la actividad económica, como, por ejemplo, ventajas naturales o economías externas espaciales. Además, puede servir para detectar el alcance territorial de dichos factores. La principal limitación es que no discrimina entre el número de nuevos establecimientos creados, ya que utiliza variables binarias. Esto es, asigna el valor 1 independientemente de que en un municipio se hayan creado 100 nuevos establecimientos o de si sólo ha habido una nueva entrada. Mientras que para el cálculo del estadístico será indiferente el número total de nuevas entradas, la interpretación económica no tiene por qué ser la misma. Véanse Anselin (1992) o Haining (2003) para ampliar información.

$$\pi_{ij} = X_i + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

donde X_i refleja las características internas del municipio i y ε_{ij} es una variable aleatoria independiente. Por tanto, la empresa se ubicará en el municipio i si el beneficio potencial es mayor que en cualquier otro municipio m . Esto es

$$\pi_{ij} > \pi_{mj} \quad (3)$$

donde $i \neq m$. El beneficio obtenido depende de un conjunto de características, y se expresa cómo una combinación lineal de éstas (Figueiredo *et al*, 2002). No obstante, si existe interdependencia espacial el beneficio también dependerá de las características de los municipios vecinos:

$$\pi_{ij} = f(X_i, \mathbf{WX}_i) \quad (4)$$

\mathbf{WX}_i representa las características de los municipios vecinos a i , y \mathbf{W} es una matriz de ordenación espacial. Así, \mathbf{WX} podría sustituirse por $\mathbf{W}\pi_j$:

$$\pi_{ij} = f(X_i, \mathbf{W}\pi_j) \quad (5)$$

Dado que no es posible observar π_j (Ellison and Glaeser, 1997) la variable dependiente de los modelos de localización es, generalmente, el número de establecimientos o de nuevas empresas creadas en un determinado periodo de tiempo.

En este trabajo el número de entradas de establecimientos industriales en cada municipio se modeliza de acuerdo con una distribución de Poisson. Específicamente, consideramos que la probabilidad que un municipio atraiga a un establecimiento dependerá de las características de dicho municipio:

$$\text{Prob}(y_i) = f(x_i, \mathbf{wx}_i) \quad (6)$$

Donde y_i representa el número de nuevos establecimientos industriales creados en el municipio i entre el 1991 y el 1993, por un lado, y el 1994 y el 1998, por el otro lado, y x_i y \mathbf{wx}_i muestran respectivamente las características del municipio y de los municipios vecinos que afectan sobre las funciones de beneficio de las empresas y que actúan como determinantes locacionales.

Los procesos de localización también se pueden analizar y estimar utilizando modelos de elección discreta, como los Probit. Entonces, la variable dependiente, LOC , tomaría el valor 1 si se lleva a cabo la decisión de crear un establecimiento manufacturero en el municipio, y 0 en caso contrario. Formalmente:

$$\text{Prob}(LOC = 1 / X) \equiv G(XB) \equiv \text{Prob}(X) \quad (7)$$

donde $G(z) \equiv \Phi(z) \equiv \int_{-\infty}^{LOC} \phi(v)dv$, y $\Phi(z)$ es la función de densidad normal convencional. En nuestro caso la principal carencia de los modelos de elección binaria es que no utilizan toda la información disponible, ya que no tienen en cuenta el total de establecimientos creados, sino sólomente si ha habido creación o no.

Sin embargo, ninguno de los modelos anteriores (Poisson o Probit) tienen en cuenta la existencia de autocorrelación espacial. Ésta es más que probable, como señala el análisis exploratorio y el hecho de que estamos haciendo que LOC_j dependa de lo que ocurre en los municipios vecinos. Por ello mantener el supuesto de independencia de ε_j es muy fuerte. Dado que la existencia de autocorrelación espacial invalida el uso de la mayoría de técnicas estadísticas y econométricas convencionales hemos estimado modelos Probit espaciales: modelos de dependencia espacial sustantiva o SAR; y modelos de error espacial o SEM¹¹. Los modelos SAR incluyen un autorregresivo espacial de la variable dependiente, Wy , como una de las variables explicativas:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (8)$$

donde y es un vector de $n \times 1$ observaciones de la variable dependiente, Wy es un vector $n \times 1$ vector de retardos espaciales de la variable dependiente, ρ es el coeficiente del autorregresivo espacial, X es una matriz $n \times k$ de observaciones de las variables explicativas (exógenas) con un vector β asociado de coeficientes de regresión $k \times 1$, y ε es un vector $n \times 1$ de términos de error distribuidos según la normal, con media 0 y varianzas homoscedásticas σ^2 . Los modelos SEM incorporan la dependencia espacial con un término de error retardado espacialmente:

$$y = X\beta + u, \quad u = \lambda Wu + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (9)$$

donde λ es un coeficiente de los términos de error autocorrelacionados. Tanto los modelos SAR como los SEM reflejan la existencia de autocorrelación espacial y, además, son susceptibles de interpretación económica. Esto es evidente en el caso de los modelos SAR, expresión (8), ya que hace depender lo que ocurre en un municipio de lo que ocurre en los municipios vecinos.

11 Utilizamos las abreviaturas inglesas SAR y SEM, que corresponden respectivamente a *Spatial autorregresive model* y a *Spatial error model* por ser las empleadas generalmente en la literatura especializada.

En presencia de autocorrelación espacial ε no sigue una distribución normal. Por ello la especificación multivariante es intratable en los modelos Logit y Poisson convencionales y la estimación Probit estándar es inconsistente (Anselin, 2002, p. 8). Por ello los modelos probit espaciales, tanto SAR como SEM son una buena opción para estimar modelos de localización.

En este trabajo estimaremos modelos probit espaciales bayesianos tipo SAR y tipo SEM, siguiendo a Lesage (2000), y modelos Poisson con una variable referida a la especialización productiva en cada agregación manufacturera retardada espacialmente. Aunque los modelos Poisson puede que no traten la autocorrelación adecuadamente salvan una de las limitaciones de los modelos binarios de elección discreta. Como ya señalamos más arriba, los modelos Probit sólo tienen en cuenta si se crean o no establecimientos, mientras que los Poisson aprovechan toda la información.

Por tanto, para cada agregación manufacturera, y partiendo de la expresión (10), estimaremos un modelo Probit autorregresivo espacial, expresión (11), un modelo probit con término de error autocorrelacionado espacialmente, expresión (12), y un modelo Poisson con una variable autocorrelacionada espacialmente, expresión (13):

$$LOC_{ij} = f(ACC_i, CH_i, CL_{ij}, DI_i, VAB_j, FAI_i) \quad (10)$$

$$LOC_{ij} = \alpha + \rho WLOC_{ij} + \beta_1 ACC_i + \beta_2 CH_i + \beta_3 CL_{ij} + \beta_4 DI_i + \beta_5 VAB_j + \varepsilon; \varepsilon \approx N(0, \sigma^2) \quad (11)$$

$$LOC_{ij} = \alpha + \beta_1 ACC_i + \beta_2 CH_i + \beta_3 CL_{ij} + \beta_4 DI_i + \beta_5 VAB_j + u; u = \lambda W u + \varepsilon; \varepsilon \approx N(0, \sigma^2) \quad (12)$$

$$LOC_{ij} = \alpha + \beta_1 ACC_i + \beta_2 CH_i + \beta_3 CL_{ij} + \beta_4 DI_i + \beta_5 WCL_{ij} + \beta_6 VAB_j + \varepsilon; \varepsilon \approx N(0, \sigma^2) \quad (13)$$

