

Análisis espacial de la creación de establecimientos manufactureros en los municipios andaluces

Ángel Alañón Pardo¹

UCM-Real Colegio Complutense en Harvard University

Recibido, Enero de 2005; Versión final aceptada, Septiembre de 2005.

PALABRAS CLAVE: Localización industrial, Externalidades, Econometría espacial.

KEY WORDS: Industrial location, Externalities, Spatial econometrics.

Clasificación JEL: C21, R30

RESUMEN

En este trabajo se presenta un modelo que explica la localización de los nuevos establecimientos manufactureros en los municipios andaluces en el periodo 1996-1998. Como variables explicativas se incluyen tanto aquellas que hacen referencia a las características internas al municipio como las referidas a los municipios próximos, o externalidades interurbanas. Para ello se utilizan técnicas de estadística y de econometría espacial (BB, Joint count y modelos Probit espaciales). Los resultados muestran la importancia de variables como la accesibilidad o los servicios públicos el poco peso de las externalidades intraterritoriales y la falta de relevancia de las interterritoriales.

ABSTRACT

This paper introduces a model which explains the location of manufacturing establishments in the municipalities of Andalucía from 1996 to 1998. Explanatory variables deal both with internal characteristics of every municipality and with the ones of the surrounding municipalities, that is, interurban externalities. In order to take account of these neighboring characteristics, spatial statistics and econometrics techniques are implemented (BB, Join count statistics and spatial Probit models). Results confirm the relevance of accessibility and public services, the exiguous role of classical externalities and the lack of significance of interurban externalities.

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años se ha renovado el interés por la localización industrial. La progresiva globalización de la economía mundial, la profundización y la extensión de

1. El autor agradece los comentarios y sugerencias de Rafael Myro, del Consejo de Redacción y de los evaluadores anónimos de Revista de Estudios Regionales, quienes no son, en modo alguno, responsables de los errores que pueda contener el texto. Asimismo, agradece la hospitalidad del Real Colegio Complutense en la Universidad de Harvard, donde redactó la versión final del trabajo durante su estancia como *fellow* y miembro del *Research Group on International Economics*.

los procesos de integración económica, así como el auge de la “Nueva Geografía Económica”, son algunas de las razones de este renacimiento del territorio, tanto desde un punto de vista teórico como práctico. En este artículo vamos a estudiar la creación de nuevos establecimientos manufactureros en Andalucía en el periodo 1996-1998. Por un lado, analizaremos si ésta sigue un patrón espacial que pueda reflejar la existencia de fuerzas de aglomeración o externalidades interterritoriales. Esto es, hasta que punto lo que ocurre en un determinado municipio viene condicionado por las características y por el comportamiento de los municipios de su entorno inmediato. En caso afirmativo se estudiará cuál es el alcance territorial de esta influencia. Y, por el otro lado, se contrasta la relevancia como factores de localización de variables como la diversificación, la especialización, la accesibilidad, el capital humano, la imposición, el producto municipal, y las ya citadas externalidades intermunicipales. El aspecto más novedoso de esa estimación radica en la utilización de modelos Probit espaciales. Los resultados confirman la relevancia de los servicios públicos, la accesibilidad, el producto municipal y, en menor medida de la especialización y del capital humano. Sin embargo, y a diferencia de los resultados de otros trabajos para el conjunto de los municipios españoles, la diversificación y las externalidades interterritoriales no son significativas.

El artículo está estructurado en 6 apartados. En el segundo se estudia la creación de establecimientos manufactureros en Andalucía en el periodo 1996-1998 y se realiza un análisis exploratorio para ver si ésta sigue un patrón espacial que refleje la existencia de externalidades interurbanas. A continuación, en el apartado 3, se presentan los determinantes de la localización que se van a considerar en este trabajo. La especificación del modelo se lleva a cabo en el apartado 4, en el que se presentan los modelos Probit espaciales. En el apartado 5 se presentan y comentan los resultados de la estimación. Finalmente, en el apartado 6, se resumen las principales conclusiones.

2. LA CREACIÓN DE ESTABLECIMIENTOS MANUFACTUREROS EN ANDALUCÍA (1996-1998): UN ANÁLISIS ESPACIAL

Antes de comenzar el análisis espacial realizaremos un breve análisis descriptivo con el fin de dar una idea sobre la magnitud del objeto de estudio. En ambos análisis, descriptivo y espacial, se situará la creación de establecimientos manufactureros andaluces dentro del contexto de los municipios peninsulares². El

2. Se excluyen los municipios insulares y las Ciudades Autónomas de Ceuta y de Melilla porque su no continuidad espacial podría sesgar el análisis espacial.

periodo de análisis permite las comparaciones entre Andalucía y el conjunto de la España peninsular ya que la evolución del valor añadido industrial, (VAB), es muy similar en ambos conjuntos. Además, a pesar de no ser muy amplio³, pensamos que el periodo es representativo y no está sesgado por un claro momento cíclico, ya que se incluyen años de crecimiento desigual. Por un lado, tanto en 1997 como en 1998, el VAB crece a buen ritmo, alrededor del 5 por 100. Y, por el otro, en 1996 el crecimiento del VAB es modesto en España, 1,3 por 100, y negativo en Andalucía, -0,47 por 100.

CUADRO 1
CREACIÓN DE ESTABLECIMIENTOS MANUFACTUREROS EN
ANDALUCÍA (1996-1998)

Rama manufacturera	%VAB nacional	Nº de Establecimientos			Nº de municipios		
		Andalu.	Peníns.	%	Andalu.	Peníns.	%
Alimentos y tabaco	16,4	294	2886	10,2	190	1155	16,4
Textil, vestido y cuero	6,0	81	1995	4,0	53	527	10,0
Madera y muebles	6,8	178	2155	8,2	117	853	13,7
Papel e impresión	5,3	45	1006	4,5	38	351	10,8
Productos químicos	7,8	50	1014	4,9	43	440	9,8
Otros minerales no metálicos	9,5	89	868	10,2	64	484	13,2
Primera transformación de los metales	6,9	163	2655	6,1	111	892	12,4
Maquinaria	3,7	70	1116	6,3	48	453	10,6
Ordenadores y material de oficina	n.d.	7	204	3,4	3	87	3,4
Material eléctrico y electrónico	4,7	20	375	5,3	17	196	8,7
Equipos de transporte	7,8	10	304	3,2	10	198	5,0

VAB: Valor añadido bruto; Andalu: Andalucía; Peníns: Península; n.d.: no disponible

