SHIFT-SHARE ESPACIAL VERSUS FILTRADO ESPACIAL. UNA APLICACIÓN AL EMPLEO REGIONAL

Matías Mayor Fernández
Departamento de Economía Aplicada
Universidad de Oviedo
e-mail: mmayorf@uniovi.es

Ana Jesús López Menéndez
Departamento de Economía Aplicada
Universidad de Oviedo
e-mail: anaj@uniovi.es

Resumen

Este trabajo analiza la influencia de los efectos espaciales en la evolución del empleo regional, examinando varias alternativas para explicar las diferencias existentes. Más concretamente se realiza una comparación de dos técnicas no paramétricas: el análisis shift-share espacial y el filtrado espacial.

Los modelos shift-share espaciales son desarrollados como extensión de la identidad shift-share clásica con el objetivo de permitir la identificación y estimación de los efectos espaciales. Por su parte las técnicas de filtrado espacial pueden ser utilizadas con el objetivo de eliminar los efectos de la correlación espacial, permitiendo así la descomposición de las variaciones de empleo en dos componentes, referidos respectivamente a los efectos espaciales y estructurales.

El trabajo incluye también una aplicación de ambas técnicas al análisis del empleo regional, que proporciona resultados de interés, mostrando las principales ventajas y limitaciones de cada metodología y permitiendo un análisis de su sensibilidad ante distintas especificaciones alternativas de las matrices de pesos espaciales.

Palabras clave: shift-share, filtro, empleo, pesos espaciales

Área temática: Economía regional y local

1. Introducción.

El análisis shift-share es una técnica que permite la identificación de los factores que afectan al crecimiento regional y que pueden ser clasificados en dos grupos. Un primer grupo de factores opera de manera más o menos uniforme en todo el territorio, si bien su magnitud en las distintas regiones varía con su estructura productiva mientras en cambio el segundo tipo de factores presenta un carácter más específico y opera en el nivel regional.

Si bien Dunn (1960) asegura que uno de los objetivos del análisis shift-share es la posibilidad de cuantificar los cambios geográficos en la actividad económica, en la práctica son escasos los trabajos que incorporan expresamente a los modelos shift-share la existencia de dependencia espacial.

En términos generales, el análisis shift-share clásico analiza la evolución de una magnitud económica entre dos períodos, identificando tres componentes denominados respectivamente efecto nacional, efecto sectorial y efecto competitivo. Sin embargo, esta metodología se centra en la dependencia de las regiones consideradas con respecto al total nacional pero no considera de forma explícita la interrelación existente entre las unidades geográficas investigadas.

En su revisión de los modelos shift-share, Hewings (1976) señala la conveniencia de incorporar la interacción espacial. En la formulación clásica esta influencia se contempla en cierto modo, ya que las predicciones locales convergen al agregado nacional, pero sin embargo se asume que la magnitud del sector i en la región j es independiente del crecimiento del mismo sector en otra región k, un supuesto que solamente tendría sentido en el caso de una economía autosuficiente.

La disponibilidad creciente de información unida al desarrollo de las técnicas de econometría espacial permite la incorporación de los efectos espaciales a los modelos shift-share. El objetivo es obtener un efecto competitivo libre de influencia espacial, permitiendo la diferenciación entre los patrones comunes en un grupo de regiones vecinas y los patrones individuales específicos de la región considerada en cada caso.

Este objetivo puede ser conseguido mediante dos procedimientos alternativos cuya idoneidad examinamos en este trabajo. El primero consiste en la definición de una matriz de pesos espaciales para su inclusión en el modelo shift-share y el segundo se basa en la aplicación de un filtrado espacial sobre las variables consideradas.

El trabajo comienza con una breve exposición, en el apartado siguiente, de la identidad shift-share tradicional, sobre la que es posible incorporar estructuras de dependencia espacial a través de la introducción de matrices de pesos espaciales. A continuación, el tercer apartado presenta algunos modelos de dependencia espacial incluyendo la aproximación de Nazara y Hewings (2004) y otras propuestas que permiten la cuantificación de los *spillovers* espaciales en cada ámbito geográfico y cada sector económico considerados.

El cuarto apartado describe las técnicas de filtrado espacial que pueden ser utilizadas con el objetivo de eliminar los efectos de la autocorrelación espacial detectada y permiten, por tanto, la descomposición de las variaciones de empleo en dos componentes, uno espacial (derivado de los vínculos positivos y/o negativos entre las regiones) y otro no espacial o estructural, propio de cada región.

Como complemento empírico, el apartado quinto presenta una aplicación de los modelos descritos al análisis del empleo regional en España, y el trabajo finaliza con un resumen de las principales conclusiones obtenidas.

2. Análisis shift- share y dependencia espacial.

La introducción de la dependencia espacial en un modelo shift-share puede ser llevada a cabo mediante dos métodos alternativos. El primero de ellos se basa en una modificación de la identidad shift-share clásica, sobre la que se añaden algunas extensiones, mientras la segunda alternativa se basa en modelos de regresión que dan lugar al shift-share estocástico, a los que se incorpora la presencia de dependencia espacial sustantiva y/o residual.

De acuerdo con Isard (1960), cualquier unidad espacial se ve afectada por la presencia de efectos espaciales positivos o negativos transmitidos desde sus regiones vecinas. Esta idea también es recogida por Nazara y Hewings (2004), que asignan una gran importancia a la estructura espacial y su impacto en el crecimiento. Como consecuencia, los efectos identificados en el análisis shift-share no son independientes ya que las regiones con estructuras similares pueden ser consideradas en cierto sentido como "vecinas" de una región dada, ejerciendo por tanto algún tipo de influencia sobre la evolución de las magnitudes económicas investigadas.

2.1 Análisis shift- share clásico.

Si denotamos por X_{ij} el valor inicial que adopta la magnitud estudiada en el sector i de la unidad espacial j, siendo el valor final X'_{ij} entonces la variación de esta magnitud entre los dos períodos considerados puede ser expresada como sigue:

$$X'_{ij} - X_{ij} = \Delta X_{ij} = X_{ij} r + X_{ij}\left(r_i - r\right) + X_{ij}\left(r_{ij} - r_i\right) \qquad (1.1)$$

$$r = \frac{\sum_{i=1}^{S}\sum_{j=1}^{R}(X'_{ij} - X_{ij})}{\sum_{i=1}^{S}\sum_{j=1}^{R} X_{ij}} \qquad r_i = \frac{\sum_{j=1}^{R}\left(X'_{ij} - X_{ij}\right)}{\sum_{j=1}^{R} X_{ij}} \qquad r_{ij} = \frac{X'_{ij} - X_{ij}}{X_{ij}}$$

Los tres sumandos de la expresión anterior se corresponden con los efectos habitualmente considerados en el análisis shift-share:

Efecto Nacional	$EN_{ij} = X_{ij} r$
Efecto Sectorial o estructural	$ES_{ij} = X_{ij}\left(r_i - r\right)$
Efecto Regional o competitivo	$EC_{ij} = X_{ij}\left(r_{ij} - r_i\right)$

Como puede apreciarse en esta descomposición, además de la inercia que supone el crecimiento nacional (EN) hemos de considerar las contribuciones al crecimiento (positivas o negativas) derivadas de factores propios de cada ámbito espacial que vienen recogidas por la suma de ES y ER, conocida como efecto neto.

Así, el efecto sectorial recoge la influencia positiva o negativa en el crecimiento de la especialización de la actividad productiva en sectores con tasas de crecimiento por encima o por debajo de la media, respectivamente, mientras que el efecto competitivo tiene en cuenta el dinamismo que presenta un sector en una región en comparación con el dinamismo de ese mismo sector a nivel nacional.

Una vez obtenidos los efectos regionales y sectoriales para cada actividad, su suma proporciona un resultado nulo, propiedad que Loveridge y Selting (1998) denominan "desviación nacional cero".

