

# **LA DINÁMICA REGIONAL DEL EMPLEO. UNA APROXIMACIÓN BASADA EN ANÁLISIS SHIFT- SHARE ESTOCÁSTICO**

**Matías Mayor Fernández**

Departamento de Economía Aplicada

Universidad de Oviedo

e-mail: mmayorf@correo.uniovi.es

**Ana Jesús López Menéndez**

Departamento de Economía Aplicada

Universidad de Oviedo

e-mail: anaj@correo.uniovi.es

## **Resumen**

El empleo es una magnitud económica de gran relevancia cuyo comportamiento muestra dinámicas diferenciadas en las distintas Comunidades Autónomas y también para los diferentes sectores de actividad económica.

En este trabajo se estudia la dinámica espacial reciente del empleo en España con el objetivo de contrastar la existencia comportamientos diferenciales entre las Comunidades Autónomas y los sectores de actividad. La metodología aplicada es el modelo shift-share estocástico propuesto por Berzeg (1978) y la aplicación empírica se basa en la información regional proporcionada por el INE a través de la Encuesta de Población Activa (EPA).

*Palabras clave:* Shift-share, empleo, EPA

## **1. Introducción. La dinámica regional del empleo en España**

La existencia de comportamientos diferenciales en la evolución del empleo en las distintas regiones y/o sectores de actividad ha sido puesta de manifiesto en numerosos trabajos recientes. Mediante la aplicación de distintas técnicas estadístico-económicas, estas investigaciones analizan las principales magnitudes del mercado laboral español, partiendo en general de la información oficial proporcionada por la Encuesta de Población Activa (EPA) del INE o bien de los registros del Instituto Nacional de Empleo (INEM).

Nuestro objetivo en este trabajo es presentar 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. El trabajo se estructura en cuatro apartados, en el primero de los cuales presentamos brevemente la formulación shift-share, distinguiendo entre el efecto nacional, el efecto sectorial comparado o cambio estructural y el efecto competitivo.

El segundo apartado analiza la extensión de esta metodología para plantear un modelo shift-share estocástico partiendo de la propuesta de Berzeg (1978) mientras el tercero aborda la estimación conjunta de los efectos sectoriales y regionales a partir de desarrollos basados en el análisis de la varianza con dos factores.

En el cuarto apartado se recogen aplicaciones empíricas de los distintos enfoques a la estimación de los efectos shift-share asociados a la evolución del empleo en España a partir de la información proporcionada por la Encuesta de Población Activa (EPA) del INE.

## **2. El análisis shift-share. Formulación clásica**

El análisis shift-share ha tenido desde su origen un considerable éxito dentro de la ciencia regional, debido a las amplias posibilidades que ofrece. Esta técnica fue desarrollada por Dunn (1960) como un método de determinación de los componentes que explican las variaciones de las magnitudes económicas, centrándose fundamentalmente en el empleo.

El principal objetivo del análisis shift-share consiste en determinar los factores que dan lugar a las diferencias de crecimiento entre distintas unidades espaciales (países, regiones, comarcas, municipios...), y son numerosos los trabajos que contienen aplicaciones de esta técnica a diversos ámbitos, con el objetivo de explicar y determinar las causas de las diferencias en las tasas de crecimiento<sup>1</sup>.

Tal y como recoge Berzeg<sup>2</sup> (1978), desde un punto de vista teórico el análisis shift-share es una síntesis de dos ideas o intuiciones. La primera de ellas, vinculada con las teorías clásicas del crecimiento económico, refleja la relación existente entre el nivel de desarrollo económico y la composición sectorial de la producción (así, en las economías menos desarrolladas el peso del sector primario es muy elevado mientras que en las economías en desarrollo es el sector industrial el que actúa como motor del crecimiento y las economías desarrolladas se caracterizan por un elevado peso del sector servicios).

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. Dado que existe la necesidad de explicar un cambio, éste puede ser atribuido inicialmente a las diferentes dotaciones iniciales de recursos, si bien esta justificación resulta incompleta puesto que hemos de tener en cuenta las distintas ventajas o desventajas relacionadas con una u otra localización y, por tanto, vinculadas con los costes de transporte.