Elaboración propia a partir de datos del Registro de Establecimientos Industriales⁴ y de la Contabilidad Nacional y Regional, base 1995, a precios básicos y constantes

Como se puede apreciar en el cuadro 1, la creación de establecimientos manufactureros en los municipios andaluces, aún pareciendo reducida, se corresponde, en términos generales, con el peso de la región en el valor añadido bruto nacional. Atendiendo únicamente a ese factor no cabría esperar que en los últimos años

3. El Registro de Establecimientos Industriales no ofrece datos posteriores a 1998 en formato procesable y 1995 es la fecha de referencia de algunas de las variables utilizadas en apartados posteriores.
4. El autor agradece a Josep María Arauzo la utilización de su base de datos del REI.

haya variado significativamente la tendencia, ya que el peso de las manufacturas andaluzas no ha experimentado cambios importantes. No obstante, y como se verá en apartados posteriores, la creación de establecimientos depende también de otras variables. Si en vez de considerar el número de establecimientos tenemos en cuenta el número de municipios elegidos como emplazamiento la participación andaluza aumenta.

Además del análisis descriptivo es interesante determinar si la creación de establecimientos manufactureros sigue un determinado patrón espacial. Como refleja la literatura sobre economía regional y urbana⁵, algunas actividades económicas tienden a aglomerarse en el espacio, para beneficiarse de la proximidad, mientras que otras optan por la dispersión, ya que la distancia les confiere poder monopólico.

Si la creación de establecimientos sigue un patrón espacial de concentración, éste puede obedecer a la existencia de externalidades interterritoriales que actúen como fuerzas de aglomeración interurbanas. Así, por ejemplo, los beneficios de las externalidades marshallianas (un mercado de trabajo especializado local, *inputs* locales no comercializables y desbordamientos locales de información) no tienen por qué estar restringidos al área del cual surgen, sino que pueden ir más allá y afectar a los establecimientos de territorios cercanos (Ellison y Glaeser, 1997). De una forma similar, la "Nueva Geografía Económica" reconoce distintos grados de agregación territorial dentro de los cuales éstas externalidades tendrían lugar. Este sería el caso de áreas muy reducidas, como la ciudad italiana de Prato, y también el de territorios pertenecientes a distintas regiones o estados, como es el caso del "Manufacturing Belt" estadounidense o la "Hot Banana" europea (Ottaviano y Puga, 1998).

Tanto si la creación de nuevos establecimientos manufactureros en los municipios andaluces sigue un patrón espacial, ya sea de dispersión o de concentración, este hecho se reflejará en la existencia de autocorrelación o dependencia espacial. Esto se puede contrastar aplicando el BB Joint Count test de dependencia espacial. Dicho test se define de la siguiente forma⁶:

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

donde w_{ij} es el elemento i - j de una matriz de ordenación espacial W , que refleja la posible interacción entre cada par de municipios i y j . Y LOC es una variable que refleja la creación de nuevos establecimientos de una determinada rama manufac-

5. Véanse por ejemplo McCann (2001) o Hoover (1948).

6. Para ampliar información véanse Anselin (1992) o Cliff y Ord (1980).

tura en cada municipio a lo largo de un periodo de tiempo. *LOC* toma los valores 1, si ha habido creación de establecimientos, y 0, en caso contrario. Un valor significativo y positivo del estadístico señala la existencia de autocorrelación espacial positiva. En ese caso, indicaría que los valores similares de la variable, tanto altos como bajos, tienden a ubicarse en localizaciones próximas, esto es, una tendencia a aglomeración, Si el valor es significativo y negativo el estadístico refleja una tendencia a la dispersión.

En las Figuras 1 y 2 se muestra la significación de los estadísticos BB Joint Count para la creación de establecimientos manufactureros en los municipios andaluces y en el conjunto de municipios españoles peninsulares en el periodo 1996-1998, y en el cuadro 2 sólo para los municipios andaluces. Los test se han calculado para 11 actividades manufactureras y para un conjunto de matrices de ordenación espacial construidas a partir de umbrales de distancia⁷.

En el conjunto de los municipios españoles se observa un patrón de autocorrelación espacial positiva decreciente con la distancia similar al obtenido en Alañón y Myro (2005), donde sólo varía el periodo de análisis (1991-1995). La creación de establecimientos está autocorrelacionada positivamente en todas las agregaciones manufactureras. La autocorrelación desaparece entre los 150 y los 200 kilómetros. La máxima significación estadística, cuando las externalidades interurbanas serían más fuertes, se alcanza entre los 20 y los 30 kilómetros. Ese umbral de máxima significación es similar a las hipótesis planteadas y a los resultados obtenidos en Viladecans (2001, 2003 y 2004), para los municipios españoles mayores de 15.000 habitantes y en Rosenthal y Strange (2003), para los municipios estadounidenses. Así, en Viladecans (2001 y 2003) se considera municipios pertenecientes al mismo área económica a los municipios que no distan más de 30 kilómetros. En Viladecans (2004) los resultados de la *I* de Moran son más significativos para los 20 kilómetros. Y, finalmente, en Rosenthal y Strange (*op. cit.*) los efectos aglomerativos tienen como límite los 20 kilómetros.

Sin embargo, en el caso andaluz los resultados no son tan evidentes. Mientras que en el conjunto de los municipios españoles el estadístico *z* alcanza una significación máxima que oscila entre 30 y 70, según la rama manufacturera, en Andalucía dicho estadístico apenas sobrepasa el 2 como media, cuadro 2. En Andalucía en la mayor parte de las ramas la máxima significación se alcanza para los 15 kilómetros. A ese respecto destacan papel e impresión, con un 4,8, maquinaria, con un 5,9, química, con un 3,3, y textil, vestido y cuero, con un 2,4. Por otro lado, primera transformación de los metales consigue su máxima significación estadística, 5,4 para los 20 kilómetros.

7. En cada matriz el elemento w_{dij} toma el valor 1 cuando la distancia entre los municipios *i* y *j* es menor o igual a *d* kilómetros, y 0 en el caso contrario.

Estos resultados pueden reflejar la debilidad de las externalidades o fuerzas de aglomeración interurbanas en las manufacturas andaluzas, hecho que se contrastará más adelante.