Si bien la metodología shift-share es de uso generalizado en los estudios de economía regional, esta técnica también ha sido objeto de diversas críticas, relativas fundamentalmente a la elección arbitraria de las ponderaciones y a la no actualización de las mismas ante los cambios experimentados por las estructuras productivas a lo largo del tiempo. En segundo lugar, los resultados obtenidos son sensibles al grado de desagregación sectorial considerado y en tercer lugar, el crecimiento derivado de los vínculos interindustriales o atribuible a multiplicadores secundarios se asigna al efecto competitivo o diferencial cuando debería ser recogido por el efecto sectorial, rasgo que provoca que ambos efectos no sean estadísticamente independientes[1]. Con el objetivo de resolver esta última limitación, Esteban-Marquillas (1972) introduce el concepto de "cambio homotético" (originalmente empleo homotético) definido como el valor que adoptaría la magnitud del sector i en la región j si la estructura sectorial de esta región fuera coincidente con la nacional. De este modo, el cambio homotético del sector i en la región j viene dado por la expresión:

$$X_{ij}^{*} = \sum_{i=1}^{S} X_{ij} \frac{\sum_{j=1}^{R} X_{ij}}{\sum_{i=1}^{S}\sum_{j=1}^{R} X_{ij}} = \frac{\sum_{j=1}^{S} X_{ij}}{\sum_{i=1}^{S}\sum_{j=1}^{R} X_{ij}} \sum_{j=1}^{R} X_{ij} \qquad (1.2)$$

que conduce a la siguiente identidad shift-share:

$$\Delta X_{ij} = X_{ij} r + X_{ij}\left(r_i - r\right) + X_{ij}^{*}\left(r_{ij} - r_i\right) + \left(X_{ij} - X_{ij}^{*}\right)\left(r_{ij} - r_i\right) \qquad (1.3)$$

El tercer elemento de la derecha de la ecuación se conoce como "efecto competitivo neto" (ECN), y evalúa la ventaja o desventaja de cada sector en la región con respecto al total nacional. La parte de crecimiento no incluida en este efecto cuando $X_{ij} \neq X_{ij}^{*}$ se denomina "efecto locacional", y corresponde al último término de la identidad (1.3) que mide el nivel de especialización.

[1] Además de los problemas anteriores, Dinc et. al. (1998) destacan la complejidad que añade el incremento de las dependencias espaciales entre los sectores y las regiones, que debería ser reflejada en el modelo mediante la incorporación de algún término de interacción espacial.

2.2 La estructura de dependencia espacial. Pesos espaciales.

Dado que no tiene sentido considerar cada región como una realidad independiente resulta aconsejable desarrollar una versión más completa de la identidad shift-share teniendo en cuenta que la estructura económica de cada región dependerá de otras unidades espaciales que pueden ser consideradas en algún sentido como "regiones vecinas". Una aproximación adecuada podría consistir en definir una matriz de pesos espaciales, que resuelva los problemas de multidireccionalidad de la dependencia espacial.

El concepto de autocorrelación espacial, atribuido a Cliff y Ord (1973), ha sido objeto de distintas definiciones y, en un sentido genérico, implica la ausencia de independencia entre las observaciones, mostrando la existencia de relación funcional entre lo que ocurre en una unidad espacial y la población en su conjunto. Así, la existencia de autocorrelación espacial puede ser expresada como sigue:

$$\mathrm{Cov}\left(X_j, X_k\right) = E\left(X_j X_k\right) - E\left(X_j\right) E\left(X_k\right) \neq 0 \tag{1.4}$$

siendo X_j, X_k las observaciones de las variables consideradas en las unidades j y k, que pueden ser medidas en latitud, longitud o unidades de superficie como las secciones censales, los municipios, las comarcas o las regiones. En las aplicaciones empíricas incluidas en este trabajo dichas unidades espaciales son las NUTS-III al nivel español (provincias).

Los pesos espaciales se recogen una matriz cuadrada, no estocástica cuyos elementos w_{jk} recogen (en función de los criterios utilizados en su construcción) la existencia o la intensidad de interdependencia entre las unidades espaciales j y k.

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & \cdot & w_{1N} \\ w_{21} & 0 & \cdot & w_{2N} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ w_{N1} & w_{N2} & \cdot & 0 \end{bmatrix} \tag{1.5}$$

De acuerdo con Anselin (1988), estos efectos deben ser finitos y no negativos y pueden ser obtenidos de acuerdo con diversas alternativas, siendo muy habitual el uso de matrices booleanas basadas en los criterios de contigüidad física. Estas matrices son propuestas por Moran (1948) y Geary (1954), quienes asumen $w_{jk}=1$ si j y k son regiones vecinas y $w_{jk}=0$ en otro caso, siendo nulos los elementos de la diagonal principal.

Con el objetivo de facilitar la interpretación de los pesos se lleva a cabo su estandarización de modo que satisfagan $0 \leq w_{jk} \leq 1$ y $\sum_k w_{jk} = 1$ para cada fila j. De acuerdo con este hecho los valores de una variable desplazada espacialmente (*spatial lag variable*) en una localización concreta se obtienen como media de sus valores en las unidades vecinas[2].

La consideración de distintos criterios para el desarrollo de la matriz de pesos espaciales puede afectar considerablemente a los resultados empíricos. Así, la contigüidad puede ser definida de acuerdo con una distancia específica: $w_{jk} = 1 \; d_{jk} \leq \delta$, siendo d_{jk} la distancia entre las unidades espaciales investigadas y δ la máxima distancia autorizada para que éstas sean consideradas unidades vecinas.

De modo similar, los pesos propuestos por Cliff y Ord dependen de la longitud de la frontera común ajustada por la distancia inversa entre las localizaciones:

$$w_{jk} = \frac{b_{jk}^{\beta}}{d_{jk}^{\alpha}} \tag{1.6}$$

siendo b_{jk} la proporción de la frontera común entre j y k respecto al perímetro total de j. Desde una perspectiva más general los pesos podrían considerar la interacción potencial entre las unidades j y k que podría ser medida como: $w_{jk} = d_{jk}^{-\alpha}$ y $w_{jk} = e^{-\beta d_{jk}}$.

En algunos casos la definición de de las matrices de pesos espaciales se lleva a cabo de acuerdo con el concepto de "distancia económica" definida por Case et al. (1993) con $w_{jk} = 1 / \left| X_j - X_k \right|$, siendo X_j y X_k la renta per capita o alguna magnitud relacionada. Algunos autores como López-Bazo et al. (1999) proponen el uso de pesos basados en

2 Si bien la consideración de estas matrices presenta ventajas operativas también es necesario destacar algunas limitaciones como la no inclusión de relaciones asimétricas que es un requisito incluido en los cinco principios establecidos por Paelink y Klaasen (1979).

relaciones comerciales[3] y otras definiciones alternativas han sido propuestas por Fingleton (2001), con $w_{ij} = GDP^2{}_{t=0} d_{ij}^{-2}$ y Boarnet (1998)[4], siendo los pesos crecientes con el grado de similitud entre las regiones investigadas:

$$w_{ij} = \frac{1 \big/ \left| X_i - X_j \right|}{\sum_j 1 \big/ \left| X_i - X_j \right|} \tag{1.7}$$

La elección de la matriz de pesos espaciales es una etapa clave en la modelización econométrica espacial y no existe un método único para seleccionar la especificación apropiada. De hecho, este es uno de los problemas que autores como Anselin et al. (2004), y Paelink et al. (2005) sugieren como líneas abiertas para futuras investigaciones.

