El análisis shift-share espacial: nuevos desarrollos

Matías Mayor Fernández; mmayorf@uniovi.es; Tel.985105051; Fax: 985105050
Ana Jesús López Menéndez; anaj@uniovi.es; Tel.985103759; Fax: 985105050
Departamento de Economía Aplicada
Universidad de Oviedo CP.33006

Resumen

Entre las aportaciones del análisis shift-share, Dunn (1960) destaca la posibilidad de considerar los sesgos geográficos en la actividad económica. Sin embargo, la mayoría de las investigaciones que utilizan esta técnica no abordan de forma explicita la interrelación existente entre las unidades geográficas consideradas, limitándose el análisis a la dependencia de la evolución de las regiones respecto al patrón nacional. En el trabajo de Hewings (1976) se revisan algunos modelos basados en el análisis shift-share, reconociendo la necesidad de incluir de forma explícita la interacción espacial y la interdependencia. Reflexiones similares aparecen en Nazara y Hewings (2004), donde se considera que los efectos tradicionalmente obtenidos no son independientes, es decir, las regiones con estructuras similares y que pueden ser consideradas como vecinas en función de distintos criterios ejercen su influencia en el crecimiento de una región particular, por lo que es necesario implementar un nuevo modelo shift-share a partir de la definición de las matrices de vecindad.

Adoptando como referencia este planteamiento, en este trabajo analizamos posibles especificaciones de este modelo ampliado, y presentamos algunos resultados empíricos obtenidos al estimar dichos modelos con información relativa al ámbito comarcal.

1. Introducción

El análisis shift-share es una herramienta estadística que permite conocer el desarrollo regional de una economía nacional mediante la identificación de las consecuencias de dos tipos de factores. El primer grupo de factores opera de manera más o menos uniforme sobre todo el territorio considerado, si bien la magnitud de su impacto sobre las diferentes regiones varía en función del esquema de composición de su output o de su estructura productiva, mientras el segundo tipo de factores tiene carácter más o menos específico y opera en las regiones.

De acuerdo con Dunn (1960), el principal objetivo de la técnica shift-share es la posibilidad de cuantificar los cambios o sesgos geográficos en la actividad económica. Sin embargo, a pesar de esta declaración de intenciones la existencia de dependencia y/o heterogeneidad espacial apenas ha sido considerada en las aplicaciones del análisis shift-share.

En el planteamiento clásico del análisis shift-share se considera la evolución de una magnitud económica entre dos instantes de tiempo y se identifican tres componentes: un efecto nacional, un efecto sectorial y un efecto competitivo. En ningún momento se considera de forma explicita la interrelación existente entre las unidades geográficas investigadas, limitándose esta metodología a abordar la dependencia de la evolución de las regiones respecto del patrón nacional.

Así, al efectuar una revisión de modelos basados en el análisis shift-share, Hewings (1976) reconoce la necesidad de incluir de forma explicita la interacción espacial. En la formulación clásica esta influencia espacial se recoge en cierto modo, ya que las predicciones locales deben converger con el agregado. No obstante, al mismo tiempo se asume que la estimación del valor de la magnitud del sector i en la región j es independiente del crecimiento del mismo sector en otra región k, lo cual no tiene ningún sentido salvo en el caso de una economía autárquica.

La disponibilidad creciente de datos a nivel local y el desarrollo de las técnicas de econometría espacial sugieren la incorporación de los efectos espaciales en el análisis shift-share.

Tanto si el objetivo es la identificación de efectos como si se aborda la obtención de predicciones es preciso estimar la cuantía de la dependencia espacial, con el objetivo de obtener un efecto competitivo libre de dicha influencia, que permitiría distinguir qué parte del mismo es debido a las externalidades de las regiones vecinas y qué parte a la propia evolución específica de la propia región.

2. Análisis shift-share y dependencia espacial. Antecedentes

La introducción de la dependencia espacial en un modelo shift-share puede llevarse a cabo a través de dos vías. La primera de ellas, a la que va referida este trabajo, consiste en la modificación de las identidades clásicas, de carácter determinista, del análisis shift-share siguiendo el esquema de otras extensiones que han ido surgiendo en la literatura, mientras la segunda se basa en la utilización de un modelo de regresión (análisis shift-share estocástico) y la inclusión en el mismo de dependencia espacial sustantiva y/o residual[1].

El punto de partida para este planteamiento ha sido establecido por Isard (1960) al afirmar que cualquier unidad espacial se ve afectada por los efectos positivos y negativos transmitidos desde las regiones vecinas. Esta idea es recogida por Nazara y Hewings (2004) quienes asignan una gran importancia a la estructura espacial de las regiones y a sus relaciones de vecindad en la contabilización del crecimiento. Como consecuencia, los efectos identificados en el análisis shift-share no son independientes, puesto que las regiones con estructuras similares pueden considerarse vecinas de cierta región j (en función de distintos criterios) ejerciendo influencia sobre la evolución de sus magnitudes económicas.

[1] Esta división enlaza con la clasificación considerada por Buck y Atkins (1976) en los métodos de estimación de los efectos de la estructura industrial sobre el crecimiento del empleo regional: técnicas de estandarización (shift-share clásico) y análisis de regresión. Una revisión detallada del modelo estocástico se encuentra, entre otros, en Mayor y López (2002).

2.1. Análisis shift-share clásico

Si denotamos por X_{ij} el valor que adopta en el período inicial la magnitud económica investigada correspondiente al sector i $(i = 1,\ldots,S)$ en el ámbito espacial j $(j = 1,\ldots,R)$, siendo X'_{ij} el valor de la misma magnitud en el instante final, entonces el cambio experimentado por la variable puede ser expresado mediante la siguiente identidad:

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

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

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 efecto estructural	$ES_{ij} = X_{ij}\left(r_i - r\right)$
Efecto regional o efecto competitivo	$ER_{ij} = X_{ij}\left(r_{ij} - r_i\right)$

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*.

El efecto sectorial recoge la influencia positiva o negativa sobre el crecimiento de la especialización de la actividad productiva en sectores con tasas de crecimiento por encima o por debajo de la media, respectivamente. Por su parte, el efecto competitivo recoge el especial dinamismo que presenta un sector en una región en comparación con el dinamismo de ese mismo sector a nivel nacional.

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

El análisis shift-share está sujeto a limitaciones derivadas, en primer lugar, de una elección arbitraria de las ponderaciones y de la no actualización de las mismas ante los cambios experimentados por las estructuras productivas a lo largo del tiempo. En segundo lugar, es necesario tener presente que 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.

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.