Donde la variable dependiente, LOC_{ij} , recoge el número de establecimientos de la rama manufacturera j creados en el municipio i durante un determinado periodo de tiempo para los modelos Poisson, mientras que para los modelos Probit toma los valores 1 si ha habido entradas en ese periodo y 0 en caso contrario (los datos relativos a las entradas proceden del Registro de Establecimientos Industriales). En cuanto al vector de variables explicativas, en este trabajo se ha optado por incorporar (en la medida de lo posible) las más habituales en la literatura. Así, ACC_i recoge la accesibilidad del municipio i ; CH_i su capital humano; CL_{ij} y DI_i las economías externas espaciales internas al municipio y derivadas de la especialización en la rama j y de la diversificación municipal respectivamente; VAB_j el mercado interior potencial; y FAI_i son las fuerzas de aglomeración interurbanas o externalidades intermunicipales que afectan al municipio, y que en el modelo SAR se recogen mediante el autorre-

gresivo espacial de la variable dependiente $WLOC_{ij}$, en el modelo SEM mediante un término de error autocorrelacionado espacialmente, WU , y en el Poisson mediante el autorregresivo espacial del indicador de especialización, WCL_{ij} , donde W es una matriz de ordenación espacial.

ACC , recoge la accesibilidad municipal y está calculada cómo el tiempo medio de acceso del municipio a la red de carreteras de alta capacidad calculado mediante Sistemas de Información Geográfica¹². El signo esperado es negativo, ya que a menor tiempo mayor accesibilidad.

CH , es una medida del capital humano calculada cómo el porcentaje de población con, al menos, estudios secundarios terminados. Los datos proceden del Censo de Población de 1991. Su signo esperado es positivo. Así, *ceteris paribus*, un empresario preferirá abrir un establecimiento en un emplazamiento en el que pueda contar con una mano de obra cualificada, incluso a pesar de que este hecho pueda estar ligado a mayores costes salariales.

CL_{ij} pretende reflejar las economías externas de localización o tipo MAR, y en general las ventajas de la concentración, y esta construido cómo el clásico cociente de localización:

$$CL_{i,j} = (E_{ij} / E_i) / (E_j / E_T) \quad (14)$$

Donde E_{ij} es el empleo total en la rama manufacturera j en el municipio i , E_i el empleo total en dicho municipio i , E_j es el empleo total nacional en dicha actividad, y E_T el empleo total nacional en las actividades manufactureras consideradas. Esta especialización productiva local da lugar a las conocidas externalidades marshallianas tradicionales (derivadas de la existencia de un mercado de trabajo especializado local, *inputs* locales no comercializables y desbordamientos de información). Para el cálculo de este indicador se han utilizado los datos de ocupación procedentes del Censo de Locales de 1990. Su signo esperado es positivo.

DI es el indicador de las economías externas derivadas de la diversificación. La diversidad de actividades productivas, propia de grandes aglomeraciones urbanas, da lugar a las economías de urbanización (Richardson, 1988) o del tipo Jacobs (Glaeser *et al*, 1992). Estas economías hacen referencia a las ventajas, generalmente reducciones de costes, derivadas de la aglomeración de productores pertenecientes a distintas industrias y de consumidores en una determinada área urbana. Esta variable se ha construido cómo la corrección de la inversa del índice de Hirschman-Herfindahl propuesta en Duranton y Puga (2000):

12 Estos datos han sido construidos y facilitados por Federico Pablo y por Carlos Muñoz.

$$DI_i = 1 / \sum_j / s_j - s_j / \quad (15)$$

Donde s_{ij} es la participación de la actividad manufacturera j en el empleo manufacturero del municipio y s_j es la participación de la actividad manufacturera j en todo el empleo manufacturero nacional. Dado que para su construcción también son necesarios datos de ocupación también se ha recurrido al Censo de Locales 1990. Su signo esperado es positivo.

VAB_i es una medida del mercado potencial del municipio i . Se ha utilizado cómo indicador el valor añadido municipal tomado de Alañón (2002). Su signo esperado es positivo, ya que es una medida del volumen de actividad y del mercado potencial del municipio.

Las fuerzas de aglomeración interurbanas, FAI_i , son básicamente economías externas cuyos efectos van más allá del municipio donde son generadas debido, por ejemplo, a la existencia de mercados de trabajo regionales o a desbordamientos de información. En los modelos Probit espaciales los indicadores de estas externalidades son los autorregresivos espaciales: λWu , para los modelos *SEM*, y $\rho W y$ para los modelos *SAR*. En los modelos Poisson sólo hemos incluido el retardo espacial de una variable explicativa, el cociente de localización sectorial, WCI_{ij} , por ser ésta la más relacionada con la variable dependiente, que, como se ve en el análisis exploratorio, está autocorrelacionada espacialmente. Como matrices de ordenación espacial para los modelos Probit espaciales hemos utilizado una de contigüidades de primer orden, que considera vecinos a los municipios con frontera común. Para los modelos Poisson hemos utilizado una que considera vecinos a los municipios que no distan más de 15 kilómetros. Dado el radio medio de los municipios españoles, podemos afirmar que en la práctica ambas matrices son muy semejantes.

Por tanto estimaremos las ecuaciones 11, 12 y 13 en dos cortes transversales. El primero hace referencia al periodo 1991-1993 y el segundo al 1994-1998. Debido a la escasa información estadística disponible los indicadores de capital humano, CH_i , especialización, CL_i , diversificación, DI_i , mercado potencial, VAB_i , y fuerzas de aglomeración interurbana en los modelos Poisson, WCI_{ij} , presentarán valores idénticos en ambos periodos¹³.

Este hecho podía cuestionar los resultados del análisis de regresión en el segundo periodo. Así, se podría argumentar que la influencia de las mejoras de accesibilidad, ACC_i , sobre la creación de establecimientos podría estar sesgada, ya que LOC_j también responde a variaciones no reflejadas en el resto de variables explicativas. No obstante, es poco probable que en un periodo tan corto se produzcan cambios muy significativos en dichas variables. Por tanto pensamos que los resultados de nuestro análisis son válidos.

13 Estos datos han sido contruidos y facilitados por Federico Pablo y por Carlos Muñoz.

6. RESULTADOS

6.1. Análisis exploratorio espacial

Los únicos antecedentes de aplicación de este test para la creación de establecimientos manufactureros para los municipios españoles son Alañón y Myro (2005), Alañón *et al* (2005) y Alañón (2006). En los dos primeros, donde se analiza el conjunto de los municipios peninsulares en distintos periodos de tiempo, los resultados muestran, en términos generales, que la creación de establecimientos manufactureros está autocorrelacionada espacialmente, que los efectos son máximos entre los 15 y los 20 kilómetros, y que tienden a desaparecer alrededor de los 150. Sin embargo, en Alañón (2006), donde se analiza la misma variable para los municipios andaluces, no existe apenas interdependencia espacial. En nuestro caso, y teniendo en cuenta al conjunto de los municipios, obtenemos resultados similares (Figura 1) a los obtenidos en Alañón y Myro (2005) y en Alañón *et al* (2005) en cuanto a significación estadística y a radios kilométricos.