Sobre esta base, 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* que recoge la evolución conjunta del ámbito investigado, el *efecto sectorial comparado o cambio estructural* (denominado en ocasiones *industry-mix effect*) derivado de los distintos ritmos de crecimiento de los sectores productivos y el *efecto regional comparado o efecto competitivo* vinculado a

---

<sup>1</sup> Así, algunas aplicaciones recientes en el ámbito español aparecen en Garrido (2002), De la Fuente (2000), Cuadrado-Roura et al. (1998), López y Delgado (2001) y Serrano (2001), mientras los trabajos de Trivez (1992), Esteban (2000) y Mayor y López (2002) entre otros van referidos al ámbito europeo.

la distinta especialización en función de la localización. Como consecuencia de las distintas extensiones de esta técnica se han utilizado distintas denominaciones para estos efectos, lo que lleva a Stevens y Moore (1980) a reclamar una homogeneización en la terminología utilizada.

Si asumimos como marco de estudio una nación en la que investigamos S sectores de actividad y R regiones, denotando por  $E_{ij}$  el empleo en el sector i de la región j, por  $E_i$  el empleo nacional en el sector i, por  $E_j$  el empleo en una región j y por E el empleo nacional total, entonces la variación experimentada por el empleo en el periodo de tiempo considerado,  $\Delta E_{ij} = E_{ij}^t - E_{ij}^{t-1}$  podrá ser expresada mediante la siguiente identidad:

$$\Delta E_{ij} = E_{ij}^{t-1} r + E_{ij}^{t-1} (r_i - r) + E_{ij}^{t-1} (r_j - r_i)$$

donde:

$$r = \frac{1}{\sum_{i,j} E_{ij}^{t-1}} \left( \sum_{i,j} E_{ij}^t - \sum_{i,j} E_{ij}^{t-1} \right) \text{ es la tasa de variación del empleo a nivel nacional}$$

$$r_i = \frac{1}{\sum_j E_{ij}^{t-1}} \left( \sum_j E_{ij}^t - \sum_j E_{ij}^{t-1} \right) \text{ es la tasa de variación del empleo en el sector i a nivel}$$

nacional

$$r_{ij} = \frac{1}{E_{ij}^{t-1}} (E_{ij}^t - E_{ij}^{t-1}) = \frac{E_{ij}^t}{E_{ij}^{t-1}} - 1 \text{ es la tasa de variación del empleo para el sector i en la}$$

región j.

---

<sup>2</sup> Anteriormente a este trabajo, Weeden (1974) realiza un estudio no publicado sobre el ANOVA shift-share titulado *Regional rates of Growth of Employment: An Analysis of Variance Treatment*.

Los efectos anteriormente descritos vendrían entonces dados por las expresiones:

$$\text{Efecto Nacional} \quad \text{EN}_{ij} = E_{ij}^{t-1} r$$

$$\text{Efecto Sectorial Comparado o efecto estructural} \quad \text{ESC}_{ij} = E_{ij}^{t-1} (r_i - r)$$

$$\text{Efecto Regional Comparado o efecto competitivo} \quad \text{ERC}_{ij} = E_{ij}^{t-1} (r_{ij} - r_i)$$

es decir, además del crecimiento estándar (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*<sup>3</sup>. El efecto sectorial comparado recoge el cambio en el empleo atribuible a las diferencias en la composición sectorial de cada región en comparación con la estructura nacional, rasgo que justifica su denominación como *industry-mix* (un efecto sectorial positivo implica que la región está especializada en aquellas industrias que crecen a unas tasas superiores a la tasa de crecimiento nacional).

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, recogiendo así efectos económicos locales no atribuibles al crecimiento nacional o al *industry-mix*.

