

HISPALINK-ASTURIAS

Documentos de trabajo

**EL ANÁLISIS SHIFT-SHARE EN LA
MODELIZACIÓN SECTORIAL REGIONAL**

Matías Mayor Fernández
Ana Jesús López Menéndez

DOCUMENTO DE TRABAJO 2/02- (Diciembre 2002)

Han participado en la elaboración de este documento de trabajo:

Matías Mayor Fernández
Ana Jesús López Menéndez

Depósito Legal: AS-5296-2002

EL ANÁLISIS SHIFT-SHARE EN LA MODELIZACIÓN SECTORIAL REGIONAL

INDICE DE CONTENIDOS	Página
1. Introducción	2
2. El análisis shift-share	3
2.1. El modelo shift-share clásico	3
2.2. Cambio homotético y efecto locacional	6
2.3. Efectos espaciales	11
2.4. Críticas al análisis shift-share clásico	13
3. El modelo shift-share estocástico	15
3.1. El modelo de Berzeg	18
3.2. Análisis shift-share ANOVA con dos factores	20
4. Análisis shift-share dinámico y predicción	24
5. Algunas aplicaciones empíricas	26
5.1. Consideraciones metodológicas	26
5.2. Análisis shift-share en Asturias	27
5.2.1. Análisis comarcal del empleo	28
5.2.2. Análisis comarcal del VAB	34
5.2.3. Análisis estocástico de los efectos comarcales	40
5.3. Análisis shift-share en las regiones españolas	44
5.4. Análisis shift-share en el ámbito de la Unión Europea	48
6. Referencias bibliográficas	54

1 Introducción

La existencia de disparidades regionales, la identificación de sus causas y el análisis de su evolución temporal son temas de gran interés debido a sus connotaciones éticas, políticas y socioeconómicas.

La necesidad de evaluar políticas regionales en diversos entornos y la mayor facilidad de acceso a la información estadística necesaria son algunos de los factores que han contribuido a impulsar las investigaciones en este ámbito, que abarcan análisis de crecimiento económico y convergencia, desigualdad, cambio sectorial, productividad, etc.

En este documento de trabajo analizamos la técnica shift-share que, desde su aparición hace más de 50 años, se ha consolidado como una herramienta de gran potencial en el análisis sectorial y regional.

El trabajo comienza con una exposición del modelo shift-share clásico que permite descomponer los cambios experimentados por una magnitud económica en varios efectos diferenciados (nacional, sectorial y regional). A continuación se analizan las ventajas y limitaciones de esta técnica, presentando algunas extensiones de la misma.

En el tercer apartado se presenta un planteamiento estocástico del análisis shift-share, que permite contrastar hipótesis relativas a los distintos efectos que contribuyen al cambio de la magnitud investigada.

Como complemento a los desarrollos teóricos, el trabajo incluye un último apartado de aplicaciones en el que resumimos los resultados de algunas investigaciones recientes basadas en la metodología shift-share y referidas a los ámbitos regional, nacional y europeo.

2 El análisis shift-share

El objetivo fundamental del análisis shift-share consiste en la determinación de los factores que dan lugar a las diferencias de crecimiento entre las distintas unidades espaciales consideradas (países, regiones, comarcas, municipios...).

Tal y como recoge Berzeg (1978) el análisis shift-share es una síntesis de dos ideas o intuiciones:

- La primera de estas ideas, vinculada con las teorías clásicas del crecimiento económico, recoge la relación entre el nivel de desarrollo económico y la composición sectorial de la producción.
- El segundo hecho recogido en el análisis shift-share está basado en las diferencias estructurales existentes entre las economías de los distintos ámbitos espaciales investigados.

Sobre estas bases, el análisis shift-share permite expresar el cambio experimentado por una magnitud económica en cierto periodo de tiempo como suma de tres componentes: un *efecto nacional o regional* que recoge la evolución conjunta del ámbito investigado, el *efecto sectorial comparado* o *cambio estructural (industry-mix*, en la literatura anglosajona) derivado de los distintos ritmos de crecimiento de los sectores productivos y el *efecto espacial comparado* o *efecto competitivo* vinculado a la distinta especialización en función de la localización¹.

2.1 El modelo shift-share clásico

El análisis shift-share fue desarrollado por Dunn (1960) a partir de las investigaciones preliminares de Cramer (1942) como método de determinación de los componentes que explican las variaciones de las magnitudes económicas, centrándose inicialmente en el empleo. Para Dunn (1960), “el componente esencial de esta técnica estadística es el cálculo de los cambios geográficos en la evolución de la economía”.

Si denotamos por X_{ij} el valor de la magnitud económica investigada correspondiente al sector i en el ámbito espacial j en el instante inicial y X'_{ij} al valor de la misma magnitud

¹ Como consecuencia de las distintas extensiones de esta técnica se han utilizado distintas notaciones para los efectos, lo que lleva a Stevens y Moore (1980) a reclamar una homogeneización de la terminología utilizada.

en el instante final, entonces la variación experimentada por dicha variable (en general el empleo o la producción) puede ser expresada mediante la siguiente identidad:

$$X'_{ij} - X_{ij} = \Delta X_{ij} = X_{ij}g + X_{ij}(g_i - g) + X_{ij}(g_{ij} - g_i)$$

donde:

$$g = \frac{\sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^r (X'_{ij} - X_{ij})}{\sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^r X_{ij}} \quad g_i = \frac{\sum_{j=1}^r (X'_{ij} - X_{ij})}{\sum_{j=1}^r X_{ij}} \quad g_{ij} = \frac{X'_{ij} - X_{ij}}{X_{ij}}$$

y los tres sumandos en los que se desglosa la variación global de la magnitud estudiada reciben las denominaciones:

Efecto nacional	$EN_{ij} = X_{ij}g$
Efecto sectorial comparado o efecto estructural	$ESC_{ij} = X_{ij}(g_i - g)$
Efecto regional comparado o efecto competitivo	$ERC_{ij} = X_{ij}(g_{ij} - g_i)$

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 ESC y ERC, 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 regional, respectivamente. Como afirman Loveridge y Selting (1998) "esta identidad confirma que las industrias locales o de una región determinada deberían crecer a aproximadamente la misma tasa que las industrias nacionales. El efecto industry-mix es la cantidad de cambio atribuible a la diferente composición sectorial de la región frente a la nación".

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".

La identidad clásica del análisis shift-share puede también expresarse en términos de tasas de crecimiento como sigue:

$$g_{ij} = g + (g_i - g) + (g_{ij} - g_i)$$

Otra posible descomposición shift-share, planteada por Moore y Rodhes (1973) y posteriormente retomada por Buck y Atkins (1976) viene dada por la igualdad:

$$g_j = g + \sum_{i=1}^s (W_{ij}g_i - g) + \sum_{i=1}^s (g_j - W_{ij}g_i)$$

que puede ser expresada en desviaciones respecto a g apareciendo únicamente dos componentes: el sectorial o estructural y el diferencial o competitivo.

$$g_j - g = \sum_{i=1}^s (W_{ij}g_i - g) + \sum_{i=1}^s (g_j - W_{ij}g_i) = \sum_{i=1}^s (W_{ij} - W_i)g_i + \sum_{i=1}^s W_{ij}(g_{ij} - g_i)$$

De esta forma, una región experimentará una evolución distinta de la nación como consecuencia de su diferente composición sectorial y/o debido a los diferentes ritmos de crecimiento de las regiones en los sectores considerados.

También es posible, tal y como plantean Buck y Atkins (1976) agregar los resultados en términos de la magnitud económica para cada uno de los efectos por cada división geográfica considerada, esto es:

$$ER_j = \sum_{i=1}^s X_i W_j g_i$$

$$ESC_j = \sum_{i=1}^s (X_{ij} - W_j X_i) g_i$$

$$ECC_j = \sum_{i=1}^s X_{ij} (g_{ij} - g_i)$$

donde $W_j = \frac{\sum_{i=1}^s X_{ij}}{\sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^r X_{ij}}$ son los pesos regionales, para los que se cumple $\sum_{j=1}^r W_j = 1$,

mientras $W_i = \frac{\sum_{j=1}^r X_{ij}}{\sum_{j=1}^r \sum_{i=1}^s X_{ij}}$ recoge el peso del sector i en el ámbito investigado y

$W_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^s X_{ij}}$ recoge el peso del sector i en la división espacial j .

2.2 El cambio homotético y el efecto locacional

La descomposición convencional planteada en el análisis shift-share ha sido objeto de numerosas críticas. La primera de ellas hace referencia a la no consideración de los cambios en la estructura industrial y en la economía nacional, que lleva asociada una falta de actualización de las ponderaciones y tiene su reflejo tanto en las cantidades como en los signos de los efectos sectoriales y competitivos.

Otro problema de esta metodología es la variabilidad de los resultados en función de los niveles de desagregación considerados, que afecta fundamentalmente al efecto industry-mix y al efecto competitivo.

En tercer lugar, el crecimiento derivado de vínculos interindustriales o atribuible a multiplicadores secundarios se asigna al efecto competitivo o diferencial cuando debería ser recogido por el efecto sectorial. Este hecho provoca que ambos efectos no sean estadísticamente independientes.

Esta última objeción fue planteada por Rosenfeld (1959) y estudiada más recientemente por Esteban-Marquillas (1972). La razón de esta crítica es que el efecto competitivo no recoge exactamente el especial dinamismo de un sector en una región sino que se ve influido por el efecto sectorial o *industry-mix*. Así, si investigamos los cambios en el empleo, considerando dos ámbitos espaciales con el mismo nivel de empleo inicial ($E_1 = E_2$) y con la misma tasa de crecimiento en el sector i , se cumple $g_{i1} - g_i = g_{i2} - g_i$. Sin embargo, esta igualdad no garantiza que el efecto competitivo en ambos casos sea idéntico, puesto que los valores del efecto competitivo dependerán de las distribuciones sectoriales del empleo regional, observándose que $E_{i1} \neq E_{i2}$.

La propuesta de solución a este problema se basa en la utilización del concepto de *empleo homotético*² definido como el empleo que tendría el sector i de la región j si la estructura sectorial del empleo en esa región coincidiese con la nacional. De esta forma, el empleo homotético del sector i de la región j viene dado por la expresión:

$$E_{ij}^* = \sum_{i=1}^s E_{ij} \frac{\sum_{j=1}^r E_{ij}}{\sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^r E_{ij}} = \frac{\sum_{j=1}^r E_{ij}}{\sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^r E_{ij}} \sum_{j=1}^r E_{ij}$$

² Si bien este concepto es trasladable a otras magnitudes, hemos preferido mantener la expresión original de empleo homotético ya que el desarrollo original de Esteban-Marquillas (1972) fue realizado en términos de esta variable.

El empleo homotético puede también ser expresado en función del cociente de localización industrial³ como:

$$E_{ij}^* = E_j \frac{E_i}{E} = \frac{E_j}{E} E_i \quad E_{ij}^* = \frac{E_{ij}}{CL_{ij}}$$

La consideración del empleo homotético permite aislar por completo el efecto competitivo o efecto regional comparado (ERC) de la influencia del efecto sectorial.

De la misma forma que se ha definido el empleo homotético podemos adaptar este concepto a cualquier magnitud económica, sin más que trasladar la estructura sectorial o productiva nacional a cada región o unidad espacial considerada. Así, dada una magnitud X , la correspondiente magnitud homotética en el sector i de la región j sería calculada según la expresión:

$$X_{ij}^* = X_j \frac{X_i}{X} = \frac{X_j}{X} X_i \quad X_{ij}^* = \frac{X_{ij}}{CL_{ij}}$$

y podemos definir el efecto competitivo sin influencia del efecto sectorial obteniendo el *efecto competitivo neto* (ECN):

$$ECN_{ij} = X_{ij}^* (g_{ij} - g_i)$$

No obstante, al trasladar la estructura sectorial ya sea del empleo o del VAB de la nación a las regiones, estamos dejando sin explicar parte del crecimiento regional (cuando $X_{ij} \neq X_{ij}^*$) haciéndose necesaria la inclusión de un cuarto componente explicativo del cambio en el crecimiento que es el *efecto locacional*.

$$EL_{ij} = (X_{ij} - X_{ij}^*) (g_{ij} - g_i)$$

Este cuarto componente derivado de la localización nos informa de si cada región se especializa en los sectores para los que presenta ventajas competitivas. Es decir, su aportación será positiva si la región se especializa ($X_{ij} - X_{ij}^* > 0$) en los sectores con mayor tasa de crecimiento ($g_{ij} - g_i > 0$) y no se especializa ($X_{ij} - X_{ij}^* < 0$) en ramas que carecen de ventajas competitivas ($g_{ij} - g_i < 0$). En cambio, el signo del efecto locacional será negativo si la especialización no sigue la dirección indicada por las ventajas competitivas.

³ Se comprueba que para valores inferiores a uno del cociente de localización (CL_{ij}) el cambio homotético es mayor que el cambio real y viceversa.

La incorporación del efecto locacional recoge la covarianza entre el efecto estructural y el efecto competitivo y puede ser interpretado –siguiendo a Esteban (2000)- como “*la contribución al crecimiento regional derivada de la especialización en esas actividades donde la región es más competitiva*”.

De este modo, la variación del empleo o del VAB de la región j en el sector i (ΔX_{ij}) puede escribirse como:

$$\Delta X_{ij} = X_{ij}g + X_{ij}(g_i - g) + X_{ij}^*(g_{ij} - g_i) + (X_{ij} - X_{ij}^*)(g_{ij} - g_i)$$

Lógicamente la utilización de este concepto no tiene porqué ceñirse en exclusiva al efecto competitivo sino que puede trasladarse al resto de los efectos considerados en este análisis. La ventaja fundamental de esta formulación es que permite un análisis individualizado del efecto sobre el crecimiento de la magnitud en cada sector y en cada región de la especialización y dinamismo de los sectores.

La principal ventaja de este modelo se basa en conseguir separar el efecto competitivo de su relación con el efecto sectorial. Por otra parte, el efecto locacional se construye a través de dos diferencias lo que dificulta las interpretaciones.

En el mismo trabajo, Esteban-Marquillas considera una segunda formulación basada en el mismo concepto, trasladándolo a los efectos nacional y sectorial. En este caso el objetivo es que el efecto neto recoja la diferencia existente entre el crecimiento real del sector i en la región j y el crecimiento que hubiese experimentado en base a una estructura sectorial equivalente a la nacional:

$$\text{Efecto neto} = \Delta X_{ij} - g_i X_{ij}^* = g_{ij} X_{ij} - g_i X_{ij}^*$$

Este efecto neto tiene su origen en las características propias de cada región o unidad espacial y vendrá explicado por el efecto sectorial, el competitivo o el locacional. En el cálculo del efecto sectorial podemos incluir igualmente la variación homotética recogiendo el efecto sobre el crecimiento regional de la mayor o menor especialización del empleo en los sectores crecientes desde la perspectiva nacional. Es decir, en esta segunda formulación se obtiene:

$$\begin{aligned} EN_{ij}^* &= g_i X_{ij}^* \\ ESC_{ij}^* &= g_i (X_{ij} - X_{ij}^*) \end{aligned}$$

de forma que el crecimiento nacional puede ser expresado como:

$$\Delta X_{ij} = g_{ij} X_{ij} = g_i X_{ij}^* + g_i (X_{ij} - X_{ij}^*) + X_{ij}^* (g_{ij} - g_i) + (X_{ij} - X_{ij}^*) (g_{ij} - g_i)$$

formulación que plantea problemas a la hora de interpretar todos los resultados. De hecho, la suma para todos los sectores de los nuevos efectos nacionales y sectoriales

coinciden con el primer desarrollo del propio Esteban-Marquillas tal y como verifica Keil (1992).

El tercer término de la parte derecha de la igualdad es el efecto competitivo neto y el cuarto término es el efecto locacional o de reasignación que mide el efecto de que una región se especialice en industrias en las cuales presenta cierta ventaja comparativa. Se comprueba que estos dos últimos efectos pueden ser expresados en función de los componentes del análisis shift-share convencional a través de los cocientes de localización:

$$ECN_{ij} = \frac{X_{ij}(g_{ij} - g_i)}{CL_{ij}} = \frac{ESC}{CL_{ij}}$$
$$EL_{ij} = \left(1 - \frac{1}{CL_{ij}}\right) c_{ij}$$

Herzog y Olson (1977) establecen una codificación para el efecto reasignación lo que solventa la inestabilidad de la clasificación cuando no se incorporan en las ponderaciones utilizadas las modificaciones experimentadas durante el periodo de estudio. Esta clasificación permite distinguir cuatro estados en función de la especialización y de las ventajas comparativas existentes.

Las extensiones planteadas por Esteban-Marquillas (1972) han sido objeto de debate, ya que como plantea Stokes (1974) el efecto competitivo modificado u homotético no verifica la propiedad de aditividad región-región. Sin embargo, Haynes y Machunda (1987) demuestran que la tasa de crecimiento de la región puede ser obtenida como suma ponderada de las tasas de crecimiento de las subregiones, utilizando como ponderaciones W_j en lugar de W_{ij} .

Un tercer modelo donde interviene también el empleo homotético es el modelo de base estructural. Este desarrollo resulta de interés en aquellas investigaciones interesadas en una mayor desagregación sectorial, pero no resulta útil cuando el objetivo es la aproximación del efecto competitivo. En este modelo, el efecto nacional y el efecto sectorial son idénticos a los definidos por Esteban-Marquillas (1972) mientras que el efecto competitivo se correspondería con el del modelo clásico⁴.