3. Modelos de dependencia espacial.

La extensión del modelo shift-share propuesta por Nazara y Hewings (2004) introduce las tasas de crecimiento modificadas espacialmente de acuerdo con los pesos espaciales previamente asignados:

$$r_{ij} = r + \left(r_{ij}^{v} - r \right) + \left(r_{ij} - r_{ij}^{v} \right) \tag{1.8}$$

donde r_{ij}^{v} es la tasa de crecimiento del sector i en las regiones vecinas de una región j dada, que pueden ser obtenidos como sigue:

$$r_{ij}^{v} = \frac{\left(\sum_{k \in v} w_{jk} X_{ik}^{t+1} - \sum_{k \in v} w_{jk} X_{ik}^{t} \right)}{\sum_{k \in v} w_{jk} X_{ik}^{t}} \tag{1.9}$$

Es necesario tener presente que los elementos w_{jk} corresponden a la matriz de pesos estandarizados por filas previamente definida. En cualquier caso, las interacciones regionales se asumen constantes entre los períodos considerados o, dicho de otra forma,

[3] La consideración de una matriz binaria con pesos basados únicamente en la distancia garantiza la exogeneidad pero puede también afectar los resultados empíricos, tal y como indican a López-Bazo, Vayá y Artís (2004). De ahí el interés de comparar estos resultados con los asociados a otros pesos alternativos definidos como función de las variables de interés.

que las matrices de pesos no cambian,, supuesto habitual en los modelos econométricos espaciales.

La expresión (1.8) incorpora tres componentes, de los cuales el primero corresponde al efecto nacional, que es equivalente al primer efecto del análisis shift-share clásico (no espacial). El segundo componente, denominado efecto espacial o *industry mix* de las regiones vecinas respecto a la nación muestra un valor positivo cuando la evolución del sector considerado en las regiones vecinas de j es superior a la media mientras que valores inferiores reflejan un impacto negativo de esta interdependencia. Finalmente, el tercer elemento es el efecto competitivo de las regiones vecinas y compara la tasa de crecimiento en la región j de un sector i con la evolución del sector espacialmente modificado. Así, un valor negativo de este efecto muestra una evolución regional peor a la registrada en las regiones vecinas y significa que la región j no consigue aprovechar adecuadamente la influencia positiva de las regiones de su entorno.

Una debilidad del modelo previamente definido es la consideración de una única matriz de pesos espaciales para el cálculo de las distintas tasas modificadas de crecimiento sectorial y global. Este supuesto no sería tan problemático si utilizásemos matrices binarias en lugar de matrices endógenas que varían de forma sustancial dependiendo de la perspectiva sectorial y global adoptada. Por otra parte, la utilización de la misma estructura de pesos en el período inicial y final podría ser considerada excesivamente simplista, sugiriendo la necesidad de desarrollar una versión dinámica.

Mayor y López (2005) desarrollan una aproximación alternativa con el objetivo de aproximar en qué medida una unidad espacial se ve afectada por los territorios vecinos. Este procedimiento consiste en la introducción de efectos homotéticos análogos a los definidos por Esteban-Marquillas (1972) pero referidos en este caso al entorno espacial. De este modo, sería posible definir el valor que adoptaría la magnitud del sector i en la región j si la estructura sectorial de j fuera similar a la de las regiones vecinas. Más específicamente, el cambio homotético con respecto a las regiones vecinas vendría dado por la expresión:

[4] Boarnet (1998) define una matriz de pesos espaciales basada en la densidad de población, renta per-capita y la estructura sectorial del empleo en cada región. La matriz considerada también se estandariza por filas, dado que la expresión garantiza resultado unitario para la agregación de los pesos en cada región.

$$X_{ij}^{v} = \sum_{i=1}^{S} X_{ik} \frac{\sum_{k \in V} X_{ik}}{\sum_{i=1}^{S} \sum_{k \in V} X_{ik}} \tag{1.10}$$

Una opción más completa se basa en el uso de una matriz de pesos espaciales, en cuyo caso la magnitud se definiría como una función de los valores vecinos y por tanto el concepto de empleo homotético sería sustituido por el *empleo influenciado espacialmente*, que se obtendría de acuerdo con cierta estructura de pesos espaciales (W) y del empleo efectivamente obtenido para cada combinación región-sector, verificándose así la identidad:

$$\Delta X_{ij} = X_{ij} r + X_{ij} \left(r_i - r \right) + X_{ij}^{v*} \left(r_{ij} - r_i \right) + \left(X_{ij} - X_{ij}^{v*} \right) \left(r_{ij} - r_i \right) \tag{1.11}$$

donde el valor de la magnitud se obtiene a partir de sus regiones vecinas mediante la expresión:

$$X_{ij}^{v*} = \sum_{k \in V} w_{jk} X_{ik} \tag{1.12}$$

siendo V el conjunto de regiones vecinas de j.

Una de las mayores debilidades de este empleo influenciado espacialmente va referida a que, como consecuencia de las expresiones consideradas, se observa que: $\sum_{i,j} X_{ij}^{v*} \neq \sum_{i,j} X_{ij}$. Este hecho conduce a dos consideraciones con respecto a la utilidad de la definición propuesta: por una parte, la cuantía de los efectos para cada sector-región sería en algunos casos significativamente distinta a la obtenida en el modelo equivalente de Esteban-Marquillas (1972), dificultando la interpretación de los resultados obtenidos. Por otra parte, como resultado de la estructura de pesos espaciales, el nivel esperado de empleo será distinto al efectivo.

Con el objetivo de resolver ambos problemas, se propone un concepto alternativo utilizando los nuevos pesos sectoriales espacialmente modificados basados en el empleo influenciado espacialmente (1.18): $\dfrac{\sum_{j=1}^{R} X_{ij}^{v*}}{\sum_{i=1}^{S}\sum_{j=1}^{R} X_{ij}^{v*}} = \dfrac{X_i^{v*}}{X^{v*}}$, obteniéndose así el denominado *empleo homotético espacialmente influenciado:*

$$X_{ij}^{v**} = X_j \frac{X_i^{v*}}{X^{v*}} \tag{1.13}$$

Conviene señalar que este nuevo concepto satisface la identidad $\sum_{i,j} X_{ij}^{v**} = \sum_{i,j} X_{ij}$, si bien existen diferencias sustanciales en la distribución de la variable para cada combinación sector- unidad espacial. La sustitución de la expresión (1.19) en (1.17) conduce a la siguiente identidad:

$$X_{ij} r + X_{ij}\left(r_i - r\right) + X_{ij}^{v**}\left(r_{ij} - r_i\right) + \left(X_{ij} - X_{ij}^{v**}\right)\left(r_{ij} - r_i\right) \tag{1.14}$$

donde el tercer término es el efecto competitivo neto espacial (ECNE**) y el cuarto es el efecto locacional espacial (ELE**).

4. Filtrado espacial.

Una aproximación alternativa para la consideración de la autocorrelación espacial en la regresión es el filtrado de variables con el objetivo de eliminar los efectos espaciales. Los procedimientos de filtrado más conocidos son los propuestos por Getis (1990, 1995) basados en el estadístico de asociación local G_i (Getis y Ord, 1992) y la aproximación alternativa de Griffith (1996, 2000) basada en la descomposición de valores propios asociados con el estadístico de Moran.

Dado que uno de los principales problemas en la regresión espacial es el relativo a la presencia de regresores estocásticos que conduce a estimadores mínimo cuadráticos sesgados, Getis (1990) desarrolla un nuevo procedimiento basado en la descomposición de una variable en dos componentes (espacial y no espacial) mediante la utilización de un filtro que elimina el componente espacial de las variables consideradas.

En este trabajo consideramos este procedimiento de filtrado como una técnica de descomposición previa a otros análisis posteriores. El filtrado espacial desarrollado por Getis (1990) se basa en la consideración de un vector espacial S:

$$\mathbf{S} \approx \rho \mathbf{W} \tag{1.15}$$

que incluye tanto la matriz de pesos espaciales como el coeficiente autorregresivo ρ.
Conviene tener presente que el vector debe ser diseñado con el objetivo de capturar la dependencia espacial existente en los datos considerados. En principio, su construcción se basa en datos puntuales por lo que al trabajar con particiones espaciales es necesario considerar ciertos puntos como referencias de las diferentes áreas espaciales.
Una vez determinado, el vector S permite la conversión de la variable dependiente en su equivalencia no espacial:

$$y^{*} = y - \mathbf{S} \tag{1.16}$$

y cuando el modelo incluye todas las variables no espaciales puede ser especificado y estimado a través del método mínimo cuadrático, que conduce a estimaciones insesgadas.