Además, cuando se comparan los test por periodos, se puede apreciar cómo en casi todas las actividades productivas crece el rango kilométrico de interdependencia espacial en el segundo periodo. Estos resultados son coherentes, además de con trabajos anteriores, con lo esperado desde un punto de vista teórico. En concreto, la interdependencia espacial decrece con la distancia (a mayor proximidad mayor vinculación entre la localización de nuevos establecimientos industriales). Así, debido a las mejoras de accesibilidad, entendida cómo una disminución de los costes de transporte, crece la interdependencia espacial, la cual presenta un carácter decreciente, como es lógico. Es en este punto donde cabe comparar los resultados de ambos periodos, y es que como consecuencia de las mejoras en la red de infraestructuras viarias en el segundo periodo se incrementa la interdependencia espacial a igualdad de distancia. Es decir, la mayor accesibilidad generada a raíz de las nuevas redes de carreteras de alta capacidad genera un incremento de la interdependencia espacial entre municipios, de forma que el resultado en términos de mejora en la accesibilidad es análogo al que se conseguiría si se disminuyera la distancia física entre los municipios.

También se han estimado los test para cada una de las cuatro Comunidades Autónomas por separado¹⁴. Salvo en Cataluña, los resultados son similares a los obtenidos para Andalucía en Alañón (2005). Así, en el País Vasco y en Navarra

14 La información relativa a cada Comunidad Autónoma no se presenta en este trabajo debido a restricciones de espacio, pero está a disposición de los investigadores interesados.

los estadísticos son apenas significativos y el umbral kilométrico es muy reducido. En Aragón son levemente significativos, mientras que en Cataluña los resultados se asemejan a los del conjunto de las cuatro Comunidades Autónomas y a los resultados para los municipios peninsulares obtenidos en Alañón y Myro (2005) y en Alañón *et al* (2005). Un hecho destacable en los resultados catalanes es que los estadísticos son muy parecidos para los dos periodos analizados. Donde quizá se note más la mejora de la accesibilidad es en las actividades de fabricación de maquinaria, dado que aumenta la interdependencia espacial en el segundo periodo. En otros casos (sector textil, por ejemplo), aunque los umbrales kilométricos sean prácticamente idénticos, hay una disminución de la significación estadística respecto al primer periodo.

Estos análisis individuales están condicionados en buena medida por factores como por ejemplo, la extensión territorial y la orografía. Así, en el caso de Cataluña es posible que exista interdependencia espacial entre territorios muy lejanos entre sí, simplemente porque su área territorial es muy extensa. Este mismo razonamiento impide esperar ese tipo de interdependencia si sólo observamos la creación de establecimientos en el País Vasco, por ejemplo. También tenemos que tener en cuenta que en este análisis estamos utilizando distancias euclídeas que no tienen en cuenta la orografía de cada región (la distancia euclídea parece más ajustada a la realidad en Aragón que, por ejemplo, en Navarra).

Aún siendo conscientes de las limitaciones que desde el punto de vista teórico tienen estos análisis individuales, sus resultados merecen ser tenidos en cuenta por dos motivos. El primero es que los resultados son compatibles con el análisis agregado. El segundo es que, aunque no podamos esperar con estos análisis interdependencias espaciales de larga distancia en las Comunidades Autónomas con una menor extensión territorial, no es menos cierto que en esos casos la interdependencia espacial tampoco es estadísticamente significativa para distancias relativamente cortas, donde se supone que sus efectos deberían ser más fuertes. Este último razonamiento también es aplicable a las objeciones relativas a las especificidades de la orografía.

La primera conclusión que se puede extraer de la comparación entre los agregados de las cuatro Comunidades Autónomas y los análisis realizados para cada una de ellas de forma individual es que en los primeros prima sobremanera la influencia de Cataluña. Este hecho se debe, entre otras causas, al mayor número de observaciones no nulas en Cataluña, reflejo de un mayor dinamismo industrial. Además de que Cataluña presente una mayor interdependencia espacial manufacturera, también podemos extraer una segunda conclusión, quizá más importante, y es que es la región que puede haberse beneficiado más de las mejoras de accesibilidad. Aunque, como vimos en párrafos anteriores, individualmente no hay mucha diferencia

en los resultados catalanes en los dos periodos, considerando el agregado de las cuatro Comunidades Autónomas sí hay una mayor interdependencia espacial en el segundo periodo, tanto en significación estadística cómo en alcance territorial. No debemos olvidar que, desde un punto de vista teórico, no sólo se espera que exista interacción entre los municipios que pertenecen a una misma provincia o Comunidad Autónoma, sino entre todos los próximos con independencia de su adscripción administrativa. Por ello, parece que el análisis más completo, tanto desde el punto de vista teórico, cómo por número de observaciones es el agregado, que además se asemeja a otros obtenidos para el conjunto de los municipios peninsulares. Los resultados individuales, aunque deben interpretarse con mayor cautela, parecen reflejar la escasa incidencia de externalidades espaciales en la industria manufacturera en Aragón, Navarra y en el País Vasco, sobre todo si se compara con Cataluña, donde sí parece evidente. Finalmente, sólo resta mencionar que aunque haya un referente teórico que apoye las conclusiones derivadas del análisis exploratorio, debemos reconocer que los resultados de los test pueden estar condicionados tanto por el periodo elegido cómo por la coyuntura económica.

6.2 *Análisis econométrico*

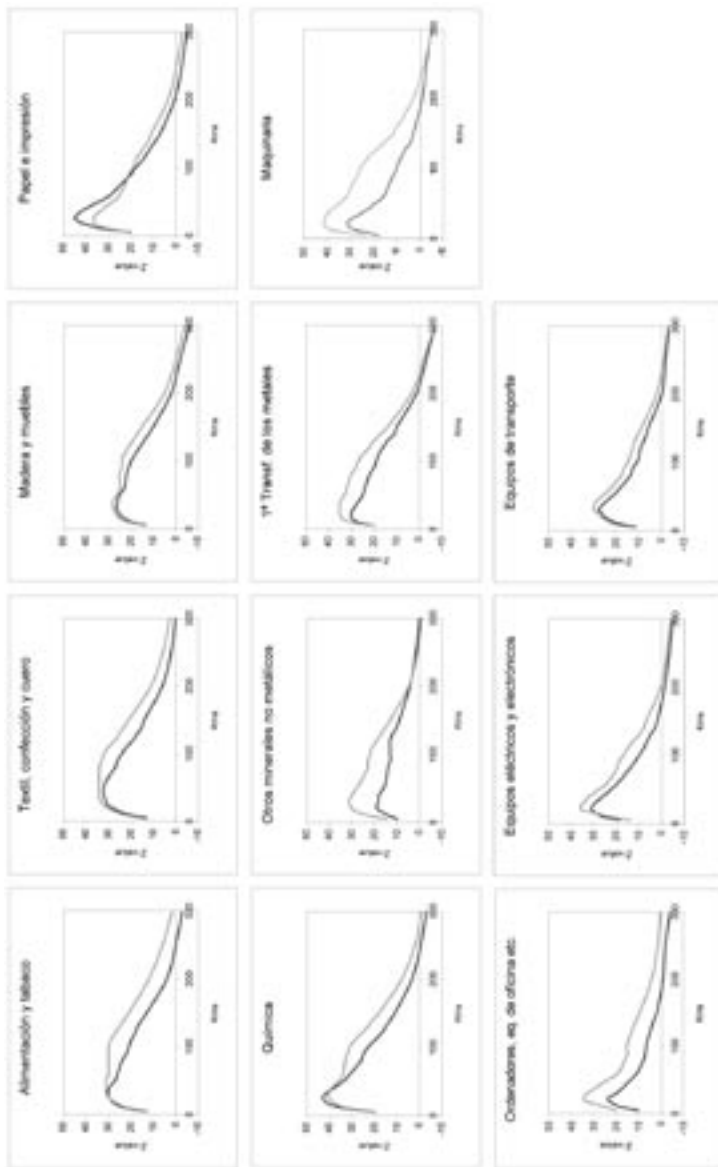
Cómo se puede apreciar en el Cuadro 1 y en el anexo estadístico (Cuadros 2 a 23) los resultados confirman el papel positivo de la accesibilidad para la mayor parte de agregaciones consideradas. La excepciones son otros minerales no metálicos en el primer periodo, y, en menor medida, algunas especificaciones SAR como madera y muebles y ordenadores y equipos de oficina en ambos periodos. Los efectos positivos generales esperados no son óbice que en municipios que ya partiesen con buena accesibilidad, las consecuencias hayan sido, al menos parcialmente, negativas por una mayor competencia.