Arcelus (1984) opta por introducir la variación homotética en todos los efectos definidos. Las expresiones resultantes para el efecto regional serían en este caso:

⁴ La agregación por sectores de los distintos efectos son coincidentes para el modelo de base estructural y para el modelo clásico. Ver Loverdige y Selting (1998).

$$ER_{ij} = X_{ij}^*g + (X_{ij} - X_{ij}^*)g$$

con lo cual el efecto regional se divide en dos componentes: por un lado, el crecimiento esperado de la magnitud económica considerada, y por otro, el efecto diferencial derivado de la especialización de cada región en el sector en cuestión. Así, durante los periodos de recesión ($g < 0$), el efecto esperado sobre la magnitud es negativo, si bien este efecto puede ser compensado con una menor especialización de la región j en el sector i , lo que se traduce en un valor negativo de la diferencia $(X_{ij} - X_{ij}^*)$. El mismo razonamiento podría ser trasladado a los periodos expansivos.

De modo análogo, en el caso del efecto sectorial se evalúan los distintos ritmos de crecimiento de los sectores productivos en relación a la evolución media nacional. De esta forma, podemos extraer un efecto esperado en base a la variación homotética $X_{ij}^*(g_i - g)$ y un efecto diferencial $(X_{ij} - X_{ij}^*)(g_i - g)$ que recoge las peculiares características de la región analizada, expresando el efecto sectorial comparado como:

$$ESC_{ij} = X_{ij}^*(g_i - g) + (X_{ij} - X_{ij}^*)(g_i - g)$$

En aquellos periodos en los que las tasas de crecimiento del sector i superen a la media $(g_i - g) > 0$ tendremos un efecto esperado positivo que puede ser ampliado si la región j se encuentra especializada en dicho sector $(X_{ij} - X_{ij}^*) > 0$. Este efecto positivo puede ser contrarrestado si la región j no se especializa en aquellos sectores más dinámicos $(X_{ij} - X_{ij}^*) < 0$ puesto que generaría un efecto diferencial negativo. No es menos cierto que un efecto esperado negativo $(g_i - g) < 0$ puede ser compensado con un efecto diferencial positivo en el caso de que se recoloquen en otras actividades parte de los recursos empleados en ese sector.

Si bien existe acuerdo en cuanto a la dependencia de los tres efectos del análisis shift-share respecto del ritmo de crecimiento nacional, Arcelus (1984) plantea la necesidad de valorar la fortaleza de los mercados regionales de forma similar a la valoración del mercado nacional. La descomposición shift-share resulta incompleta, por tanto, sin la consideración de los efectos regionales, que con el objetivo de generalizar para cualquier ámbito de aplicación denominamos *efectos espaciales o regionales*.

2.3 Efectos espaciales

La contribución fundamental de Arcelus (1984) consiste en la inclusión de los denominados “efectos espaciales” que en el contexto más habitual de trabajo serán efectos regionales. De este modo, al igual que se considera la evolución de la nación en su conjunto como factor explicativo del cambio, se podría también considerar la evolución de cada región y su efecto, o incluso valorar los distintos esquemas de composición sectorial propios de cada subunidad geográfica.

En las ecuaciones de los apartados anteriores asumíamos que la producción se dirige al mercado nacional sin tener en consideración que, gran parte de la misma tiene como destino los mercados locales o regionales. Además, la demanda de trabajo se completa en un porcentaje importante con mano de obra procedente de las propias regiones. Surge así la necesidad de valorar la fortaleza del mercado regional al igual que valoramos la fortaleza del mercado nacional a través del efecto nacional.

De esta forma, el efecto competitivo se descompone como suma de un efecto derivado del crecimiento regional (ER) sobre la industria i -ésima y un efecto sectorial regional comparado (ESRC) que recoge la ventaja comparativa de forma paralela al efecto locacional, con lo cual el cambio en la magnitud estudiada pasaría a ser explicado en función de cuatro componentes:

$$\Delta X_{ij} = EN_{ij} + ESC_{ij} + ER_{ij} + ESRC_{ij}$$

donde ER_{ij} es la contrapartida del efecto nacional, de forma que captura la parte de crecimiento atribuible a la evolución de la propia región j . Por su parte, $ESRC_{ij}$ es equivalente, a nivel regional, al efecto sectorial comparado (ESC_{ij}) recogiendo la proporción del crecimiento debida al esquema de composición sectorial de la región.

Simplificando en gran medida, los dos primeros términos de la parte derecha de la igualdad son en cierto sentido “exógenos”, al recoger las influencias de la nación en su conjunto y estar fuera del control de las regiones, mientras que el efecto regional y el efecto sectorial regional comparado se consideran claramente “endógenos”.

Más concretamente, el *efecto regional*⁵ recoge la parte de la variación de la variable económica X_{ij} debida a la propia expansión de la región, el efecto derivado del mercado local.

$$ER_{ij} = X_{ij}^* (g_j - g) + (X_{ij} - X_{ij}^*) (g_j - g)$$

⁵ El efecto regional propiamente dicho es denominado por Garrido (2002) *efecto diferencial de mercado* mientras que el *efecto sectorial regional comparado* es denominado como efecto diferencial competitivo recogiendo la ventaja competitiva de la unidad geográfica j respecto al conjunto en el sector i -ésimo.

mientras que *el efecto sectorial regional comparado* refleja la parte del crecimiento derivada del esquema de composición sectorial propio de cada región y viene dado por la expresión:

$$ESRC_{ij} = X_{ij}^* [(g_{ij} - g_j) - (g_i - g)] + (X_{ij} - X_{ij}^*) [(g_{ij} - g_j) - (g_i - g)]$$

Si el sector i presenta una situación más dinámica en la región j en relación a su evolución media, $(g_{ij} - g_j) > 0$, pero ese mismo sector a nivel nacional presenta un menor dinamismo que la media nacional $(g_i - g) < 0$, entonces el efecto sobre ΔX_{ij} va a ser positivo. En el caso opuesto, si el sector i crece a velocidad inferior de lo que lo hace la región, $(g_{ij} - g_j) < 0$ y además el mismo sector a nivel nacional crece más rápido que la nación $(g_i - g) > 0$, se generará un efecto global negativo sobre ΔX_{ij} . La dirección de este efecto no queda clara si el sector i en cuestión crece más rápido que la media de la nación $(g_i - g) > 0$ y que la media de la comarca $(g_{ij} - g_j) > 0$ o bien si la velocidad de crecimiento es inferior a ambas medias $(g_i - g) < 0$ y $(g_{ij} - g_j) < 0$.

Esta descomposición del efecto competitivo solventa los problemas derivados de los vínculos input-output así como el crecimiento inducido por la renta en la región. El efecto regional recoge para cada industria el crecimiento inducido por las diferencias de crecimiento nación-región. Por tanto, recoge el crecimiento en conjunto en la región asociado a determinadas industrias que no se trasladará a otras industrias a través de vínculos input-output sino a través de las rentas generadas en las primeras.⁶

Algunos autores como Keil (1992) y Loveridge y Selting (1998) censuran la excesiva devoción de Arcelus (1984) por la variación homotética, poniendo de manifiesto que los elementos homotéticos se cancelan escribiéndose de forma más resumida:

$$ER_{ij} = X_{ij} (g_j - g)$$

$$ESRC_{ij} = X_{ij} [(g_{ij} - g_j) - (g_i - g)]$$

A pesar de estas críticas la principal ventaja del segundo modelo planteado por Arcelus (1984) es que captura elementos, perdidos en otros modelos shift-share, que son determinantes importantes del crecimiento local. De hecho, este modelo recoge los efectos aglomeración, el hecho de que el origen del crecimiento en los últimos

⁶ Keil (1992) afirma que el efecto regional solventa una de las críticas planteadas y permite la inclusión de los servicios en los análisis que en algunos trabajos habían sido excluidos por su carácter local y su elasticidad-renta.

años esté concentrado en torno a las áreas metropolitanas. En relación con los distintos modelos que explican el crecimiento económico de una región en función de su estructura industrial (modelos input-output o modelos de base exportación). Holden et al (1987) afirman que “esas teorías únicamente trabajan con la estructura industrial de la región, resultando poco claro cómo las estructuras urbanas pueden ser incluidas”⁷.

Loveridge y Selting (1998) consideran un problema la utilización del modelo planteado por Esteban-Marquillas (1972) en base a la no existencia de una interpretación clara del efecto competitivo homotético junto con la importante correlación existente entre ambos componentes. Por otra parte, estos mismos autores afirman que “a menos que el consenso sobre la importancia de la independencia entre los componentes sea abandonado, los modelos basados en la formulación de Esteban-Marquillas no resuelven el problema para el cual se diseñaron”. Además, estos modelos no verifican la propiedad de desviación nacional nula⁸.

2.4 Críticas al análisis shift-share clásico

La considerable popularidad alcanzada por el análisis shift-share no deja a esta técnica libre de importantes críticas. De hecho, muchas de las extensiones propuestas en la literatura –algunas ya comentadas– surgen como respuesta a distintos inconvenientes de esta técnica, cuyas críticas fundamentales se pueden resumir en seis puntos: ausencia de contenido teórico, problemas de agregación, sesgo introducido por la elección de las ponderaciones, interdependencia entre el efecto competitivo y el efecto sectorial, imposibilidad de realizar tratamientos inferenciales e inestabilidad temporal de los resultados en un contexto predictivo.

- Las críticas relativas a la **ausencia de contenido teórico** del análisis shift-share fueron realizadas por Stilwell (1969) y reiteradas por Richardson (1978) según el cual “el análisis shift-share no concluye nada acerca de la capacidad de una región para retener a los sectores pujantes o bien cómo atraerlos”. También autores como Bartels, Nicol y Van Duijn (1982) hablan de “medición

⁷ En este mismo trabajo Holden et al. (1987) asumen que la tasa de crecimiento del empleo de una industria particular en un determinado tipo de subregión se mantiene constante en todas las regiones.

⁸ Loveridge y Selting (1998) presentan una interesante comparación empírica sobre estos modelos utilizando el análisis dinámico.

sin explicación” mientras contribuciones como las de Casler (1989) tratan de buscar una base teórica de justificación de la identidad shift-share.

- Otra crítica fundamental es la **inestabilidad de los resultados frente al grado de desagregación considerado**, puesto que cuanto mayor sea el nivel de desagregación sectorial utilizado en el análisis la importancia del industry-mix va a ser mayor en relación al efecto competitivo⁹.
- El **sesgo derivado de las ponderaciones** utilizadas en el análisis shift-share se debe a que éstas suelen estar referidas al año base o al año final del periodo considerado. La solución más habitual para tratar de minimizar este sesgo consiste en trabajar con ponderaciones “mixtas”, obtenidas como combinaciones de ambas.
- Una de las críticas fundamentales a la técnica shift-share radica en la **imposibilidad para separar claramente el efecto sectorial del efecto competitivo**, dado que este último no recoge únicamente el especial dinamismo de un sector en una comarca sino que se ve influido por el efecto sectorial. De hecho, la interdependencia de estos efectos da lugar a la introducción de las variables homotéticas descritas en el apartado anterior.
- Las críticas referidas a las **limitaciones inferenciales y predictivas** del análisis shift-share son especialmente relevantes desde el punto de vista estadístico, ya que resulta crucial examinar la significación de los distintos componentes del cambio de la magnitud investigada. Por este motivo, dedicamos el epígrafe siguiente al análisis shift-share estocástico.

⁹ Casler (1989) considera que éste no es una limitación fundamental del shift-share puesto que se trata de un problema común a las distintas técnicas utilizadas en el ámbito de la ciencia regional.

3 El modelo shift-share estocástico

Entre la gran cantidad de métodos y técnicas que han sido desarrolladas con el objetivo de estimar los efectos de la estructura sectorial sobre el crecimiento del empleo regional y la efectividad de las políticas regionales es posible distinguir (siguiendo a autores como Brown (1972), Weeden (1974) y Buck y Atkins (1976)) dos grandes grupos: técnicas de estandarización y técnicas de análisis de regresión¹⁰.

El análisis shift-share se incluiría dentro de la primera de estas categorías, por lo que presenta, según Buck y Atkins (1976), las limitaciones propias de cualquier proceso de estandarización y que son comunes con los números índices: selección arbitraria entre los distintos tipos de ponderaciones y bases temporales y, lo que es más importante, ausencia de información sobre la significación estadística de los distintos componentes estimados.

Esta imposibilidad de contrastar hipótesis cuantitativas sobre las causas de las variaciones en la magnitud económica que se considere -limitación que ya fue señalada por Stillwell (1969)- aconseja un planteamiento en términos estocásticos defendido por autores como Knudsen y Barff (1991) y Patterson (1991).

La formulación estocástica del análisis shift-share tiene su origen en los trabajos de Weeden (1974) y Berzeg (1978) basados en el análisis de la varianza, así como las contribuciones de Theil y Gosh (1980) basadas en la teoría de la información. Bajo ciertos supuestos de trabajo, estas técnicas proporcionarían resultados idénticos al análisis tradicional y además, permitirían realizar tratamientos inferenciales, facilitando su aprovechamiento como herramienta predictiva.

A pesar de su gran potencial, la atención prestada a esta nueva óptica de análisis es todavía escasa, debido al desacuerdo respecto a las distintas extensiones planteadas sobre el análisis convencional y a la escasez de comparaciones entre los resultados proporcionados por los análisis clásico y estocástico¹¹.

¹⁰ Patterson (1991) recoge la necesidad planteada anteriormente por Stillwell (1969) de sustituir el método shift-share por métodos basados en el análisis de la varianza que permita solventar la imposibilidad de realizar un tratamiento inferencial de los resultados.

¹¹ Algunas de estas aplicaciones y comparaciones aparecen en Berzeg (1978,1984), Knudsen y Barff (1991), Loveridge y Selting (1998), Cuadrado-Roura et al. (1998,1999), Villaverde (1998), Pulido (1999a), Fotopoulos y Spence (1999), Knudsen (2000), Garrido (2002) y Mayor y López (2001, 2002).

La formulación estocástica puede ser planteada como un modelo de regresión lineal¹², considerando el análisis de la varianza con dos factores fijos

$$g_{ij} = \beta_i D_i + \gamma_j D_j + u_{ij}$$

donde g_{ij} recoge la tasa de crecimiento de la magnitud considerada en la industria i y en la región j , D_i y D_j recogen las variables dummy sectoriales y regionales respectivamente y u_{ij} son los residuos aleatorios.

Asumiendo $E(u_{ij}) = 0$ se obtienen los valores esperados de las tasas de crecimiento regional y nacional:

$$E(g_j) = \sum_{i=1}^s W_{ij} \beta_i + \gamma_j \quad E(g) = \sum_{i=1}^s W_i \beta_i + \sum_{j=1}^r W_j \gamma_j$$

y por diferencia de ambas se tiene:

$$E(g_j - g) = \sum_{i=1}^s (W_{ij} - W_i) \beta_i + \left(\gamma_j - \sum_{j=1}^r W_j \gamma_j \right)$$

A partir de esta expresión y una vez estimados $\hat{\beta}_i$ y $\hat{\gamma}_j$ se estiman para cada unidad geográfica el efecto sectorial (ES_j) y el efecto competitivo o diferencial (EC_j):

$$\hat{ES}_j = \sum_{i=1}^s (W_{ij} - W_i) \hat{\beta}_i$$

$$\hat{EC}_j = \hat{\gamma}_j - \sum_{j=1}^r W_j \hat{\gamma}_j$$

De esta forma podemos obtener no sólo estimaciones de los coeficientes asociados a los efectos sectoriales y espaciales β_i y γ_j sino también estimaciones de dichos efectos por regiones.

La suma de los componentes sectorial y diferencial estimados por regiones nos proporciona –según las ecuaciones anteriores- el valor esperado de la diferencia entre la tasa de crecimiento de cada región y la tasa de crecimiento nacional, siendo estos componentes equivalentes a los del análisis shift-share clásico.

La estimación conjunta de los efectos sectoriales y espaciales, incluyendo todas las variables dummy, conduciría a una matriz singular. Para solventar esta dificultad y poder estimar los distintos componentes optamos por eliminar una de las variables regionales lo cual no modifica la estimación de los componentes del análisis shift-

¹² Buck y Atkins (1976) no consideran en su modelo el efecto nacional del análisis shift-share determinista; Patterson (1991) completa este modelo considerando el efecto nacional.

share puesto que como se observa la obtención del componente competitivo para cada región j considera los valores de todos los $\hat{\gamma}_j$ ¹³.

Este modelo puede expresarse en notación matricial como

$$\mathbf{G} = \mathbf{X} \begin{pmatrix} \boldsymbol{\beta} \\ \boldsymbol{\gamma} \end{pmatrix} + \mathbf{u}$$

donde, denotado por s el número de sectores considerados ($i=1, \dots, s$) y por r el número de regiones consideradas¹⁴, \mathbf{G} es el vector ($sr \times 1$) que recoge las tasas de crecimiento de cada sector i en cada región j (g_{ij}), \mathbf{X} es la matriz [$sr \times (s+r)$] de variables dummy asociadas a los efectos sectoriales y espaciales¹⁵ y \mathbf{u} es el vector ($sr \times 1$) que recoge la perturbación aleatoria.

La estimación por mínimos cuadrados ponderados utilizando las ponderaciones W_{ij} , solventa, al menos en parte, las críticas a esta técnica basadas en la utilización de medias no ponderadas.

Tal y como ya hemos comentado no sólo es posible contrastar la significación estadística de $\boldsymbol{\beta}$ y $\boldsymbol{\gamma}$ sino también la de los efectos sectoriales y competitivos estimados por regiones. Para cada región j es posible encontrar un vector de

coeficientes \mathbf{c} [$(s+r) \times 1$] de forma que $\mathbf{c}' \begin{pmatrix} \hat{\boldsymbol{\beta}} \\ \hat{\boldsymbol{\gamma}} \end{pmatrix}$ representa la combinación lineal de

coeficientes que permite obtener los componentes sectoriales estimados para cada región y un vector \mathbf{q} [$(s+r) \times 1$] que de igual forma permita obtener el componente diferencial estimado. Así, se obtienen las varianzas de estas estimaciones lo que permite la realización de contrastes individuales de significación, es decir, en el caso

de los efectos sectoriales por regiones $\text{var} \left[\mathbf{c}'_j \begin{pmatrix} \hat{\boldsymbol{\beta}} \\ \hat{\boldsymbol{\gamma}} \end{pmatrix} \right] = \sigma^2 \mathbf{c}'_j (\mathbf{X}'\mathbf{X}) \mathbf{c}_j$.