A pesar del potencial del análisis shift-share como herramienta de análisis regional esta técnica es también objeto de numerosas críticas. Tal y como recogen Loveridge y Selting (1998) en su estudio sobre las distintas identidades del análisis shift-share utilizadas por distintos autores a lo largo de los últimos 50 años, las objeciones planteadas a esta técnica se centran fundamentalmente en cinco aspectos:

- La ausencia de contenido teórico es, tal y como señalan Fotopoulos y Spence (1999) la crítica fundamental al análisis shift-share, que ha originado una cierta polémica entre diversos autores.<sup>4</sup> Así, según Richardson (1978) “*el*

---

<sup>3</sup> La suma del efecto sectorial comparado (ESC) y del efecto competitivo será cero para todas las regiones españolas, rasgo que Loveridge y Selting (1998) denominan “propiedad de desviación nacional nula”.

<sup>4</sup> De hecho, esta crítica ya fue realizada por Stilwell (1969). Por su parte Bartels, Nicol y Van Duijn (1982) hablan de “medición sin explicación” y más recientemente Casler (1989) analiza su sustento teórico. Frente a estas críticas, Fothergill y Gudgin (1979) responden afirmando que una identificación

*análisis shift-share no concluye nada acerca de la capacidad de una región para retener a los sectores pujantes o bien como atraerlos”.*

- Los problemas de agregación hacen referencia a los importantes cambios en los resultados obtenidos según el nivel elegido. De hecho, distintos estudios ponen de manifiesto cómo el efecto competitivo tiende a cero a medida que incrementamos el nivel de agregación, si bien, como recoge Casler (1989) este mismo problema es común a otras técnicas regionales habitualmente empleadas.
- En cuanto al sesgo introducido por las ponderaciones, que da lugar a ciertos problemas de asimetría en el análisis shift-share<sup>5</sup>, se han discutido distintas alternativas, basadas en la utilización de los niveles de empleo del año base, del año final o bien de un año intermedio. Por su parte, Barff y Knight (1988) proponen el cálculo de los distintos efectos del análisis shift-share año a año, esto es, la realización de un análisis shift-share dinámico.
- Por lo que se refiere a su capacidad como herramienta predictiva, Kurre y Weller (1989) analizan la posibilidad de combinar las técnicas de series temporales y el análisis shift-share pudiendo dificultar en este contexto la inestabilidad temporal del efecto competitivo su utilización para la realización de predicciones.
- Por último, la incapacidad atribuida al análisis clásico para separar el efecto sectorial comparado del efecto competitivo se debe a que el análisis shift-share no considera los efectos multiplicadores al nivel regional, de forma que una región crecerá más, no únicamente a causa de sus ventajas competitivas, sino también a causa de unos mejores vínculos con otras industrias en la misma región. Tal y como plantea Rosenfeld (1959) el efecto competitivo no recoge exactamente el especial dinamismo de un sector en una región determinada sino que va a estar influida por el efecto sectorial o industry-mix, pudiendo originar una infraestimación de dicho efecto.

---

adecuada del efecto competitivo junto con otras variables permite al investigador plantear y contrastar hipótesis sobre los determinantes de los diferenciales de crecimiento regional.

<sup>5</sup> En Klaesen y Paelink (1972) aparece una descripción detallada de los problemas de asimetría tanto por regiones como por sectores.

La importancia concedida a esta mezcla de efectos comentada en la última crítica ha dado lugar a una serie de extensiones en base a la identidad clásica, tomando como referencia el concepto de “empleo-homotético” introducido por Esteban (1972) para separar el efecto de la especialización del efecto competitivo o diferencial.

Posteriormente, Arcelus (1984) extiende la utilización del empleo homotético a todos los componentes del análisis shift-share<sup>6</sup> y, sobre la base de que dichos componentes dependen total o parcialmente del comportamiento de la economía nacional, desarrolla un segundo modelo que *“explicita la noción de que las regiones en expansión se espera que afecten a los niveles de empleo en mayor medida que las regiones estancadas o en crisis”*.