Si bien los tests globales como el I de Moran I y el c de Geary se utilizan generalmente en un contexto global, en algunas ocasiones la detección de la asociación espacial requiere un tratamiento más detallado (local). De ahí que Getis (1995) desarrolle una versión modificada del procedimiento de filtrado, basada en el estadístico local $G_i(d)$ de Getis y Ord (1992), que mide el nivel de asociación debido a la concentración de puntos dentro de la distancia considerada d.
Dada una región dividida en n subregiones (consideradas como puntos con valores conocidos) $G_i(d)$ representa el ratio entre la suma de valores x_j incluidos en una distancia d desde el punto i y la suma de los valores en todas las regiones excluida i:

$$G_i(d) = \frac{\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(d)\, x_j}{\sum_{j=1}^{n} x_j}; i \neq j \tag{1.17}$$

La matriz de pesos espaciales es binaria siendo $w_{ij}(d) = 1$ si $d_{ij} \le d$ y $w_{ij}(d) = 0$ si $d_{ij} > d$. Getis y Ord (1992) deducen las expresiones del valor esperado y la varianza bajo el supuesto de independencia espacial:

$$E\left(G_i\right)=\frac{\sum_j w_{ij}\left(d\right)}{\left(n-1\right)}=\frac{W_i}{\left(n-1\right)} \tag{1.18}$$

$$Var\left(G_i\right)=\frac{W_i\left(n-1-W_i\right)}{\left(n-1\right)^2\left(n-2\right)}\left(\frac{Y_{i2}}{Y_{i1}^2}\right) \tag{1.19}$$

siendo[5] $Y_{i1}=\frac{\sum_j x_j}{n-1}$ y $Y_{i2}=\frac{\sum_j x_j^2}{n-1}-Y_{i1}^2$.

La expresión $G_i\left(d\right)$ mide la concentración de la suma de valores en el área considerada y su valor aumentará cuando se encuentren valores elevados de X dentro de una distancia d en torno a i. En términos generales, la hipótesis nula es que los valores dentro de una distancia d de i son una muestra aleatoria extraída sin reemplazamiento del conjunto de todos los valores posibles. Así, asumiendo que el estadístico se distribuye normalmente la existencia de dependencia espacial puede ser contrastada mediante la siguiente expresión:

$$Z_i=\frac{G_i\left(d\right)-E\left[G_i\left(d\right)\right]}{\sqrt{Var\left(G_i\left(d\right)\right)}} \tag{1.20}$$

Getis (1995) propone la obtención de un vector de filtrado a partir de los valores del estadístico $G_i\left(d\right)$. Dado que el valor esperado del estadístico de Getis, $E\left(G_i\left(d\right)\right)$ representa el valor en la ubicación I cuando no existe autocorrelación espacial, entonces el ratio $G_i\left(d\right)/E\left(G_i\left(d\right)\right)$ se utiliza para eliminar la dependencia espacial incluida en la variable.

Si el estadístico considerado supera su valor esperado entonces la dependencia espacial resulta ser positiva. Con el objetivo de eliminar la dependencia espacial de la variable considerada obtenemos la magnitud filtrada:

$$\tilde{x}_i=\frac{x_i\left(\frac{W_i}{n-1}\right)}{G_i\left(d\right)} \tag{1.21}$$

[5] Tal y como cabía esperar, la varianza de este estadístico será nula cuando no existen regiones (W_i=0), cuando las n-1 regiones resultan ser vecinas de i (W_i=n-1) y también cuando los valores asignados a las n-1 observaciones son coincidentes (Y_{i2}=0)

y la diferencia entre las variables original y filtrada conduce a una nueva magnitud que muestra la dependencia espacial $L = X - \tilde{X}$.

De acuerdo con Getis y Griffith (2002), es posible identificar dos ideas fundamentales en el procedimiento de filtrado: en primer lugar, es necesario determinar la distancia correcta para incluir la dependencia espacial entre las regiones y en segundo lugar es necesario identificar la contribución de cada observación individual a la dependencia espacial.

La cuestión central es obtener el valor óptimo d que maximiza la dependencia espacial existente. Con este objetivo, Getis (1995) propone la maximización del valor absoluto de la suma de variaciones estándar del estadístico $G_i(d)$ para todas las observaciones de X.

$$\max \sum_{k=1}^{R} |Z_k| = \max \sum_{k=1}^{R} \frac{|G_k(d) - E(G_k(d))|}{\sqrt{Var(G_k(d))}} \tag{1.22}$$

4.1 Modelos de filtrado espacial.

Una vez que hemos descrito los procesos de filtrado proponemos algunos modelos que pueden resultar útiles, analizando sus principales características, ventajas y limitaciones.

Modelo 1: Una vez finalizado el proceso de filtrado, es posible llevar a cabo un análisis shift-share tradicional considerando tanto los componentes espaciales como los no-espaciales (filtrados). Los resultados obtenidos no resultan estrictamente comparables con los relativos a los datos originales debido a dos tipos de razones: en primer lugar es necesario tener en cuenta que se aplican filtros diferentes en los períodos original y final y en segundo lugar, las tasas de crecimiento consideradas son distintas en cada caso. Como consecuencia, las tasas de crecimiento para la variable filtrada $(\tilde{X})$ son:

$$\tilde{r} = \frac{\tilde{X}^t - \tilde{X}^{t-k}}{\tilde{X}^{t-k}} \qquad \tilde{r}_i = \frac{\tilde{X}_i^t - \tilde{X}_i^{t-k}}{\tilde{X}_i^{t-k}} \qquad \tilde{r}_{ij} = \frac{\tilde{X}_{ij}^t - \tilde{X}_{ij}^{t-k}}{\tilde{X}_{ij}^{t-k}} \tag{1.23}$$

y conducen a la siguiente descomposición shift-share:

$$\Delta\tilde{X}_{ij} = \tilde{X}_{ij}\tilde{r} + \tilde{X}_{ij}(\tilde{r}_i - \tilde{r}) + \tilde{X}_{ij}(\tilde{r}_{ij} - \tilde{r}_i) \tag{1.24}$$

De modo similar, es posible definir las tasas de crecimiento del componente espacial $\left(X-\tilde{X}\right)=L$, que conducen a la siguiente descomposición:

$$\Delta L_{ij}=L_{ij}r^{L}+L_{ij}\left(r_{i}^{L}-r^{L}\right)+L_{ij}\left(r_{ij}^{L}-r_{i}^{L}\right) \tag{1.25}$$

donde r^{L}, r_{i}^{L}, r_{ij}^{L} son respectivamente las tasas de crecimiento global, sectorial y regional-sectorial.

El modelo descrito conduce a algunos resultados interesantes, si bien tal y como ya hemos señalado anteriormente éstos no resultan comparables con el análisis shift-share tradicional y por tanto la suma de efectos espacial y no espacial no coincidirá con los obtenidos mediante la identidad shift-share aplicada a los datos originales. De hecho, la coincidencia se verifica únicamente para el efecto nacional.

Modelo 2: De acuerdo con esta opción se definen dos nuevos efectos denominados respectivamente efecto competitivo espacial (ECE) y el efecto competitivo no espacial o filtrado (ECF). La propuesta resulta similar en cierto sentido a la descomposición de Esteban-Marquillas, si bien en este caso el empleo homotético se sustituye por el nivel esperado de la variable sin influencia espacial y la diferencia entre los valores esperados y observados se debe a los efectos espaciales *spillover*.