¹³ Suits (1984) propone la consideración de restricciones iniciales sobre el modelo $\sum_{i=1}^s W_{ij} \beta_i = 0$ $\sum_{j=1}^r W_{ij} \gamma_j = 0$, lo cual permite la inclusión de todas las variables sectoriales y espaciales.

¹⁴ Estas regiones podrán ser países, NUTS, Comunidades Autónomas, comarcas ... según el ámbito del estudio considerado en cada caso.

¹⁵ Si bien la matriz \mathbf{X} que recoge las variables dummy regionales-sectoriales se expresaría inicialmente:

$$\mathbf{X} = \left[(\mathbf{I}_s \otimes \mathbf{j}_r) (\mathbf{j}_s \otimes \mathbf{I}_r) \right]$$

en la práctica para evitar que \mathbf{X} sea una matriz singular prescindimos de una de las variables asociadas a una de las regiones con lo que la matriz pasa a ser

$$\mathbf{X} = \left[(\mathbf{I}_s \otimes \mathbf{j}_r) \left(\mathbf{j}_s \otimes \begin{pmatrix} \mathbf{I}_{r-1} \\ \mathbf{0}' \end{pmatrix} \right) \right]$$

donde \mathbf{I}_s y \mathbf{I}_r son la matriz identidad, y \mathbf{j}_s , \mathbf{j}_r son vectores unitarios de dimensiones ($s \times 1$) y ($r \times 1$) respectivamente.

3.1. El modelo de Berzeg

Una aproximación alternativa a la anteriormente descrita es la propuesta por Berzeg (1978) que expresa la identidad shift-share en los siguientes términos¹⁶:

$$g_{ij} = \beta_0 + \beta_i + e_{ij}$$

donde β_0 recoge la tasa de crecimiento regional g_j , β_i es equivalente a $(g_i - g)$ ¹⁷ y e_{ij} es un término de error aleatorio equivalente a la diferencia entre la tasa de crecimiento del sector i de la región j y la tasa de crecimiento regional de ese sector $(g_{ij} - g_i)$. Como puede apreciarse, la expresión planteada se corresponde con un análisis de la varianza de efectos fijos para un único factor y el modelo así planteado es equilibrado puesto que el tamaño de las i muestras (sectores) es igual para todas ellas, coincidiendo con el número de regiones.

Los parámetros asociados al efecto regional β_0 y a los efectos sectoriales β_i se obtienen a partir de g_{ij} mediante una estimación por mínimos cuadrados ponderados asumiendo las hipótesis:

$$E(e_{ij}) = 0 \quad E(e_{ij}^2) = \frac{\sigma^2}{W_{ij}^*} \quad E(e_{ij}, e_{ik}) = E(e_{ij}, e_{kj}) = 0$$

donde $W_{ij}^* = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^r X_{ij}}$ y se cumple la restricción $\sum_{i=1}^s \left(\sum_{j=1}^r W_{ij}^* \right) \beta_i = 0$.

La utilización de estas ponderaciones permite corregir la heteroscedasticidad de la perturbación aleatoria¹⁸ y además garantiza la equivalencia numérica con los resultados del análisis shift-share clásico, tal y como obtienen Knudsen (2000) y Mayor y López (2001). En notación matricial el modelo planteado por Berzeg (1978) se puede expresar, prescindiendo del efecto nacional, de la siguiente forma

$$g_{ij} = \beta_i + e_{ij}$$

$$G = X\beta + u$$

donde G ($sr \times 1$) es el vector que recoge las tasas de crecimiento de cada sector i en cada región j (g_{ij}), X ($sr \times s$) es la matriz de variables dummy asociadas a los efectos

¹⁶ El enfoque propuesto por Berzeg (1978,1984) es el habitualmente adoptado por las investigaciones desarrolladas en el ámbito americano, mientras los trabajos de Weeden (1974) y Buck y Atkins (1976) suelen servir de referencia a los autores europeos.

¹⁷ En términos de análisis de la varianza esta expresión se correspondería con el efecto de cada "tratamiento" (sector en este caso).

¹⁸ La heteroscedasticidad en el término de error viene dada por los efectos de las tasas de crecimiento de la magnitud económica considerada (ya sean crecientes o decrecientes) en aquellos ámbitos espaciales donde la magnitud económica estudiada es de poco peso.

sectoriales y \mathbf{u} ($sr \times 1$) recoge la perturbación aleatoria. La matriz de variables dummy sectoriales estará formada por \mathbf{j} ($rx1$) vectores unitarios que forman la diagonal principal de la matriz completa:

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} \mathbf{j}_r & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \mathbf{j}_r & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & \mathbf{j}_r \end{bmatrix}$$

Cuando se lleva a cabo una estimación por mínimos cuadrados ponderados, asumiendo que $\text{var}(e_{ij}) = \frac{\sigma^2}{W_{ij}^*}$ con $W_{ij}^* = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^r X_{ij}}$, las estimaciones obtenidas para

los efectos sectoriales $\hat{\beta}_i$ ($i=1, \dots, s$) coinciden con las tasas de crecimiento sectoriales (g_i)¹⁹. A partir de estas estimaciones se obtiene el componente industry-mix de cada región.

También es posible prescindir de alguna de las variables asociadas a los efectos sectoriales, incluyendo en el modelo la variable asociada al efecto nacional de forma que la matriz de variables explicativas será:

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} \mathbf{j}_{sr} \left(\begin{matrix} \mathbf{I}_{s-1} \otimes \mathbf{j}_r \\ \mathbf{0}' \end{matrix} \right) \end{bmatrix}$$

donde \mathbf{j}_{sr} ($sr \times 1$) es el vector unitario asociado al efecto nacional.

A partir de los residuos de la estimación se obtiene el componente diferencial para cada región considerada a través de la expresión: $\sum_{i=1}^s \frac{W_{ij}}{W_{ij}^{1/2}} \hat{u}_{ij} = \sum_{i=1}^s W_{ij} (g_{ij} - g_i)$,

donde \hat{u}_{ij} son los residuos de la regresión.

Además, esta equivalencia numérica $\hat{\beta}_i = g_i$, también se verifica para el efecto regional o competitivo ($g_{ij} - g_i$) que coincidirá exactamente con los residuos de la estimación.

¹⁹ La utilización de mínimos cuadrados ponderados garantiza la equivalencia numérica entre los resultados del análisis clásico y del análisis de la varianza con un único factor. La demostración aparece recogida en Fotopoulos y Spence (1999), pág.1747-1748.

3.2. Análisis shift-share ANOVA con dos factores

A través del análisis de la varianza con un único factor, si agregamos espacialmente los resultados obteniendo un componente sectorial estimado por cada una de las regiones consideradas y posteriormente, a través de los residuos del modelo, obtenemos los componentes competitivos o diferenciales para cada una de esas regiones, entonces éstos verificarán la equivalencia numérica con los mismos componentes extraídos de la descomposición determinista.

Según Buck y Atkins (1976) y Fotopoulos y Spence (1999) esta equivalencia numérica resulta de dudosa utilidad práctica, y no tiene sentido plantearla a expensas de mantener una especificación incorrecta del modelo si se consideran los efectos regionales como aleatorios en vez de sistemáticos. Teniendo en cuenta estas consideraciones, podemos plantear el modelo lineal:

$$g_{ij} = \beta_i + \gamma_j + u_{ij}$$

donde β_i recoge los parámetros asociados a los efectos sectoriales y γ_j los parámetros asociados a los efectos regionales, mientras el término u_{ij} recoge la perturbación aleatoria sujeta a las hipótesis planteadas. La introducción en el modelo de los efectos regionales, considerando dos factores fijos, modifica las estimaciones individuales $\hat{\beta}_i$ afectando también a las varianzas, lo que destruye la “equivalencia numérica”.

El análisis shift-share basado en análisis de la varianza ha sido criticado por autores como Fothergill y Gudgin (1979), que cuestionan la utilización de medias no ponderadas de las tasas de crecimiento²⁰ frente al sistema de pesos que utiliza el análisis shift-share convencional. Para estos autores el problema reside en que los distintos factores afectan a cada industria en grados diferentes según las regiones, rasgo no recogido en el procedimiento ANOVA. Sin embargo, Holden et al. (1987) rechazan este argumento en base a las ponderaciones introducidas para corregir la heteroscedasticidad, que hacen que las estimaciones de los efectos sectoriales y regionales sean medias ponderadas de sus componentes individuales.

²⁰ Según este método la tasa de crecimiento de cada sector i se obtendrá como $\frac{1}{R} \sum_{j=1}^r \frac{X'_{ij} - X_{ij}}{X_{ij}}$ y una expresión análoga se obtendría en el caso de las tasas de crecimiento de cada unidad geográfica.

Cabe señalar además que existe una preocupación permanente en la literatura por la presencia de una posible interacción entre el efecto sectorial y el competitivo lo que lleva a una infravaloración del primero. Como ya hemos anticipado, esta preocupación incumbe también a las versiones descriptivas del análisis shift-share y en este sentido, el modelo ANOVA presenta una considerable ventaja, al poder diseñarse un contraste previo a la inclusión del efecto interacción mediante el Test de no aditividad de Tukey²¹ cuya hipótesis nula es la no interacción o aditividad del modelo.

La base del test de Tukey consiste en descomponer el cuadrado de la suma de los errores en una parte debida a la no aditividad y otra residual²²:

$$SC_{\text{NoAdit.}} = \frac{\left[\sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^r (g_i - \bar{g})(g_j - \bar{g})g_{ij} \right]^2}{\sum_{i=1}^s (g_i - \bar{g})^2 \sum_{j=1}^r (g_j - \bar{g})^2}$$

Teniendo en cuenta esta descomposición, el cociente $\frac{SC_{\text{NoAdit.}}}{SC_{\text{Error}}} [(s-1)(r-1)-1]$ sigue una distribución F con $[1;(s-1)(r-1)-1]$ grados de libertad.

Si el efecto interacción observado es pequeño, pasa a considerarse como error aleatorio asumiéndose la aditividad del modelo y cumpliéndose la condición establecida por Fothergill y Gudgin (1979) de que “factores sistemáticos de importancia no deben estar incluidos en la parte aleatoria del modelo”.

En resumen, para estos autores el análisis de la varianza sólo debería aplicarse cuando todas las fuentes de variación están controladas y los efectos son uniformes y aditivos. En contraposición, Holden et al. (1987) defienden la utilización del análisis de la varianza puesto que se trata de una técnica con propiedades conocidas y argumentan que, si existe preocupación por el uso del análisis de la varianza por las razones argumentadas, aún debería existir más cuidado en la aplicación del análisis shift-share clásico.

Los modelos de análisis de la varianza anteriores, tanto con un factor fijo como con dos factores, prescinden del efecto nacional. En este sentido, Patterson (1991) observa diferencias en los resultados obtenidos en modelos en los que únicamente se

²¹ Este test aparece expuesto en Kendall, Stuart y Ord (1983) y permite contrastar la presencia de efecto interacción aun cuando no es posible su estimación puesto que se dispone de una única observación por cada sector-región (sin réplica).

²² Además de las consecuencias estadísticas derivadas de la existencia del efecto interacción, las pruebas de aditividad constituyen una evaluación sobre la aceptabilidad o no del nivel de desagregación utilizado.

incluyen variables regionales y sectoriales frente a modelos donde se incluye la variable nacional.

La inclusión de un coeficiente del crecimiento nacional permite obtener una regresión aún más similar al método shift-share de la contemplada por Buck y Atkins (1976). Por su parte, Berzeg (1978) contempla también la inclusión del efecto nacional para un modelo con efectos sectoriales fijos.

El modelo completo podría ser formulado como:

$$\mathbf{G} = (\mathbf{EU} + \mathbf{EV} + \mathbf{EW}) \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_s \\ \gamma_r \end{pmatrix} + \mathbf{e}$$

donde:

- s es el número de sectores y r es el número de regiones.
- \mathbf{G} es un vector de dimensión $(sr \times 1)$ que recoge las tasas de crecimiento de la magnitud considerada para todas las combinaciones de sectores y regiones.
- \mathbf{E} es la matriz $(sr \times sr)$ que recoge el peso de la magnitud para todas las combinaciones posibles entre sectores y regiones. La matriz resultante tomará valores nulos excepto sobre la diagonal principal.
- \mathbf{U} , \mathbf{V} y \mathbf{W} son matrices de dimensión $[sr \times (1+s+r)]$ integradas por variables dummy asociadas respectivamente al efecto regional, a los efectos

sectoriales y a los efectos regionales $\beta = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_s \\ \gamma_r \end{pmatrix}$ es un vector columna

$[(1+s+r) \times 1]$ que recoge los coeficientes asociados a las variables dummy antes descritas: coeficiente nacional (β_0), coeficientes sectoriales (β_1, \dots, β_s) y coeficientes regionales ($\gamma_1, \dots, \gamma_r$).

Teniendo en cuenta que tanto la suma ponderada de los coeficientes sectoriales como la suma ponderada de los coeficientes regionales deben ser iguales a cero, podemos establecer las restricciones:

$$v_1\beta_1 + v_2\beta_2 + \dots + v_s\beta_s = 0$$

donde v_1, \dots, v_s representa el número de empleados regionales en cada sector o el valor añadido regional correspondiente a cada sector, es decir, se corresponde con la

suma de los pesos de las columnas asociadas al efecto sectorial en la matriz **EU + EV + EW**.

Del mismo modo podemos definir la restricción asociada a los coeficientes regionales siendo w_1, \dots, w_r el número total de empleados para cada región.

El problema de estimación del modelo shift-share podría por tanto ser planteado como:

$$\text{Min } e'e = (Y - X\beta)' (Y - X\beta)$$

s.a.

$$X\beta + e = Y$$

$$R\beta = 0$$

donde R recoge las restricciones antes definidas²³.

²³ Dado que el modelo no puede ser estimado porque la matriz $X'X$ va a ser siempre singular, la solución inicialmente planteada consiste en prescindir de una de las variables regionales anulando el coeficiente para esa región base. Patterson (1991) propone hacer explícitas restricciones en la especificación del modelo introduciendo el multiplicador de Lagrange para cada restricción:

$$\text{Min } e'e = (Y - X\beta)' (Y - X\beta) + \lambda(R\beta)$$

donde λ es el vector de multiplicadores de Lagrange que en este caso adoptará valores nulos en ambas restricciones, dado que éstas no son estimables, lo que permite además eliminar la singularidad en el modelo.

4. Análisis shift-share dinámico y predicción

La aplicación del análisis shift-share clásico comparando el periodo final con el inicial sin realizar ninguna consideración intermedia provoca problemas en el cálculo de los efectos. Para evitar estos inconvenientes es posible adoptar soluciones relativas a la elección de las ponderaciones que pueden estar referidas al año inicial, al año final o a una combinación de ambos.

Por otra parte, en la formulación shift-share habitual no se tienen en cuenta los cambios en la magnitud total de la región, ya que el efecto nacional asigna a la región un crecimiento en el que se asume la misma tasa del conjunto nacional. De este modo, podría producirse una subestimación del efecto nacional (si a lo largo de un determinado periodo de tiempo la región crece más rápidamente que la nación) o una sobreestimación del mismo en caso contrario (tasas de crecimiento de la región inferiores a las de la nación).

El análisis shift-share dinámico desarrollado por Barff y Knight (1988) se basa en la sugerencia de Thirlwall (1967) sobre la posibilidad de dividir el periodo de estudio en dos o más subperiodos lo que permite incorporar los cambios en la estructura sectorial. Esto facilita una actualización continua del empleo regional así como la utilización de tasas de crecimiento anuales. Además, el análisis shift-share dinámico permite la identificación de aquellos años anómalos que de otra forma pasarían inadvertidos.

Si bien esta metodología dinámica no está muy extendida, Cuadrado-Roura et. al. (1998) utilizan para analizar el crecimiento regional español una extensión del análisis shift-share basada en la consideración del cambio estructural de Stilwell (1969) y el análisis dinámico²⁴. Una aplicación a la evolución del VAB regional de Asturias aparece en Fernández y Pérez (2001), donde se comparan los resultados obtenidos mediante un shift-share dinámico con los derivados de otras técnicas de análisis como los índices Divisia.

Además de solventar, en mayor o menor medida, los problemas expuestos anteriormente, la utilización del análisis shift-share dinámico y su combinación con las técnicas de series temporales permite la elaboración de predicciones, en contextos de escasa información, que impiden la aplicación de modelos econométricos completos.

²⁴ En la definición de los distintos efectos del análisis shift-share pueden distinguirse dos tradiciones: la americana, que utiliza el método de la tasa de crecimiento nacional y la británica, que utiliza el método de base estructural. Los trabajos de Bishop y Simpson (1972), Arcelus (1984) y Haynes y Machunda (1987) contienen comparaciones entre ambos métodos.

A la hora de realizar predicciones utilizando el análisis shift-share únicamente será necesario centrarse en el efecto competitivo puesto que el efecto nacional y el efecto industry-mix podrán anticiparse en función de predicciones nacionales ya disponibles. El punto fundamental que determina la aplicación adecuada o no del análisis shift-share con el objetivo de predecir es la capacidad de anticipar el efecto competitivo. Se trata de una utilización complementaria del análisis shift-share junto con herramientas propias del análisis de series temporales.

Según Kurre y Wéller (1989) existen dos formas de anticipar el valor futuro del efecto competitivo. La primera de ellas consiste en asumir que las industrias de la región van a crecer a la misma tasa que las industrias nacionales, por lo que la región mantendrá su proporción del empleo nacional de cada industria. Esto es lo mismo que decir que el efecto competitivo va a ser nulo para cada sector considerado, en cuyo caso no es necesario ningún conocimiento sobre la economía local, en realidad, no se va a llevar a cabo ninguna predicción. Esta primera opción se denomina “constant share”.