Por otra parte, la demanda de productos elaborados en las industrias locales no se compone exclusivamente de la demanda nacional sino también de la generada en los mercados locales. Esta extensión permite identificar los determinantes del crecimiento local, valorando en cierta medida que el crecimiento en las naciones desarrolladas tiene su origen en torno a las áreas metropolitanas (efecto aglomeración)<sup>7</sup>. Por lo tanto, se distinguen cuatro efectos: el efecto nacional (EN), el efecto sectorial comparado o industry-mix (ESC), el efecto regional (ER) y el efecto sectorial regional comparado (ESRC). En este caso, el efecto regional (ER) surge en paralelo al efecto nacional y refleja los efectos sobre el empleo de la evolución regional en su conjunto mientras el ESRC refleja la influencia de la composición sectorial de cada Comunidad Autónoma.

---

<sup>6</sup> Estas ampliaciones del modelo también han sido objeto de críticas y así Keil (1992) y Loveridge y Selting (1998) no consideran que los modelos ampliados supongan ventaja alguna sobre la formulación clásica.

<sup>7</sup> Para Richardson (1978) y, Herzog y Olsen (1979) la aplicación de estas extensiones del análisis shift-share tradicional no es posible puesto que no se verifica la aditividad región-región. Sin embargo, Haynes y Machunda (1987) demuestran esta propiedad de aditividad con desagregación regional de los datos.

### 3. Modelo shift-share estocástico

Pese a las numerosas críticas dirigidas al análisis shift-share, relativas especialmente a sus limitaciones de tipo inferencial, no se ha prestado demasiada atención a las variantes “estadísticas” de esta técnica, que incluyen el planteamiento estocástico introducido por Berzeg (1978, 1984) desde la óptica del análisis de la varianza, así como las contribuciones de Theil y Gosh (1980) basadas en la teoría de la información.

Desde la aparición del enfoque estocástico, éste ha sido enfrentado al análisis clásico con aportaciones diversas de los defensores de una y otra alternativa<sup>8</sup>. Así, Knudsen y Barff (1991), afirman que siempre que sea posible la aproximación estadística al análisis shift-share, ésta es preferible al análisis tradicional ya que permite contrastar hipótesis cuantitativas sobre las causas de las variaciones en la magnitud económica considerada y además puede ser usada como herramienta de predicción. Este último rasgo resulta especialmente interesante cuando los datos disponibles impidan o dificulten la utilización de modelos econométricos.

En sentido contrario argumentan autores como Fothergill y Gudgin (1979), que llevan a cabo una fuerte defensa del análisis shift-share tradicional rechazando de pleno la utilización del análisis de la varianza a pesar de sus ventajas de tipo inferencial.

Siguiendo el enfoque propuesto por Berzeg (1978) la identidad de partida del modelo lineal shift-share se expresa como:

$$r_{ij} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_i + \epsilon_{ij}$$

donde  $\beta_0$  recoge la tasa de crecimiento regional,  $\beta_i$  es la parte del crecimiento del sector  $i$  de la comarca  $j$  debida al efecto sectorial comparado o *industry-mix* ( $r_i - r$ ) 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 dicho sector,  $e_{ij} = (r_{ij} - r_i)$  con  $i = 1, \dots, S$  y  $j = 1, \dots, R$ .



La expresión planteada se corresponde con un modelo de análisis de la varianza de efectos fijos donde la parte sistemática incluye el *efecto nacional* (EN),  $\hat{\alpha}_0$  y los *efectos sectoriales fijos* (ERC),  $\hat{\alpha}_i$ , mientras *el efecto regional comparado o efecto competitivo* (ERC) se identifica con el término aleatorio.

Bajo este planteamiento, tanto el parámetro asociado al efecto nacional ( $\hat{\alpha}_0$ ) como los correspondientes a los efectos sectoriales ( $\beta_i$ ) se aproximan a partir de las tasas de variación del empleo ( $r_{ij}$ ) mediante una estimación por mínimos cuadrados ponderados<sup>9</sup>, ya que se adoptan las hipótesis:

$$E(e_{ij})=0, \quad E(e_{ij}^2)=\frac{\sigma^2}{w_{ij}}, \quad E(e_{ij}e_{ik})=E(e_{ij}e_{lj})=0$$

donde  $w_{ij} = \frac{E_{ij}^{t-1}}{\sum_{i,j} E_{ij}^{t-1}}$  y se cumple la restricción  $\sum_i \left( \sum_j w_{ij} \right) \beta_i = 0$ .