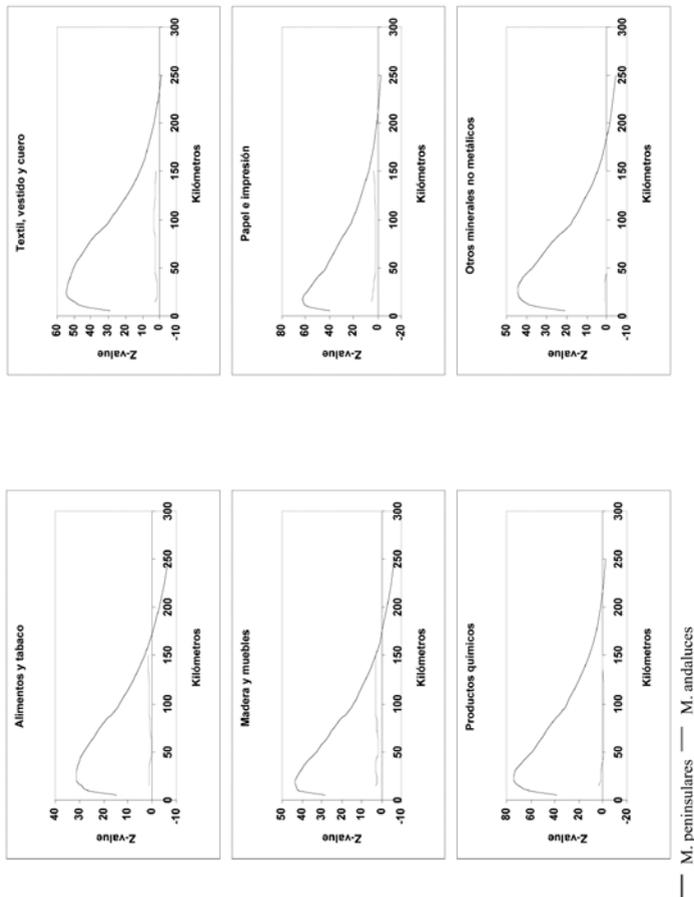
Esta disparidad de resultados entre los municipios peninsulares y los municipios andaluces puede obedecer a distintas causas. Por un lado, a la menor participación de la industria andaluza en la economía regional, un 11 por 100 frente al 18 por 100 nacional. Y, por el otro, a la gran extensión territorial de Andalucía. De tratarse de un territorio más reducido las distancias serían menores y la probabilidad de que la producción se concentrase y de que se generasen externalidades interurbanas sería mayor.

3. LOS DETERMINANTES DE LA LOCALIZACIÓN

Dado que en este artículo nos vamos a centrar en el papel de las externalidades interurbanas en la localización no vamos a realizar un análisis exhaustivo sobre los determinantes de ésta⁸. Generalmente, éstos se suelen agrupar en categorías tales como factores de oferta, de demanda, y economías y deseconomías externas (Guimaraes *et al*, 2004). Por el lado de la oferta vamos a tener en cuenta el capital humano, los servicios públicos y la accesibilidad. Por el de la demanda incluiremos solamente el producto municipal. Finalmente, también tendremos en cuenta tanto las economías externas espaciales intraurbanas, distinguiendo entre las derivadas de la especialización y las que surgen de la diversificación manufacturera, como las interurbanas.

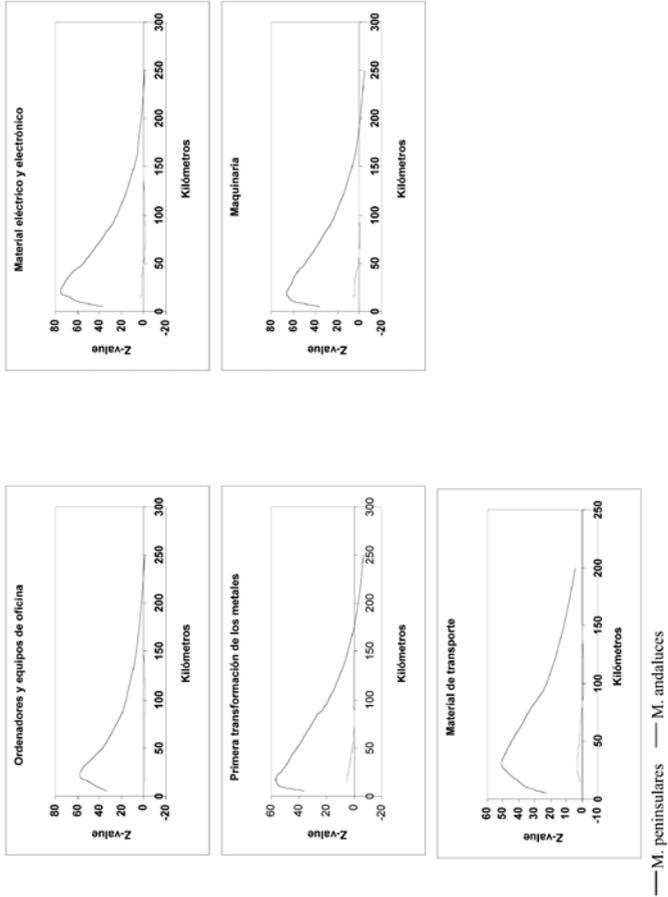
8. Para ampliar información sobre los determinantes de la localización industrial véanse, por ejemplo, Hayter (1997), Guimarães *et al* (2000), Figueiredo *et al* (2002) o Guimarães *et al* (2004).

FIGURA 1
AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL EN LA CREACIÓN DE ESTABLECIMIENTOS MANUFACTUREROS (1996-1998)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Registro de Establecimientos Industriales

FIGURA 2
AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL EN LA CREACIÓN DE ESTABLECIMIENTOS MANUFACTUREROS (1996-1998)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Registro de Establecimientos Industriales

En este artículo consideramos que el capital humano es un factor relacionado positivamente con las decisiones de localización. 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.

Al igual que en el caso anterior, pensamos que la dotación de servicios públicos también incrementa el atractivo de los emplazamientos, incluso cuando ello pueda suponer costes adicionales, como por ejemplo una imposición más elevada.