La segunda opción consiste en asumir que las diferencias en el nivel de empleo derivadas de un componente competitivo positivo o negativo durante el último periodo de tiempo se trasladarán al horizonte de predicción, denominándose “constant shift”. Este procedimiento se basa en el hecho de que el efecto competitivo positivo tiene su origen en ventajas comparativas regionales las cuales tienden a producir similares efectos en el futuro. A pesar de ello, la teoría económica no proporciona una idea clara de cuál sería el signo del efecto competitivo en el futuro, lo cual sugiere el aprovechamiento de la información histórica a través de las series temporales.

En algunas aplicaciones se presentan problemas de escasez de valores del efecto competitivo lo que impediría la modelización de la serie temporal. Así, Kurre y Wéller (1989) y Oyewole (2002) calculan el efecto competitivo considerando periodos móviles.

El análisis estocástico -descrito en el apartado anterior- puede aplicarse en un contexto dinámico teniendo en cuenta que el efecto nacional viene dado por la

expresión: $\beta_0 = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k g_k$, siendo los efectos regionales $\beta_i = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (g_{ik} - g_k)$ donde k

denota el número de años adyacentes. La parte residual asociada a los efectos

competitivos es $e_{ijk} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (g_{ijk} - g_{ik})$.

5. Algunas aplicaciones empíricas

Al mismo tiempo que se desarrollaban metodologías alternativas para el análisis shift-share han ido apareciendo numerosos análisis empíricos relativos a distintos entornos espaciales. En el ámbito español, algunas aplicaciones recientes han sido realizadas por Cuadrado-Roura et al. (1998), Villaverde (1998), De la Fuente (2000), López y Delgado (2001), Serrano (2001), Mayor y López (2001) y Garrido (2002).

La intención de este apartado es recoger los resultados de algunas de las aplicaciones empíricas que hemos desarrollado a partir de las metodologías descritas a lo largo del documento. En primer lugar, y con un mayor detalle, presentamos los resultados obtenidos para el empleo y el VAB del Principado de Asturias, considerando una división comarcal. A continuación resumimos los resultados más destacables de algunas investigaciones referidas a los entornos nacional y europeo.

5.1 Consideraciones metodológicas

La aplicación del análisis shift-share conlleva una serie de decisiones relevantes, referidas a la variable objeto de estudio y su definición, el ámbito de interés, la desagregación espacial y sectorial considerada, las fuentes estadísticas y la formulación concreta del modelo a aplicar.

Los resultados que se presentan en los apartados que siguen van referidos a las variables empleo y Valor Añadido Bruto (VAB), magnitudes clave en el análisis económico regional. Si bien la aplicación del análisis shift-share para ambas características es similar, conviene tener presente que en el caso del VAB existen consideraciones referidas a la valoración a precios constantes (y la selección de los correspondientes deflatores) que conllevan dificultades adicionales no existentes en el caso del análisis del empleo.

Las decisiones sobre los aspectos anteriormente descritos han sido adoptadas tratando de aprovechar la información estadística disponible en cada caso, garantizando al mismo tiempo la operatividad en la interpretación de los resultados (renunciando a veces a un mayor detalle en los desgloses espaciales o sectoriales).

Si bien las características concretas de cada uno de los análisis shift-share realizados serán descritas en los correspondientes epígrafes, la tabla 1 resume los principales rasgos de las aplicaciones empíricas llevadas a cabo:

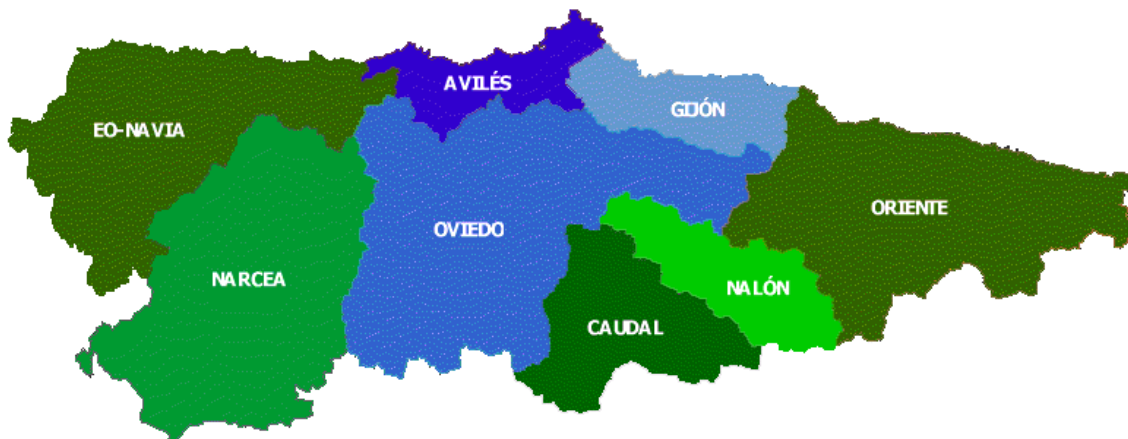
Tabla 1: Descripción de las aplicaciones realizadas

Ambito	Magnitud de análisis	Fuentes estadísticas	División espacial	División sectorial
Principado de Asturias	Empleo	SADEI	Comarcas (8)	Ramas (9)
	VAB	SADEI, Hispalink	Comarcas (8)	Ramas (9)
España	Empleo	INE	CCAA (17)	Ramas (9)
Unión Europea	Empleo	Eurostat	NUTS1 (59) y NUTS2 (123) ²⁵	Sectores (3)

5.2. Análisis shift-share en Asturias

El ámbito regional ha sido nuestro primer objeto de análisis, incluyendo como variables de estudio el empleo y el VAB. En ambos casos, si bien existe información para los 78 municipios asturianos, el requisito de operatividad nos ha llevado a considerar una desagregación en ocho comarcas²⁶ tal y como representa la Figura 1.

Figura 1: División Comarcal de Asturias



Por lo que se refiere al desglose sectorial considerado son las nueve ramas de ramas de actividad habitualmente 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

²⁵ Número de unidades consideradas en función de la disponibilidad de datos

²⁶ La agrupación comarcal es la establecida por el Principado de Asturias en las Directrices Regionales de Ordenación del Territorio (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). Agrupa los concejos de Asturias en ocho áreas de planificación territorial.

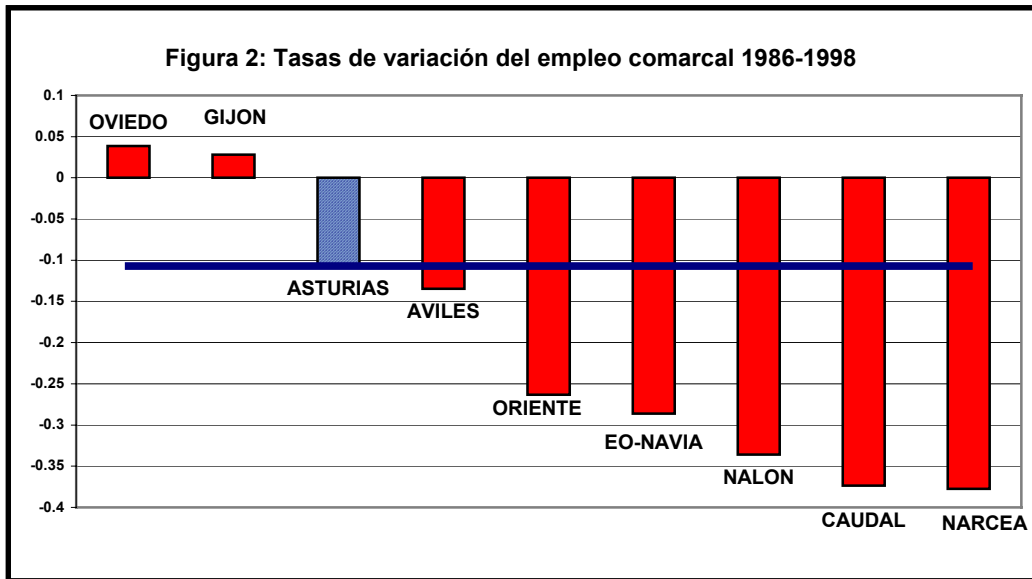
Comunicaciones), L (Otros servicios destinados a la venta) y G (Servicios no destinados a la venta).

5.2.1. Análisis comarcal del empleo

La aplicación del análisis shift-share tradicional y sus extensiones al Principado de Asturias permite determinar los efectos que explican la evolución diferencial del empleo en las comarcas en las que se divide esta región. Más concretamente, el objetivo de nuestro estudio consiste en analizar los efectos que han contribuido al cambio en el empleo comarcal en el período temporal 1986-1998.

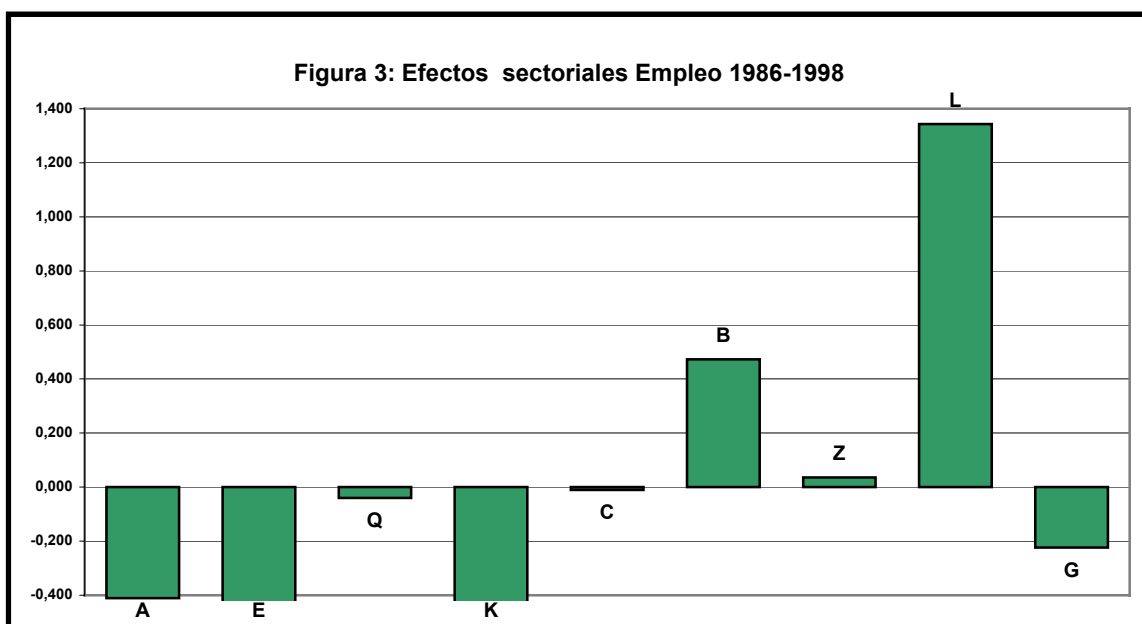
La variable de estudio será el Empleo elaborado por SADEI y recogido en su publicación *La Renta de los Municipios Asturianos*. Conviene señalar que se trata de una magnitud no homogénea con la recogida en la EPA, ya que su elaboración se basa en los Registros de Afiliados a la Seguridad Social. Más 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.

Teniendo en cuenta las condiciones de nuestro estudio, denotaremos por E_{ij} el empleo correspondiente a la rama de actividad económica i ($i=1, \dots, 9$) en la comarca j ($j=1, \dots, 8$). Es interesante destacar que a nivel regional, en el período de tiempo considerado, se produce una reducción del empleo del 10,7%, por lo que se obtiene un efecto regional negativo para todas las comarcas. A la hora de interpretar estos resultados conviene tener presente que durante el periodo considerado la población activa se redujo un 8,1%, pasando de 418.404 personas en 1986 a 384.512 personas en 1998. Por lo que se refiere al análisis comarcal, solamente Oviedo y Gijón generan empleo como podemos observar en el siguiente gráfico:



Tal y como ha sido definido, el Efecto Sectorial Comparado (ESC) detecta si un sector supera el ritmo de crecimiento regional ($ESC > 0$) o, por el contrario, crece con un ritmo inferior a la media ($ESC < 0$). Así pues, este efecto presentará para cada sector signo idéntico en todas las comarcas.

En nuestro caso de estudio, los resultados recogidos en la figura 3 permiten detectar los sectores más dinámicos en términos de creación de empleo, que en el caso de la economía asturiana son –por este orden– servicios destinados a la venta (L), construcción (B) y transportes y comunicaciones (Z). En el extremo contrario, los sectores que presentan una evolución más negativa son agricultura (A), energía (E) y bienes de equipo (K).



En cuanto al ECC los resultados obtenidos aparecen en la siguiente tabla :

Tabla 2: Efecto comarcal comparado (ECC) o "Efecto diferencial"

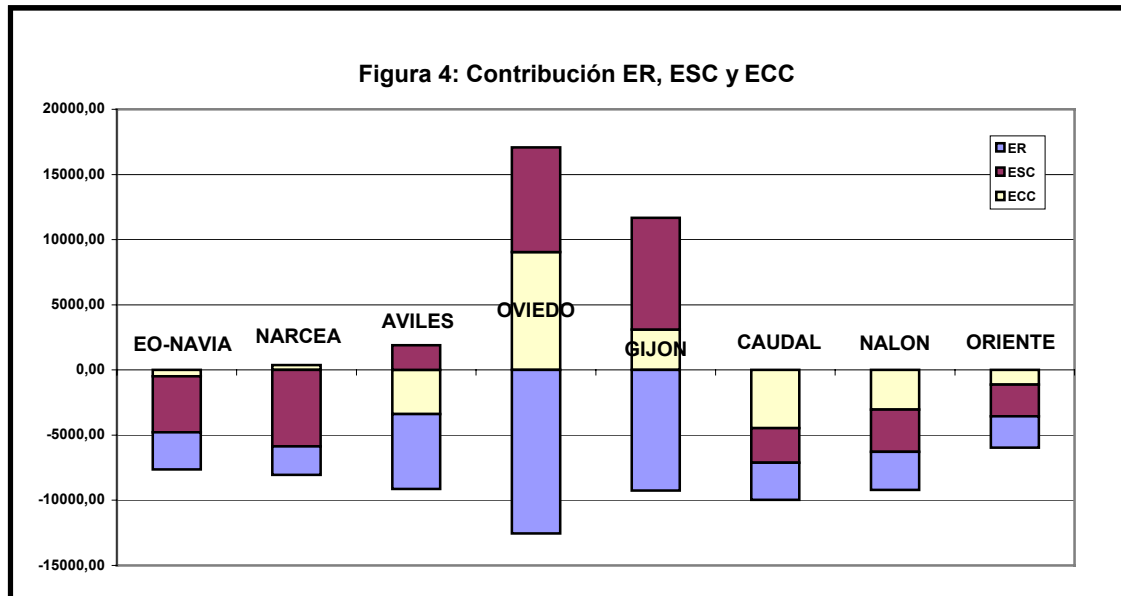
	A	E	Q	K	C	B	Z	L	G	TOTAL
EO-NAVIA	843,33	35,90	186,85	250,86	35,89	-243,19	-347,95	-1364,73	120,98	-482,05
NARCEA	-654,80	531,08	42,91	9,52	104,74	187,04	33,98	31,42	83,00	368,88
AVILES	134,36	331,42	-2755,84	-590,84	63,39	31,02	-279,83	182,36	-510,58	-3394,53
OVIEDO	-862,60	1013,71	1236,38	-77,61	-142,01	-445,03	1672,95	5321,56	1334,60	9051,95
GIJON	888,37	-27,02	349,85	610,68	-233,93	1516,26	-201,69	242,66	-36,69	3108,48
CAUDAL	-67,86	-1420,90	448,33	313,63	10,89	-366,32	-345,18	-2725,17	-319,94	-4472,53
NALON	-276,63	-461,02	329,94	-495,31	138,28	-644,40	-330,72	-1281,61	-24,29	-3045,76
ORIENTE	-4,17	-3,18	161,58	-20,92	22,75	-35,38	-201,57	-406,48	-647,07	-1134,44

Como ya hemos comentado, los valores positivos indican el especial dinamismo de un sector en una comarca en relación a la evolución de ese sector a nivel regional. Se observa que el efecto comarcal comparado presenta valores positivos en Oviedo (9051,95), Gijón (3108,48) y Narcea (368,88). En el caso de Oviedo, el ECC presenta signo positivo en energía (E), bienes intermedios (Q), transportes y comunicaciones (Z), servicios no destinados a la venta (G) y servicios destinados a la venta (L), siendo en este último sector donde el efecto presenta mayor magnitud (5321,56).

Por lo que respecta a las comarcas, Narcea muestra en este periodo un comportamiento muy peculiar pues presenta en todos los sectores $ECC > 0$ –como se puede observar en la tabla 2– exceptuando el primario, lo cual es compensando con un buen comportamiento del sector energético.

En cambio, el ECC presenta signo negativo en Eo-Navia, Avilés, Caudal, Nalón y Oriente. En cuanto al valor global de este efecto destaca la comarca del Caudal con –4472,5 mientras que en el número de sectores asociados a un $ECC < 0$ destaca Nalón y Oriente que sólo presentan dos sectores con un comportamiento más dinámico que la media a nivel comarcal: bienes intermedios (Q) y bienes de capital (C).

Una vez valorada la contribución de los tres efectos anteriores podemos evaluar la contribución de cada uno de ellos a la variación experimentada por el empleo en cada comarca tal y como recoge la figura 4. La contribución del efecto regional es negativa como consecuencia de la reducción global del empleo, el ESC presenta influencia positiva para Avilés, Oviedo y Gijón mientras que el ECC es generador de empleo en el caso de Oviedo, Gijón y, en menor medida, Narcea.