Los efectos del capital humano también son positivos y significativos para la mayor parte de las agregaciones, periodos y especificaciones. Aquí la excepción la constituyen, sorprendentemente ordenadores y equipos de oficina en la especificación SAR de ambos periodos, y textil, aunque en este caso sólo para el primer periodo.

Las economías externas derivadas de la especialización también parecen tener efectos positivos, salvo para alimentos y ordenadores y otros equipos de oficina en las especificaciones SAR del primer periodo, y, sobre todo, para madera y muebles, dónde sólo es significativa para las especificaciones Poisson y SEM del primer periodo.

Los coeficientes del indicador de diversificación también son significativos y presentan el signo esperado para todas las agregaciones, especificaciones y periodos considerados.

FIGURA 1
BB. JOINT COUNT ARAGÓN, CATALUÑA, NAVARRA Y PAÍS VASCO FUENTE: ELABORACIÓN PROPIA



Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 1
RESUMEN DE LAS ESTIMACIONES 1991-1993

Rama*	Poisson						SAR						SEM					
	ACC	CH	CL	DI	VAB	WCL	ACC	CH	CL	DI	VAB	RHO	ACC	CH	CL	DI	VAB	Lambda
Alim	-	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
Text	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
Mad	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
Pap	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
Qui	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
Omin	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
1ªTra	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
Maq	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
Orde	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
Elec	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
Trans	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+

CUADRO 2
RESUMEN DE LAS ESTIMACIONES 1994-1998

Rama*	Poisson						SAR						SEM					
	ACC	CH	CL	DI	VAB	WCL	ACC	CH	CL	DI	VAB	RHO	ACC	CH	CL	DI	VAB	Lambda
Alim	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
Text	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
Mad	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
Pap	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
Qui	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
Omin	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
1ªTra	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
Maq	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
Orde	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
Elec	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+
Trans	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+

*Alim = Alimentación y tabaco Textil = Textil, confección y cuero Mad = Madera y Muebles Pap = Papel e impresión
 Qui = Química Omin = Otros minerales no metálicos 1ªTra = 1ª transformación metales Maq = Maquinaria
 Orde = Ordenadores y eq. Ofic. Elec = Material eléctrico y electrónico Trans = Equipos de transporte

El mercado interior potencial, recogido por el valor añadido municipal, sí presenta diferencias sectoriales y por especificación econométrica importantes. Así, mientras en las estimaciones Poisson únicamente es significativo en el primer periodo para textil, en el caso de los modelos Probit espaciales es positivo y significativo, con la excepción de primera transformación de los metales en el segundo periodo y para el tipo SAR.

Los resultados para las fuerzas de aglomeración interurbanas también presentan una mayor heterogeneidad. Los mejores se obtienen en el caso de los Probit espaciales tipo SAR, cuya interpretación económica es más directa que en el caso de los tipo SEM –que por otro lado son escasamente significativos en el primer periodo. Las economías externas intermunicipales derivadas directamente de la especialización y representadas por el autorregresivo del cociente de localización en el modelo Poisson, no son estadísticamente significativas en ninguno de los dos periodos en alimentos y bebidas, madera y muebles, ordenadores y equipos de oficina, y en equipos de transporte.

En suma, en relación a las externalidades intermunicipales, parece que las recogidas por el retardo espacial de la variable dependiente tienen un papel más importante, ya que sólo en algunos casos el coeficiente no es significativo. Se trata de ordenadores y equipos de oficina, para ambos periodos –ya que la especialización está muy concentrada en un número reducido de municipios-, y en maquinaria, material eléctrico y electrónico, y equipos de transporte en el primer periodo. La interpretación de estos resultados puede ser amplia. En primer lugar, resalta el papel de la interdependencia espacial, hecho ya reflejado en el análisis confirmatorio. Las causas de esa mayor interdependencia pueden ser tanto las mejoras de accesibilidad que tienen lugar en ambos periodos, como la existencia de externalidades intermunicipales derivadas de la especialización y, quizá en mayor medida, de la diversificación. Por último no hay que olvidar el hecho de que es esta especificación se recoge adecuadamente la existencia de autocorrelación espacial.

7. CONCLUSIONES

Este trabajo ha analizado la localización de nuevos establecimientos industriales en los municipios de las comunidades autónomas fronterizas con Francia durante el período 1991-1998, haciendo hincapié en la incidencia de la accesibilidad a la red de carreteras de alta capacidad. Se han aplicado técnicas de estadística y de econometría espacial a la entrada de nuevos establecimientos procedentes del Registro de Establecimientos Industriales (REI).

Es importante tener presente que las inversiones en infraestructuras y, en concreto, las inversiones en infraestructuras viarias pueden tener efectos opuestos

desde un punto de vista territorial. Así, y por lo que se refiere a la red de alta capacidad, pueden darse dos tipos de efectos, uno positivo y otro negativo. El efecto positivo consiste en un incremento de la accesibilidad de los municipios inmediatos a dichas infraestructuras y, por consiguiente, una mayor capacidad de atracción de empresas. El efecto negativo, a su vez, consiste en una expulsión de actividad económica desde aquellos territorios que no se han visto directamente afectados por la nueva infraestructura hacia los que sí se han visto beneficiados. Cabe destacar, en todo caso, que esta expulsión puede venir tanto desde los núcleos rurales más alejados de las principales vías de comunicación cómo desde las grandes áreas metropolitanas inmersas en una situación de saturación.

Partiendo de la evidencia empírica mostrada en este trabajo parece que las mejoras de accesibilidad que tuvieron lugar en los años 90 del pasado siglo en Aragón, Cataluña, Navarra y País Vasco han tenido efectos positivos sobre la creación de establecimientos productivos.

Así, el análisis exploratorio muestra como crece la interdependencia espacial en la creación de establecimiento en todo el agregado territorial y para cada una de las distintas agregaciones manufactureras, lo cual es coherente con el incremento de la accesibilidad. Es decir que las inversiones en infraestructuras han incrementado las vinculaciones económicas intermunicipales al mejorar la accesibilidad. Cuando dicho análisis se realiza para cada una de las Comunidades Autónomas por separado, la única que presenta unos resultados parecidos es Cataluña, lo cual parece señalar, que, al menos aparentemente, ésta ha sido la gran beneficiada en términos de movilidad empresarial. Esta hipótesis también es coherente con la concentración de la creación de establecimientos y con el aumento del número de municipios receptores de los mismos, observados en análisis descriptivo.

Aunque en algunas agregaciones manufactureras los resultados del análisis exploratorio no varían significativamente, el análisis de regresión muestra que la accesibilidad es una variable significativa en ambos periodos y en todas las agregaciones manufactureras.