CUADRO 2
SIGNIFICACIÓN DE LA AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL EN LA
CREACIÓN DE ESTABLECIMIENTOS MANUFACTUREROS EN LOS
MUNICIPIOS ANDALUCES 1996-1998 (Z-VALUES)

Agrupaciones manufactureras	Distancia kilométrica							
	15	20	30	40	50	80	100	150
Alimentos y tabaco	1,5	1,4	1,5	1,0	0,5	0,9	1,5	1,9
Textil, vestido y cuero	2,4	1,5	1,5	2,2	2,4	2,7	2,9	1,8
Madera y muebles	2,7	2,3	3,1	2,6	1,7	2,4	3,0	3,0
Papel e impresión	4,8	3,9	3,0	2,3	1,5	1,2	1,6	2,9
Productos químicos	3,3	2,4	1,9	0,4	-0,2	-0,8	-0,1	0,4
Otros minerales no metálicos	1,0	1,2	1,0	0,6	0,3	0,2	-0,1	0,4
Primera transformación de los metales	4,9	5,4	3,8	2,1	1,3	0,3	0,6	1,0
Maquinaria	5,9	5,3	4,5	2,7	1,3	-0,3	0,3	0,2
Ordenadores y material de oficina	-0,2	-0,2	-0,3	-0,4	-0,5	-0,8	-1,0	0,6
Material eléctrico y electrónico	3,0	2,3	2,3	1,6	0,8	-1,2	-0,7	0,6
Equipos de transporte	1,1	2,1	2,7	2,4	1,7	-0,5	-0,7	-0,4

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Registro de Establecimientos Industriales

Por lo general, y sobre todo para las pequeñas y medianas empresas, el municipio en que se radica un establecimiento suele ser el mercado más accesible, cuando no el principal o el único. Por ello, es de esperar que cuanto mayor sea el volumen de actividad o el producto de un municipio mayor será el mercado inmediato al que un potencial establecimiento productivo podrá abastecer.

Mejor accesibilidad supone menores costes de transporte, o, lo que es lo mismo, un mayor mercado potencial. En el terreno empírico hay numerosos estudios donde se demuestran los efectos positivos de las infraestructuras de transporte

(García-Milà y McGuire, 1992; Carlino y Mills, 1987; Carlino y Voith, 1992). Centrándonos en nuestro entorno más cercano, el efecto positivo de la accesibilidad sobre la localización industrial se muestra en Holl (2004a), para el caso de los municipios españoles, y en Holl (2004b) para los *concelhos* portugueses.

La primera fuente de economías externas espaciales que vamos a considerar es la especialización productiva. La especialización da lugar a las tradicionales externalidades marshallianas (definidas en el apartado anterior) y a conceptos similares como el de economías de localización Richardson (1986), o, siguiendo una literatura más reciente, a externalidades tipo MAR (Marshall, Arrow y Romer) (Glaeser *et al.*, 1992).

La diversificación, propia de grandes aglomeraciones urbanas, da lugar a otras economías externas clásicas en la literatura urbana y regional: las economías de urbanización (Richardson, 1986), o del tipo Jacobs (Glaeser *et al.*, *op. cit.*). Como se recoge en Duranton y Puga (2000) la creación de nuevas plantas industriales está sesgada hacia las ciudades más diversificadas.

Finalmente, tenemos las externalidades o fuerzas de aglomeración interurbanas. Generalmente, el estudio de las externalidades interterritoriales se ha limitado a contextos interregionales. Sin embargo, podemos encontrar ejemplos que las consideran a una escala territorial más desagregada, ya sea implícitamente, como en Ellison y Glaeser (1997), o explícitamente, como en Alañón (2004). En el caso de la localización manufacturera el antecedente más cercano es Alañón y Myro (2005). En dicho trabajo se contrasta positivamente la existencia de fuerzas de aglomeración interurbanas para el conjunto de municipios españoles para el periodo 1991-1995. En un sentido amplio, estas externalidades no son más que la manifestación interterritorial de los determinantes de la localización expuestos más arriba. Así, es lógico pensar que los empresarios no se limiten a considerar únicamente las características de un municipio dado sino que vayan más allá. Esto es, que prefieran que el municipio en el que se localicen disfrute de un entorno territorial inmediato que también pueda suministrarles mano de obra cualificada, tenga una accesibilidad elevada y una buena dotación de servicios públicos, que sea un mercado potencial atractivo, y que pueda generar economías externas espaciales.

4. ESPECIFICACIÓN ECONOMÉTRICA

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

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

donde X_{in} hace referencia a las características locales y ε_{ij} es una variable aleatoria independiente. Por tanto, nuestro empresario se ubicará en el municipio i si el beneficio potencial es mayor que en cualquier municipio m , perteneciente a la Comunidad Autónoma. Esto es

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

donde $i \neq m$. El beneficio obtenido depende de un conjunto de características, y generalmente se expresa como una combinación lineal de éstas (Figueiredo *et al*, *op. cit*). Por tanto, en nuestro caso, el beneficio dependerá también de las características de los territorios vecinos

$$(4) \quad \pi_{ij} f(X_{in}, WX_n)$$

donde WX_n hace referencia a las características de los municipios vecinos. De este modo podríamos sustituir WX por $W\pi_{ij}$ de forma que

$$(5) \quad \pi_{ij} f(X_{in}, W\pi_{ij})$$

Dado que no es posible observar π_{ij} (Ellison and Glaeser, 1997), la variable dependiente de los modelos de localización es, generalmente, el empleo o el número de establecimientos creados en un determinado periodo de tiempo -la variable LOC del apartado 2. Por tanto, partiendo de la expresión (4) LOC se puede expresar como una combinación lineal de las variables explicativas

$$(6) \quad LOC_{ij} = \sum_n \beta_n X_{in} + \sum_n \rho_n WX_{in} + \varepsilon_{ij}$$

Las decisiones de localización se suelen estimar utilizando modelos de variable dependiente limitada, tales como Logit, Probit, Binomial Negativa o Poisson⁹. No obstante, dado que en las expresiones (4) y (5) se hace depender a LOC_{ij} de lo que ocurre en los municipios vecinos, el supuesto de que ε_{ij} se distribuya de manera independiente es demasiado fuerte. Como se mostró en el apartado 2, aunque débilmente, la creación de establecimientos manufactureros en Andalucía está autocorrelacionada espacialmente. La existencia de dependencia especial univariante en LOC_{ij} no implica necesariamente que los residuos derivados de la estimación de

9. Por ejemplo Arauzo (2002), Holl (2004a y 2004b) o Guimaraes *et al* (2004).

la expresión (6) estén también autocorrelacionados. Sin embargo, es posible que sea así, por lo que la potencial dependencia espacial ha de tenerse en cuenta en el modelo de regresión.

La existencia de autocorrelación espacial invalida el uso de la mayoría de las técnicas de estadística y de econometría¹⁰. Por ello, para obtener estimaciones fiables, dicha autocorrelación ha de tratarse adecuadamente. Sin embargo, en la literatura sobre localización industrial, si exceptuamos el trabajo de Alañón y Myro (2005), no hay referencias a la existencia de autocorrelación espacial¹¹.

La autocorrelación espacial presente en los datos o en los procesos espaciales puede tratarse de distintas formas. Generalmente, o bien se elimina del conjunto de datos¹², o bien se incluye en la especificación del modelo. Dos de las posibilidades más usuales para incorporarlas a los modelos son los denominados modelos “lag”, de dependencia espacial sustantiva o de variable dependiente autorregresiva, por un lado, y el modelo “error” o de dependencia residual, por el otro.