Como solución a la interdependencia entre los efectos derivada del hecho de que ambos dependen de la estructura industrial, Esteban-Marquillas (1972) introduce el concepto de cambio homotético (originalmente empleo homotético) que se define como el valor que tendría la magnitud del sector i en la región j si la estructura sectorial de esa región coincidiese con la nacional. De esta forma, el cambio homotético[2] del sector i de 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 incorporada en la identidad shift-share da lugar a la siguiente ecuación:

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

[2] El cambio homotético puede ser también expresado en función del cociente de localización:
$X_{ij}^{*} = X_j \frac{X_i}{X} = \frac{X_j}{X} X_i \quad X_{ij}^{*} = \frac{X_{ij}}{CL_{ij}}$.

El tercer elemento de la parte derecha de la ecuación se conoce como efecto competitivo neto, ECN que mide la ventaja o desventaja de cada sector en la región considerada respecto al global y el cuarto será el efecto locacional, EL que recoge la parte de crecimiento o de evolución que no captura el ECN cuando $X_{ij} \neq X^*_{ij}$, es decir, recoge el grado de especialización.

En los modelos anteriores se lleva a cabo una comparación región-nación pero se considera a cada región de forma independiente a las demás. El modelo de Arcelus (1984) conlleva un planteamiento alternativo al incluir un efecto regional propiamente dicho, si bien cada región sigue siendo considerada independiente de las restantes. Más concretamente, de acuerdo con la propuesta de Arcelus (1984) se incorpora un efecto regional (ER) que resumiría la parte de la variación de la magnitud X_{ij} debida a la propia evolución de la región, equivalente al efecto nacional de la formulación clásica, y un efecto sectorial regional comparado (ESRC) que refleja la parte del crecimiento derivado del propio esquema de composición sectorial de la región[3]:

$$ER_{ij} = X_{ij}\left(r_j - r\right) \tag{1.4}$$

$$ESRC_{ij} = X_{ij}\left[\left(r_{ij} - r_j\right) - \left(r_i - r\right)\right] \tag{1.5}$$

Sin embargo, estos modelos revisados[4] no solventan el déficit asociado a la no introducción de dependencia espacial, una vez que ésta ha sido previamente detectada.

[3] En estas extensiones, Arcelus (1984) incorpora también el empleo homotético en los distintos efectos. No obstante, Keil (1992) y Loveridge y Selting (1998) rechazan esta idea debido a que su inclusión no facilita la interpretación de los resultados y los efectos acaban cancelándose matemáticamente.

[4] Una descripción más detallada de las distintas formulaciones de la identidad shift-share puede consultarse en Mayor y López (2002), Loveridge y Selting (1998), Keil (1992) y Dinc et al. (1998).

2.2. Introducción de la estructura de dependencia: matrices de pesos espaciales

Asumiendo que una región no debe ser considerada como una realidad aislada de los territorios que la rodean y teniendo en cuenta que la estructura económica de cada unidad espacial dependerá en mayor medida de un subconjunto específico de regiones "próximas" en algún sentido, que de la nación como un todo, se hace necesario desarrollar una versión más completa de la identidad shift-share mediante la definición de matrices de pesos espaciales que resuelven el problema de la multidireccionalidad propia de la dependencia espacial[5]. En definitiva, se trata de hacer explicita la primera ley de la geografía de Tobler (1979) que establece que todo esta relacionado con todo, pero esta relación es más intensa con aquellas cosas que se encuentran más próximas.

El concepto de autocorrelación espacial, atribuido a Cliff y Ord (1973), ha sido objeto de distintas definiciones[6] y, en un sentido genérico, implica la ausencia de independencia entre las observaciones, poniendo de manifiesto "la existencia de una relación funcional entre lo que ocurre en un punto en el espacio y lo que sucede en todo él".

Formalmente, la existencia de autocorrelación espacial puede ser expresada:

$$\mathrm{Cov}\left(X_j, X_k\right) = E\left(X_j X_k\right) - E\left(X_j\right) E\left(X_k\right) \neq 0 \qquad (1.6)$$

siendo X_j y X_k observaciones de las variables en las localizaciones j y k, que pueden ser puntos medidos en latitud y longitud o unidades de superficie como las secciones censales, los municipios o las comarcas. Esta última unidad territorial será la considerada en la aplicación empírica que presentamos en un apartado posterior.

En términos generales, dado un conjunto de N observaciones espaciales (comarcales en nuestro caso) sería necesario establecer N^2 términos de covarianza entre las observaciones,

---

[5] De hecho, esta multidireccionalidad impide la utilización del operador de retardos propio del contexto temporal.

[6] Así, Anselin y Bera (1998) definen la autocorrelación espacial como "la coincidencia de valores similares con localizaciones próximas" mientras que Vasiliev (1996) considera que se trata de "una sofisticada medida de resumen de las influencias que tienen las regiones vecinas en el espacio".

si bien la existencia de simetría en las relaciones de dependencia reduciría el tamaño de esta matriz pasando a $\frac{N(N-1)}{2}$.

La matriz de pesos espaciales es 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.

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & \cdot & w_{1R} \\ w_{21} & 0 & \cdot & w_{2R} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ w_{R1} & w_{R2} & \cdot & 0 \end{bmatrix} \tag{1.7}$$

Existen diversas formas para recoger estos efectos que, siguiendo a Anselin (1988), deberán ser necesariamente no negativos y finitos. Frecuentemente se utiliza la matriz Booleana, basada en el criterio de contigüidad física utilizado inicialmente por Moran (1948) y Geary (1954) donde $w_{jk} = 1$ si j y k son unidades vecinas y $w_{jk} = 0$ en otro caso[7], asumiéndose habitualmente que los elementos de la diagonal principal de estas matrices son nulos.

Además, para facilitar la interpretación, las matrices de pesos son estandarizadas de forma que los elementos de cada fila sumen 1, que los pesos estén acotados entre 0 y 1 y que el valor de una variable en una localización se obtenga como media ponderada de los valores de dicha variable en las unidades vecinas, es decir, $\tilde{X} = WX$.

Junto a las ventajas de simplicidad y facilidad de uso, la utilización de este tipo de matriz presenta algunas limitaciones, asociadas a la no inclusión de relaciones asimétricas, que es un requisito incluido en los cinco principios establecidos por Paelink y Klaasen (1979)[8].

[7] En base a la contigüidad física y existiendo una cuadrícula regular se podrían aplicar los criterios: lineal, rook, bishop o queen.

[8] Los principios considerados necesarios por Paelink y Klaasen (1979) son: interdependencia, asimetría, alotopía, no linealidad e inclusión de variables topológicas.