En cuanto a la extensión planteada por Esteban-Marquillas (1972) es necesario destacar los resultados obtenidos para el efecto locacional (EL) recogidos en la tabla 3. Un signo positivo de este efecto nos indicará que el empleo comarcal se desplaza hacia aquellos sectores de actividad que presentan ventaja competitiva, o bien que el empleo se aleja de aquellos sectores que no presentan ventaja competitiva. Los resultados obtenidos para las comarcas asturianas se resumen en la tabla siguiente, que recoge los correspondientes signos:

Tabla 3: Efecto locacional (EL)

	A	E	Q	K	C	B	Z	L	G	TOTAL
EO-NAVIA	+	-	-	-	+	+	+	+	-	5
NARCEA	-	+	-	-	-	-	-	-	-	1
AVILÉS	-	-	-	+	-	+	-	-	+	3
OVIEDO	+	-	-	+	-	-	+	+	+	5
GIJÓN	-	+	+	+	-	+	-	+	-	5
CAUDAL	+	-	-	-	-	+	+	+	+	5
NALÓN	+	-	-	-	-	+	+	+	+	5
ORIENTE	-	+	-	+	+	+	+	+	+	7

A la luz de estos datos, destaca la comarca de Oriente donde en 7 de los 9 sectores productivos investigados la especialización del empleo va en la dirección de su ventaja. El caso opuesto es el de la comarca de Narcea, que presenta efectos negativos con la única excepción del sector energético. Este resultado nos indica que, salvo en el sector energético, la especialización del empleo se mueve en dirección contraria a la indicada por las ventajas competitivas, es decir, el empleo se aleja de los sectores más dinámicos y se dirige al menos dinámico (A).

La introducción del concepto de *empleo homotético* permite aislar el efecto competitivo o efecto comarcal comparado de los demás efectos. Así, se obtienen los resultados para el ECN, recogidos en la tabla siguiente:

Tabla 4: Efecto competitivo neto (ECN)

	A	E	Q	K	C	B	Z	L	G	TOTAL
EO-NAVIA	282,39	442,03	10800,56	558,96	29,03	-383,84	-485,47	-2222,73	235,76	9256,70
NARCEA	-215,72	272,81	4796,93	86,89	361,36	720,54	81,38	96,54	203,83	6404,55
AVILES	191,91	1781,80	-716,41	-611,66	105,50	26,21	-276,90	221,35	-598,63	123,17
OMEDO	-1169,50	1966,17	3861,51	-91,76	-122,10	-371,60	1459,78	4412,56	1000,02	10945,08
GJON	2332,49	-67,90	250,10	325,44	-159,68	1348,08	-170,51	191,63	-33,31	4016,36
CAUDAL	-132,81	-317,21	4600,42	609,39	27,80	-541,94	-390,93	-2966,25	-390,29	498,17
NALON	-591,49	-113,73	780,38	-378,18	281,35	-834,64	-448,58	-1646,49	-29,96	-2981,34
ORIENTE	-1,66	-16,24	3630,06	-126,86	22,55	-43,65	-243,97	-542,22	-843,95	1834,06
ASTURIAS	695,61	3947,73	28003,56	372,22	545,80	-80,82	-475,20	-2455,60	-456,54	30096,74

De esta forma, garantizamos que dos comarcas con el mismo nivel de empleo y con la misma tasa de crecimiento para un sector *i* tendrán el mismo valor de su efecto competitivo puesto que no se verá afectado por distintas distribuciones sectoriales del empleo comarcal. En la tabla destacan los resultados para el sector de bienes intermedios en todas las comarcas salvo en Avilés donde el efecto es negativo.

A una mayor desagregación de estos efectos se llega mediante la introducción de los efectos comarcales propuestos por Arcelus (1984) lo que permite una mayor descomposición del cambio en el empleo atribuible al efecto competitivo tradicional, al considerar por una parte el *efecto comarcal* (EC) y por otra el *efecto sectorial comarcal comparado* (ESCC).

Así, para nuestro estudio, analizando el efecto comarcal podemos observar cómo son únicamente Oviedo y Gijón las comarcas que presentan valores positivos de este efecto, resultado coherente con el estudio básico de las tasas de variación del empleo 1986-1998, puesto que son las dos comarcas que generan empleo por sí mismas.

Si analizamos también el efecto sectorial comarcal comparado (ESCC) obtenemos los resultados por comarcas y por sectores recogidos en la tabla 5.

Tabla 5: Efecto sectorial comarcal comparado (ESCC)

	A	E	Q	K	C	B	Z	L	G	TOTAL
EO-NAVIA	3707,75	70,39	192,78	358,10	326,54	-17,03	-164,18	-983,91	815,98	4306,42
NARCEA	2692,68	1481,54	46,43	39,61	183,09	293,58	157,05	263,47	717,09	5874,54
AVILES	345,77	356,29	-2340,89	-518,18	107,86	164,03	-198,26	343,23	-146,93	-1887,09
OVIEDO	-3386,47	232,68	844,99	-798,59	-1117,44	-1970,11	624,70	2653,06	-5113,46	-8030,63
GIJON	-2,38	-439,05	-818,86	-482,60	-1073,72	537,29	-941,16	-1672,38	-3674,34	-8567,19
CAUDAL	661,09	1408,15	497,99	496,54	147,87	-7,45	-8,48	-1877,66	1331,29	2649,34
NALON	312,59	1800,01	520,23	-84,24	290,06	-282,39	-82,42	-647,46	1417,57	3243,95
ORIENTE	1779,12	58,45	172,87	8,25	198,40	178,85	-44,74	-62,24	121,70	2410,66
ASTURIAS	6110,16	4968,46	-884,45	-981,10	-937,35	-1103,24	-657,48	-1983,89	-4531,10	0,00

Como se puede observar el efecto sectorial comarcal comparado presenta signo negativo para Avilés, Gijón y Oviedo. En el caso de Avilés se debe fundamentalmente al efecto negativo derivado de la rama de bienes intermedios (Q) mientras que el caso de Oviedo destaca el efecto negativo de la agricultura (A) y de los servicios no destinados a la venta (G). En Gijón, este resultado negativo es debido a los servicios tanto destinados a la venta (L) como no venta (G). El signo negativo puede deberse a que el sector en cuestión crece a una velocidad inferior a la que lo hace la comarca $(g_{ij} - g_j) < 0$ y/o ese sector presenta una tasa de crecimiento regional superior a la media regional $(g_i - g) > 0$. La primera razón justifica el signo negativo en el caso de los servicios no destinados a la venta tanto para Oviedo como para Gijón. Así, por ejemplo, $g_{G,Oviedo} = -0,30$ siendo $g_{Oviedo} = 0,039$.

El signo negativo que presenta en Avilés el sector de bienes intermedios tiene un origen doble: por una parte, el sector crece a una velocidad inferior a la que lo hace la comarca y por otra, la evolución del sector a nivel regional es más favorable que la evolución de la región en su conjunto. Por tanto, siguiendo las recomendaciones de Arcelus (1984) hemos considerado dentro de la técnica de descomposición shift-share la fortaleza del mercado comarcal descomponiendo el efecto comarcal comparado (ECC) en un efecto comarcal (EC) y un efecto sectorial comarcal comparado (ESCC). La tabla 6 muestra los valores de estos efectos agregados por comarcas:

Tabla 6: Efecto comarcal comparado y sus componentes

	ECC	EC	ESCC
EO-NAVIA	-482,052	-4788,472	4306,421
NARCEA	368,875	-5505,667	5874,542
AVILES	-3394,532	-1507,447	-1887,085
OVIEDO	9051,950	17082,583	-8030,633
GIJON	3108,485	11675,678	-8567,193
CAUDAL	-4472,534	-7121,874	2649,341
NALON	-3045,756	-6289,705	3243,950
ORIENTE	-1134,436	-3545,095	2410,659

A la vista de estos resultados, se aprecia en algunas comarcas (Eo-Navia, Narcea y Oriente) que el ESCC va a contrarrestar el efecto comarcal negativo²⁷ reduciéndose en gran medida los valores negativos derivados del efecto comarcal o incluso alcanzando un efecto comarcal comparado positivo. Este es el caso de la comarca de Narcea que presenta valores positivos para este efecto en todas las ramas alcanzando un valor positivo para el efecto comarcal comparado.

Los resultados negativos de ESCC corresponden a las comarcas de Avilés, Oviedo y Gijón, siendo este último el caso más destacable si bien, aún así, tanto Oviedo como Gijón mantienen valores positivos para el efecto comarcal comparado (ECC) como consecuencia de elevados valores positivos para el EC.

5.2.2. Análisis comarcal del VAB

Una vez determinados los efectos que explican la evolución diferencial del empleo en las comarcas asturianas resulta también de indudable interés analizar los efectos que explican la evolución diferencial del valor añadido bruto comarcal en el mismo período. La variable de estudio es, en este caso, el VAB a coste de factores elaborado por SADEI y recogido en la publicación *La renta de los municipios asturianos* y consideraremos la desagregación a nueve ramas de actividad utilizadas habitualmente en los trabajos de Hispalink y compatibles con la CNAE.

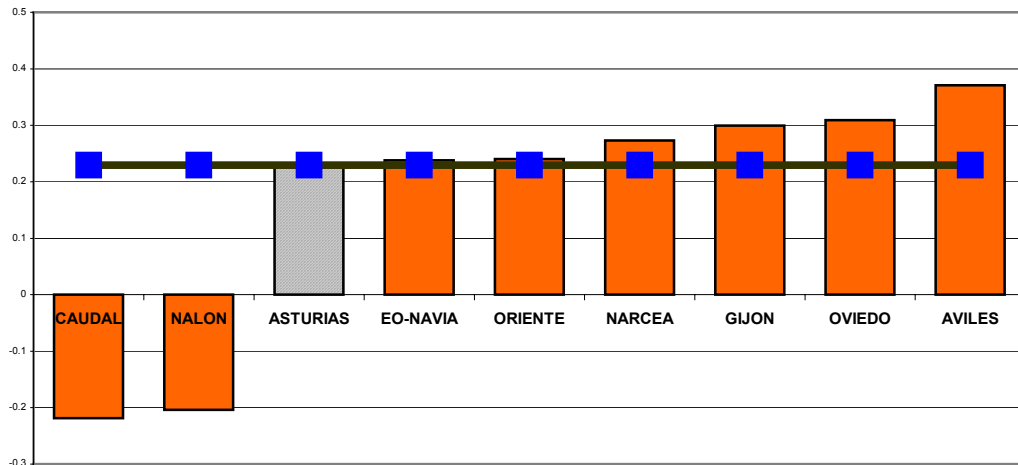
Con el objetivo de eliminar de nuestro análisis las posibles distorsiones asociadas a las variaciones de precios sectoriales, hemos optado por expresar los VAB a precios constantes de 1995, mediante la utilización de los deflatores sectoriales disponibles en la base HISPADAT de Hispalink²⁸.

En primer lugar, es de destacar la existencia de un efecto regional positivo, ya que el VAB regional se incrementó en un 22,94% siendo las tasas de crecimiento para cada comarca las contenidas en la figura 5. En ella se observa que Narcea, Avilés, Oviedo y Gijón tienen un comportamiento más favorable que la media mientras que Eo-Navia y Oriente presentan una tasa de crecimiento del VAB ligeramente inferior a la media de Asturias y destacan las tasas de crecimiento negativas que presentan en este periodo las comarcas de Caudal y Nalón.

²⁷ Este efecto recoge las variaciones en la magnitud económica (empleo en este caso) derivadas de la propia evolución de la comarca, ya sean positivas o negativas.

²⁸ Esta base de datos, compatible con las cifras de Contabilidad Regional de España (CRE) publicadas por el INE, facilita deflatores con el nivel de desagregación sectorial utilizado en nuestro análisis, que se asumen comunes para todas las regiones.

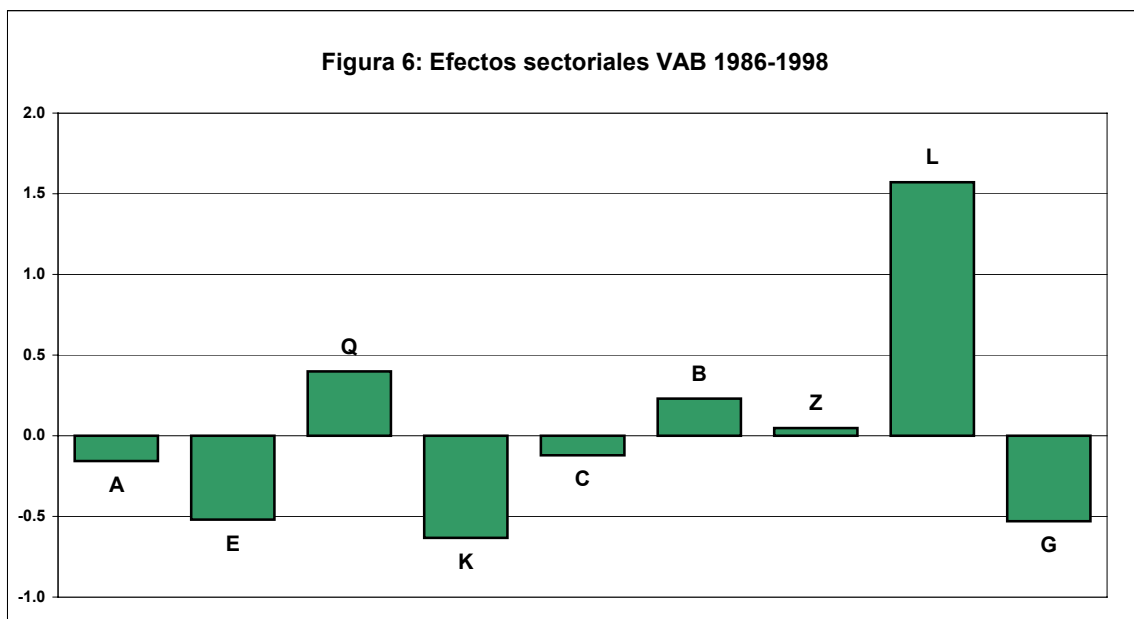
Figura 5: Tasas de variación VAB 1986-1998



El segundo efecto analizado clásicamente es el efecto sectorial comparado que informa de aquellos sectores que presentan una evolución más favorable que la media regional ($ESC > 0$). Así, los servicios destinados a la venta (L), los bienes intermedios (Q), la construcción (B), y el transporte (Z) son las ramas productivas que presentan un ritmo de crecimiento superior a la media regional. Estos signos para el sector de la construcción, los servicios destinados a la venta y transporte coinciden con los que hemos obtenido anteriormente al descomponer las variaciones en el empleo.

Por el contrario, los sectores que presentan un efecto sectorial comparado negativo ($ESC < 0$) son –ordenados de mayor a menor magnitud– bienes de equipo (K), servicios no destinados a la venta (G), energía (E), agricultura (A), y bienes de consumo (C).

Figura 6: Efectos sectoriales VAB 1986-1998



Por su parte, el efecto comarcal comparado o efecto competitivo (ECC), refleja si la evolución de un sector en una comarca determinada es más o menos dinámica que la evolución de ese mismo sector a nivel regional lo que se traduce en un signo positivo o negativo para este efecto. En la tabla 7 recogemos la dirección de este efecto para cada comarca así como el signo del mismo para cada combinación sector-comarca. En este periodo, se observa que el signo de este efecto es positivo para todas las comarcas con la excepción de Caudal y Nalón lo cual explica, al menos en parte, las tasas de crecimiento negativas del VAB que presentan (estas dos comarcas también presentaban signo negativo para este efecto en el análisis para el empleo).

Concretando más el estudio del VAB, en la comarca del Nalón únicamente la rama de bienes de consumo (C) y de servicios destinados a la venta (L) presentan $ECC > 0$. En la comarca del Caudal son cuatro los sectores que presentan $ECC > 0$ aunque el efecto global es negativo. En cuanto a las comarcas que presentan valores positivos para este efecto destaca la comarca del Narcea, puesto que se observa $ECC > 0$ para 8 de las 9 ramas productivas consideradas, al igual que había sucedido al descomponer la variación en el empleo²⁹. A continuación destacan Eo-Navia y Oriente donde 6 ramas productivas presentan efecto sectorial comparado positivo.

En cuanto a la magnitud de estos efectos, expresados en pesetas constantes de 1995, en el caso de las comarcas con incidencia negativa, ésta es muy similar: Caudal (-18487203,1) y Nalón (-18574692,1) y en el caso de las comarcas con efecto positivo destaca Oviedo (13487712,7) a pesar de contar únicamente con 4 sectores que presentan $ECC > 0$.

Tabla 7: Efecto comarcal comparado (ECC) O "Efecto diferencial"

	A	E	Q	K	C	B	Z	L	G	ECC	TOTAL
EO-NAVIA	+	+	+	+	-	+	-	-	+	+	6
NARCEA	+	+	+	+	+	+	+	+	-	+	8
AVILES	-	+	-	-	+	-	-	+	-	+	3
OVIEDO	-	+	+	-	-	-	+	-	+	+	4
GIJON	+	+	+	+	-	+	-	-	-	+	5
CAUDAL	+	-	+	+	+	-	-	-	-	-	4
NALON	-	-	-	-	+	-	-	+	-	-	2
ORIENTE	+	+	+	+	-	+	-	+	-	+	6

²⁹ En la descomposición de la variación en el empleo Narcea presentaba signo negativo en el sector agrícola (A) mientras que al analizar la variación en VAB es el sector de servicios no destinados a la venta (G) el que presenta una evolución negativa

La necesidad de separar el efecto competitivo del resto de los efectos justifica también, en el caso del VAB, la consideración del concepto de cambio o variación homotética. Esto da lugar a la inclusión del efecto locacional (EL) que reflejará si los recursos se dirigen o se alejan de las actividades productivas más competitivas tomando signo positivo o negativo, respectivamente. Los resultados obtenidos –tabla 8 –muestran un comportamiento contra-ventaja en la mayoría de las comarcas. Así, es llamativo que la comarca del Oriente presente únicamente un sector con $EL > 0$, la agricultura (A) cuando este sector era el único que presentaba un $EL < 0$ para el empleo.