Los efectos competitivo espacial y filtrado vienen dados respectivamente por las expresiones:

$$ECE_{ij}=L_{ij}\left(r_{ij}-r_{i}\right)=\left(X_{ij}-\tilde{X}_{ij}\right)\left(r_{ij}-r_{i}\right) \tag{1.26}$$

$$ECF_{ij}=\tilde{X}_{ij}\left(r_{ij}-r_{i}\right) \tag{1.27}$$

pudiendo comprobarse que se verifica la propiedad de aditividad de modo similar a la propuesta original de Esteban-Marquillas. Así, el efecto competitivo filtrado es estrictamente comparable con el equivalente en el análisis shift-share tradicional, dado que se cumple la identidad EC=ECE+ECF.

Modelo 3: Una nueva alternativa consiste en la comparación entre los resultados obtenidos con valores filtrados y los correspondientes al shift-share espacial desarrollado por Mayor y López (2005). En este caso, con el objetivo de definir un concepto alternativo al cambio homotético de Esteban-Marquillas (1.10) y la variable homotética espacialmente influenciada de Mayor y López (2005) (1.13) utilizamos pesos sectoriales modificados (libres de los efectos espaciales *spillover*) basados en los valores de la variable filtrada. La variable espacialmente influenciada se reemplaza por otra filtrada ($\tilde{X}$):

$$\frac{\sum_{j=1}^{R} \tilde{X}_{ij}}{\sum_{i=1}^{S} \sum_{j=1}^{R} \tilde{X}_{ij}} = \frac{\tilde{X}_i}{X} \tag{1.28}$$

Así, el empleo homotético filtrado basado en el componente no espacial de la variable podría ser obtenido como sigue:

$$\tilde{X}_{ij}^{**} = X_j \frac{\tilde{X}_i}{\tilde{X}} \tag{1.29}$$

conduciendo a la siguiente descomposición:

$$\Delta X_{ij} = X_{ij} r + X_{ij} \left(r_i - r \right) + \tilde{X}_{ij}^{**} \left(r_{ij} - r_i \right) + \left(X_{ij} - \tilde{X}_{ij}^{**} \right) \left(r_{ij} - r_i \right) \tag{1.30}$$

a partir de la cual pueden ser identificados dos efectos diferenciados: el efecto competitivo filtrado neto (ECFN) que describe el cambio esperado en la variable cuando se asume que la estructura sectorial nacional no tiene efectos espaciales y el segundo, el efecto locacional no filtrado o espacial (ELE) que aproxima la diferencia entre el cambio esperado y observado debido a la especialización sectorial de la región y los efectos *spillover*. En este caso se verifica que la suma de ambos efectos conduce al mismo resultado que en el shift-share tradicional.

Conviene además señalar que un análisis de los efectos dinámicos resultaría de gran interés para obtener series de efectos competitivos espacial y no espacial suficientemente largas para permitir su modelización y predicción.

5. Aplicación al caso español.

Los modelos previamente descritos pueden ser aplicados al caso español, analizando la evolución sectorial del empleo regional. Más concretamente, consideramos el desglose sectorial habitual en cuatro actividades (agricultura, industria, construcción y servicios), y las unidades territoriales NUTS III que en el caso español conducen a 47 provincias[6].

La información ha sido suministrada por la Encuesta de Población Activa (EPA) elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE), cuya metodología se ha modificado en el año 2005 introduciendo tres tipos de cambios: la adaptación a la nueva realidad demográfica y laboral de España (debida fundamentalmente al incremento de residentes extranjeros), la incorporación de nuevas regulaciones siguiendo las normas de EUROSTAT y la introducción de mejoras en el sistema de recogida de información (cambios en cuestionarios e introducción del método CATI –*Computer Assited Telephone Interviewing*- para la realización de las entrevistas).

El análisis shift-share realizado para el período 1999-2004 conduce a resultados interesantes relativos a los patrones de comportamiento sectorial y espacial. En una primera etapa, y con el objetivo de detectar la autocorrelación espacial, se llevó a cabo el test de Moran, considerándose dos especificaciones de la matriz de pesos espaciales (una matriz exógena binaria y otra basada en distancias kilométricas) que permite concluir que existe una cierta autocorrelación positiva espacial entre las provincias españolas, por lo que en la aplicación se consideraron dos tipos de especificaciones de la matriz espacial.

Más concretamente, en el primer caso los pesos considerados son unitarios para las regiones vecinas y nulos para los restantes casos, mientras en la segunda opción los pesos se obtienen mediante la expresión $w_{ij} = d_{ij}^{-1}$.

Los resultados obtenidos para el test de autocorrelación de Moran se resumen en la tabla 1 y van referidos a la tasa de crecimiento en el período considerado[7]:

[6] Dado que la definición de regiones vecinas considerada no se adapta bien a los casos de Ceuta y Melilla, Islas Baleares e Islas Canarias, estas unidades han sido excluidas de nuestro estudio.
[7] Longhi y Nijkamp (2005) usan el test de Moran para detectar la autocorrelación tanto en los niveles de empleo como en sus cambios absolutos y relativos.

Tabla 1: Resultados del test de autocorrelación de Moran

	Matriz de vecindad		Distancia	
Tasas de crecimiento de empleo original	***z-value***	***p-value***	***z-value***	***p-value***
Agricultura	3.757	0.000	4.884	1.04E-06
Industria	-0.534	0.593	-0.201	0.841
Construcción	4.031	5.56E-05	5.501	3.77E-08
Servicios	0.726	0.468	1.714	0.08654
Total	4.151	3.32E-05	5.409	6.33E-08
Tasas de crecimiento de empleo filtrado	***z-value***	***p-value***	***z-value***	***p-value***
Agricultura	-0.137	0.891	1.893	0.058
Industria	-0.613	0.539	-0.445	0.655
Construcción	1.192	0.233	1.311	0.190
Servicios	-0.159	0.873	0.504	0.614
Total	-0.301	0.764	-0.027	0.978

El procedimiento de filtrado ha sido llevado a cabo sobre los niveles de empleo sectorial en agricultura (A), industria (I), construcción (B) y servicios (S) en las 47 NUTS III españolas. En cada unidad espacial considerada el estadístico local de autocorrelación espacial $G_i(d)$ se evalúa a una serie de distancias crecientes (con intervalos de 10 km) junto a sus características $E(G_i(d))$ y $Var(G_i(d))$ de acuerdo con las expresiones previamente consideradas y una vez calculada la distancia "óptima"[8] se obtienen los valores filtrados de acuerdo con la expresión (1.21).

Una vez filtradas las variables se han utilizado los modelos descritos en el apartado anterior para cuantificar las contribuciones de los efectos espaciales a los cambios que han tenido lugar en el empleo. Con respecto al primer modelo, los efectos obtenidos de acuerdo a la expresión (1.24) (efectos nacional, sectorial y competitivo filtrados) se comparan con los correspondientes a la variable original (no filtrada) en la tabla 2.

La interpretación de estos resultados debe tener en cuenta que la dependencia espacial es fundamentalmente negativa, y por tanto la eliminación del efecto espacial conducirá a un nivel de empleo de 17843,8 miles de personas, que supera al dato observado en el año 2004 (que asciende a 16669,35 miles).

Como consecuencia podemos concluir que el efecto nacional agregado de la variable filtrada aumentaría en un 9% mientras el cálculo por provincias refleja ciertos esquemas

[8] En este caso hemos considerado la distancia "óptima", seleccionando la distancia que maximiza la dependencia espacial de acuerdo con la expresión (1.22). Más específicamente, la distancia seleccionada para los niveles de empleo en el año 1999 son de 425 Km en Agricultura, 550 Km en Industria; 450 Km en Construcción y 550 Km en Servicios mientras en el año 2004 se consideran distancias 425 Km en Agricultura, 550 Km en Industria; 450 Km en Construcción y 450 Km en Servicios. Según esta aproximación, a medida que la distancia desde un punto aumenta, los estadísticos locales también aumentan siempre que se detecte la existencia de autocorrelación espacial.

de diferencias espaciales. Los ratios con resultados superiores o inferiores a 1 muestran contribuciones positivas o negativas en la generación de empleo.