Existen diferentes criterios para la construcción de las matrices de pesos espaciales, con la consiguiente arbitrariedad en los resultados empíricos obtenidos. Así, se puede definir la contigüidad en función de una determinada distancia, es decir, $w_{jk} = 1 \; d_{jk} \le \delta$ siendo d_{jk} la distancia entre dos unidades espaciales y δ la distancia máxima para que ambas sean consideradas vecinas. En este sentido figuran también los pesos de Cliff-Ord que son función de la longitud de la frontera común ajustada por la inversa de la distancia entre las dos localizaciones consideradas, es decir:

$$w_{jk} = \frac{b_{jk}^{\beta}}{d_{jk}^{\alpha}} \qquad (1.8)$$

siendo b_{jk} la proporción que representa la frontera común entre j y k respecto al perímetro total de j. Desde un punto de vista más general, los pesos deben recoger la interacción potencial entre dos unidades j y k y podrían ser definidos como: $w_{jk} = \frac{1}{d_{jk}^{\alpha}}$ y $w_{jk} = e^{-\beta d_{jk}}$.

En algunas aplicaciones se acude a medidas de distancia "económica" como las utilizadas por Case et. al (1993) donde $w_{jk} = \frac{1}{|X_j - X_k|}$ siendo X_j y X_k la renta per cápita o alguna magnitud relacionada. Por su parte, otros autores como López-Bazo et al (1999) utilizan matrices donde los pesos se basan en las relaciones comerciales.

La utilización de matrices binarias basadas únicamente en medidas de distancia garantiza la exogeneidad si bien pueden condicionar los resultados obtenidos, tal y como señalan López-Bazo, Vayá y Artís (2004). En este sentido, resulta de interés comparar los resultados con los asociados a matrices bajo otras definiciones cuya construcción tenga en cuenta el fenómeno económico objeto de estudio.

Otras propuestas de matrices han sido realizadas por Fingleton (2001), donde $w_{ij} = GDP^2{}_{t=0} d_{ij}^{-2}$ y Boarnet (1998), quien construye matrices que asignan un mayor peso espacial cuanto mayor sea la similitud entre las regiones investigadas.

$$w_{jk} = \frac{\dfrac{1}{\left|X_j - X_k\right|}}{\dfrac{1}{\sum_j \left|X_j - X_k\right|}} \tag{1.9}$$

La matriz introducida por Molho (1995) se basa en niveles de empleo:

$$w_{jk} = \frac{E_j e^{\left(-\eta D_{jk}\right)}}{\sum_{l \neq j} E_l e^{\left(-\eta D_{jl}\right)}} \tag{1.10}$$

con $w_{jj} = 0$. Esta definición conlleva que la importancia del efecto *spillover* de un área sobre sus vecinas va a depender directamente de su tamaño, que viene dado por el número de trabajadores, e inversamente de la distancia entre las dos áreas, cuyo efecto atenuante vendrá modificado por el parámetro η.

A la vista de la diversidad de opciones para la especificación de estas matrices, Stetzer (1982) establece tres ideas básicas, que plantea en el contexto de los modelos espacio-temporales: la existencia de diferencias en los resultados en función de los pesos definidos, la influencia sobre los resultados de una mala especificación de las matrices de pesos espaciales y, por último, la necesidad de un conjunto de reglas que faciliten la construcción de estos pesos.

3. Modelos de dependencia espacial: análisis de alternativas

En este apartado recogemos varias alternativas para la incorporación de la estructura espacial al análisis shift-share, incluyendo tanto referencias recientes como algunas nuevas propuestas cuya idoneidad analizamos a continuación.

Por lo que se refiere a las ampliaciones de la descomposición shift-share, la propuesta de Nazara y Hewings (2004) introduce las tasas de crecimiento modificadas espacialmente en función de la estructura de pesos espaciales previamente asignada:

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

donde r_{ij}^{v} es la tasa de crecimiento del sector i en las regiones vecinas de cierta unidad espacial j (siendo v el conjunto de regiones vecinas de j) que se obtiene como:

$$r_{ij}^{v} = \frac{\left(\sum_{k\in v} w_{jk} X_{ik}^{t+1} - \sum_{k\in v} w_{jk} X_{ik}^{t}\right)}{\sum_{k\in v} w_{jk} X_{ik}^{t}} \tag{1.12}$$

y también se define la tasa de crecimiento del empleo total de cada unidad j en función su estructura de vecindad:

$$r_{j}^{v} = \frac{\left(\sum_{k\in v} w_{jk} X_{k}^{t+1} - \sum_{k\in v} w_{jk} X_{k}^{t}\right)}{\sum_{k\in v} w_{jk} X_{k}^{t}} \tag{1.13}$$

Los elementos w_{jk} corresponden a la matriz de pesos espaciales estandarizados por filas previamente definidos. En cualquier caso, se está considerando que las interacciones entre las regiones son constantes entre dos períodos de tiempo o, dicho de otra forma, que las matrices de pesos no cambian, supuesto que resulta habitual en diversas aplicaciones de econometría espacial.

En la expresión (1.11) se distinguen tres efectos, de los que el primero corresponde al componente nacional, equivalente al primer efecto del análisis clásico no espacial.

En segundo lugar, el efecto sectorial o *industry mix* vecinas-nación presenta un valor positivo cuando la evolución del sector i en las regiones de influencia de j supera a la media mientras que valores inferiores a cero reflejan un impacto negativo de esta interdependencia.

Por último, el tercer sumando, el efecto competitivo región-vecinas compara la tasa de crecimiento en la región j del sector i con la evolución del sector i modificado espacialmente, de modo que un signo negativo del efecto competitivo modificado recoge un aprovechamiento inferior al que se derivaría de la buena evolución en las regiones vecinas del sector considerado.

El modelo anterior puede presentar una debilidad, al asumir que la matriz de pesos espaciales para el cálculo de las tasas de crecimiento espacialmente modificadas en cada sector coincide con la global. Este supuesto no sería tan problemático si se opta por la utilización de matrices de tipo binario frente a la utilización de matrices de tipo endógeno que podrían variar sensiblemente al ser definidas desde una perspectiva sectorial o desde una perspectiva global.

Por otra parte, la consideración de la misma estructura de pesos en los instantes inicial y final puede resultar excesivamente simplista, sugiriendo la conveniencia de desarrollar alguna versión dinámica.