Tabla 8 : Efecto locacional (EL)

	A	E	Q	K	C	B	Z	L	G	TOTAL
EO-NAVIA	+	-	-	-	-	-	-	+	-	2
NARCEA	+	+	-	-	-	-	-	-	+	2
AVILES	+	-	-	+	-	-	+	-	+	3
OVIEDO	+	-	-	+	-	-	+	-	+	3
GIJON	-	-	+	+	-	+	-	-	+	3
CAUDAL	-	-	-	-	-	+	+	+	+	3
NALON	+	-	+	-	-	+	+	-	+	4
ORIENTE	+	-	-	-	-	-	-	-	-	1

Si bien este efecto es relevante, su introducción permite obtener lo que se ha denominado efecto competitivo neto (ECN) una vez aislado de los demás efectos, es decir, se garantiza que el efecto competitivo no se va a ver influenciado por las distintas distribuciones sectoriales del VAB comarcal. A la vista de los resultados presentados en la tabla 9 se observa que es la comarca del Nalón la que presenta un $ECN < 0$, lo que viene a justificar el signo negativo de esta comarca para el efecto comarcal comparado³⁰. Entre las comarcas que presentan $ECN > 0$ destaca por la importancia de este efecto Eo-Navia mientras que es la comarca del Narcea la que presenta más sectores con efecto competitivo neto positivo (todos excepto servicios no

Tabla 9 : Efecto competitivo neto (ECN)

	A	E	Q	K	C	B	Z	L	G	ECN	TOTAL
EO-NAVIA	+	+	+	+	-	+	-	-	+	+	6
NARCEA	+	+	+	+	+	+	+	+	-	+	8
AVILES	-	+	-	-	+	-	-	+	-	+	3
OVIEDO	-	+	+	-	-	-	+	-	+	+	4
GIJON	+	+	+	+	-	+	-	-	-	+	5
CAUDAL	+	-	+	+	+	-	-	-	-	+	4
NALON	-	-	-	-	+	-	-	+	-	-	2
ORIENTE	+	+	+	+	-	+	-	+	-	+	6

³⁰ Este resultado coincide con el obtenido para el empleo donde únicamente la comarca del Nalón presentaba $ECN < 0$.

destinados a la venta). El análisis por sectores permite destacar la contribución positiva en la mayor parte de las comarcas de la energía (E) y de los bienes intermedios (Q).

Es necesario valorar la fortaleza del mercado comarcal, puesto que completa la demanda de trabajo y es el destino de parte importante de los productos. Bajo esta premisa dividimos el efecto comarcal comparado o efecto competitivo en dos nuevos efectos.

El primero de ellos, el efecto comarcal comparado surge en paralelo al efecto regional recogiendo el efecto sobre la variación del VAB comarcal de la evolución de la propia comarca en su conjunto. Los resultados revelan que las comarcas que presentan un efecto comarcal positivo ($EC > 0$) son Narcea, Avilés, Oviedo y Gijón, que son las mismas comarcas que presentan tasas de crecimiento del VAB por encima de la media regional en el periodo 1986-1998.

El segundo, denominado efecto sectorial comarcal comparado (ESCC) se define de forma idéntica al ESC pero en este caso valorando la distribución sectorial del VAB propio de cada comarca. El ESCC presenta signo positivo para las comarcas de Eo-Navia, Narcea, Caudal, Nalón y Oriente resultados similares a los obtenidos para el ESCC del empleo, tal y como recoge la tabla 10.

El valor negativo de este efecto para la comarca de Avilés es causado por la evolución negativa de los bienes intermedios (Q) y de los servicios no destinados a la venta (G), principalmente. En el caso de Oviedo, la influencia negativa es debida fundamentalmente, a los bienes de consumo (C), construcción (B) y servicios destinados a la venta (L). Por último, el efecto negativo en Gijón surge de una influencia negativa de los servicios destinados a la venta (L) y no destinados a la venta (G). Analizando este último caso con más detalle, se observa que el signo del efecto viene dado por el signo de la expresión $\left[(g_{ij} - g_j) - (g_i - g) \right]$. Así, para los servicios no destinados a la venta (L) $g_{L,Oviedo} - g_{Oviedo} = 1,7$ de forma que el sector L crece a una tasa superior a la media comarcal pero, sin embargo, la evolución de ese sector a nivel regional supera al crecimiento de la región $g_L - g = 1,8$ contrarrestando el efecto anterior y generando un efecto final negativo.

Tabla 10 :Efecto sectorial comarcal comparado (ESCC)

	A	E	Q	K	C	B	Z	L	G	ESCC	TOTAL
EO-NAVIA	+	+	+	+	-	+	-	-	-	+	5
NARCEA	+	+	+	+	+	+	+	+	-	+	8
AVILES	-	+	-	-	+	-	-	+	-	-	3
OVIEDO	-	+	-	-	-	-	+	-	-	-	2
GIJON	-	-	-	+	-	+	-	-	-	-	2
CAUDAL	+	+	+	+	+	+	+	-	+	+	8
NALON	+	+	+	+	+	+	-	+	+	+	8
ORIENTE	+	+	+	+	-	+	-	+	-	+	6

A modo de resumen recogemos en la tabla la descomposición del efecto comarcal comparado en base a la consideración de los efectos comarcales:

Tabla 11 : Efecto comarcal comparado y sus componentes

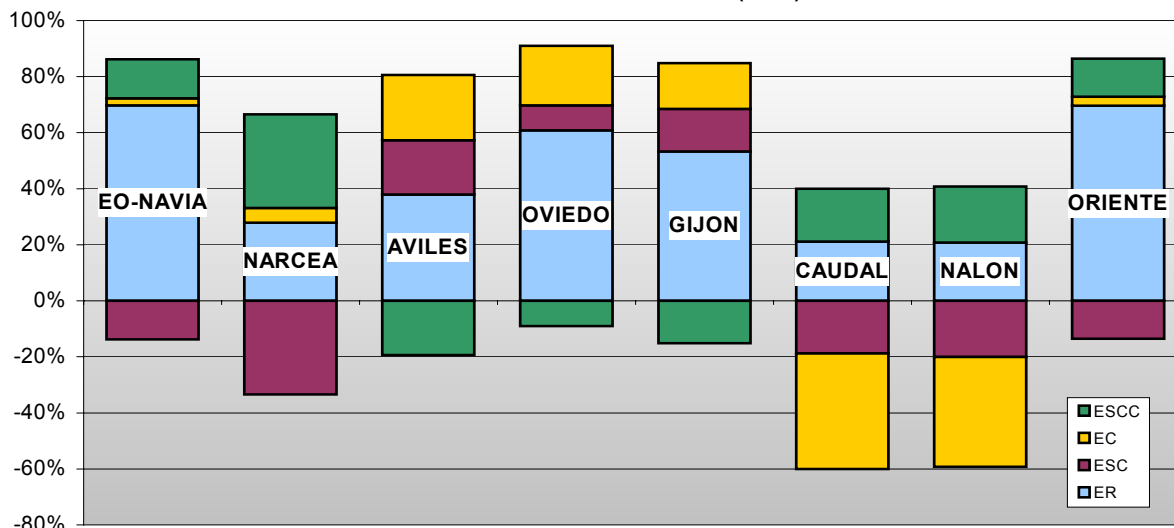
	ECC	EC	ESCC
EO-NAVIA	3098874.0	483422.0	2615452.0
NARCEA	14720154.2	2001431.6	12718722.6
AVILES	5022553.9	29926676.9	-24904123.0
OVIEDO	20822118.9	36077299.2	-15255180.3
GIJON	1599594.7	24484909.5	-22885314.8
CAUDAL	-24458356.5	-45033090.8	20574734.3
NALON	-23663312.8	-48493272.8	24829960.0
ORIENTE	2858373.7	552624.4	2305749.2

Como puede apreciarse, Narcea y Oriente acaban compensando un EC negativo con un ESCC positivo de manera que el ECC es positivo. En el caso de las comarcas del Caudal y del Nalón el ESCC no es de la magnitud suficiente como para compensar la mala evolución de estas comarcas.

Son las comarcas de Avilés, Oviedo y Gijón las que presentan ESCC negativos si bien el efecto comarcal comparado se mantiene positivo gracias a valores muy elevados para el efecto comarcal, sobre todo en el caso de Oviedo.

Una vez estudiados cada uno de los efectos por separado en base a la extensión de Arcelus (1984) incluimos la magnitud de los mismos para cada comarca en la figura 7 teniendo en cuenta que $\Delta VAB_{ij} = ER_{ij} + ESC_{ij} + EC_{ij} + ESCC_{ij}$

Figura 7: Descomposición shift-share del cambio en el VAB considerando los efectos comarcales de Arcelus (1984)



En el caso de Caudal y Nalón que son las comarcas que tienen un evolución negativa esta es debida fundamentalmente al efecto sectorial comparado y al efecto comarcal. Por otra parte, Narcea con el mejor comportamiento en términos de tasas de crecimiento a pesar de un importante efecto ESC negativo, presenta un ESCC positivo de gran magnitud.

5.2.3. Análisis estocástico de los efectos comarcales

Como complemento a los apartados anteriores, presentamos a continuación los resultados del análisis estocástico para las variables consideradas.

En primer lugar, hemos adoptado el modelo shift-share planteado por Berzeg (1978) utilizando los pesos W_{ij}^* , que corrigen la heteroscedastidad garantizando al mismo tiempo la equivalencia numérica con el modelo clásico. Además, para evitar problemas de multicolinealidad se ha reparametrizado el modelo prescindiendo del efecto nacional.

Los resultados obtenidos para las variables empleo y VAB aparecen resumidos en la tabla 12 donde, utilizando la notación habitual en este tipo de análisis, figuran entre paréntesis las desviaciones estándar y los resultados significativos a los niveles del 10%, 5% y 1% se denotan con *, ** y ***, respectivamente.

Tabla 12: Efectos sectoriales estimados para empleo y VAB. Comparación de resultados de los análisis clásico y estocástico.

	EMPLEO			VAB		
	$\hat{\beta}_i$	g_i-r	g_i	$\hat{\beta}_i$	g_i-r	g_i
A	-0,5173 (0,0511)***	-0,4107	-0,5173	0,0723 (0,1762)	-0,1571	0,0723
E	-0,5568 (0,0769)***	-0,4503	-0,5568	-0,2902 (0,0900)***	-0,5196	-0,2902
Q	-0,1469 (0,0856)*	-0,0404	-0,1469	0,6290 (0,1101)***	0,3996	0,6290
K	-0,5542 (0,1025)***	-0,4477	-0,5542	-0,4033 (0,1545)**	-0,6328	-0,4033
C	-0,1167(0,1033)	-0,0102	-0,1167	0,1088 (0,1422)	-0,1206	0,1088
B	0,3663 (0,0838)***	0,4728	0,3663	0,4596 (0,1291)**	0,2302	0,4596
Z	-0,0704 (0,0989)	0,0361	-0,0704	0,2774 (0,1270)***	0,0480	0,2774
L	1,2367 (0,0633)***	1,3432	1,2367	1,8015 (0,0894)***	1,5721	1,8015
G	-0,3301 (0,0431)***	-0,2235	-0,3301	-0,3005 (0,0606)***	-0,5300	-0,3005

Tal y como hemos indicado anteriormente, se observa $\hat{\beta}_i = g_i$ o lo que es mismo, los efectos sectoriales estimados coincidirán con r_i-r sin más que restarles la tasa de variación del empleo a nivel regional para el periodo de estudio 1986-1998. A la luz de estos resultados, a nivel sectorial y en términos de empleo, únicamente existen efectos positivos para los sectores de Servicios destinados a la venta (L), Construcción (B) y Transportes y Comunicaciones (Z).

En términos de VAB, los sectores que presentan signo positivo en el ESC son los mismos que para el empleo, junto con el sector de Bienes Intermedios (Q). De igual forma se verifica la equivalencia numérica sin más que restarles a los efectos sectoriales estimados la tasa de variación del VAB para este periodo (22.94%).

Una vez que hemos obtenido las estimaciones de los efectos sectoriales para el empleo y para el VAB es posible reconstruir el efecto sectorial para cada comarca, ESC_j cuyos resultados aparecen en la tabla 13:

Tabla 13: Estimación de los efectos sectoriales comarcales

	EMPLEO		VAB	
	ESC _j	Estimación ESC _j	ESC _j	Estimación ESC _j
EO-NAVIA	-0,1615	-0,1615 (0,0235)***	-0,0455	-0,0455 (0,0339)
NARCEA	-0,2893	-0,2893 (0,0257)***	-0,2751	-0,2751 (0,3910)***
AVILES	0,0351	0,0351 (0,0188)*	0,1176	0,1176 (0,0279)***
OVIEDO	0,0682	0,0682 (0,0076)***	0,0338	0,0338 (0,0106)***
GIJON	0,0987	0,0987 (0,0098)***	0,0656	0,0656 (0,0101)***
CAUDAL	-0,0993	-0,0993 (0,0253)***	-0,2045	-0,2045 (0,0316)***
NALON	-0,1182	-0,1182 (0,0223)***	-0,2217	-0,2217 (0,0276)***
ORIENTE	-0,1066	-0,1066 (0,0183)***	-0,0447	-0,0447 (0,0246)*

Si bien el uso de las ponderaciones propuestas por Berzeg (1978) conlleva la equivalencia numérica entre el análisis clásico y estocástico, cuando únicamente se propone como objetivo la estimación de los efectos sectoriales, la consideración de los efectos comarcales como parte sistemática –y no residual- modifica la estructura de las varianzas de los errores y su esquema heteroscedástico con lo que la equivalencia numérica se rompe.

Con el objetivo de extender el análisis descriptivo anterior, planteamos también un modelo shift-share estocástico considerando efectos espaciales y regionales fijos. Bajo este planteamiento, como ya hemos comentado, no sólo es posible contrastar la significación estadística de β y γ sino también la de los efectos sectoriales y competitivos estimados por comarcas.

Los resultados de las estimaciones de los efectos industry-mix y competitivo para cada comarca en términos de tasas obtenidos según las expresiones aparecen recogidos a continuación para el empleo y el VAB (tablas 14 y 15, respectivamente).

Dichos resultados muestran que, si bien la significación de los coeficientes asociados a los efectos sectoriales es clara, en el caso de los comarcales no lo es tanto debido en gran parte al nivel de desagregación utilizado. Cabe señalar además que en el caso del empleo no existe evidencia muestral significativa para rechazar la hipótesis de igualdad de los coeficientes asociados a los efectos comarcales.

En cuanto a la posible interacción entre el componente industry-mix y el competitivo que llevaría a que sus efectos no fuesen uniformes y aditivos, se ha realizado el test de Tukey para la no aditividad sin que en ninguno de los casos exista evidencia para rechazar la hipótesis nula de aditividad (no interacción).

Tabla 14: Comparación de efectos reales y estimados para el empleo a nivel de las comarcas asturianas.

	ESC _j	ECC _j	ESTIMACIONES	
EO-NAVIA	-0,1615	-0,0181	-0,1388 (0,0175)***	0,0124 (0,0435)
NARCEA	-0,2893	0,0182	-0,2462 (0,0206)***	-0,0665 (0,0387)**
AVILES	0,0351	-0,0631	0,0046 (0,0162)	-0,0315 (0,0556)
OVIEDO	0,0682	0,0769	0,0655 (0,0055)***	0,0666 (0,0458)
GIJON	0,0987	0,0358	0,0809 (0,0091)***	0,0489 (0,0519)
CAUDAL	-0,0993	-0,1677	-0,0671 (0,0164)***	-0,1984 (0,05)***
NALON	-0,1182	-0,1110	-0,0906 (0,0142)***	-0,1099 (0,0458)***
ORIENTE	-0,1066	-0,0502	-0,0886 (0,0142)***	-0,0469 (0,0424)

$H_1 : \beta_1 = \dots = \beta_{c-1} = 0$ con $\gamma_j \neq 0$; $\forall j = 1, \dots, c-1$; $F_{56}^8 = 10,61^{***}$

$H_2 : \gamma_1 = \dots = \gamma_{s-1} = 0$ con $\beta_i \neq 0$; $\forall i = 1, \dots, s-1$; $F_{56}^7 = 0,8$

Test de Tukey-no aditividad $F_{55}^1 = 0,0003$

Tabla 15: Comparación de efectos reales y estimados para el VAB a nivel de las comarcas asturianas.

	ESC _j	ECC _j	ESTIMACIONES	
EO-NAVIA	-0,0455	0,0539	-0,0550 (0,0276)*	0,0521 (0,0818)
NARCEA	-0,2751	0,3184	-0,2830 (0,0312)***	0,3751 (0,0741)***
AVILES	0,1176	0,0237	0,1073 (0,0279)***	0,0092 (0,080)
OVIEDO	0,0338	0,0462	0,0395 (0,0091)***	0,0696 (0,049)*
GIJÓN	0,0656	0,0046	0,0683 (0,0103)***	0,0129 (0,0601)
CAUDAL	-0,2045	-0,2432	-0,2061 (0,0247)***	-0,3133 (0,069)***
NALON	-0,2217	-0,2113	-0,2231 (0,0208)***	-0,2259 (0,0714)***
ORIENTE	-0,0447	0,0554	-0,0468 (0,0202)**	-0,0263 (0,0714)

$H_1 : \beta_1 = \dots = \beta_{i-1} = 0$ con $\gamma_j \neq 0$; $\forall j = 1, \dots, c-1$; $F_{56}^8 = 19,7$ ***

$H_2 : \gamma_1 = \dots = \gamma_{i-1} = 0$ con $\beta_i \neq 0$; $\forall i = 1, \dots, s-1$; $F_{56}^7 = 1,84$ **

Test de Tukey-no aditividad: $F_{55}^1 = 0,0011$

Por lo que se refiere a la significación individual de los efectos, es posible apreciar que para las dos variables consideradas, empleo y VAB, resultan significativos los ESC_j excepto en el caso de Avilés. En cuanto al ECC_j nos encontramos con más problemas en los contrastes de significación por comarcas, salvo en el caso de Caudal y Nalón, donde el efecto competitivo es significativo para ambas variables. Este hecho proporciona evidencia relevante acerca de la peculiar estructura sectorial y especialización de estas comarcas heredada de situaciones pasadas y cuyos efectos perduran en el tiempo a pesar del importante proceso de reconversión industrial vivido por la región y, que ha afectado especialmente a estas dos comarcas mineras.