Tabla 2: Efectos Nacional, sectorial y competitivo con valores de empleo filtrado y no filtrado

	NUTS	Efecto Nacional			Efecto Sectorial			Efecto Competitivo		
		Total	Filtrado	Ratio	Total	Filtrado	Ratio	Total	Filtrado	Ratio
1	Albacete	28.3	26.4	1.07	-1.3	-2.0	0.66	-3.7	-7.0	0.53
2	Alicante	117.2	90.1	1.30	1.5	-1.1	-1.33	47.5	39.3	1.21
3	Almería	40.6	37.7	1.08	-2.3	0.7	-3.40	38.3	-7.5	-5.12
4	Ávila	11.9	15.4	0.78	-0.2	-1.1	0.17	-4.4	-0.9	4.77
5	Badajoz	433.0	46.9	0.91	-1.2	-3.4	0.36	-6.9	-38.6	0.18
6	Barcelona	90.9	480.5	0.90	-2.2	10.5	-0.21	-112.7	-386.9	0.29
7	Bilbao	28.4	119.8	0.76	5.0	3.1	1.61	-42.4	-96.7	0.44
8	Burgos	27.2	38.7	0.73	-1.6	-3.0	0.54	-6.5	-12.2	0.53
9	Cáceres	27.2	32.1	0.85	2.0	0.9	2.16	-11.8	-26.0	0.46
10	Cádiz	67.5	86.6	0.78	3.3	2.3	1.45	3.0	-28.9	-0.10
11	Castellón	41.7	36.0	1.16	-3.4	-4.2	0.82	1.1	-19.4	-0.06
12	Ciudad Real	32.9	37.1	0.89	0.9	0.3	2.73	-5.4	-17.6	0.31
13	Córdoba	47.0	42.8	1.10	-3.6	-4.9	0.74	13.7	-11.4	-1.19
14	Coruña (A)	85.9	151.1	0.57	-5.7	15.3	-0.37	-23.8	-3.5	6.83
15	Cuenca	13.6	14.8	0.92	-2.1	-2.9	0.73	2.4	4.5	0.53
16	Girona	54.9	38.7	1.42	0.8	-0.7	-1.07	18.8	-16.7	-1.12
17	Granada	50.1	42.3	1.19	0.4	-0.5	-0.88	19.6	-26.9	-0.73
18	Guadalajara	12.9	15.3	0.84	0.0	-0.1	-0.34	10.7	9.8	1.09
19	Huelva	29.5	37.8	0.78	-3.2	-4.9	0.65	-0.9	-22.5	0.04
20	Huesca	17.0	16.9	1.00	-1.3	-3.1	0.42	-2.7	-9.3	0.29
21	Jaén	42.6	41.6	1.02	-6.6	-7.0	0.94	-15.0	-27.5	0.55
22	León	35.8	46.0	0.78	-0.7	-1.5	0.46	-31.1	-43.5	0.71
23	Lleida	32.4	31.1	1.04	-1.0	-4.1	0.24	-6.0	13.9	-0.43
24	Logroño	22.6	24.4	0.93	-3.2	-4.8	0.66	6.0	24.8	0.24
25	Lugo	29.9	33.6	0.89	-11.1	-10.1	1.10	-10.9	70.7	-0.15
26	Madrid	455.9	577.5	0.79	52.3	64.5	0.81	118.1	297.7	0.40
27	Málaga	86.0	70.7	1.22	13.2	11.2	1.18	18.9	145.0	0.13
28	Murcia	90.3	76.0	1.19	-6.0	-6.0	1.00	46.5	-5.6	-8.28
29	Orense	25.4	28.8	0.88	-1.1	0.3	-4.51	-22.4	50.5	-0.44
30	Oviedo	74.6	90.1	0.83	-2.5	-3.8	0.65	-21.9	-38.6	0.57
31	Palencia	49.6	17.3	0.73	-1.0	-1.9	0.51	-3.3	-7.4	0.44
32	Pamplona	71.8	51.3	0.97	-4.1	-6.8	0.60	-10.7	25.9	-0.41
33	Pontevedra	24.7	71.1	1.01	-8.3	-9.5	0.87	-16.9	-44.8	0.38
34	Salamanca	60.5	31.7	0.78	1.3	1.9	0.69	-5.3	-4.6	1.15
35	San Sebastián	60.5	73.2	0.83	-2.6	3.2	-0.81	-21.4	142.0	-0.15
36	Santander	39.1	48.4	0.81	-0.2	-3.1	0.07	7.5	3.4	2.20
37	Segovia	13.0	16.4	0.80	-0.4	-0.5	0.66	-4.0	0.6	-6.34
38	Sevilla	111.4	111.2	1.00	3.2	0.4	7.80	40.7	228.7	0.18
39	Soria	8.2	9.3	0.88	-1.6	-2.6	0.61	-5.0	-3.2	1.57
40	Tarragona	56.2	45.1	1.24	1.4	-1.5	-0.96	1.8	14.0	0.13
41	Teruel	10.1	10.0	1.00	-1.3	-2.1	0.61	-2.9	-4.3	0.67
42	Toledo	40.8	49.1	0.83	-1.6	-4.1	0.40	3.0	1.5	2.00
43	Valencia	175.4	154.1	1.14	2.9	-3.6	-0.80	42.9	-84.8	-0.51
44	Valladolid	42.2	56.8	0.74	0.0	-1.0	0.03	-22.9	-34.9	0.66
45	Vitoria	27.1	33.2	0.82	-1.9	-1.3	1.41	-7.3	-21.3	0.34
46	Zamora	11.9	14.3	0.83	-1.3	-1.5	0.88	-2.0	2.1	-0.93
47	Zaragoza	74.2	72.4	1.02	-3.6	-5.9	0.62	-10.5	-22.0	0.48
	Total	2997.6	3291.9	0.91						

Con respecto a los efectos sectorial y competitivo el análisis es más complejo ya que se observan cambios tanto en la magnitud como en el signo. De hecho, las variaciones observadas son causadas por dos tipos diferentes de factores: la variable considerada (empleo original o filtrado) y las nuevas tasas filtradas de crecimiento. La tabla 3 muestra la comparación de los efectos sectoriales.

Tabla 3: Efectos Sectoriales con valores de empleo filtrado y no filtrado

	A	I	B	S
Total	-274.4	-370.6	295.1	349.8
Filtrado	-284.3	-468.1	281.8	470.6
Ratio	0.96	0.79	1.047	0.74

A la vista de estos resultados se observan interacciones positivas en la mayor parte de los sectores (agricultura, industria y construcción), siendo los servicios la única actividad que no presenta contribuciones espaciales positivas significativas y por tanto conduce a una reducción del 26% del empleo sectorial.

Tal y como hemos explicado previamente, el segundo modelo, con la consideración de un efecto competitivo espacial separado del efecto competitivo filtrado, presenta la ventaja de ser estrictamente comparable con el efecto competitivo tradicional. Una representación gráfica aparece recogida en la figura 1.

Por lo que se refiere al tercer modelo, debemos señalar que el efecto competitivo neto filtrado (ECNF) refleja la variación en el empleo debida a las ventajas (desventajas) de cada sector en cada región cuando se asume una estructura similar a la nacional (homotética) una vez descontados los efectos *spillover*. Por otra parte, los efectos locacionales espaciales (ELE) miden la desviación con respecto a las hipótesis asumidas debido a los efectos espaciales y a la movilidad del mercado laboral en relación a las ventajas comparativas.

Comparamos el efecto competitivo neto filtrado (ECNF) con el efecto competitivo neto (ECN, Esteban-Marquillas, 1972) y el efecto competitivo neto espacial (ECNE**, Mayor y López, 2005) basado en el empleo nomotético espacial. La tabla 4 resume los resultados de estos efectos por sectores mostrando una influencia espacial positiva en el empleo sectorial excepto en el caso de los servicios. Esta conclusión resulta coincidente con el ECNE** con especificación binaria con la única excepción del empleo industrial.