El análisis confirmatorio apoya el efecto positivo de la accesibilidad para casi todas las agregaciones manufactureras, tanto por la significación de dicha variable como por la interdependencia espacial reflejada por los modelos Probit espaciales tipo SAR, y cuyas causas se pueden encontrar también en las economías externas o fuerzas de aglomeración interurbanas.

Los resultados presentados en las páginas precedentes son relevantes debido a sus implicaciones de política económica. En concreto, dado que la accesibilidad a la red de carreteras de alta capacidad determina positivamente la capacidad de recibir nuevas inversiones industriales, las decisiones sobre las inversiones en la red viaria condicionaran en buena medida la evolución económica de los territorios que puedan verse beneficiados por dichas actuaciones. Por lo tanto, las políticas de

promoción local deben seguir un doble enfoque: por un lado, tratar de conseguir el tipo de entorno económico demandado por las empresas (calificación del capital humano, tejido empresarial denso, diversificado y a la vez especializado etc.) y por otro lado, disponer de las infraestructuras viarias clave para asegurar la conexión del mercado local con el resto de mercados.

De todos modos, si partimos de un contexto en que las infraestructuras son financiadas de forma solidaria por todos los territorios, podríamos identificar un efecto perverso consistente en que los fondos aportados por los municipios periféricos sirvieran para expulsar la actividad económica justamente de dichos municipios (Boarnet, 1998). En resumen, sería deseable que, a la vez que se cuantifican los efectos positivos a que hacemos referencia, también se dispusiera de indicadores para cuantificar los negativos. Por desgracia, las bases de datos existentes en España no permiten disponer de información relativa a la relocalización de empresas.

BIBLIOGRAFÍA

- ALAÑÓN, A. (2002): "Estimación del valor añadido per cápita de los municipios españoles en 1991 mediante técnicas de econometría espacial", *Economiaz* 51, pp. 172-194.
- ALAÑÓN, A. y MYRO, R. (2005): "Does neighboring industrial atmosphere matter in industrial location? Empirical evidence from Spanish municipalities", *Estudios de Economía Española* 199, FEDEA.
- ALAÑÓN, A., ARAUZO, J.M., y MYRO, R. (2005): "Accessibility and industrial location. Some evidence from Spain", *Estudios de Economía Española* 214, FEDEA.
- ALAÑÓN, A. (2006): "Análisis espacial de la creación de establecimientos manufactureros en los municipios andaluces", *Revista de Estudios Andaluces*, 76, pp. 135-159.
- ANSELIN, L. (1992): *SpaceStat Tutorial, a book for using SpaceStat in the analysis of spatial data*, Urbana-Champaign, pp. University of Illinois.
- ANSELIN, L. (2002): "Under the Hood. Issues in the Specification and Interpretation of Spatial Regression Models", *Agricultural Economics* 17, pp. 247-267.
- ARAUZO, J.M. (2005): "Determinants of Industrial Location. An application for Catalan Municipalities", *Papers in Regional Science* 84(1), pp. 105-120.
- ASCHAUER, D. (1989): "Is Public expenditure productive?", *Journal of Monetary Economics* 23, pp. 177-200.
- AUDRETSCH, D. B. y FELDMAN, M.P. (1996): "R&D spillovers and the geography of innovation and production", *American Economic Review*, 86, pp. 630-640.
- BOARNET, M.G. (1998): "Spillovers and the locational effects of public infrastructure", *Journal of Regional Science* 38 (3), pp. 381-400.
- CARLINO, G.A. y MILLS, E.S. (1987): "The determinants of county growth", *Journal of Regional Science* 27(1), pp. 39-54.
- CARLINO, G.A. y VOITH, R. (1992): "Accounting for differences in aggregate state productivity", *Regional Science and Urban Economics* 22, pp. 597-617.
- CARLTON, D. (1983): "The location and employment choices of new firms, pp. An econometric model with discrete and continuous endogenous variables", *Review of Economics and Statistics* 65, pp. 440-449.
- CHANDRA, A. y THOMPSON, E. (2000): "Does public infrastructure affect economic activity? Evidence from the rural interstate highway system", *Regional Science and Urban Economics* 30, pp. 457-490.
- CICCONI, A. y HALL, R. (1996): "Productivity and the density of economic activity", *American Economic Review* 86, pp. 54-70.
- DURANTON, G. y PUGA, D. (2000): "Diversity and specialisation in cities, why, where and when does it matters?", *Urban Studies* 37, pp. 533-555.
- ELLISON, G. Y GLAESER, E. (1997): "Geographic Concentration in US Manufacturing Industries, A Dartboard Approach", *Journal of Political Economy* 105, pp. 889-927.
- FIGUEIREDO, O., GUIMARÃES, P. y WOODWARD, D. (2002): "Home-field advantage, pp. location decisions of Portuguese entrepreneurs", *Journal of Urban Economics* 52, pp. 341-361.
- FUJITA, M., KRUGMAN, P. y VENABLES, A.J. (1999): *The Spatial Economy. Cities, Regions and International Trade*, Cambridge, pp. The MIT Press.
- GARCÍA-MILÀ, T. y MCGUIRE, T.J. (1992): "The contribution of publicly provided inputs to states' economies", *Regional Science and Urban Economics* 22, pp. 229-241.
- GLAESER, E.; KALLAL, H.; SCHEINKMAN, J. y SHLEIFER, A. (1992): "Growth in cities", *Journal of Political Economy* 100, pp. 1126-1152.
- GUIMARÃES, P., FIGUEIREDO, O. y WOODWARD, D. (2004): "Industrial location modelling, pp. extending the random utility framework", *Journal of Regional Science* 44, pp. 1-20.
- HAUGHWOUT, A.F. (1999): "State Infrastructure and the Geography of Employment", *Growth and Change* 30, pp. 549-566.
- HAINING, R. (2003): *Spatial Data Analysis, Theory and Practice*, West Nyac, NY, USA, Cambridge University Press.
- HAYTER, R. (1997): *The dynamics of industrial location. The factory, the firm and the production system*, New York, Wiley.

- HOLL, A. (2004a): "Manufacturing location and impacts of road transport infrastructure: Empirical evidence from Spain", *Regional Science and Urban Economics* 34 (3), pp. 341-363.
- HOLL, A. (2004b): "Transport infrastructure, agglomeration economies, and firm birth. Empirical evidence from Portugal", *Journal of Regional Science* 44 (4), pp. 693-712.
- LANASPA, L. F. y SANZ, F. (2004): "Regional Policy and Industrial Location Decisions", *Investigaciones Económicas XXVIII* (1), pp. 67-87.
- LESAGE, J. (2000): "Bayesian estimation of limited dependent variable spatial autoregressive models", *Geographical Analysis* 32, pp. 19-35.
- MAS, M.; MAUDOS, J.; PÉREZ, F. y URIEL, E. (1996): "Infraestructure and Productivity in the Spanish Regions", *Regional Studies* 30(7), pp. 641-649.
- MCCANN, P. y SHEFER, D. (2004): "Location, agglomeration and infrastructure", *Papers in Regional Science* 83 (1), pp. 373-406.
- MCFADDEN, D. (1974): "Conditional logit analysis of qualitative choice behaviour", en P. ZAREMBKA, (Ed.), *Frontiers in Econometrics*, New York, Academic Press, pp. 105-142.
- PUGA, D. (2002): "European regional policies in light of recent location theories", *Journal of Economic Geography* 2, pp. 373-406.
- RICHARDSON, H. (1986): *Economía regional y urbana*, Madrid, Alianza Universidad Textos.
- VILADECANS, E. (2004): "Agglomeration economies and industrial location, pp. city-level evidence", *Journal of Economic Geography* 4(5), pp. 565-582.