Como se ha mencionado en el párrafo anterior los modelos “lag” incluyen una variable dependiente autorregresiva, Wy , como variable dependiente

$$(7) \quad y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon$$

donde y es un vector $n \times 1$ de observaciones de la variable dependiente; ρ es el coeficiente espacial autorregresivo, W es una matriz de ordenación espacial $n \times n$; X es una matriz $n \times k$ de observaciones de las variables explicativas que lleva asociado un vector $k \times 1$ de coeficientes β ; y ε es un vector $n \times 1$ de errores distribuidos normalmente con media 0 y varianza constante σ^2 .

Y los modelos “error” tratan la dependencia espacial mediante un retardo espacial del término de error

$$(8) \quad \begin{aligned} y &= X\beta + u \\ u &= \lambda Wu + \varepsilon \\ \varepsilon &\approx N(0, \sigma^2 I) \end{aligned}$$

donde λ es el coeficiente del término de error autocorrelacionado.

10. Véase Anselin (1988) para más información sobre autocorrelación espacial y técnicas de Econometría Espacial.

11. Aunque en los últimos años estas técnicas se han difundido bastante, todavía su uso no está generalizado entre los economistas, tal y como se reflejaba en Anselin y Florax (1994).

Tanto la variable dependiente autocorrelacionada espacialmente como los términos de error autocorrelacionados en el modelo "error" reflejan la existencia de dependencia espacial y pueden tratarla adecuadamente. La dependencia espacial, además, es susceptible de interpretación económica. Ese hecho se aprecia claramente en la formulación de los modelos "lag", expresión (7), y en su forma reducida, expresión (9), ya que se hace depender lo que ocurre en un territorio de lo que ocurre en los municipios vecinos:

$$(9) \quad y = (I - \rho W)^{-1} X \beta + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon$$

Para tratar la autocorrelación espacial y, además, reflejar el efecto potencial de los municipios vecinos es necesario un modelo de variable dependiente limitada espacial. Cuando hay autocorrelación espacial las especificaciones comunes con modelos Logit, Poisson y Probit se descartan ya que ε no sigue una distribución normal, por lo que la especificación multivariante resultante es intratable en los modelos Logit y Poisson, y la estimación Probit convencional es inconsistente (Anselin, 2002, p. 8). Por tanto, hemos de abandonar el marco de maximización del beneficio aleatorio. En esta situación los modelos Probit espaciales, tanto "lag" como "error", son casi la única opción factible de estimar modelos de localización en presencia de autocorrelación espacial¹³.

Siguiendo a Anselin (2001) y a Fleming (2004) existen varias posibilidades de estimar modelos Probit espaciales¹⁴: el método generalizado de los momentos (GMM) para modelos "error" (Pinkse and Slade, 1988); la aproximación "Expectation-Maximization" (EM) para los modelos "error" (McMillen, 1995); o los estimadores de simulación como por ejemplo el Gibbs Sampler (LeSage, 1997 y 2000; y Smith y LeSage, 2002) etc.

Para la estimación de los modelos Probit espaciales hemos elegido la aproximación bayesiana del Gibbs Sampler propuesta en LeSage (1997). Aunque tiene algunos inconvenientes¹⁵, se trata del más flexible de los modelos espaciales de variable dependiente limitada ya que puede incorporar tanto dependencia espacial

12. Por ejemplo aplicando filtros espaciales, mejorando el conjunto de datos, o empleando técnicas robustas para que no afecte a los resultados.
13. No obstante, en Kaiser y Cressie (1997) se desarrolla un auto-modelo Poisson que permite dependencia espacial mediante la especificación de distribuciones condicionadas como la Poisson winsorizada.
14. Véase Fleming (2004) para una discusión más completa sobre las distintas técnicas de estimación para modelos Probit espaciales.
15. "...no tratan adecuadamente la plena simultaneidad" (Anselin, 2001).

tipo "lag" como "error" además de heteroscedasticidad¹⁶ general de forma desconocida (Fleming, op. cit., pp. 166-167).

Por tanto la especificación de nuestro modelo será la siguiente:

$$(10) \quad LOC_{ij} = f(Ch_i, Cl_{ij}, Di_i, Vab_j, Sp_i, Acc_j, Fai_i)$$

Donde LOC_{ij} , la variable dependiente, toma el valor 1 si en el periodo 1996-1998 se han creado establecimientos de la rama manufacturera j en el municipio i , y 0 en el caso contrario. Los datos proceden del Registro de Establecimientos Industriales.

Ch_i es una medida del capital humano calculada como el porcentaje de población mayor de 10 años de edad con, al menos, estudios secundarios terminados. Los datos proceden del Censo de Población de 1991¹⁷. Su signo esperado es positivo.

Cl_{ij} pretende reflejar las economías externas de marshallianas, de localización o tipo MAR y está construido como el clásico cociente de localización

$$(11) \quad Cl_{i,j} = (E_{ij} / E_i) / (E_j / E_T)$$

Donde E_{ij} es el empleo total en la rama manufacturera j en el municipio i ; E_i el empleo total en dicho municipio; E_j es el empleo total nacional en dicha actividad; y E_T el empleo total nacional en la actividad manufacturera considerada. Se han utilizado los últimos datos de ocupación disponibles, que corresponden al Censo de Locales de 1990. Su signo esperado es positivo.

Di_i quiere reflejar las economías externas derivadas de la diversificación, economías de urbanización (Richardson, 1986), o del tipo Jacobs (Glaeser *et al*, 1992). Se ha construido como la corrección de la inversa del índice de Hirschman-Herfindahl propuesta en Duranton y Puga (2000):

$$(12) \quad Di_i = 1 / \sum_j / s_j - s_j /$$

16. $\varepsilon = N(0, \sigma^2 V), V = \text{diag}(v_1, v_2, \dots, v_n)$

17. Aunque en la base de datos SIMA del Instituto de Estadística de Andalucía hay datos de educación referidos a 1996 dado que éstos presentan lagunas para algunos municipios hemos optado por utilizar la información censal.

Donde s_j 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 de 1990. Su signo esperado es también positivo.

Vab_i es una medida del mercado potencial del municipio i utilizando como indicador el valor añadido municipal. Se ha tomado de Alañón (2002) y su signo esperado es positivo.