Tabla 4 : Comparación de Efectos Competitivos Netos

	A	I	B	S
ECN (E-M, 1972)	15.283	48.699	4.468	-24.259
ECNE_Binary (M & L, 2005)**	16.162	48.590	4.487	-24.094
ECNE**/ECN(E-M, 1972)	***1.057***	***0.998***	***1.004***	***0.993***
ECBE_Boarnet**	15.721	45.694	4.475	-24.683
ECNE**/ECN(E-M, 1972)	***1.029***	***0.938***	***1.002***	***1.017***
ECNF	14.931	48.056	4.459	-24.444
ECNF/ ECN (E-M, 1972)	***0.977***	***0.987***	***0.998***	***1.008***

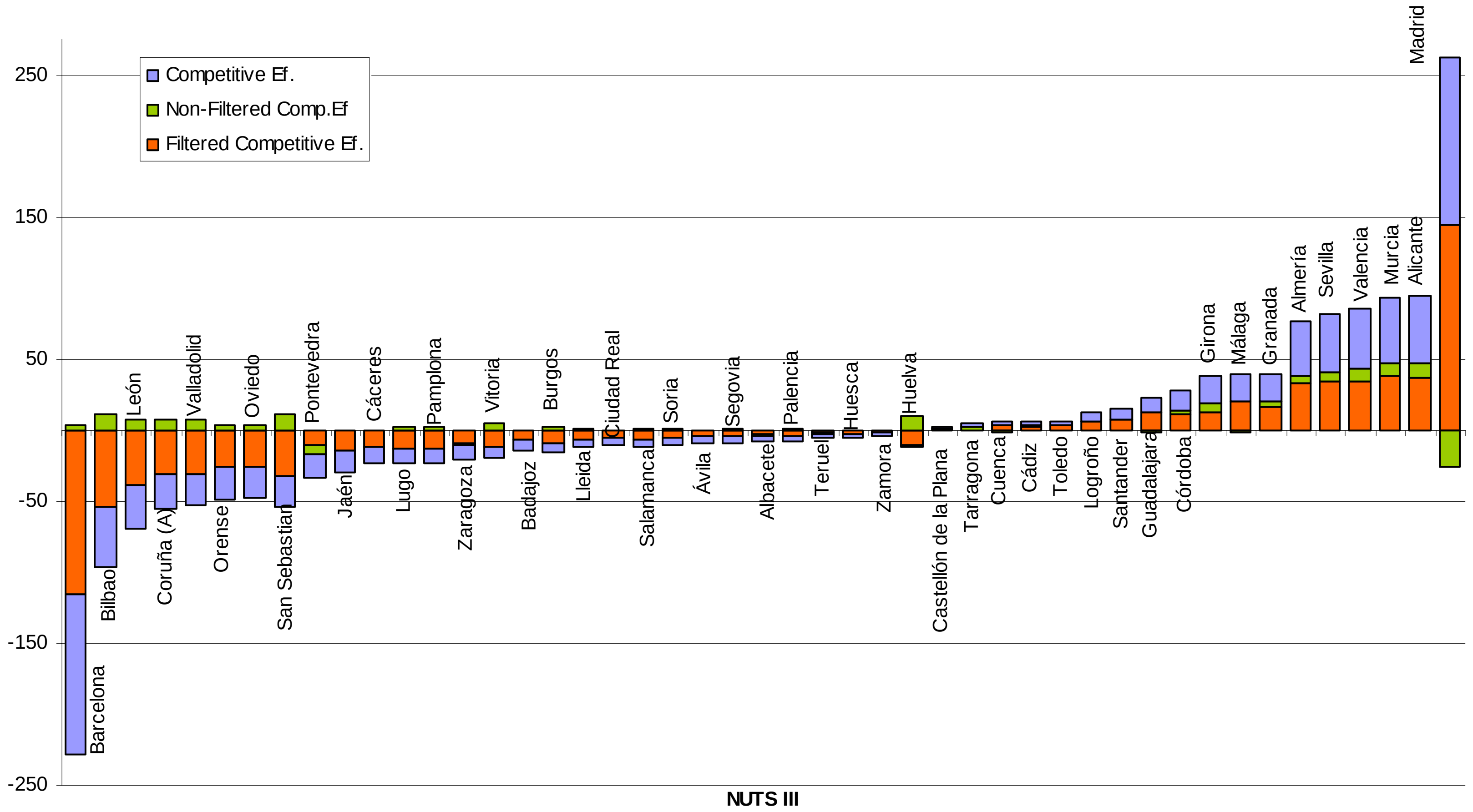

Figure 1: Decomposition of the competitive effect into filtered competitive effect (FCE) and spatial competitive effect (SCE)

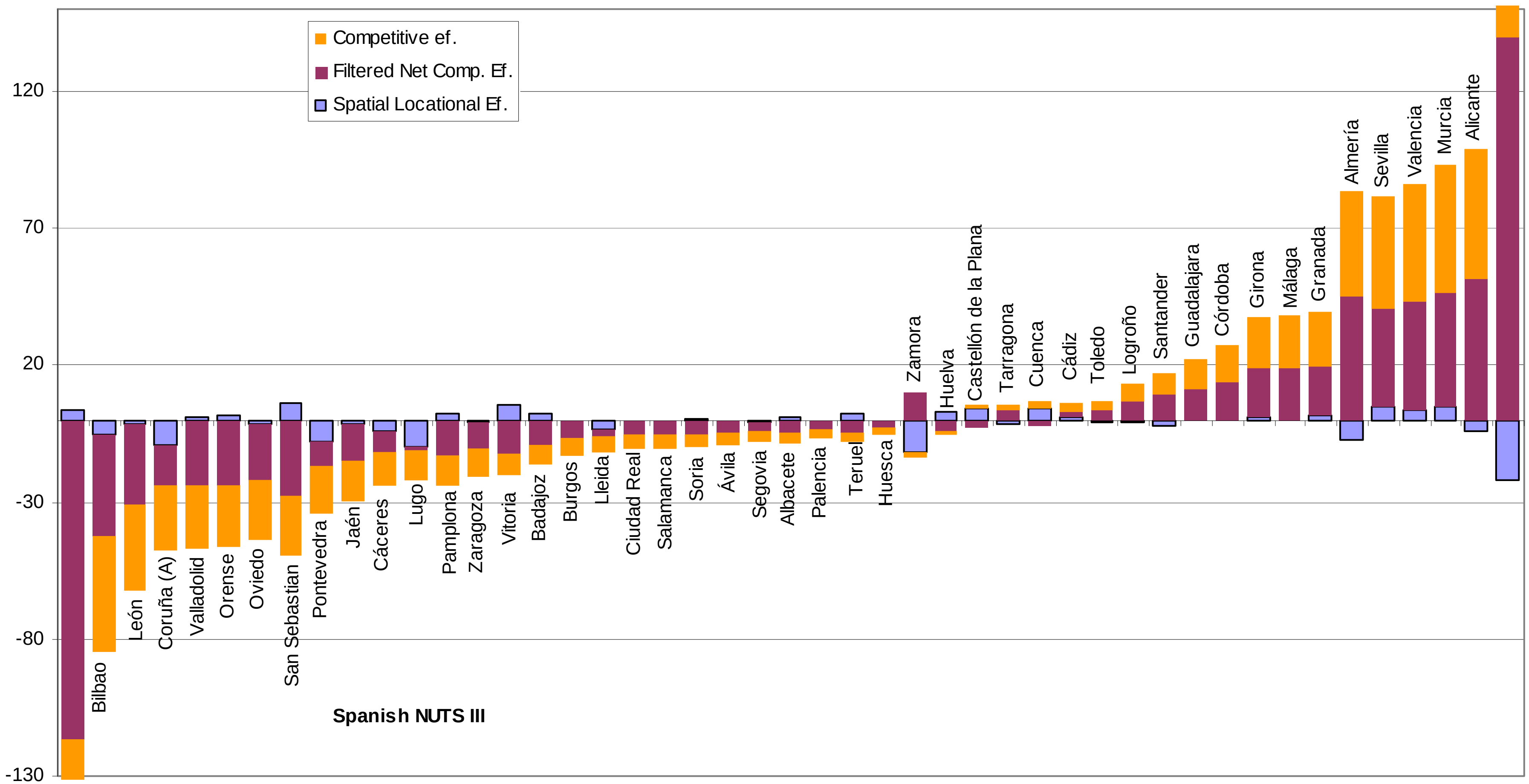

Figure 2: Decomposition of the competitive effect between filtered net competitive effect (FNCE) and the spatial locational effect (SLE)