El modelo general puede ser expresado como:

$$Y = X\beta + e$$

donde  $Y$  es el vector de tasas de variación para cada sector y región,  $X$  es una matriz integrada por una columna de unos (asociada al efecto nacional) y variables dummy con valor unitario cuando el sector afecta a la variación en el empleo y nulo en caso contrario y  $\beta$  es el vector de coeficientes asociados a los efectos sectoriales.

Si utilizamos notación resumida, el modelo general puede ser expresado como:

$$Y = [j_{SR} (I_S \otimes j_R)] \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_S \end{pmatrix} + e_{SR}$$

donde  $S$  es el número de sectores,  $R$  el número de regiones,  $j$  es un vector columna de unos e  $I$  es la matriz identidad. Conviene tener presente que sobre esta formulación las columnas de la matriz de variables explicativas serán linealmente

---

<sup>8</sup> A pesar del vínculo existente entre el análisis shift-share tradicional y su utilización como modelo lineal no existen en la literatura demasiadas comparaciones entre ambas técnicas. Algunos trabajos de interés son los de Berzeg (1978), Knudsen y Barf (1991, 2000) y Fotopoulos y Spence (1999, 2001).

<sup>9</sup> Teniendo en cuenta la heterocedasticidad de las perturbaciones aleatorias, éste es el procedimiento adecuado para obtener estimaciones coincidentes con los efectos del análisis clásico. Para garantizar la igualdad numérica entre ambos enfoques es necesario además multiplicar las estimaciones  $\hat{\beta}_0$  y  $\hat{\beta}_i$  por los niveles de la magnitud investigada correspondientes al año base del estudio.

dependientes debido a que la utilización de variables dummy conduce a una sobreparametrización en este tipo de modelos. Así pues, la matriz no es de rango pleno y a la hora de estimar mediante mínimos cuadrados será necesario introducir restricciones con el objetivo de estimar el efecto regional y los efectos sectoriales comparados o bien reparametrizar el modelo mediante la eliminación de una de las variables dummy.

En este caso se ha optado por eliminar la variable dummy asociada al efecto nacional, pasando la matriz de variables explicativas a ser la siguiente:

$$[(I_S \otimes j_R)] = \begin{bmatrix} j_R & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & j_R & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & j_R \end{bmatrix}$$

Fotopoulos y Spence (1999) critican la utilización del análisis de la varianza con un único factor y más aún, el énfasis sobre la supuesta equivalencia numérica. Según estos autores, el atractivo de la utilización del análisis de la varianza de un factor en conjunción con la transformación planteada por Berzeg es más aparente que real y responde más al propósito de la equivalencia numérica que a la corrección de la heterocedasticidad. De hecho, la introducción de efectos regionales fijos no sólo alterará las correspondientes estimaciones de los coeficientes del industry-mix, sino también sus varianzas destruyendo la equivalencia numérica.

#### 4. Análisis shift-share ANOVA con dos factores

La consideración tanto de los efectos sectoriales como de los efectos regionales “puros” es posible mediante el análisis de la varianza con dos factores. Así, en Knudsen y Barff (1991, 2000) y Mayor y López (2001) se recogen aplicaciones para distintos ámbitos espaciales en las que se estiman sucesivamente los efectos sectoriales y los efectos regionales, a partir de la extensión de Arcelus (1984) que valora la fortaleza global del mercado regional.

En este trabajo proponemos una nueva alternativa para estimar conjuntamente el industry-mix y el efecto competitivo, consistente en la aplicación de un Análisis de la Varianza (ANOVA) con dos factores sin replicación. Para ello partimos de la identidad shift-share recogida por Moore y Rhodes (1973) y Buck y Atkins (1983), y recientemente utilizada por Fotopoulos y Spence (1999, 2001).