ANEXO ESTADÍSTICO

Estimación de los determinantes de la creación de establecimientos manufactureros 1991-1993 y 1994-1998.

Variable dependiente:

Creación de establecimientos a nivel municipal en 1991-1993 y 1994-1998.

Variables explicativas:

ACC = Accesibilidad (varía según el periodo)

CH = Capital humano

CL = Especialización rama manufacturera

DI = Diversificación manufacturera

VAB = Valor añadido municipal

WCL = Fuerzas de aglomeración interurbanas derivadas de la especialización

WLOC (RHO) = Fuerzas de aglomeración interurbana, medida de la autocorrelación espacial

λWu (*lambda*) = Fuerzas de aglomeración interurbana, medida de la autocorrelación espacial

CUADRO 3
ALIMENTACIÓN Y TABACO (1991-1993)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-3.849	0.286	-13.432	0.000	-2.460	0.208	0.000	-2.530	0.167	0.000
ACC	-0.422	0.141	-2.985	0.002	-0.131	0.091	0.078	-0.201	0.081	0.005
CH	2.522	0.589	4.280	0.000	1.198	0.485	0.010	1.416	0.405	0.000
CL	0.015	0.005	3.085	0.002	0.012	0.014	0.124	0.018	0.008	0.000
DI	1.466	0.116	12.620	0.000	1.194	0.152	0.000	1.214	0.114	0.000
VAB	-0.002	0.283	-0.008	0.993	14.316	5.699	0.000	10.290	3.954	0.000
WCL	-0.029	0.054	-0.544	0.585						
RHO					0.145	0.045	0.000			
Lambda								0.084	0.055	0.058
			R-squared	0.13	Pseudo R-sq		-0.18	Pseudo R-sq		0.78

CUADRO 4
ALIMENTACIÓN Y TABACO (1994-1998)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-2.727	0.222	-12.250	0.000	-2.048	0.183	0.000	-2.099	0.178	0.000
ACC	-0.779	0.171	-4.542	0.000	-0.259	0.108	0.007	-0.551	0.111	0.000
CH	1.348	0.488	2.762	0.005	0.762	0.433	0.043	0.996	0.433	0.009
CL	0.013	0.004	3.117	0.001	0.020	0.010	0.014	0.026	0.013	0.001
DI	1.256	0.097	12.871	0.000	1.586	0.133	0.000	1.430	0.116	0.000
VAB	-0.150	0.317	-0.473	0.636	2.529	1.849	0.017	7.379	3.266	0.000
WCL	0.000	0.037	0.000	0.999						
RHO					0.285	0.041	0.000			
Lambda								0.291	0.047	0.000
			R-squared	0.15	Pseudo R-sq		0.61	Pseudo R-sq		0.69

CUADRO 5
TEXTIL, CONFECCIÓN Y CUERO (1991-1993)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-4.391	0.211	-20.81	0.000	-2.292	0.224	0.000	-2.944	0.211	0.000
ACC	-1.772	0.156	-11.31	0.000	-0.164	0.105	0.049	-0.454	0.102	0.000
CH	2.343	0.440	5.314	0.000	-0.189	0.578	0.369	0.614	0.478	0.093
CL	0.161	0.007	21.64	0.000	0.166	0.210	0.000	0.198	0.016	0.000
DI	1.998	0.074	26.81	0.000	1.211	0.156	0.000	1.766	0.137	0.000
VAB	1.089	0.041	26.50	0.000	22.809	0.508	0.000	23.120	0.413	0.000
WCL	0.617	0.035	17.34	0.000						
RHO					0.214	0.022	0.000			
Lambda								0.272	0.026	0.000
			R-squared	0.29	Pseudo R-sq		0.43	Pseudo R-sq		0.45

CUADRO 6
TEXTIL, CONFECCIÓN Y CUERO (1994-1998)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-4.425	0.309	-14.30	0.000	-2.599	0.258	0.000	-2.922	0.205	0.000
ACC	-0.850	0.275	-3.083	0.002	-0.246	0.133	0.033	-0.542	0.146	0.000
CH	1.572	0.682	2.305	0.021	0.739	0.519	0.079	1.044	0.458	0.007
CL	0.120	0.013	8.879	0.000	0.207	0.026	0.000	0.223	0.019	0.000
DI	1.629	0.126	12.90	0.000	1.316	0.166	0.000	1.500	0.125	0.000
VAB	0.133	0.272	0.489	0.624	5.290	2.903	0.002	6.646	3.284	0.000
WCL	0.397	0.055	7.187	0.000						
RHO					0.158	0.044	0.000			
Lambda								0.065	0.053	0.107
			R-squared	0.16	Pseudo R-sq		0.73	Pseudo R-sq		0.83

CUADRO 7
MADERA Y MUEBLES (1991-1993)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-3.845	0.222	-17.30	0.000	-2.913	0.220	0.000	-2.962	0.185	0.000
ACC	-0.352	0.120	-2.913	0.003	-0.118	0.091	0.104	-0.218	0.085	0.001
CH	3.010	0.483	6.225	0.000	2.198	0.489	0.000	2.384	0.409	0.000
CL	0.038	0.020	1.872	0.061	0.005	0.020	0.384	0.026	0.013	0.030
DI	1.488	0.102	14.56	0.000	1.691	0.150	0.000	1.629	0.126	0.000
VAB	-0.272	0.334	-0.815	0.415	4.656	3.701	0.017	9.898	3.860	0.000
WCL	-0.008	0.066	-0.130	0.895						
RHO					0.125	0.044	0.004			
Lambda								0.056	0.055	0.163
			R-squared	0.18	Pseudo R-sq	0.66		Pseudo R-sq	0.81	

CUADRO 8
MADERA Y MUEBLES (1994-1998)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-3.759	0.207	-18.10	0.000	-2.947	0.209	0.000	-3.125	0.182	0.000
ACC	-0.306	0.156	-1.966	0.049	-0.006	0.116	0.486	-0.135	0.098	0.087
CH	3.164	0.451	7.009	0.000	2.444	0.459	0.000	2.809	0.435	0.000
CL	0.021	0.020	1.048	0.294	-0.003	0.019	0.420	0.009	0.013	0.243
DI	1.435	0.097	14.655	0.000	1.809	0.160	0.000	1.756	0.123	0.000
VAB	-0.371	0.359	-1.032	0.301	2.807	2.327	0.027	7.365	3.234	0.005
WCL	-0.004	0.061	-0.072	0.942						
RHO					0.200	0.045	0.000			
Lambda								0.137	0.051	0.005
			R-squared	0.17	Pseudo R-sq	0.70		Pseudo R-sq	0.78	

CUADRO 9
PAPEL E IMPRESIÓN (1991-1993)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-5.629	0.388	-14.47	0.000	-2.798	0.260	0.000	-3.26	0.261	0.000
ACC	-0.836	0.272	-3.072	0.002	-0.143	0.109	0.093	-0.33	0.128	0.003
CH	3.888	0.794	4.891	0.000	1.120	0.596	0.031	1.973	0.562	0.000
CL	0.100	0.024	4.068	0.000	0.063	0.024	0.015	0.068	0.018	0.000
DI	1.844	0.149	12.326	0.000	1.069	0.144	0.000	1.306	0.151	0.000
VAB	-0.002	0.290	-0.010	0.991	10.72	3.582	0.000	9.026	3.426	0.000
WCL	0.181	0.105	1.714	0.086						
RHO					0.092	0.047	0.031			
Lambda								0.050	0.054	0.198
			R-squared	0.20	Pseudo R-sq	0.19		Pseudo R-sq	0.87	