Sp_i , son los servicios públicos del municipio. Para su medición se han utilizado dos indicadores. El primero tiene en cuenta el alumbrado público por kilómetro cuadrado. El segundo recoge la cuota media por recibo del impuesto sobre bienes inmuebles, ya que se considera que cuanto más alta sea ésta, mayores serán los servicios públicos de que disfrutarán los habitantes de dicho municipio. Ambos indicadores están referidos a 1995, la fuente de la información es el banco de datos SIMA del Instituto Estadístico de Andalucía y su signo esperado es también positivo.

Acc_i recoge la accesibilidad municipal y está calculada como el tiempo medio de acceso del municipio a la red de carreteras de alta capacidad calculado mediante Sistemas de Información Geográfica¹⁸. El signo esperado es negativo, ya que a menor tiempo necesario mayor accesibilidad.

Finalmente, Fai_i es una medida de las fuerzas de aglomeración o externalidades interurbanas que afectan al municipio i . Como indicador se van a emplear los términos autorregresivos espaciales tanto de los modelos "lag" como de los modelos "error". Dado que, como se recogió en el apartado 2, el alcance territorial de la dependencia espacial en la creación de establecimientos manufactureros en Andalucía es muy limitado, como matriz de ordenación espacial se empleará una matriz binaria de contigüidades cuyos elementos, w_{im} , tomarán el valor 1 si los municipios i y m son colindantes y 0 en caso contrario.

5. RESULTADOS EMPÍRICOS

De acuerdo con lo expuesto en el apartado anterior, se han estimado modelos Probit convencionales, y modelos Probit espaciales, tanto tipo "error" como tipo "lag", para cada agregación manufacturera.

Como se puede apreciar en el cuadro 3, y de forma ampliada en el anexo I, los resultados muestran la inexistencia de externalidades interurbanas y de externalida-

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

des provocadas por la diversificación manufacturera¹⁹. Los factores de localización más relevantes son, por orden de importancia, el mercado²⁰, la accesibilidad, los servicios públicos²¹, el capital humano, y, en menor medida, la especialización.

Estos resultados contrastan con los obtenidos por Alañón y Myro (2005) para los municipios españoles en el periodo 1991-1995, donde tanto los parámetros espaciales como el resto de de indicadores comunes con este trabajo (capital humano, diversificación, especialización y mercado) son significativos y presentan el signo esperado.

CUADRO 3
RESUMEN DE LAS ESTIMACIONES*

Rama manufacturera	Ch	Cl	Vab	Sp	Acc
Alimentos y tabaco				•	•
Textil, vestido y cuero	•	•	•		
Madera y muebles		•	•	•	•
Papel e impresión	•		•		•
Productos químicos	•	•	•	•	•
Otros minerales no metálicos		•	•	•	•
Primera transformación de los metales	•		•	•	•
Maquinaria	•		•		•
Material eléctrico y electrónico	•		•		
Equipos de transporte	•		•		•

*El escaso número de observaciones para Ordenadores y equipos de oficina impidió realizar las estimaciones para esta agregación manufacturera

Sólo en cuatro ramas (textil, madera, química y minerales no metálicos) hay evidencia de economías de localización. Dos de ellas, la química y los minerales no metálicos, tienen un alto componente locacional, ya que están fuertemente ligadas al suelo. El poco peso de estas economías externas puede deberse también a la menor participación relativa de la industria andaluza en la economía regional.

El poco peso de la autocorrelación espacial reflejado en el análisis exploratorio del apartado 2 se traduce en resultados muy parecidos independientemente de la técnica de estimación utilizada. Sólo el parámetro autorregresivo del término de error en madera y muebles es apenas significativo. Algunas de las posibles explicaciones de la ausencia de fuerzas de aglomeración interurbana en las manufacturas anda-

19. Por esta razón se repitieron las estimaciones sin incluir esta variable.
20. Los coeficientes estimados son muy bajos debido a que se han utilizado unidades de medida muy elevadas.
21. Para los servicios públicos ofreció mejores resultados el indicador construido a partir de los impuestos.

luzas ya se avanzaron en el apartado 2: poco peso industrial y elevada extensión territorial. A éstos habría que añadir el escaso papel que parecen jugar las economías externas espaciales a escala urbana. Si dentro de los municipios las economías de aglomeración no generan muchas ventajas, o son irrelevantes, como en el caso de las derivadas de la diversificación, es razonable pensar que su proyección interurbana sea todavía menor o nula.

6. CONCLUSIONES

En este artículo se ha analizado la creación de establecimientos manufactureros en Andalucía en el periodo 1996-1998 desde una perspectiva espacial. El análisis exploratorio muestra un patrón de autocorrelación espacial positiva apenas significativo para la mayoría de las ramas, mientras que para el conjunto de España la significación es elevada. Este último resultado, posible indicio de la presencia de externalidades interterritoriales en el conjunto de las manufacturas peninsulares, es parecido a los resultados obtenidos en Alañón y Myro (2005), dónde se demuestra su existencia para periodos anteriores. El análisis confirmatorio se lleva a cabo con modelos Probit espaciales que pueden tratar adecuadamente la existencia de autocorrelación espacial. Sin embargo, los resultados ratifican la poca importancia de las fuerzas de aglomeración interurbanas en las manufacturas andaluzas. Este hecho puede estar causado por el menor peso de las manufacturas andaluzas, por la elevada extensión territorial de la Comunidad Autónoma, que contrasta con la reducida creación de establecimientos en la región, y por el escaso papel de las economías externas espaciales intraterritoriales o intraurbanas. De hecho, para la creación de establecimientos manufactureros las únicas externalidades que juegan un papel relevante son las derivadas de la especialización, y sólo en cuatro ramas. En cambio, el mercado, la accesibilidad, los servicios públicos y el capital humano sí son variables significativas en la mayoría de las agrupaciones manufactureras.