Cabe por último señalar que la no significatividad del efecto competitivo en el resto de las comarcas no es un resultado que sorprenda, puesto que no se puede hablar de desplazamiento de recursos hacia actividad productivas concretas en expansión. Además, conviene tener presente que todos estos resultados se ven influidos en gran medida por la técnica empleada, la agregación espacial y sectorial utilizada y la propia información estadística de partida.

5.3. Análisis shift-share en las regiones españolas

En diversos trabajos se ha puesto de manifiesto -mediante la utilización de distintas técnicas estadístico-económicas- la existencia de comportamientos diferenciales en la evolución del empleo en las distintas Comunidades Autónomas españolas.

A continuación presentamos una aproximación a la dinámica regional del empleo en España durante el período 1986-2000, mediante la aplicación del análisis shift-share en sus formulaciones clásica y estocástica. Para ello hemos adoptado como referencia la información proporcionada por la Encuesta de Población Activa (EPA) del INE, considerando la habitual desagregación espacial en 17 Comunidades Autónomas³¹ y el desglose sectorial ya descrito en 9 ramas de actividad.

Los resultados de la aplicación del análisis clásico al empleo de las Comunidades Autónomas españolas se recogen en la tabla 16, que resume los efectos del análisis shift-share (EN, ESC y ERC), la variación real experimentada por el empleo en cada región (V. REAL) y el cociente entre dicha variación y la esperada, medida por el efecto nacional (V. REAL/EN).

Tabla 16: Resultados regionales del análisis shift-share clásico 1986-2000

	EN	ESC	ERC	V. REAL	V.REAL/EN
ANDALUCIA	493.858	6.810	172.708	673.35	1.363
ARAGON	123.029	-14.505	-21.124	87.4	0.710
ASTURIAS	111.570	-28.388	-89.557	-6.3	-0.056
BALEARES	68.738	29.189	12.297	110.275	1.604
CANARIAS	125.869	42.898	61.583	230.375	1.830
CANTABRIA	51.013	-10.218	-17.995	22.7	0.445
CASTILLA Y LEON	250.830	-65.689	-84.665	100.5	0.401
CASTILLA-LA MANCHA	157.439	-40.163	-2.876	114.55	0.728
CATALUÑA	595.388	80.649	-2.912	673.175	1.131
COM. VALENCIANA	357.983	16.655	87.787	462.5	1.292
EXTREMADURA	84.879	-19.468	13.740	79.15	0.933
GALICIA	334.123	-232.372	-126.751	-25.15	-0.075
MADRID	466.960	207.874	-52.159	622.55	1.333
MURCIA	88.709	-5.082	59.497	143.125	1.613
NAVARRA	52.615	-1.976	7.537	58.1	1.104
PAIS VASCO	204.316	36.810	-57.251	183.975	0.900
LA RIOJA	25.857	-2.924	-3.433	19.5	0.754

Fuente: Elaboración propia a partir de cifras EPA.

³¹ Si bien la Encuesta de Población Activa incluye información referida a las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla, no han sido incorporadas a este análisis debido a los problemas de homogeneidad con la muestra considerada.

A la vista de los resultados obtenidos para las 17 Comunidades Autónomas se observa que es el efecto competitivo o diferencial el que predomina sobre el efecto sectorial³². En todas las regiones donde la variación en el número de ocupados ha sido menor de lo esperado ambos efectos (ESC y ERC) tienen signo negativo, exceptuando el caso del País Vasco con un efecto sectorial positivo (derivado fundamentalmente de los empleos generados por los servicios destinados a la venta) pero dominado por el efecto competitivo y Extremadura, donde es el efecto sectorial negativamente como consecuencia de la pérdida de empleo agrícola.

En el caso de Asturias y Galicia se llega a producir una reducción del número de ocupados, siendo especialmente llamativa la evolución en el sector agrícola gallego.

Dentro de las regiones que presentan una evolución más favorable de la esperada destacan Cataluña y Madrid al presentar signo positivo para el ESC (debido a la construcción y a los servicios destinados a la venta, si bien este último efecto se ve disminuido en el caso de Cataluña por la pérdida de peso de la agricultura) y negativo para el ERC. Cabe señalar que en términos generales, las conclusiones derivadas de este análisis coinciden con las obtenidas por Raymond y García (1994), Escriba y Murgui (1998), De la Fuente (2000), autores que analizan el importante proceso de cambio estructural que se ha producido en la economía española, en el que el descenso del empleo agrario se ha revelado como uno de los factores clave para explicar la convergencia interregional en niveles de renta.

Si bien los análisis shift-share de tipo descriptivo son relativamente frecuentes, apenas existen en el ámbito nacional – a excepción del trabajo de García-Mila y Marimón (1999)- aplicaciones basadas en el enfoque estocástico.

La estimación de los efectos sectoriales utilizando un ANOVA de un factor y aplicando mínimos cuadrados ponderados conduce a los resultados recogidos en la tabla 17, que incluye el valor del estadístico F asociado al contraste de la hipótesis $H_0 : \beta_i = 0 \forall i$ y el correspondiente nivel crítico.

Como consecuencia de las ponderaciones utilizadas, se aprecia la equivalencia numérica entre los planteamientos clásico y estocástico.

³² Si bien los resultados agregados de la tabla no permiten apreciar los comportamientos sectoriales, las ramas para las que el empleo presenta a nivel nacional una evolución más favorable son Construcción (B), Transportes y Comunicaciones (Z) y Otros servicios destinados a la venta (L), destacando en el período considerado la influencia negativa de la Agricultura (A) y la Energía (E).

Tabla 17: Estimación de efectos sectoriales del empleo nacional 1986-2000

	SHIFT-SHARE TRADICIONAL	SHIFT-SHARE ESTOCÁSTICO
EFEECTO SECTORIAL	g_i	$\hat{\beta}_i$ (Std.error)
Agricultura	-0,435	-0,435 (0,043)***
Energía	-0,082	-0,081 (0,150)
Bienes intermedios	0,103	0,102 (0,089)
Bienes de equipo	0,193	0,192 (0,065)***
Bienes de consumo	0,043	0,042 (0,050)
Construcción	0,813	0,812 (0,060)***
Transportes y Comunicaciones	0,798	0,798 (0,032)***
Otros servicios a la venta	0,369	0,369 (0,072)***
Servicios no venta	0,299	0,299 (0,042)***
$H_0 : \beta_i = 0 \forall i$		$F_{144}^8 = 14,77$ $p = 0,000$

* Resultados significativos al 10% ** Resultados significativos al 5% *** Resultados significativos al 1%

Fuente: Elaboración propia a partir de cifras EPA.

La extensión a un modelo ANOVA shift-share de dos factores proporciona los resultados recogidos en la Tabla 18, a los que se ha llegado mediante una estimación por mínimos cuadrados ponderados, prescindiendo de la variable dummy regional asociada a La Rioja.

Para una mayor claridad en la interpretación de resultados, hemos desglosado las estimaciones de los efectos sectoriales y regionales, recogiendo en una tabla adicional los resultados de los contrastes de los contrastes de nulidad sobre los respectivos parámetros.

Tabla 18: Estimación shift-share con dos factores 1986-2000

18.a: Efectos sectoriales estimados

E. SECTORIALES	$\hat{\beta}_i$ (std. error)
Agricultura	-0,288 (0,139)**
Energía	-0,194 (0,094)**
Bienes intermedios	0,659 (0,519)
Bienes de equipo	0,376 (0,139)***
Bienes de consumo	-0,083 (0,056)
Construcción	0,686 (0,178)***
Transportes y Comunicaciones	0,251 (0,062)***
Otros servicios a la venta	0,652 (0,043)***
Servicios no destinados a la venta	0,260 (4,3E-05)***

18.b: Efectos regionales estimados

E. REGIONALES	$\hat{\gamma}_j$ (std. error)
ANDALUCIA	0,098 (0,138)
ARAGON	-0,093 (0,036)***
ASTURIAS	-0,088 (0,054)
BALEARES	0,156 (0,088)*
CANARIAS	0,293 (0,031)***
CANTABRIA	-0,035 (0,036)
CASTILLA-LEON	0,100 (0,079)
CASTILLA-MANCHA	0,374 (0,077)***
CATALUÑA	-0,160 (0,079)
COM, VALENCIANA	0,154 (0,025)***
EXTREMADURA	0,262 (0,063)***
GALICIA	0,063 (0,011)***
MADRID	-0,169 (0,051)***
MURCIA	0,312 (0,001)***
NAVARRA	-0,005 (0,001)***
PAISVASCO	0,076 (0,001)***

$$H_0 : \beta_i = 0 \quad F_{128}^8 = 16,76; \quad P=0,000$$

$$H_0 : \gamma_j = 0 \quad F_{128}^{16} = 2,21; \quad P=0,000$$

* Resultados significativos al 10% ** Resultados significativos al 5% *** Resultados significativos al 1%

Fuente: Elaboración propia a partir de cifras EPA

Como se puede apreciar, las hipótesis sobre la nulidad de los efectos sectoriales y regionales son rechazadas, es decir, el efecto de cada uno de los sectores o bien su distinta localización van a tener una influencia estadísticamente significativa sobre la evolución del crecimiento regional. Además, no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de no interacción en base a los resultados del Test de Tukey $F[1;127] = 8,08E - 05$, por lo que podemos considerar como aditivos a los efectos sectoriales y regionales eliminado el problema de la posible interacción entre ambos efectos.

Cabe por último señalar que la estimación de un modelo ANOVA con dos factores permite apreciar que los efectos sectoriales y regionales son significativos, predominando los segundos con respecto a los primeros.

5.4. Análisis shift-share en el ámbito de la Unión Europea

El desarrollo de estrategias coordinadas de empleo es uno de los objetivos especificados en el Título VIII del Tratado fundacional de la Comunidad Europea. Desde entonces, han sido muchos los esfuerzos realizados en este ámbito para la formulación de estrategias y líneas de actuación encaminadas a mejorar paulatinamente el comportamiento del mercado laboral en los distintos países miembros.

Con el objetivo de examinar la evolución reciente del empleo en este contexto hemos llevado a cabo un análisis shift-share referido a la década 1990-2000, período para el que la base de datos Regio de Eurostat facilita la necesaria información³³.

Más concretamente, hemos adoptado como variable de análisis el empleo publicado por Eurostat, considerando una desagregación sectorial en tres grandes sectores de actividad (agricultura, industria y servicios) y la división espacial recogida en las clasificaciones de la Nomenclature of Territorial Units for Statistics (NUTS), resumidas en la tabla 19.

Es necesario señalar que, teniendo en cuenta los cambios en la composición de la Unión Europea a lo largo del período de análisis, hemos decidido incluir en nuestro estudio únicamente aquellos países y regiones pertenecientes a la Unión Europea a lo largo de todo el período.

De este modo, nuestros análisis, y las correspondientes conclusiones, van referidos a un total de 12 países, que abarcan 59 regiones NUTS de nivel 1 y 123 regiones NUTS de nivel 2.

De modo similar a las aplicaciones recogidas en los apartados previos, hemos realizado una comparación entre los resultados de los análisis shift-share tradicional y estocástico, que conducen (como consecuencia de las ponderaciones W_{ij}^* utilizadas) a resultados similares, sin que se observen cambios sustanciales en los mismos al considerar distintos niveles de desagregación espacial.

³³ Mayor, M.; López, A.J. (2002): "The evolution of the employment in the European Union. A stochastic shift and share approach", *Proceedings of the ERSA 2002 Meeting*, Dortmund.

EU Member state	NUTS1	NUTS2		
BELGIQUE-BELGIE	REG.BRUXELLES-CAP./BRUSSELS HFDST.GEW. VLAAMS GEWEST REGION WALLONNE	REG.BRUXELLES-CAP./BRUSSELS HFDST.GEW. ANTWERPEN LIMBURG (B)	OOST-VLAANDEREN VLAAMS BRABANT WEST-VLAANDEREN BRABANT WALLON	HAINAUT LIEGE LUXEMBOURG (B) NAMUR
DANMARK	DANMARK	DANMARK		
DEUTSCHLAND	BADEN-WUERTTEMBERG BAYERN BERLIN BRANDENBURG BREMEN HAMBURG ESSEN MECKLENBURG-VORPOMMERN NIEDERSACHSEN NORDRHEIN-WESTFALEN RHEINLAND-PFALZ SAARLAND SACHSEN SACHSEN-ANHALT SCHLESWIG-HOLSTEIN THUERINGEN	STUTTGART KARLSRUHE FREIBURG TUEBINGEN OBERBAYERN NIEDERBAYERN OBERPFALZ OBERFRANKEN MITTELFRAKEN UNTERFRANKEN SCHWABEN BERLIN BRANDENBURG BREMEN HAMBURG DARMSTADT	GIESSEN KASSEL MECKLENBURG-VORPOMMERN BRAUNSCHWEIG HANNOVER LUENEBUG WESER-EMS DUESSELDORF KOELN MUENSTER DETMOLD ARNSBERG KOBLENZ TRIER RHEINHESSEN-PFALZ SAARLAND	CHEMNITZ DRESDEN LEIPZIG DESSAU HALLE MAGDEBURG SCHLESWIG-HOLSTEIN THUERINGEN
ELLADA	VOREIA ELLADA KENTRIKI ELLADA ATTIKI NISIA AIGAIU, KRITI	ANATOLIKI MAKEDONIA, THRAKI KENTRIKI MAKEDONIA DYTIKI MAKEDONIA THESSALIA IPEIROS	IONIA NISIA DYTIKI ELLADA STEREA ELLADA PELOPONNISOS	ATTIKI VOREIO AIGAIO NOTIO AIGAIO KRITI
ESPAÑA	NOROESTE NORESTE MADRID CENTRO (E) ESTE SUR CANARIAS	GALICIA ASTURIAS CANTABRIA PAIS VASCO NAVARRA RIOJA ARAGON	MADRID CASTILLA-LEON CASTILLA-LA MANCHA EXTREMADURA CATALUNA COMUNIDAD VALENCIANA BALEARES	ANDALUCIA MURCIA CEUTA Y MELILLA CANARIAS
FRANCE	ILE DE FRANCE BASSIN PARISIEN NORD-PAS-DE-CALAIS EST OUEST SUD-OUEST CENTRE-EST MEDITERRANEE DEPARTEMENTS D'OUTRE-MER	ILE DE FRANCE CHAMPAGNE-ARDENNE PICARDIE HAUTE-NORMANDIE CENTRE BASSE-NORMANDIE BOURGOGNE NORD-PAS-DE-CALAIS LORRAINE	ALSACE FRANCHE-COMTE PAYS DE LA LOIRE BRETAGNE POITOU-CHARENTES AQUITAINE MIDI-PYRENEES LIMOUSIN RHONE-ALPES	AUVERGNE LANGUEDOC-ROUSSILLON PROVENCE-ALPES-COTE D'AZUR CORSE GUADELOUPE MARTINIQUE GUYANE REUNION
DANMARK	DANMARK	DANMARK		
IRELAND	IRELAND	BORDER, MIDLAND AND WESTERN	SOUTHERN AND EASTERN	

Análisis shift-share en la modelización sectorial-regional

LUXEMBOURG	LUXEMBOURG (GRAND-DUCHE)	LUXEMBOURG (GRAND-DUCHE)		
ITALIA	NORD OVEST LOMBARDIA NORD EST EMILIA-ROMAGNA CENTRO (I) LAZIO ABRUZZO-MOLISE CAMPANIA SUD SICILIA SARDEGNA	PIEMONTE VALLE D'AOSTA LIGURIA LOMBARDIA TRENTINO-ALTO ADIGE VENETO FRIULI-VENEZIA GIULIA EMILIA-ROMAGNA TOSCANA UMBRIA MARCHE	LAZIO ABRUZZO MOLISE CAMPANIA PUGLIA BASILICATA CALABRIA SICILIA SARDEGNA	
NEDERLAND	NOORD-NEDERLAND OOST-NEDERLAND WEST-NEDERLAND ZUID-NEDERLAND	GRONINGEN FRIESLAND DRENTHE OVERIJSEL	GELDERLAND FLEVOLAND UTRECHT NOORD-HOLLAND	ZUID-HOLLAND ZEELAND NOORD-BRABANT LIMBURG (NL)
OESTERREICH	OSTOESTERREICH SUEDOESTERREICH WESTOESTERREICH	BURGENLAND NIEDEROESTERREICH WIEN	KAERNTEN STEIERMARK OBEROESTERREICH	SALZBURG TIROL VORARLBERG
PORTUGAL	CONTINENTE ACORES MADEIRA	NORTE CENTRO (P) LISBOA E VALE DO TEJO	ALENTEJO ALGARVE ACORES	MADEIRA
SUOMI/FINLAND	MANNER-SUOMI AALAND	ITA-SUOMI VALI-SUOMI	POHJOIS-SUOMI UUSIMAA (SUURALUE)	ETELA-SUOMI AALAND
SVERIGE	SVERIGE	STOCKHOLM OESTRA MELLANSVERIGE SYDSVERIGE NORRA MELLANSVERIGE	MELLERSTA NORRLAND OEVRE NORRLAND SMAALAND MED OEARNA VAESTSVERIGE	
UNITED KINGDOM	NORTH EAST NORTH WEST YORKSHIRE AND THE HUMBER EAST MIDLANDS WEST MIDLANDS EASTERN LONDON SOUTH EAST SOUTH WEST WALES SCOTLAND NORTHERN IRELAND	TEES VALLEY AND DURHAM NORTHUMBERLAND AND TYNE AND WEAR CUMBRIA CHESHIRE GREATER MANCHESTER LANCASHIRE MERSEYSIDE EAST RIDING AND NORTH LINCOLNSHIRE NORTH YORKSHIRE SOUTH YORKSHIRE WEST YORKSHIRE DERBYSHIRE AND NOTTINGHAMSHIRE LEICESTERSHIRE, RUTLAND AND	NORTHAMPTONSHIRE LINCOLNSHIRE HEREFORDSHIRE, WORCESTERSHIRE AND WARWICKSHIRE SHROPSHIRE AND STAFFORDSHIRE WEST MIDLANDS EAST ANGLIA BEDFORDSHIRE AND HERTFORDSHIRE ESSEX INNER LONDON OUTER LONDON BERKSHIRE, BUCKINGHAMSHIRE AND OXFORDSHIRE	SURREY, EAST AND WEST SUSSEX HAMPSHIRE AND ISLE OF WIGHT KENT GLOUCESTERSHIRE, WILTSHIRE AND NORTH SOMERSET DORSET AND SOMERSET CORNWALL AND ISLES OF SCILLY DEVON WEST WALES AND THE VALLEYS EAST WALES NORTH EASTERN SCOTLAND EASTERN SCOTLAND SOUTH WESTERN SCOTLAND HIGHLANDS AND ISLANDS NORTHERN IRELAND

Table 19: Nomenclature of Territorial Units for Statistics (NUTS)

Las estimaciones obtenidas se recogen en las siguientes tablas donde aparece la comparación de los resultados de los efectos sectoriales para el análisis clásico y para el análisis de la varianza con un único factor, no observándose cambios significativos para las diferentes agregaciones espaciales.