CUADRO 10
PAPEL E IMPRESIÓN (1994-1998)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-4.823	0.351	-13.73	0.000	-2.715	0.233	0.000	-2.997	0.234	0.000
ACC	-1.295	0.388	-3.338	0.000	-0.245	0.156	0.052	-0.565	0.177	0.000
CH	3.005	0.753	3.989	0.000	1.169	0.523	0.015	1.660	0.519	0.000
CL	0.105	0.020	5.196	0.000	0.087	0.020	0.000	0.090	0.016	0.000
DI	1.653	0.139	11.825	0.000	1.150	0.148	0.000	1.298	0.135	0.000
VAB	0.005	0.292	0.018	0.985	7.407	3.423	0.000	8.495	2.751	0.000
WCL	0.158	0.095	1.670	0.094						
RHO					0.114	0.048	0.011			
Lambda								0.034	0.048	0.246
			R-squared	0.19	Pseudo R-sq	0.49		Pseudo R-sq	0.84	

CUADRO 11
QUÍMICA (1991-1993)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-4.690	0.343	-13.66	0.000	-2.663	0.248	0.000	-2.859	0.235	0.000
ACC	-0.636	0.233	-2.727	0.006	-0.199	0.105	0.027	-0.415	0.129	0.000
CH	2.466	0.740	3.330	0.000	0.923	0.570	0.050	1.295	0.534	0.005
CL	0.091	0.013	6.779	0.000	0.129	0.028	0.000	0.108	0.019	0.000
DI	1.525	0.142	10.721	0.000	1.251	0.148	0.000	1.344	0.119	0.000
VAB	-0.088	0.281	-0.312	0.754	3.373	2.057	0.000	6.909	2.873	0.000
WCL	0.338	0.083	4.072	0.000						
RHO					0.133	0.047	0.001			
Lambda								0.032	0.056	0.297
			R-squared	0.22	Pseudo R-sq	0.70		Pseudo R-sq	0.82	

CUADRO 12
QUÍMICA (1994-1998)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-4.349	0.298	-14.55	0.000	-0.273	0.223	0.000	3.057	0.207	0.000
ACC	-1.223	0.332	-3.681	0.000	-0.315	0.138	0.007	-0.666	0.152	0.000
CH	2.916	0.632	4.612	0.000	1.512	0.525	0.001	2.113	0.507	0.000
CL	0.082	0.013	6.200	0.000	0.119	0.025	0.000	0.105	0.018	0.000
DI	1.446	0.128	11.261	0.000	1.367	0.146	0.000	1.481	0.130	0.000
VAB	-0.232	0.319	-0.726	0.467	2.426	1.947	0.024	3.241	1.884	0.013
WCL	0.228	0.073	3.120	0.001						
RHO					0.154	0.044	0.000			
Lambda								0.074	0.055	0.085
			R-squared	0.21	Pseudo R-sq	0.72		Pseudo R-sq	0.79	

CUADRO 13
OTROS MINERALES NO METÁLICOS (1991-1993)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-4.696	0.319	-14.68	0.000	-2.663	0.260	0.000	-2.708	0.201	0.000
ACC	-0.001	0.151	-0.011	0.990	0.024	0.097	0.380	-0.003	0.079	0.499
CH	2.211	0.726	3.042	0.002	0.597	0.563	0.143	0.854	0.489	0.046
CL	0.024	0.010	2.236	0.025	0.021	0.013	0.055	0.019	0.009	0.031
DI	1.673	0.135	12.361	0.000	1.231	0.158	0.000	1.267	0.118	0.000
VAB	0.172	0.284	0.606	0.544	4.021	2.570	0.000	7.665	3.397	0.000
WCL	0.137	0.044	3.103	0.001						
RHO					0.062	0.044	0.091			
Lambda								0.034	0.050	0.248
			R-squared	0.11	Pseudo R-sq	0.53		Pseudo R-sq	0.74	

CUADRO 14
OTROS MINERALES NO METÁLICOS (1994-1998)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-4.262	0.309	-13.793	0.000	-2.529	0.225	0.000	-2.686	0.202	0.000
ACC	-1.038	0.297	-3.486	0.000	-0.282	0.149	0.028	-0.455	0.146	0.000
CH	2.614	0.667	3.917	0.000	0.959	0.0510	0.032	1.282	0.467	0.002
CL	0.033	0.005	5.769	0.000	0.066	0.020	0.000	0.069	0.012	0.000
DI	1.511	0.130	11.558	0.000	1.178	0.145	0.000	1.248	0.123	0.000
VAB	0.064	0.287	0.224	0.822	5.511	3.212	0.002	6.960	2.746	0.000
WCL	0.082	0.045	1.825	0.067						
RHO					0.114	0.048	0.011			
Lambda								0.072	0.052	0.095
			R-squared	0.14	Pseudo R-sq	0.56		Pseudo R-sq	0.77	

CUADRO 15
PRIMERA TRANSFORMACIÓN DE LOS METALES (1991-1993)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-3.510	0.221	-15.837	0.000	-2.673	0.228	0.000	-2.890	0.177	0.000
ACC	-0.720	0.139	-5.151	0.000	-0.291	0.097	0.001	-0.494	0.084	0.000
CH	2.459	0.494	4.975	0.000	1.784	0.498	0.000	2.060	0.395	0.000
CL	0.017	0.004	3.925	0.000	0.056	0.021	0.000	0.077	0.019	0.000
DI	1.423	0.100	14.197	0.000	1.753	0.152	0.000	1.803	0.127	0.000
VAB	-0.352	0.351	-1.002	0.316	3.591	2.834	0.018	8.197	3.312	0.000
WCL	0.093	0.025	3.604	0.000						
RHO					0.214	0.043	0.000			
Lambda								0.107	0.056	0.023
			R-squared	0.22	Pseudo R-sq	0.74		Pseudo R-sq	0.83	

CUADRO 16
PRIMERA TRANSFORMACIÓN DE LOS METALES (1994-1998)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-3.403	0.211	-16.12	0.000	-2.804	0.202	0.000	-3.091	0.207	0.000
ACC	-1.344	0.224	-5.981	0.000	-0.437	0.128	0.000	-0.823	0.154	0.000
CH	3.067	0.450	6.812	0.000	2.583	0.444	0.000	2.934	0.427	0.000
CL	0.016	0.004	3.452	0.000	0.043	0.017	0.001	0.061	0.017	0.000
DI	1.295	0.097	13.33	0.000	1.752	0.158	0.000	1.846	0.154	0.000
VAB	-0.439	0.370	-1.185	0.235	3.654	3.770	0.280	9.096	4.581	0.000
WCL	0.051	0.029	1.782	0.074						
RHO					0.250	0.042	0.000			
Lambda								0.129	0.052	0.000
			R-squared	0.25	Pseudo R-sq	0.78		Pseudo R-sq	0.85	

CUADRO 17
MAQUINARIA (1991-1993)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-4.902	0.317	-15.448	0.000	-2.654	0.248	0.000	-3.101	0.219	0.000
ACC	-0.651	0.197	-3.292	0.001	-0.129	0.096	0.095	-0.298	0.112	0.001
CH	3.514	0.669	5.246	0.000	1.280	0.558	0.012	1.901	0.462	0.000
CL	0.006	0.001	4.136	0.000	0.014	0.008	0.003	0.024	0.009	0.000
DI	1.728	0.131	13.091	0.000	1.124	0.149	0.000	1.365	0.134	0.000
VAB	-0.019	0.289	-0.067	0.946	12.960	4.447	0.000	11.310	3.613	0.000
WCL	0.027	0.010	2.538	0.011						
RHO					0.137	0.048	0.003			
Lambda								0.056	0.055	0.145
			R-squared	0.16	Pseudo R-sq	0.027		Pseudo R-sq	0.87	