Conviene tener presente que en las expresiones (1.12) y (1.13) se está obteniendo, de algún modo, un valor promedio de la variable en función de los valores de cada región considerada vecina. Puede ser más intuitivo llevar a cabo esta modificación sobre variables expresadas ya en términos relativos como pueden ser las tasas de crecimiento por lo que el objetivo pasa a ser descomponer la tasa de crecimiento modificada espacialmente $(\mathrm{w}r_{ij})$ y se obtendría un efecto competitivo espacial según el tercer sumando de la ecuación:

$$Wr_{ij} = r + \left(r_i - r\right) + \left(Wr_{ij} - r_i\right) \qquad (1.14)$$

En esta expresión únicamente aparece modificada espacialmente la tasa de crecimiento de cada región-sector. Así pues, estaríamos asumiendo que la tasa de crecimiento global y la de cada sector son una agregación, es decir, son resultado de lo que está ocurriendo en las subregiones, incluidos los efectos espaciales por lo que no tendría sentido modificar espacialmente esas tasas. Sin embargo, en otra alternativa pueden ser consideradas las tasas de crecimiento a partir de las variables modificadas espacialmente, es decir:

$$Wr_{ij} = r^v + \left(r_i^v - r^v\right) + \left(Wr_{ij} - r_i^v\right) \qquad (1.15)$$

Una opción alternativa para aproximar en qué medida una unidad espacial se ve afectada por los territorios vecinos podría consistir en introducir efectos análogos a los homotéticos de Esteban-Marquillas (1972) pero referidos a un ámbito más próximo a la región, es decir, tomando como referencia sólo las regiones vecinas en lugar de toda la nación. De este modo, podríamos definir el valor que tendría la magnitud del sector i en la región j si la estructura sectorial de esa región coincidiese con la de su entorno o grupo de regiones vecinas. Más específicamente, el cambio homotético respecto a las regiones vecinas vendría dado por la expresión:

$$X_{ij}^v = \sum_{i=1}^{S} X_{ij} \frac{\sum_{k \in v} X_{ik}}{\sum_{i=1}^{S} \sum_{k \in v} X_{ik}} \qquad (1.16)$$

Otra opción más elaborada se basa en la utilización de las matrices de pesos espaciales. En este caso se define un nivel de la magnitud económica en función de la influencia de los valores vecinos, X_{ij}^{v*} por lo que en lugar de considerar el concepto de empleo homotético se considera un empleo con influencia espacial estimada en función de una determinada estructura de pesos espaciales (W) y el empleo realmente obtenido para cada combinación región-sector X_{ij}. La ecuación resultante sería la siguiente:

$$\Delta X_{ij} = X_{ij} r + X_{ij}\left(r_i - r\right) + X_{ij}^{v*}\left(r_{ij} - r_i\right) + \left(X_{ij} - X_{ij}^{v*}\right)\left(r_{ij} - r_i\right) \qquad (1.17)$$

donde el valor de la magnitud en función de las regiones vecinas se obtiene a partir de:

$$X_{ij}^{v*} = \sum_{k \in V} w_{jk} X_{ik} \qquad (1.18)$$

siendo v el conjunto de regiones vecinas de j .

Uno de los inconvenientes derivados de la utilización de esta definición de la magnitud modificada espacialmente o "magnitud esperada" viene dado por el hecho de que, como consecuencia de la expresión utilizada, se observa: $\sum_{i,j} X_{ij}^{v*} \neq \sum_{i,j} X_{ij}$. Esto puede introducir dos tipos de dudas respecto a la utilidad de esta definición: por un lado, las magnitudes de los efectos para cada sector-comarca van a ser en algunos casos sensiblemente diferentes a las obtenidas en el modelo equivalente de Esteban-Marquillas (1972), lo que dificulta las interpretaciones y comparaciones de los valores obtenidos y, por otra parte, como consecuencia de la estructura de la matriz de pesos espaciales, se asumirá un nivel de empleo esperado espacial total distinto del nivel de partida[9].

Con el fin de solucionar los problemas de interpretación se propone una definición alternativa de magnitud modificada espacial basado en la obtención de una nueva estructura de ponderaciones sectoriales modificada espacialmente $\dfrac{\sum_{j=1}^{R} X_{ij}^{v*}}{\sum_{i=1}^{S}\sum_{j=1}^{R} X_{ij}^{v*}} = \dfrac{X_i^{v*}}{X^{v*}}$. A partir de esta estructura de ponderaciones se obtiene:

[9] No obstante, consideramos que este segundo inconveniente es menos relevante ya que en otros modelos recogidos en este trabajo se incorporan tasas de crecimiento modificadas, utilizando también expresiones del tipo $X_{ij}^{v*} = \sum_{k \in v} w_{jk} X_{ik}$.

$$X_{ij}^{v**} = X_j \frac{X_i^{v*}}{X^{v*}} \tag{1.19}$$

con lo que se garantiza $\sum_{i,j} X_{ij}^{v**} = \sum_{i,j} X_{ij}$, si bien el reparto de la magnitud para cada combinación sector-comarca varia sustancialmente. Sustituyendo la expresión (1.19) en (1.17) se obtiene:

$$X_{ij}r + X_{ij}\left(r_i - r\right) + X_{ij}^{v**}\left(r_{ij} - r_i\right) + \left(X_{ij} - X_{ij}^{v**}\right)\left(r_{ij} - r_i\right) \tag{1.20}$$

4. Análisis del cumplimiento de la propiedad de aditividad región-región

El estudio de las interrelaciones espaciales aconseja un análisis exploratorio previo que permita detectar la presencia de autocorrelación espacial. El objetivo es analizar si la estructura espacial del fenómeno investigado es significativa y puede ser interpretable y también si es posible la obtención de alguna información referente al proceso que ha generado esta distribución en el espacio.

La detección de la presencia de autocorrelación espacial puede ser llevada a cabo mediante diversos tests como la c de Geary (1954) y la I de Moran (1948). Esta última alternativa será la utilizada en este trabajo y se basa en la expresión:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^{n} \sum_{jl=}^{n} w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^{n} z_i^2} ; i \neq j \tag{1.21}$$

donde $z_i = X_i - \overline{X}$ y $S_0 = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} w_{ij}$.

A la hora de calcular los momentos de primer y segundo orden de la I de Moran se ha asumido únicamente el supuesto de aleatoriedad obteniéndose los siguientes resultados para el estadístico[10]:

$$E(I) = -(n-1)^{-1} \tag{1.22}$$

$$E(I^2) = \frac{n\left[\left(n^2 - 3n + 3\right)S_1 - nS_2 + 3S_0^2\right] - b_2\left[\left(n^2 - n\right)S_1 - 2nS_2 + 6S_0^2\right]}{(n-1)(n-2)(n-3)S_0^2} \tag{1.23}$$

Respecto a la distribución utilizada en el contraste, Cliff y Ord (1981) demuestran que si el tamaño muestral es suficientemente grande la I de Moran estandarizada sigue una distribución asintótica normal. Para Upton y Fingleton (1985) esta normalidad depende del número de vínculos considerados y de cómo están conectados, es decir, de la estructura de la matriz de pesos espaciales, de forma que con 20 localizaciones puede asumirse normalidad.