El modelo propuesto refleja el planteamiento de que una región puede tener una tasa agregada de crecimiento ( $r_j$ ) distinta de la nacional debido a que su composición sectorial es diferente de la nacional o bien porque los mismos sectores crecen a tasas diferentes<sup>10</sup>. Esta formulación puede ser planteada a partir del modelo shift-share inicialmente propuesto expresando la tasa de crecimiento de una región  $j$  como sigue:

$$r_j = r + \sum_{i=1}^S (w_i r_i - r) + \sum_{j=1}^R (r_j - w_r r_i)$$

donde las tasas de crecimiento nacional y regional del empleo son respectivamente:

$$r = \frac{\sum_{j=1}^R \sum_{i=1}^S E_{ij}^t}{\sum_{j=1}^R \sum_{i=1}^S E_{ij}^{t-1}} \quad r_j = \frac{\sum_{i=1}^S E_{ij}^t}{\sum_{j=1}^R \sum_{i=1}^S E_{ij}^{t-1}}$$

La tasa de crecimiento nacional del empleo puede ser expresada como media ponderada de las tasas de crecimiento sectoriales:  $r = \sum_i (w_i r_i)$ , siendo  $w_i$  los pesos o

---

<sup>10</sup> En las aplicaciones del análisis shift-share para evaluar la efectividad de las políticas regionales se asume de partida que la estructura sectorial o industrial explica el crecimiento regional en ausencia de políticas regionales.

participaciones del empleo sectorial de  $i$  en el total nacional para el período inicial

$$\text{considerado: } w_i = \frac{\sum_{j=1}^R E_{ij}^{t-1}}{\sum_{j=i}^R \sum_{i=1}^S E_{ij}^{t-1}} .$$

Por su parte la tasa de crecimiento de cada región puede ser expresada como:

$$r_j = \sum_i (w_{ij} r_{ij}) \text{ donde } w_{ij} \text{ recogen las participaciones para el período inicial del estudio}$$

del empleo del sector  $i$  en la región  $j$  sobre el empleo total de dicha región:

$$w_{ij} = \frac{E_{ij}^{t-1}}{\sum_{i=1}^S E_{ij}^{t-1}} .$$

Pudiendo obtenerse la descomposición shift-share en desviaciones respecto a la media

$$r_j - r = \sum_{i=1}^S (w_{ir} r_i - r) + \sum_{j=1}^R (r_j - w_{ir} r_i)$$

Según esta expresión, la diferencia entre la tasa de crecimiento de una región particular y de la nación se puede descomponer en dos efectos: por un lado, el componente estructural que recoge la diferencia entre la tasa de crecimiento nacional y lo que hubiese ocurrido si la industria regional hubiese crecido a la tasa nacional y por otro, el componente diferencial donde comparamos la tasa de crecimiento del empleo de una región particular en relación a la tasa hipotética asumiendo la evolución nacional para la propia región.

Una formulación alternativa de la identidad shift-share sobre tasas de crecimiento es la siguiente:

$$r_j - r = \sum_{i=1}^S (w_{ij} - w_i) r_i + \sum_{i=1}^R w_{ij} (r_{ij} - r_i)$$

Consideremos ahora el modelo lineal general en términos de análisis de la varianza:

$$r_{ij} = \beta_i D_i + \gamma_j D_j + e_{ij}$$

sobre el que  $\beta_i$  son los parámetros asociados a las variables dummy industriales  $D_i$ ,  $\gamma_j$  los parámetros asociados a las variables dummy regionales  $D_j$ , y  $e_{ij}$  la perturbación

aleatoria asociada a la variación no sistemática, para la que asumimos la hipótesis de normalidad, que permite obtener los siguientes valores esperados para el crecimiento regional y nacional:

$$E(r_j) = \sum_{i=1}^S w_{ij} \beta_i + \gamma_j \quad E(r) = \sum_{i=1}^S w_i \beta_i + \sum_{j=1}^R w_j \gamma_j$$

y por lo tanto

$$E(r_j - r) = \sum_{i=1}^S (w_{ij} - w_i) \beta_i + \left( \gamma_j - \sum_{j=1}^R w_j \gamma_j \right)$$

Las estimaciones de los efectos sectoriales y competitivo para cada región  $j$  vienen dadas por las expresiones:

$$ESC_j = \sum_{i=1}^S (w_{ij} - w_i) \hat{\beta}_i \quad EC_j = \hat{\gamma}_j - \sum_{j=1}^R w_j \hat{\gamma}_j$$

cuya suma nos proporciona una estimación de las diferencias esperadas entre el crecimiento de una región y la nación<sup>11</sup>.