Tabla 20: Efectos sectoriales estimados en los análisis shift-share clásico y estocástico, con división espacial por países

Actividad	Shift Share Clásico	Shift Share Estocástico	
	$g_i - g$	$\hat{\beta}_i$ (Std.Error)	Estimado ($g_i - g$)
Agricultura	-0,4036	-0,2982 (0,078)***	-0,4036
Industria	-0,1384	-0,0330 (0,035)	-0,1384
Servicios	0,1216	0,2271 (0,026)***	0,1216

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0; F_{33}^2 = 29,524^{***}$$

Tabla 21: Efectos sectoriales estimados en los análisis shift-share clásico y estocástico, con división espacial por NUTS 1

Actividad	Shift Share Clásico	Shift Share Estocástico	
	$g_i - g$	$\hat{\beta}_i$ (Std.Error)	Estimado ($g_i - g$)
Agricultura	-0,3837	-0,3166 (0,030)***	-0,3837
Industria	-0,1317	-0,0645 (0,014)***	-0,1317
Servicios	0,1211	0,1882 (0,010)***	0,1211

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0; F_{171}^2 = 126,476^{***}$$

Tabla 22: Efectos sectoriales estimados en los análisis shift-share clásico y estocástico, con división espacial por NUTS 2

Actividad	Shift Share Clásico	Shift Share Estocástico	
	$g_i - g$	$\hat{\beta}_i$ (Std.Error)	Estimado ($g_i - g$)
Agricultura	-0,3819	-0,3144 (0,019)***	-0,3819
Industria	-0,1262	-0,1262 (0,0128)***	-0,1262
Servicios	0,1210	0,1210 (0,0127)***	0,1210

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0; F_{366}^2 = 229,29^{***}$$

[* Resultados significativos al 10% ** Resultados significativos al 5% *** Resultados significativos al 1%]

En términos generales los resultados obtenidos muestran un decrecimiento del empleo agrario que podría ser explicado por los procesos de ajuste impuestos por la Política Agraria Común. Asimismo los procesos de reconversión se encuentran también presentes en el empleo de la actividad industrial, para los que se aprecian efectos negativos mientras los servicios registran tasas de crecimiento considerables durante el período investigado.

La consideración del modelo con dos factores permite contrastar la significación de los efectos regionales³⁴. Este planteamiento conduce a los resultados de la tabla 23, donde se recogen los efectos sectorial y competitivo estimados por NUTS1, que resultan significativos para la mayoría de las regiones.

Tabla 23: Efectos sectoriales y competitivos estimados por NUTS 1

NUTS1	INDUSTRY-MIX		EFECTO COMPETITIVO	
	ESTIMADO	CLÁSICO	ESTIMADO	CLÁSICO
be1	0,071(0,003)***	0,075	-0,075 (0,012)***	-0,075
be2	0,018 (0,004)***	0,018	0,102 (0,020)***	0,074
be3	0,029 (0,004) ***	0,031	0,007 (0,017)	0,015
dk	0,022 (0,0008) ***	0,024	-0,106 (0,017)***	-0,068
de1	-0,010 (0,002) ***	-0,014	-0,041 (0,022)*	-0,031
de2	-0,014(0,002)***	-0,016	0,004 (0,024)	-0,017
de3	0,039 (0,002) ***	0,040	0,387 (0,017) ***	0,292
de5	0,040 (0,002) ***	0,040	-0,150(0,017) ***	-0,138
de6	0,048 (0,001) ***	0,049	-0,070 (0,017)***	-0,064
de7	0,013 (0,0008) ***	0,011	-0,032 (0,015)*	-0,060
de9	0,005 (0,001) ***	0,003	-0,011 (0,02)	-0,009
dea	0,006 (0,001) ***	0,003	-0,005 (0,02)	-0,036
deb	0,002 (0,002) ***	-0,001	0,002 (0,023)	0,011
dec	0,014 (0,001) ***	0,011	-0,027 (0,024)	-0,041
def	0,024 (0,0009) ***	0,025	-0,104 (0,070)	-0,080
gr1	-0,112 (0,013) ***	-0,107	0,080 (0,018)***	0,068
gr2	-0,159 (0,002) ***	-0,150	0,008 (0,126)	-0,019
gr3	0,037 (0,010) ***	0,037	0,110 (0,134) ***	0,089
gr4	-0,103 (0,007) ***	-0,094	0,123 (0,017)***	0,113
es1	-0,092 (0,002) ***	-0,087	-0,019 (0,031)	-0,017
es2	-0,018 (0,005) ***	-0,019	0,072 (0,024)**	0,103
es3	0,039 (0,0009) ***	0,039	0,121 (0,025)***	0,125
es4	-0,064 (0,003) ***	-0,062	0,093 (0,017)***	0,070
es5	-0,010 (0,001) ***	-0,013	0,148 (0,03)***	0,109
es6	-0,032 (0,002) ***	-0,029	0,187 (0,024)***	0,175
es7	0,020 (0,0003) ***	0,024	0,282 (0,025)***	0,304
fr1	0,052 (0,001) ***	0,054	-0,039 (0,016)**	-0,063
fr2	-0,006 (0,0003)***	-0,006	-0,016 (0,014)	-0,008
fr3	0,013 (0,001) ***	0,012	0,011 (0,023)	-0,021
fr4	0,006 (0,001)	0,005	-0,048 (0,021)**	-0,001
fr5	-0,015 (0,001) ***	-0,013	-0,026 (0,022)	0,012
fr6	-0,017 (0,002) ***	-0,013	0,072 (0,023)***	0,048
fr7	0,003 (0,0005) ***	0,002	0,017 (0,022)	0,019
fr8	0,026 (0,001) ***	0,030	-0,070 (0,022)***	-0,067

³⁴ Las hipótesis de nulidad de los efectos sectoriales y regionales son rechazadas:

$$H_{0A} : \beta_i = 0, \forall i; F_{114}^2 = 343,13^{***} \text{ y } H_{0B} : \gamma_j = 0, \forall j; F_{114}^{57} = 5,402^{***}$$

Análisis shift-share en la modelización sectorial-regional

ie	-0,031 (0,003) ***	-0,029	0,469 (0,016)***	0,426
it1	-0,005 (0,0003) ***	-0,006	-0,117 (0,024)***	-0,083
it2	-0,002 (0,0017) ***	-0,005	-0,058 (0,023)**	-0,032
it3	-0,011 (0,0004) ***	-0,013	-0,038 (0,024)	0,017
it4	-0,021 (0,001) ***	-0,022	-0,047 (0,025)*	-0,013
it5	-0,003 (3,1e-5) ***	-0,004	-0,126 (0,026)***	-0,065
it6	0,037 (0,001) ***	0,042	-0,156 (0,023)***	-0,119
it8	-0,000 (0,001) ***	0,003	-0,234 (0,015)***	-0,180
ita	-0,013 (0,003) ***	-0,008	-0,171 (0,019)***	-0,144
lu	0,027 (0,001) ***	0,028	0,126 (0,021)***	0,053
nl1	0,016 (0,0006) ***	0,017	0,122 (0,017)***	0,124
nl2	0,015 (0,0006) ***	0,016	0,156 (0,019)***	0,128
nl3	0,044 (0,001) ***	0,048	0,058 (0,019)***	0,042
nl4	0,012 (0,0007) ***	0,012	0,107 (0,014)***	0,090
pt1	-0,057 (0,004) ***	-0,056	-0,001 (0,020)	0,049
pt2	-0,063 (0,006) ***	-0,059	-0,037 (0,031)	0,032
pt3	-0,077 (0,005) ***	-0,075	-0,085 (0,028)***	-0,062
uke	0,018 (0,001) ***	0,016	-0,002 (0,034)	-0,051
ukf	0,015 (0,001) ***	0,013	0,002 (0,021)	-0,023
ukg	0,009 (0,001) ***	0,007	-0,055 (0,02)***	-0,088
ukk	0,025 (0,001) ***	0,027	-0,011 (0,022)	-0,013
ukl	0,023 (0,001) ***	0,022	-0,094 (0,017)***	-0,083
ukm	0,024 (0,001) ***	0,024	-0,043 (0,019)**	-0,065
ukn	0,018 (0,001) ***	0,019	-0,040 (0,019)**	0,038

Referencias bibliográficas

- Arcelus, F. J. (1984): "An extension of shift-share analysis", *Growth and Change*, nº 15, p.3-8.
- Barff, R.D., y Knight III, P.L. (1998): "Dynamic Shift-share analysis", *Growth and Change*, vol.19, nº2, p.1-10.
- Bartels, C.P.A.; Nicol, W.R.; Van Duijin, J.J. (1982): "Estimating the impact of regional policy: A review of applied research methods", *Regional Science and Urban Economics*, vol.12, p.3-41.
- Berzeg, K. (1978): "The empirical content of shift-share analysis", *Journal of Regional Science*, vol.18, nº 3, p.463-469.
- Berzeg, K. (1984): "A note on statistical approaches to shift-share analysis", *Journal of Regional Science*, vol.24, nº 2, p.277-285.
- Buck, T.; Atkins, M. (1976): "The impact of British Regional Policies on employment growth". *Oxford Economic Papers*, vol.28, p. 118-132.
- Buck, T.; Atkins, M. (1983): "Regional Policies in Retrospect: An Application of Analysis of Variance", *Regional Studies*, vol.17, nº3, p.181-189.
- Casler, S.D. (1989): "A Theoretical Context for Shift and Share", *Regional Studies*, Vol.23, nº 1, p.43-48.
- Coronado, G. (1997): "El proceso de evaluación de las políticas económicas regionales: una revisión de métodos y experiencias", *Estudios Regionales*, nº 47, p.37-81.
- Cuadrado-Roura, J. R. (dir) (1998): *Convergencia Regional en España: Hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria.
- Cuadrado-Roura, J. R.; Mancha, T., y Garrido, R. (1999): "Crecimiento real vs crecimiento virtual: un análisis de dinámica regional", *Regiones e ciudades en Europa: Qué futuro?*
- De Graaff, T.; Florax, R.J.G.M.; Nijkamp, P.; Regianni, A. (1998): "Diagnostic tools for nonlinearity in spatial models". Tinbergen Institute. *Discussion Paper N 72*
- De la Fuente, A. (1996): "Economía Regional desde una perspectiva neoclásica. De convergencia y otras historias". *Revista de Economía Aplicada*, nº 10, (vol IV), p.5-63.
- De la Fuente, A. (1998): "Algunas reflexiones sobre el declive económico de Asturias", *Revista Asturiana de Economía*, 11, p. 11-135.
- De la Fuente, A.; Freire, M. J. (2000): "Estructura sectorial y convergencia regional", *Revista de Economía Aplicada* nº 23, vol. VIII, p.189-205.

- Dolado, J.J.; González-Páramo, J.M.; Roldán, J.M. (1994): "Convergencia económica entre las provincias españolas: Evidencia empírica (1955-1989)", *Moneda y Crédito*, p.81-119.
- 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.
- Fothergill, S.; Gudgin, G. (1979): "In Defence of Shift-Share", *Urban Studies*, vol.16, p.306-319.
- Fotopoulos, G.; Spence, N. (1999): "Spatial variations in net entry rates of establishments in Greek manufacturing industries: an application of the shift-share ANOVA model", *Environment and Planning A*, vol. 31, p.1731-1755.
- Fotopoulos, G.; Spence, N. (2001): "Regional Variations of Firm Births, Deaths and Growth Patterns in the UK, 1980-1991", *Growth and Change*, vol.23, p.151-173.
- Garrido, R. (2002): *Cambio estructural y desarrollo regional en España*. Ediciones Pirámide.
- Haynes, K. E.; Machunda, Z. B. (1987): "Considerations in Extending Shift-Share Analysis: A Note", *Growth and Change*, Nº 18, p.69-78.
- Herzog, H.W.; Olsen, R. J. (1979): "Shift-share analysis revisited: The allocation effect and the stability of regional structure, a reply", *Journal of Regional Science*, vol.19, nº 3, p.393-395.
- Hispalink (varios años): *Base de datos HISPADAT*, www.hispalink.org
- Holden, D. R.; Nairn, A. G. M.; Swales, J. K. (1987) : "The repeated application of shift-share: a structural explanation of regional growth?", *Environment and Planning A*, vol.19, p.1233-1250.
- Holden, D. R.; Nairn, A. G. M.; Swales, J. K. (1989): "Shift-share analysis of regional growth and policy: a critique", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.51, nº 1, p.15-34.
- 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.
- Kendall, M.; Stuart, A. ; Ord, J.K. (1983): *The advanced Theory of Statistics, Vol 3: Design and analysis and Time series*, Charles Griffin & Company Ltd.
- Klaasen, L.H.; Paelink, J.H.P. (1972): "Asymmetry in Shift-Share Analysis", *Regional and Urban Economics*, nº 2, p.256-261.
- 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.

- Knudsen, D. C.; Barff, R.(1991): "Shift-share analysis as a linear model", *Environment and Planning A*, nº 23, p.421-431.
- Kurre, J. A.; Seller, B. R. (1989): "Forecasting the local economy, using time series and shift-share techniques", *Environment and Planning A*, vol.21, p.753-770.
- López, A.J.; Delgado, F.J. (2001): "Dinámica regional en España. Desigualdad y convergencia" en *Diez años de análisis regional en España. El proyecto HISPALINK*, Ed. B. Cabrer, Valencia.
- 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. (2001): "El mercado de trabajo en Asturias. Rasgos diferenciales y análisis espacial", *Anales de Economía Aplicada, XV Reunión ASEPELT-España*, A Coruña.
- Mayor, M.; López, A.J. (2002): "Modelización sectorial-espacial. Una aplicación al crecimiento regional en Asturias". *XXVIII Reunión de Estudios Regionales*, Murcia.
- Mayor, M.; López, A.J. (2002): "The evolution of the employment in the European Union. a stochastic shift and share approach", *Proceedings of the ERSA 2002 Meeting*, Dortmund.
- Moore, B.; Rhodes, J. (1973): "Evaluating the effects of British regional economic policy", *The Economic Journal*, vol.83, p.87-110.
- Oyewole, P. (2001): "Prospects for developing country exports of services to the year 2010: projections and public policy implications", *Journal of Macromarketing*, vol.21, nº 1, p.32-46.
- Patterson, M. G. (1991): "A note on the formulation of a full-analogue regression model of the shift-share method", *Journal of Regional Science*, vol.31, nº 2, p.211-216.
- Pérez, R. y López, A. J. (2001): "La distribución de la renta. Una visión panorámica (1981-2001)", *Revista Asturiana de Economía*, nº. Extra, p.267-286.
- Pulido, A. (1999a): "Las regiones ante el reto del siglo XXI?", *Documento de Trabajo HISPALINK*, 99/01.
- Pulido, A. (1999b): "¿Por qué crecen las economías de unos países y regiones más que otras?: una revisión de experiencias, *Lección inaugural del curso académico 1999-2000*, Universidad Autónoma de Madrid.
- Richardson, H. W. (1986): *Economía Regional y Urbana*, Alianza Editorial.
- Rosenfeld, F (1959): "Commentaire à l'exposé a M.Dunn", *Economie Appliquée*, nº 4, p.531-534.
- Sadei (varios años) :*La renta de los municipios asturianos*, Servicio de Publicaciones Cajastur, Oviedo.

- Serrano, G. (2001): "Productividad total y sectorial en las regiones españolas", en *Diez años de análisis regional en España. El proyecto HISPALINK*, Ed. B. Cabrer, Valencia.
- 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, p.419-437.
- Stilwell, F.J. (1969): "Regional Growth and Structural Adaptation", *Urban Studies*, vol.4, nº 6, p.162-178.
- Suits, D.B. (1984): "Dummy variables: mechanics v. interpretation", *Review of Economics and Statistics*, vol.66, nº 1, p.177-180.
- Theil, H.; Gosh, R. (1980): "A comparison of shift-share and RAS adjustment" *Regional Science and Urban Economics*, vol. 10, p.175-180.
- Villaverde, J. (1998): *Disparidades regionales y Unión Monetaria Europea: el caso español*, Pirámide-Economía.
- Weeden, R. (1974): *Regional rates of growth of employment: An analysis of variance treatment*. Cambridge UK: National Institute of Economic and Social Research, Regional Paper, nº 3, Cambridge university Press.