Una vez detectada la presencia de autocorrelación espacial examinaremos el cumplimiento de la propiedad de aditividad de las extensiones planteadas.

Haynes y Machunda (1987) revisan los problemas que plantean las extensiones tradicionales del análisis shift-share en relación al cumplimiento de la propiedad de la "aditividad región-región" o de "invarianza ante las transformaciones". Desde un punto de vista empírico, es deseable que cualquier descomposición de una magnitud sea independiente del nivel de desagregación de los datos (tanto sectorial como espacial). Las condiciones que se le exige a la descomposición son:

- Para un sector cualquiera, la suma de los componentes shift-share de las subregiones pertenecientes a cierta región j es igual al correspondiente componente obtenido para j.

---

[10] $S_0 = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij};\ S_1 = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left(w_{ij} + w_{ji}\right)^2; S_2 = \sum_{i=1}^{n}\left(w_{i.} + w.j\right)$ y $b_2 = \frac{m_4}{m_2^2} = \frac{\sum_i z_i^4 / n}{\left(\sum_i z_i^2 / n\right)^2}$

- Para una región dada j, el componente shift-share de un sector i es igual a la suma de los componentes para todos los subsectores pertenecientes a ese sector.

En la versión tradicional cada uno de los componentes satisface la primera condición mientras que la segunda sólo se verifica para el efecto nacional.

Stokes (1974) demuestra que el efecto competitivo modificado de Marquillas no cumple la propiedad de aditividad región-región según la cual debería verificarse:

$$X^{*}_{ijt-1}\left(r_{ij}-r_{i}\right)=X^{*}_{ij_1t-1}\left(r_{ij_1}-r_{i}\right)+X^{*}_{ij_2t-1}\left(r_{ij_2}-r_{i}\right) \qquad (1.24)$$

Tal y como está planteada, la expresión no es estrictamente correcta puesto que no se tiene en cuenta que la tasa de crecimiento de una región puede ser expresada en función de las tasas de crecimiento de las subunidades que la forman. Se puede demostrar que si se divide una región j en sus k componentes o subregiones $\left(k=1,\ldots,n\right)$, entonces la tasa de crecimiento de la región puede ser obtenida como una media ponderada de las tasas de crecimiento de las subregiones que la componen, es decir, $r_j=\sum_{k=1}^{n}\frac{X_{j_k}}{X_j}r_{jk}$.

Haynes y Machunda (1987) consideran que Stokes (1974) comete un error[11] al no incluir este razonamiento a la hora de evaluar la aditividad del efecto competitivo modificado de Esteban-Marquillas (1972).

A continuación se analiza el cumplimiento de esta propiedad para cada sector, de forma que la suma del efecto competitivo para las regiones sea $\sum_{j}X_{ij}\left(r_{ij}-r^{v}_{ij}\right)=0$ en (1.11) o bien

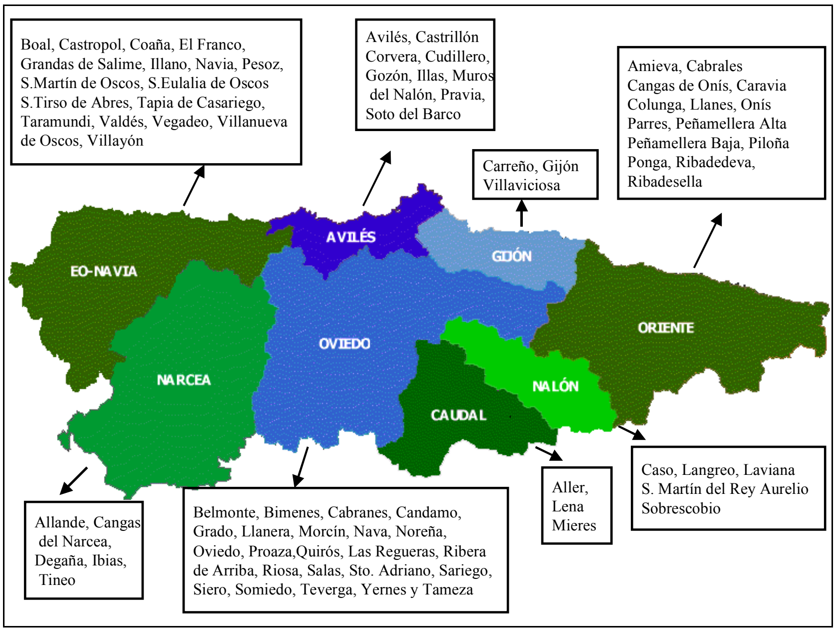
$\sum_{j=1}\left(X^{v*}_{ij}\left(r_{ij}-r_{i}\right)+\left(X_{ij}-X^{v*}_{ij}\right)\left(r_{ij}-r_{i}\right)\right)=0$ en (1.17) .

[11] Beaudry y Martin (1979) siguen el mismo argumento de Stokes (1974) tratando de comprobar que el efecto competitivo neto no cumple la propiedad de invarianza lo cual lleva a la inconsistencia y rechazo total del modelo propuesto por Esteban-Marquillas (1972) incurriendo en su argumentación en el mismo tipo de error comentado en el texto.

5. Un caso de estudio: evolución del empleo comarcal en Asturias

El ámbito regional ha sido nuestro primer objeto de análisis, incluyendo como variable de estudio el empleo elaborado por SADEI y recogido en su publicación de carácter bianual *La Renta de los Municipios Asturianos*[12]. Si bien existe información para los 78 municipios asturianos, con el fin de mostrar claramente los resultados en cuanto al cumplimiento de la "aditividad" se ha optado por considerar la división comarcal[13] representada en la Figura 1.

Figura 1: División Comarcal de Asturias



En cuanto al desglose sectorial se consideran las nueve ramas de actividad utilizadas en los trabajos de HISPALINK, compatibles con la CNAE, que denotamos por A (Agricultura), E (Energía), Q (Bienes intermedios), K (Bienes de equipo), C (Bienes de Consumo), B (Construcción), Z (Transportes y Comunicaciones), L (Otros servicios destinados a la venta) y G (Servicios no destinados a la venta).