CUADRO 18
MAQUINARIA (1994-1998)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-4.244	0.289	-14.65	0.000	-2.745	0.237	0.000	-2.994	0.200	0.000
ACC	-1.563	0.328	-4.766	0.000	-0.322	0.149	0.012	-0.688	0.160	0.000
CH	3.223	0.614	5.246	0.000	1.645	0.495	0.001	2.023	0.479	0.000
CL	0.005	0.001	4.108	0.000	0.023	0.016	0.000	0.039	0.015	0.000
DI	1.538	0.123	12.492	0.000	1.403	0.152	0.000	1.448	0.124	0.000
VAB	-0.126	0.312	-0.404	0.686	4.957	3.437	0.002	9.042	3.380	0.000
WCL	0.020	0.010	1.890	0.058						
RHO					0.188	0.047	0.000			
Lambda								0.098	0.048	0.013
			R-squared	0.22	Pseudo R-sq	0.69		Pseudo R-sq	0.86	

CUADRO 19
ORDENADORES, EQUIPOS DE OFICINA, ETC. (1991-1993)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-7.774	0.859	-9.050	0.000	-2.577	0.281	0.000	-3.105	0.301	0.000
ACC	-3.090	1.296	-2.383	0.017	0.037	0.122	0.387	-0.292	0.174	0.037
CH	5.735	1.478	3.878	0.000	0.492	0.582	0.196	1.330	0.699	0.037
CL	0.065	0.020	3.201	0.001	0.027	0.023	0.106	0.031	0.015	0.036
DI	1.922	0.316	6.083	0.000	0.299	0.197	0.051	0.616	0.178	0.000
VAB	0.305	0.273	1.117	0.264	7.123	2.897	0.000	7.785	2.790	0.000
WCL	0.357	0.239	1.491	0.135						
RHO					0.014	0.051	0.398			
Lambda								0.005	0.057	0.439
			R-squared	0.21	Pseudo R-sq	0.08		Pseudo R-sq		0.91

CUADRO 20
ORDENADORES, EQUIPOS DE OFICINA, ETC. (1994-1998)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-6.287	0.719	-8.736	0.000	-2.602	0.293	0.000	-2.936	0.292	0.000
ACC	-3.489	1.344	-2.594	0.009	-0.099	0.165	0.285	-0.539	0.256	0.008
CH	3.206	1.484	2.160	0.030	0.378	0.696	0.284	0.885	0.637	0.076
CL	0.067	0.016	4.130	0.000	0.042	0.020	0.024	0.045	0.014	0.001
DI	1.886	0.256	7.345	0.000	0.588	0.187	0.001	0.854	0.158	0.000
VAB	0.265	0.287	0.923	0.355	4.195	3.076	0.000	4.190	1.499	0.000
WCL	0.287	0.197	1.455	0.145						
RHO					0.040	0.049	0.203			
Lambda								0.013	0.049	0.405
			R-squared	0.17	Pseudo R-sq	0.57		Pseudo R-sq		0.83

CUADRO 21
EQUIPOS ELÉCTRICOS Y ELECTRÓNICOS (1991-1993)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-5.699	0.474	-12.004	0.000	-2.647	0.262	0.000	-2.973	0.254	0.000
ACC	-1.592	0.447	-3.559	0.000	-0.215	0.126	0.036	-0.488	0.127	0.005
CH	4.124	0.906	4.547	0.000	1.194	0.609	0.028	2.092	0.583	0.000
CL	0.053	0.015	3.454	0.000	0.028	0.018	0.072	0.033	0.012	0.005
DI	1.510	0.193	7.820	0.000	0.630	0.167	0.000	0.776	0.134	0.000
VAB	0.104	0.262	0.398	0.690	6.457	3.200	0.000	7.152	3.062	0.000
WCL	0.330	0.078	4.226	0.000						
RHO					0.059	0.049	0.122			
Lambda								0.023	0.050	0.329
			R-squared	0.18	Pseudo R-sq	0.40		Pseudo R-sq		0.84

CUADRO 22
EQUIPOS ELÉCTRICOS Y ELECTRÓNICOS (1994-1998)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-4.843	0.427	-11.324	0.000	-2.543	0.276	0.000	-2.779	0.236	0.000
ACC	-2.269	0.581	-3.900	0.000	-0.301	0.171	0.026	-0.639	0.178	0.000
CH	2.702	0.908	2.975	0.002	0.948	0.615	0.067	1.352	0.604	0.018
CL	0.065	0.010	6.319	0.000	0.063	0.020	0.000	0.061	0.013	0.000
DI	1.530	0.169	9.013	0.000	0.849	0.170	0.000	0.975	0.123	0.000
VAB	0.080	0.268	0.301	0.762	5.831	3.118	0.000	8.105	2.738	0.000
WCL	0.276	0.073	3.756	0.000						
RHO					0.113	0.049	0.011			
Lambda								0.047	0.053	0.178
				R-squared	0.17	Pseudo R-sq	0.54	Pseudo R-sq		0.839

CUADRO 23
EQUIPOS DE TRANSPORTE (1991-1993)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-5.819	0.446	-13.045	0.000	-2.712	0.272	0.000	-3.228	0.257	0.000
ACC	-1.005	0.348	-2.888	0.003	-0.125	0.117	0.136	-0.327	0.130	0.000
CH	3.925	0.956	4.106	0.000	0.857	0.604	0.087	1.849	0.584	0.003
CL	0.259	0.047	5.4533	0.000	0.203	0.046	0.000	0.192	0.036	0.000
DI	1.805	0.172	10.484	0.000	0.834	0.162	0.000	1.107	0.129	0.000
VAB	-0.009	0.291	-0.030	0.975	5.920	2.978	0.000	6.500	2.402	0.000
WCL	0.131	0.284	0.463	0.643						
RHO					0.052	0.051	0.150			
Lambda								0.037	0.050	0.254
				R-squared	0.15	Pseudo R-sq	0.51	Pseudo R-sq		0.85

CUADRO 24
EQUIPOS DE TRANSPORTE (1994-1998)

Variable	Poisson				SAR			SEM		
	Coef	Std.Er.	z-Stat	Prob.	Coef	Std.D	p-level	Coef	Std.D	p-level
C	-4.518	0.392	-11.49	0.000	-2.557	0.269	0.000	-2.771	0.219	0.000
ACC	-1.953	0.514	-3.797	0.000	-0.306	0.166	0.030	-0.727	0.197	0.000
CH	2.661	0.895	2.972	0.003	1.168	0.626	0.028	0.156	0.035	0.000
CL	0.194	0.047	4.087	0.000	0.173	0.045	0.000	-0.727	0.197	0.000
DI	1.344	0.163	8.203	0.000	0.820	0.139	0.000	0.921	0.123	0.000
VAB	-0.026	0.318	-0.083	0.933	2.445	1.607	0.002	1.924	1.087	0.021
WCL	0.378	0.241	1.564	0.117						
RHO					0.097	0.048	0.022			
Lambda								0.055	0.052	0.148
				R-squared	0.10	Pseudo R-sq	0.60	Pseudo R-sq		0.73