BIBLIOGRAFÍA

- ALAÑÓN, A. (2004): "Un modelo espacial de renta per cápita regional: evidencias provincial, comarcal y municipal", *Investigaciones Regionales*, 4, pp.99-114.
- ALAÑÓN, A. (2002): "Estimación del valor añadido per cápita de los municipios españoles en 1991 mediante técnicas de econometría espacial", *Ekonomiaz*, 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.
- ANSELIN, L. (2004): "Under the Hood. Issues in the Specification and Interpretation of Spatial Regression Models", *Agricultural Economics*, 17, pp. 247-267.
- ANSELIN, L. (2001): "Spatial Probit Models", presentación disponible en <http://sal.agecon.uiuc.edu/courses/se/se2001/spProbit.html>.
- ANSELIN, L. (1992): *SpaceStat Tutorial, a book for using SpaceStat in the analysis of spatial data*, Urbana-Champaign, University of Illinois.
- ANSELIN, L. (1988): *Spatial econometrics, Methods and models*, Dordrecht, Kluwer Academic.
- ANSELIN, L. y FLORAX, R. (1994): "Introduction", en L. ANSELIN, R. FLORAX (Eds), *New Directions in Spatial Econometrics*, Berlin, Springer.
- ARAUZO, J. M. (2002): "Determinants of Industrial Location. An application for Catalan Municipalities", *Estudios sobre la Economía Española*, Working Paper N° 138, FEDEA, Madrid.
- 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. W. (1983): "The Location and Employment Choices of New Firms: An Econometric Model with Discrete and Continuous Endogenous Variables", *Review of Economics and Statistics*, 65 pp. 440-449.
- CLIFF, A. D. y ORD, J. K. (1980): *Spatial processes: models & applications*, London, Pion.
- 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. L. (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: location decisions of Portuguese entrepreneurs", *Journal of Urban Economics*, 52, pp. 341-361.

- FLEMING, M. M. (2004): "Techniques for estimating spatially dependent discrete choice models" en L. ANSELIN, R. J. G. M. FLORAX y S. J., REY (Eds.), *Advances in Spatial Econometrics, Methodology, Tools and Applications*, Berlin, Springer, pp, 145-167.
- 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. L.; 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 modeling: extending the random utility framework", *Journal of Regional Science*, 44, pp.1-20.
- GUIMARÃES, P.; FIGUEIREDO, O. y WOODWARD, D. (2000): "Agglomeration and the Location of Foreign Direct Investment in Portugal", *Journal of Urban Economics*, 47, pp. 115-135.
- 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", *Journal of Regional Science and Urban Economics*, 34, pp. 341-364.
- HOLL, A. (2004b): "Transport infrastructure, agglomeration economies, and firm birth, Empirical evidence from Portugal", *Journal of Regional Science*, 44, pp. 693-712.
- HOOVER, E. M. (1948): *The location of Economic Activity*, New York, McGraw-Hill.
- KAISER, M.S. y CRESSIE, N. (1997): "Modeling Poisson variables with positive spatial dependence", *Statistics & Probability letters*, 35, pp. 423-432.
- LESAGE, J. P. (2000): "Bayesian estimation of limited dependent variable spatial autoregressive models", *Geographical Analysis*, 32, pp. 19-35.
- LESAGE, J. P. (1997): "Bayesian Estimation of Spatial Autoregressive Models", *International Regional Science Review*, 20, pp. 19-35.
- MCCANN, P. (2001): *Urban and Regional Economics*, Oxford, Oxford University Press.
- MCFADDEN, D. (1974): "Conditional logit analysis of qualitative choice behaviour", en P. ZAREMBKA, (Ed.), *Frontiers in Econometrics*, New York, Academic Press, pp. 105-142.
- MCMILLEN, D. P. (1995): "Spatial effects in Probit models: a Monte Carlo investigation", en L. ANSELIN y R. FLORAX (Eds.), *New Directions in Spatial Econometrics*, Berlin, Springer, pp. 189-228.

- OTTAVIANO, G. I. P. y PUGA, D. (1998): "Agglomeration in the Global Economy: A survey of the "New Economic Geography", *World Economy*, 21(6), pp. 707-731.
- PINKSE, J. y SLADE, M. (1988): "Contracting in Space: An Application of Spatial Statistics to Discrete-Choice Models", *Journal of Econometrics*, 85, pp. 125-154.
- RICHARDSON, H. W. (1986): *Economía regional y urbana*, Madrid, Alianza Universidad Textos.
- ROSENTHAL, S. S. y STRANGE, W. C. (2003): "Geography, industrial organization and agglomeration", *The review of Economics and Statistics*, pp. 377-393.
- SMITH, T. y LESAGE, J. P. (2002): "Bayesian Probit Model with Spatial Dependencies", disponible en www.spatial-econometrics.com.
- VILADECANS-MARSAL, E. (2004): "Agglomeration economies and industrial location: city-level evidence", *Journal of Economic Geography*, 4, pp. 562-582.
- VILADECANS-MARSAL, E. (2003): "Economías externas y localización del empleo industrial", *Revista de Economía Aplicada*, 31, pp. 5-32.
- VILADECANS-MARSAL, E. (2001): "La concentración territorial de las empresas industriales: un estudio sobre el tamaño de las empresas y su proximidad geográfica", *Papeles de Economía Española*, 89-90, pp. 308-321.

ANEXO
ESTIMACIONES COMPLETAS

Alimentos y tabaco # of 0's, # of 1's = 571, 192							
Probit Maximum Likelihood Estimates				Spatial autoregressive Probit		Heteroscedastic spatial error Probit	
McFadden R2=0.20;Estrella R2 =0.22 LR p-value = 0.000				psuedo R2=0.42		psuedo R2=0.73	
var	coef.	t-stat	prob	coef.	prob	coef.	prob
const						-1.099680	0.000
vab	-1.09361	-9.2	0.000	-1.470369	0.000	0.000019	0.000
sp	0.00006	7.6	0.000	0.000007	0.001	0.006835	0.000
acc	0.00333	2.5	0.011	0.012277	0.000	-0.007007	0.003
rho	-0.00586	-2.0	0.038	-0.008433	0.019		
lambda				0.026207	0.389	0.060003	0.238

Textil, vestido y cuero # of 0's, # of 1's = 710, 53							
Probit Maximum Likelihood Estimates				Spatial autoregressive Probit		Heteroscedastic spatial error Probit	
McFadden R2=0.18;Estrella R2 =0.22 LR p-value = 0.000				psuedo R2=0.49		psuedo R2=0.61	
var	coef.	t-stat	prob	coef.	prob	coef.	prob
const						-3.006251	0.000
ch	-3.074193	-8.7	0.000	-2.946558	0.000	3.917992	0.000
cl	4.235106	3.7	0.000	3.298974	0.011	0.198081	0.000
vab	0.202579	5.5	0.000	0.180476	0.000	0.000006	0.000
rho	0.000006	0.0	0.000	0.000006	0.000		
lambda				0.029791	0.351	0.036335	0.332