[12] Se trata de una magnitud no homogénea con la recogida en la EPA, ya que su elaboración se basa en los Registros de Afiliados a la Seguridad Social. Más concretamente, las diferencias con los ocupados de la EPA consisten en que estas cifras de empleo incluyen a los trabajadores eventuales agrarios subsidiados que no han trabajado (están permanentemente en el registro de afiliación pero no son considerados ocupados en EPA) y las personas pluriafiliadas por tener más de un empleo, excluyendo en cambio a los funcionarios afiliados a sus propias mutualidades y no a la Seguridad Social.

[13] La agrupación comarcal considerada agrupa los municipios de Asturias en ocho áreas de planificación territorial y aparece recogida el Decreto 11/91, de 24 de enero, por el que se aprueban las Directrices Regionales de Ordenación del Territorio de Asturias (BOPA nº 45 de 23 de febrero de 1991).

La descomposición se plantea sobre la variación experimentada entre 1996 y 1998, que se traduce en una tasa de variación del empleo total del 5%.

Dado que la consideración de 8 comarcas conduce a un tamaño muestral bastante reducido, se utilizan las aproximaciones alternativas a las funciones de distribución del índice de Moran planteadas por Cliff y Ord (1973,1981) sobre la base de investigaciones empíricas (métodos de Montecarlo) que aunque estrictamente no cumplen todos los requisitos[14] sí permite contrastar la presencia de autocorrelación espacial. La tabla 1 recoge los resultados del test de Moran para la tasa de empleo en el año 1996 a nivel comarcal y municipal.

Tabla 1: Test de autocorrelación espacial

	Moran I	Z(i)*	p
Comarcas (n=8)	-0.0391	0.5360	0.5919
Municipios (n=78)	0.6099	7.8741	0.000

* El valor crítico I_α para muestras pequeñas con $\alpha = 0.05$ es $I_\alpha = \pm 0.3077$

Se observa que los resultados del test a nivel comarcal y municipal conducen a conclusiones no coincidentes, sugiriendo por tanto la existencia de correlación espacial, cuyo patrón de dependencia no se manifiesta claramente por comarcas pero en cambio sí resulta patente al considerar el detalle municipal.

En este trabajo hemos optado por mantener el análisis comarcal, que permite una mayor claridad expositiva en la presentación de los resultados y especialmente en el análisis de la propiedad de aditividad.

[14] Esta aproximación plantea problemas si se trabaja con datos binarios, si una comarca o varias posee un porcentaje elevado de vínculos o si n<10 o A+n<20 siendo A el número de contactos o vinculos entre comarcas. Hay que considerar que se trata de unas reglas establecidas ad hoc y que no tienen porqué ser aplicadas de forma rígida, puesto que se ven afectadas entre otros aspectos por el esquema de dependencia de las regiones. El valor de I asociado a un nivel de significación α se obtiene según esta expresión $y_\alpha = \frac{I_\alpha + k_\alpha (n-1)^{-1}}{\sigma(I)}$ determinándose el valor de k_α según los criterios derivados por Cliff y Ord (1981).

Con este objetivo, nuestro análisis empírico se centrará en el efecto competitivo y así en primer lugar, se incluyen los resultados para este efecto en función del análisis shift-share espacial aplicado por Nazara y Hewings (2004) (1.11), incumpliéndose la propiedad de aditividad como se observa en la última fila de la tabla 2, es decir, $\sum_{j=1}^{R} X_{ij}\left(r_{ij}-r_{ij}^{v}\right) \neq 0$.

Tabla 2: Efecto competitivo obtenido según el modelo de Nazara y Hewings (2004)

	A	*E*	*Q*	*K*	*C*	*B*	*Z*	*L*	*G*
EO-NAVIA	281.29	7.77	65.79	136.88	-76.47	-103.71	97.55	-205.08	-18.07
NARCEA	23.42	-493.25	11.87	5.78	89.62	-43.52	59.19	-206.60	68.58
AVILES	-54.92	-45.47	1762.54	-96.85	80.97	71.86	316.51	262.71	-138.69
OVIEDO	-480.02	743.62	-274.74	-359.38	-213.75	-310.22	-1646.91	-2297.97	1004.01
GIJÓN	772.07	-263.06	-1400.77	576.02	185.68	364.01	532.55	2822.18	-724.54
CAUDAL	82.97	-1057.87	-18.06	197.89	-67.60	-3.73	120.29	-237.02	-46.36
NALON	72.53	137.80	-24.04	11.49	27.44	53.52	49.98	-45.81	374.22
ORIENTE	-428.92	-10.08	30.39	8.90	-24.65	-5.44	98.97	-241.71	-353.70
SUMA	**268.42**	**-980.55**	**152.97**	**480.74**	**1.24**	**22.77**	**-371.88**	**-149.28**	**165.46**

En el modelo siguiente (1.14) es importante recalcar que los resultados no son estrictamente comparables con los del modelo anterior puesto que el objetivo de la descomposición no es el mismo. En este caso se descompone en tres efectos la variación esperada en el empleo en el periodo 1996-1998 a partir de las tasas de crecimiento sector-región modificadas espacialmente, es decir, $\tilde{R} = WR$, siendo R la matriz resumen de estas tasas de crecimiento y W la matriz de pesos espaciales binarios. De nuevo se detecta que la suma por comarcas del efecto competido no es nulo como muestra la tabla 3:

Tabla 3: Efecto competitivo obtenido según la descomposición (1.16)

	A	*E*	*Q*	*K*	*C*	*B*	*Z*	*L*	*G*
EO-NAVIA	-184.29	6.14	20.41	-34.28	178.55	-39.22	22.37	-139.89	51.37
NARCEA	-83.21	285.31	7.90	-1.12	-0.83	-20.74	22.79	-56.32	4.52
AVILES	123.49	54.49	1674.83	24.10	93.56	-209.60	119.11	-444.31	92.13
OVIEDO	211.57	-0.06	449.46	197.61	162.72	-188.11	827.01	-1699.04	85.33
GIJÓN	-118.24	116.14	352.20	-163.73	22.56	-15.04	219.70	-432.04	-692.45
CAUDAL	-7.44	489.73	-47.71	-23.94	-4.57	7.43	-32.59	-164.05	237.20
NALON	-21.28	107.68	-35.34	36.72	-45.73	-12.49	21.43	-252.81	-98.15
ORIENTE	331.57	12.58	-16.64	-1.39	3.37	21.86	-2.30	11.62	88.98
SUMA	**252.18**	**1072.00**	**2405.12**	**33.97**	**409.63**	**-455.92**	**1197.53**	**-3176.84**	**-231.06**