Conviene señalar que los nuevos efectos asociados al modelo 3 y los correspondientes a la aproximación de Mayor y López (2005) llevan asociadas interpretaciones distintas, dado que el primero de ellos se refiere a la dependencia espacial local y el segundo adopta una perspectiva más general. El efecto locacional espacial (ELE) muestra cambios en su valor para cada combinación sector-región pero con una cierta estabilidad que puede ser observada en la figura 2.

6. Conclusiones.

En este trabajo hemos analizado la influencia de los efectos espaciales sobre la evolución del empleo regional, con el objetivo de mejorar la explicación de las diferencia existentes. El procedimiento propuesto considera cada sector separadamente, permitiendo de este modo cambios en la estructura sectorial y también entre los valores inicial y final. Además, desde el punto de vista conceptual esta aproximación asume que el valor considerado es consecuencia de la existencia de relaciones tanto espaciales como no espaciales

La metodología propuesta presenta la ventaja de medir los *spillovers* espaciales de cada región en términos de empleo. Además, este mismo planteamiento aplicado sobre un shift-share dinámico permitiría obtener series temporales de los efectos analizados, haciendo posible su modelización y predicción.

Una de las principales limitaciones de los procesos de filtrado es la elección de la distancia óptima para determinar el filtro, dado que esta decisión condiciona de modo importante los resultados. En este sentido es necesario tener presente que no siempre se cumple el supuesto de que la intensidad de la relación se reduce al aumentar la distancia y por tanto podría ser aconsejable definir pesos basados no únicamente en la distancia sino en alguna característica adicional.

Bibliografía.

1. Anselin, L. (1988): *Spatial econometrics methods and models*. Ed. Kluwer Academic Publishers.

2. Anselin, L.; Bera, A.K. (1998): Spatial dependence in linear regression models, in Ullah, A. and Giles, D. Eds, *Handbook of Applied Economic Statistics*. Marcel Dekker, New York.

3. Anselin, L.;Florax, R.J.G.M. and Rey, S.J. (2004): Econometrics for Spatial Models: Recent Advances in Anselin,L.;Florax, R.J.G.M and Rey, S.J (eds): *Advances in Spatial Econometrics*, p. 1-25. Berlin:Springer_Verlag.

4. Arcelus, F.J. (1984): An extension of shift-share analysis, *Growth and Change*, nº 15, p. 3-8.

5. Badinger, H.; Müller, W.G.; Tondl, G. (2004): Regional Convergence in the European Union, 1985-1999: A Spatial Dynamic Panel Analysis, *Regional Studies*, vol.93.3, p. 241-253.

6. Boarnet, M.G. (1998): Spillovers and the Locational Effects of Public Infrastructure, *Journal of Regional Science*, vol. 38, p. 381–400.

7. Case, A.C.; Rosen, H.S.; Hines, J.R. (1993): Budget spillovers and fiscal policy interdependence: evidence from the states, *Journal of Public Economics*, vol. 52, p. 285-307.

8. Cliff, A.D.; Ord, J.K. (1981): *Spatial processes: models and applic*ations. Pion Limited.

9. Dinc, M.; Haynes, K.E.; Qiangsheng, L. (1998): A comparative evaluation of shift-share models and their extensions, *Australasian Journal of Regional Studies*, vol.4, nº 2, p. 275-302.

10. Dunn, E.S. (1960): A statistical and analytical technique for regional analysis, *Papers of the Regional Science Association*, vol.6, p. 97-112.

11. Esteban-Marquillas, J.M. (1972): Shift and Share analysis revisited, *Regional and Urban Economics*, vol. 2, nº 3, p. 249-261.

12. Fingleton, B. (2001): Equilibrium and Economic Growth: Spatial Econometric Models and Simulations *Journal of Regional Science*, vol. 41, nº1, p. 117–147.

13. Geary, R. (1954): The contiguity ratio and statistical mapping, *The incorporated Statistician*, vol. 5, p. 115-145.

14. Getis, A. (1984): Interaction modelling using second-order analysis, *Environment and Planning A*, vol.16, p.173-183.

15. Getis, A. (1990): Screening for Spatial Dependence in Regression Analysis, *Papers of regional Science Association* 69, p.69-81.

16. Getis, A. (1995): Spatial filtering in a regression framework: experiments on regional inequality government expenditures and urban crime. In L. Anselin and R.Florax (eds) *New Directions in Spatial Econometrics*. Springer, Berlin, p. 172-188.

17. Getis, A.; Ord, J.K. (1992): The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics, *Geographycal Analysis* 24, p. 189-206.

18. Getis, A; Griffith, D. A (2002): Comparative Spatial Filtering Analysis, *Geographical Analysis*, vol.34, No. 2, p.130-140.

19. Hewings, G.J.D. (1976): On the accuracy of alternative models for stepping-down multi-county employment projections to counties, *Economic Geography*, vol. 52, p. 206-217.

20. Iara, A.; Traistaru, I. (2004): How flexible are wages in EU accession countries?, *Labour Economics* 11, p.431-450.

21. Longhi, S.; Nijkamp, P. (2005): Forecasting regional labour market developments under spatial heterogeneity and spatial autocorrelation, *Paper prepared for the Kiel Workshop on Spatial Econometrics.*

22. López-Bazo, E.; Vayá, E.; Artís, M. (2004): Regional externalities and growth: evidence from European regions, J*ournal of Regional Science*, vol. 44, nPP^{oPP}.1, p. 43-73.

23. Loveridge, S.; Selting, A.C. (1998): A review and comparison of shift-share identities, *International Regional Science Review*, vol. 21, nº 1, p. 37-58.

24. Mayor, M.; López, A.J. (2002): The evolution of employment in the European Union. A stochastic shift and share approach, *Proceedings of the European Regional Science Association* ERSA 2002, Dortmund.

25. Mayor, M.; López, A.J. (2004): La dinámica sectorial-regional del empleo en la Unión Europea, *Revista de Estudios Europeos*, n. 37, p. 81-96.

26. Mayor, M.; López, A.J. (2005): The spatial shift-share analysis: new developments and some findings for the Spanish case, *Proceedings of the European Regional Science Association* ERSA 2005, Amsterdam.

27. Moran, P. (1948): The interpretation of statistical maps, *Journal of the Royal Statistical Society B*, vol. 10, p. 243-251.

28. Nazara, S.; Hewings, G.J.D. (2004): Spatial structure and Taxonomy of Decomposition in shift-share analysis, *Growth and Change*, vol. 35, nº 4, Fall, p. 476-490.

29. Paelink, J.H.P.; Klaasen, L.H. (1972): *Spatial econometrics.* Saxon House.

30. Paelink, J.H.P; Mur,J. and Trívez, J. (2004): Spatial Econometrics:More Lights than Shadows, *Estudios de Economía Aplicada*, Vol.22-3, p.1-19.

31. Ripley, B. (1981): *Spatial Statistics*, New York:Wiley.

32. Vasiliev, I. (1996): Visualization of spatial dependence: an elementary view of spatial autocorrelation in *Practical Handbook of Spatial Statistics*, Ed. S.L.Arlinghaus: CRC Press.