Madera y Muebles# of 0's, # of 1's = 645, 118							
Probit Maximum Likelihood Estimates				Spatial autoregressive Probit		Heteroscedastic spatial error Probit	
McFadden R2=0.11;Estrella R2 =0.10 LR p-value = 0.000				psuedo R2=0.38		pseudoe R2=0.39	
var	coef.	t-stat	prob	coef.	prob	coef.	prob
const							
cl	-1.418717	-10.3	0.000	-1.603145	0.000	-1.489647	0.000
vab	0.092898	3.2	0.001	0.095929	0.003	0.096214	0.000
sp	0.000003	2.2	0.022	0.000004	0.005	0.005996	0.000
acc	0.005764	5.1	0.000	0.006650	0.000	-0.008246	0.007
rho	-0.008619	-2.5	0.010	-0.008629	0.012		
lambda				0.089557	0.167	0.146001	0.059

Papel e impresión # of 0's, # of 1's = 725, 38							
Probit Maximum Likelihood Estimates				Spatial autoregressive Probit		Heteroscedastic spatial error Probit	
McFadden R2=0.21;Estrella R2 =0.09 LR p-value = 0.000				psuedo R2=0.52		pseudoe R2=0.67	
var	coef.	t-stat	prob	coef.	prob	coef.	prob
const							
ch	-2.716518	-6.7	0.000	-2.854082	0.000	-2.685594	0.000
vab	4.021689	3.2	0.001	3.456307	0.005	3.743721	0.000
acc	0.000007	2.7	0.006	0.000006	0.000	0.000007	0.001
rho	-0.012224	-2.0	0.042	-0.004907	0.210	-0.010174	0.029
lambda				0.003204	0.482	0.01352	0.431

Productos químicos # of 0's, # of 1's = 720, 43							
Probit Maximum Likelihood Estimates				Spatial autoregressive Probit		Heteroscedastic spatial error Probit	
McFadden R2=0.20;Estrella R2 =0.09 LR p-value = 0.000				psuedo R2=0.49		psuedo R2=0.59	
var	coef.	t-stat	prob	coef.	prob	coef.	prob
const							
ch	-2.613376	-6.7	0.000	-2.660241	0.000	-2.616503	0.000
cl	2.941910	2.2	0.025	2.095851	0.126	2.864253	0.020
vab	0.250435	3.1	0.001	0.263490	0.012	0.256035	0.001
sp	0.000003	1.8	0.069	0.000004	0.008	0.000003	0.011
acc	0.003031	1.8	0.062	0.003086	0.079	0.002944	0.042
rho	-0.010191	-1.8	0.062	-0.005624	0.147	-0.010337	0.034
lambda				0.012225	0.443	0.007503	0.509

Otros minerales no metálicos # of 0's, # of 1's = 699, 64							
Probit Maximum Likelihood Estimates				Spatial autoregressive Probit		Heteroscedastic spatial error Probit	
McFadden R2=0.17;Estrella R2 =0.10 LR p-value = 0.000				psuedo R2=0.47		psuedo R2=0.58	
var	coef.	t-stat	prob	coef.	prob	coef.	prob
const							
cl	-1.727664	-10.5	0.000	-2.030918	0.000	-1.761486	0.000
vab	0.090269	4.5	0.000	0.095181	0.001	0.092420	0.000
sp	0.000008	2.9	0.003	0.000007	0.000	0.000008	0.000
acc	0.003742	2.7	0.006	0.003898	0.018	0.003673	0.004
rho	-0.008850	-2.0	0.045	-0.006629	0.093	-0.008575	0.023
lambda				0.008875	0.466	0.029565	0.403

Primera transformación de los metales # of 0's, # of 1's = 651, 112							
Probit Maximum Likelihood Estimates				Spatial autoregressive Probit		Heteroscedastic spatial error Probit	
McFadden R2=0.16;Estrella R2 =0.13 LR p-value = 0.000				psuedo R2=0.46		psuedo R2=0.65	
var	coef.	t-stat	prob	coef.	prob	coef.	prob
const							
ch	-1.885602	-6.5	0.000	-2.462305	0.000	-1.962970	0.000
vab	2.633758	2.5	0.009	3.732178	0.000	2.698510	0.005
sp	0.000015	3.3	0.000	0.000006	0.000	0.000012	0.000
acc	0.002603	1.8	0.068	0.004538	0.010	0.003369	0.016
rho	-0.010118	-2.8	0.004	-0.009300	0.012	-0.010696	0.002
lambda				0.042255	0.309	0.080352	0.212

Maquinaria # of 0's, # of 1's = 715, 48							
Probit Maximum Likelihood Estimates				Spatial autoregressive Probit		Heteroscedastic spatial error Probit	
McFadden R2=0.23;Estrella R2 =0.12 LR p-value = 0.000				psuedo R2=0.58		psuedo R2=0.70	
var	coef.	t-stat	prob	coef.	prob	coef.	prob
const							
ch	-3.125496	-7.8	0.000	-3.102931	0.000	-3.211358	0.000
vab	5.677307	4.7	0.000	5.079923	0.000	5.825943	0.000
sp	0.000007	2.5	0.009	0.000006	0.000	0.000007	0.000
acc	0.000007	2.5	0.009	-0.005368	0.158	-0.009341	0.034
rho	-0.010157	-1.8	0.063	0.059440	0.242	0.071493	0.206
lambda							

Equipos eléctricos y electrónicos # of 0's, # of 1's = 746, 17							
Probit Maximum Likelihood Estimates				Spatial autoregressive Probit		Heteroscedastic spatial error Probit	
McFadden R2=0.29;Estrella R2 =0.07 LR p-value = 0.000				psuedo R2=0.55		psuedo R2=0.71	
var	coef.	t-stat	prob	coef.	prob	coef.	prob
const							
ch	-4.058398	-7.7	0.000	-3.006854	0.000	-3.651458	0.000
vab	6.240777	3.9	0.000	2.563157	0.049	5.152525	0.001
rho	0.000004	2.4	0.012	0.000005	0.000	0.000004	0.000
lambda				0.001514	0.493	0.007405	0.482

Material de transporte # of 0's, # of 1's = 747, 16							
Probit Maximum Likelihood Estimates				Spatial autoregressive Probit		Heteroscedastic spatial error Probit	
McFadden R2=0.20;Estrella R2 =0.04 LR p-value = 0.000				psuedo R2=0.34		psuedo R2=0.68	
var	coef.	t-stat	prob	coef.	prob	coef.	prob
const							
ch	-2.664826	-4.7	0.000	-2.717244	0.000	-2.895513	0.000
vab	3.481790	2.2	0.026	2.118256	0.098	3.576205	0.009
acc	0.000002	1.6	0.092	0.000002	0.064	0.000002	0.063
rho	-0.033620	-2.2	0.023	-0.003975	0.254	-0.014911	0.021
lambda				0.007180	0.469	0.000794	0.490