En cuanto al modelo (1.17) derivado a partir de la construcción del empleo "esperado" en función de $X_{ij}^{v*} = \sum_{k \in V} w_{jk} X_{ik}$, el efecto competitivo neto espacial (ECNE*) y el efecto locacional espacial (ELE*) toman los siguientes valores:

Tabla 4: Efecto competitivo neto espacial (ECNE*) por sectores y comarcas

	A	*E*	*Q*	*K*	*C*	*B*	*Z*	*L*	*G*
EO-NAVIA	33.92	309.04	2271.35	211.65	-115.54	-527.64	542.33	-1578.96	85.92
NARCEA	-85.62	-60.81	1592.09	25.46	921.82	-500.94	395.62	-2426.02	760.04
AVILES	-30.84	16.98	389.54	-268.88	192.47	58.27	439.50	544.86	-221.23
OVIEDO	-197.91	378.53	-170.95	-94.01	-35.16	-49.67	-128.26	-246.06	113.85
GIJÓN	1074.47	-30.48	-402.80	27.47	74.15	196.73	297.18	1664.18	-502.44
CAUDAL	130.03	-523.94	-227.34	445.49	-480.89	-100.64	350.51	-2080.32	281.46
NALON	175.79	79.54	-126.10	4.68	15.67	139.25	25.94	-795.86	1329.25
ORIENTE	-206.65	73.81	270.48	323.57	-91.97	17.48	564.46	-1160.90	-1999.61
SUMA	**893.19**	**242.67**	**3596.27**	**675.43**	**480.57**	**-767.16**	**2487.30**	**-6079.06**	**-152.74**

Tabla 5: Efecto locacional (ELE*) por sectores y comarcas

	A	*E*	*Q*	*K*	*C*	*B*	*Z*	*L*	*G*
EO-NAVIA	16.70	-292.12	-2195.84	-124.21	45.38	409.29	-469.32	1302.53	-68.71
NARCEA	17.22	-50.07	-1577.32	-24.20	-836.07	448.26	-354.34	2176.59	-674.13
AVILES	12.27	-9.43	704.36	166.29	-109.84	-3.77	-180.99	-213.09	83.63
OVIEDO	-179.30	226.71	-59.40	-164.06	-102.04	-148.03	-718.75	-1060.23	466.75
GIJÓN	-437.99	-3.48	-409.53	81.66	62.99	97.69	41.17	621.63	-174.28
CAUDAL	-94.33	-97.17	165.23	-291.84	402.47	81.41	-295.87	1706.86	-219.76
NALON	-142.82	52.07	34.03	-3.22	-11.17	-103.81	-21.03	582.06	-923.97
ORIENTE	-84.94	-69.17	-257.81	-315.85	67.71	-13.90	-488.17	962.72	1663.23
SUMA	**-893.19**	**-242.67**	**-3596.27**	**-675.43**	**-480.57**	**767.16**	**-2487.30**	**6079.06**	**152.74**

Al considerar las dos últimas filas de las tablas anteriores se observa cómo la suma del efecto competitivo (ECNE*+ELE*) es nula para cada sector.

Para evitar los problemas relacionados con los cambios en la magnitud del empleo anteriormente comentados se incluyen los resultados obtenidos a partir de las ponderaciones sectoriales modificadas espacialmente $\frac{\sum_j X_{ij}^{v*}}{\sum_i \sum_j X_{ij}^{v*}} = \frac{X_i^{v*}}{X^{v*}}$ tanto para el efecto competitivo neto (ECNE**) como para el efecto locacional espacial (ELE**) verificándose el cumplimiento de la propiedad de aditividad como se observa al comparar las últimas filas de ambas tablas:

Tabla 6: Efecto competitivo neto espacial (ECNE) por sectores y comarcas**

	A	*E*	*Q*	*K*	*C*	*B*	*Z*	*L*	*G*
EO-NAVIA	10.41	107.08	607.19	88.16	-43.06	-168.74	173.07	-522.62	28.50
NARCEA	-15.50	-23.19	294.40	6.61	205.43	-107.57	87.17	-547.12	171.00
AVILES	-19.19	15.56	313.71	-149.39	126.53	43.09	336.50	405.62	-165.87
OVIEDO	-521.08	892.78	-429.17	-291.99	-136.37	-199.40	-721.04	-1182.25	531.54
GIJON	1397.18	-71.06	-460.65	49.67	108.91	260.01	403.14	2296.58	-698.36
CAUDAL	47.60	-97.32	-96.50	132.53	-126.26	-27.21	82.38	-503.63	67.90
NALON	58.31	21.62	-86.14	1.97	5.56	51.43	8.65	-271.94	450.85
ORIENTE	-79.15	16.51	60.70	55.36	-19.80	4.01	132.03	-261.41	-453.56
SUMA	**878.58**	**862.00**	**203.54**	**-107.08**	**120.94**	**-144.38**	**501.91**	**-586.76**	**-68.00**

También resulta de interés la comparación de los valores obtenidos en las tablas 6 y 7, con los resultados del modelo de Esteban-Marquillas (1972) para ver si aporta algún resultado diferencial.

Al comparar el efecto competitivo neto espacial y el efecto competitivo neto no se observan cambios en los signos (las tasas de crecimiento son las mismas) para cada combinación sector-comarca aunque sí se observan cambios en los agregados (debido al cambio en las magnitudes de la variable estudiada, homotética o modificada espacialmente). De hecho la relación entre el ECNE**/ECN para cada sector en cualquiera de las regiones y en el total viene dada por:

Tabla 7: Ratio ECNE/ECN**

SECTORES	*A*	*E*	*Q*	*K*	*C*	*B*	*Z*	*L*	*G*
*ECNE**/ECN*	0.818	0.759	0.832	0.882	0.984	1.012	1.143	1.080	1.068

En cambio sí se aprecian más diferencias en el efecto locacional puesto que su interpretación es diferente. Un signo positivo viene dado por $\left(r_{ij} - r_i\right) > 0$ y $\left(X_{ij} - X_{ij}^{v**}\right) > 0$, es decir, la evolución del sector i en la comarca j es mejor que la global y el empleo presenta una desviación positiva frente a la esperada en función de sus regiones de influencia.

En la tabla siguiente se incluyen los resultados para ELE** y el EL así como los cambios en términos relativos. Se observa una importante redistribución del efecto locacional al utilizar la definición de empleo modificado espacial (1.19) produciéndose incluso, en algunos casos, cambios de signo en este efecto para cada combinación sector-comarca.

Tabla 8: Comparación efecto locacional (EL) vs efecto locacional espacial (ELE) por sectores y comarcas**

EL/ELE**	A	A**	E	E**	Q	Q**	K	K**	C	C**	B	B**	Z	Z**	L	L**	G	G**	TOTAL	TOTAL**
EO-NAVIA	37.89	40.20	-124.15	-90.16	-654.03	-531.68	-12.53	-0.72	-26.41	-27.10	48.45	50.39	-78.37	-100.05	207.49	246.18	-9.49	-11.30	-611.15	**-424.218**
NARCEA	-49.46	-52.91	-80.34	-87.70	-338.95	-279.63	-6.23	-5.34	-122.95	-119.68	53.65	54.89	-34.97	-45.90	257.19	297.70	-74.28	-85.09	-396.34	**-323.659**
AVILES	4.89	0.63	-12.96	-8.02	716.98	780.19	66.81	46.80	-45.91	-43.90	11.90	11.40	-35.82	-77.99	-43.81	-73.85	17.78	28.27	679.85	**663.539**
OVIEDO	259.74	143.87	-570.98	-287.54	285.30	198.82	73.02	33.92	1.34	-0.83	-0.59	1.70	-216.32	-125.96	-211.57	-124.03	82.69	49.07	-297.37	**-110.996**
GIJON	-1071.38	-760.70	59.65	37.09	-258.85	-351.68	52.81	59.46	26.49	28.23	37.40	34.42	-14.27	-64.79	159.28	-10.77	-22.53	21.64	-1031.40	**-1007.103**
CAUDAL	-22.47	-11.89	-492.90	-523.80	53.84	34.39	3.36	21.11	49.86	47.85	7.68	7.99	-17.41	-27.74	92.87	130.16	-1.90	-6.20	-327.09	**-328.123**
NALON	-38.29	-25.33	103.12	109.99	11.42	-5.93	-0.77	-0.51	-1.15	-1.06	-15.40	-15.99	-2.66	-3.75	38.00	58.13	-17.05	-45.57	77.21	**69.982**
ORIENTE	-194.85	-212.45	-17.11	-11.87	-60.26	-48.02	-55.05	-47.64	-4.14	-4.45	-0.38	-0.42	-39.19	-55.74	43.88	63.24	88.49	117.18	-238.60	**-200.175**
SUMA	-1073.94	-878.58	-1135.66	-862.00	-244.56	-203.54	121.42	107.08	-122.87	-120.94	142.73	144.38	-439.01	-501.91	543.32	586.76	63.70	68.00	-2144.88	-1660.75

Tabla 9: Ratio ELE/EL**

*ELE**/EL*	*A*	*E*	*Q*	*K*	*C*	*B*	*Z*	*L*	*G*
EO-NAVIA	1.061	0.726	0.813	0.057	1.026	1.040	1.277	1.187	1.190
NARCEA	1.070	1.092	0.825	0.858	0.973	1.023	1.312	1.158	1.146
AVILES	0.128	0.619	1.088	0.701	0.956	0.958	2.177	1.685	1.590
OVIEDO	0.554	0.504	0.697	0.464	-0.620	-2.904	0.582	0.586	0.593
GIJON	0.710	0.622	1.359	1.126	1.066	0.920	4.541	-0.068	-0.960
CAUDAL	0.529	1.063	0.639	6.289	0.960	1.041	1.593	1.402	3.258
NALON	0.661	1.067	-0.520	0.659	0.923	1.038	1.407	1.530	2.672
ORIENTE	1.090	0.694	0.797	0.865	1.076	1.122	1.422	1.441	1.324
SUMA	**0.818**	**0.759**	**0.832**	**0.882**	**0.984**	**1.012**	**1.143**	**1.080**	**1.068**

Referencias bibliográficas:

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

ANSELIN, L.; BERA, A.K. (1998): "Spatial dependence in linear regression models", en Ullah, A. y Giles, D. Eds, *Handbook of Applied Economic Statistics*. Marcel Dekker, New York.

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

BEAUDRY, R; MARTIN, F. (1979): "Shift-Share analysis revisited: the allocation effect and the stability of regional structure, a comment", *Journal of Regional Science*, vol.19, nº 3, p. 389-391.

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

BUCK, T.; ATKINS, M. (1976): "The impact of British Regional Policies on employment growth". *Oxford Economic Papers*, vol. 28, p. 118-132.

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.

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

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.

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

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

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

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

HAYNES, K.E.; MACHUNDA, Z.B. (1987): "Considerations in extending shift-share analysis: Note", *Growth and Change*, nº 18, spring, p. 69-78.

HERZOG, W.H.; OLSEN, R.J. (1977): "Shift-share analysis revisited: the allocation effect and the stability of regional structure", *Journal of Regional Science*, vol.17, nº 3, p. 441-454.

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.

KEIL, S.R. (1992): "On the value of Homothecity in the Shift-Share framework", *Growth and Change*, Fall 1992, vol. 23, nº 4, p. 469-493.

KNUDSEN, D.C. (2000): "Shift-share analysis: further examination of models for the description of economic change", *Socio-Economic Planning Sciences*, vol. 34, p. 177-198.

LÓPEZ-BAZO, E..; VAYÁ, E.; ARTÍS, M. (2004): "Regional externalities and growth: evidence from european regions", J*ournal of Regional Science,* vol. 44, nº.1, p. 43-73.

LÓPEZ-BAZO, E.; VAYÁ, E.; MORA, A.J.; SURIÑACH, J. (1999): "Regional economic dynamics and convergence in the European Union", *The Annals of Regional Science*, vol. 33, p. 343-370.

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.

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

MAYOR, M.; LÓPEZ, A.J. (2005): "Spatial shift-share analysis: new developments and some findings for the Spanish case", *45th Congress of the European Regional Science Association* ERSA 2005, Amsterdam.

MOLHO, I (1995): "Spatial autocorrelation in british unemployment", *Journal of Regional Science*, vol. 36, nº 4, p. 641-658.

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

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.

PAELINK, J.H.P.; KLAASEN, L.H. (1972): "*Spatial econometrics.* Saxon House.

SADEI (varios años): *La Renta de los Municipios Asturianos*.

STETZER, F. (1982): "Specifying weights in spatial forecasting models: the results of some experiments", *Environment and Planning* A, vol.14, p. 571-584.

STEVENS, B.H.; MOORE, C. (1980): “A critical review of the literature on shift-share as a forecasting technique”, *Journal of Regional Science*, vol. 20, nº 4.

STOKES, H.K. (1973): “Shift-share once again”, *Regional and Urban Economics*, nº 4, p. 57-60.

UPTON, G. y FINGLETON, B. (1985): *Spatial data analysis by example. (vol.1)*. Ed. John Wiley & Sons Ltd.

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.