Fothergill y Gudgin (1979) critican la utilización del modelo ANOVA shift-share en base a la utilización de medias no ponderadas de las tasas de crecimiento de todas las regiones para cada sector y medias simples para cada región sobre todos los sectores. La no utilización de ponderaciones no permitiría tener en cuenta la existencia de distintos elementos influyendo en distinto grado en la evolución sectorial de cada región. Estos autores consideran que existen factores que están afectando sistemáticamente a las tasas de crecimiento de los distintos sectores en cada región y

---

<sup>11</sup> Haciendo uso de la notación empleada anteriormente, el modelo puede ser expresado como:

$$Y = \left[ \left( \mathbf{1}_S \otimes \mathbf{j}_R \right) \left( \mathbf{1}_S \otimes \mathbf{I}_R \right) \right] \begin{pmatrix} \beta_i \\ \gamma_j \end{pmatrix} \quad \text{de forma que} \quad \begin{pmatrix} \hat{\alpha}_i \\ \hat{\alpha}_j \end{pmatrix} = \left( \mathbf{X}^{*'} \mathbf{X}^* \right)^{-1} \mathbf{X}^{*'} \mathbf{Y}^*$$

donde el asterisco indica que los elementos de la expresión han sido premultiplicados por  $w_j$  obteniendo  $\mathbf{X}^*$ , matriz de regresores de dimensiones  $SR(S+R)$  y los potenciales problemas de multicolinealidad asociados a la utilización de variables dummy se evitan mediante la introducción de restricciones previas sobre los coeficientes, o bien prescindiendo de una de las variables asociadas al efecto regional lo que no afecta al cálculo de los componentes shift-share.

cuya exclusión del modelo lineal planteado lleva al incumplimiento de una de las condiciones necesarias para un uso correcto del análisis de la varianza<sup>12</sup>.

Es necesario señalar que la preocupación por la existencia de un posible efecto interacción no incumbe únicamente a los modelos probabilísticos sino también al shift-share clásico<sup>13</sup>. Así pues, esta crítica es común a las dos técnicas y aportaría en realidad un argumento a favor del modelo ANOVA frente al shift-share clásico, al permitir valorar el efecto de esta posible interacción sobre los tests de significación o incluso diseñar un contraste previo a la inclusión del posible efecto interacción.

La presencia del efecto interacción conlleva la no aditividad de la contribución del industry-mix y del efecto competitivo, dado que no sería posible evaluar los efectos sectoriales para todas las Comunidades Autónomas sino que habría que hacerlo región por región. Dado que disponemos de una única observación por cada combinación región-sector (no replicación) el contraste de la hipótesis de no interacción (o aditividad) puede ser llevado a cabo mediante el Test de Tukey, basado en la descomposición del cuadrado de la suma de los errores, separando una parte debida a la aditividad y otra residual<sup>14</sup>:

$$SC_{\text{noad}} = \frac{\left[ \sum_{i=1}^S \sum_{j=1}^R (r_i - \bar{r})(r_j - \bar{r})r_{ij} \right]^2}{\sum_{i=1}^S (r_i - \bar{r})^2 \sum_{j=1}^R (r_j - \bar{r})^2}$$

Si el efecto interacción es importante, el término de error será sobreestimado lo que afectará a los contrastes de significación de los efectos fijos, rechazando su inclusión en el modelo de forma indebida; en cambio si el efecto interacción es pequeño y puede considerarse como parte del error aleatorio, asumiremos la aditividad del modelo verificándose la propiedad exigida por Fothergill y Gudgin (1979) para la utilización apropiada del análisis de la varianza.

---

<sup>12</sup> Como consecuencia, podríamos encontrarnos situaciones donde el efecto industry-mix (ESC) pueda ser infraestimado en comparación con el efecto competitivo (ERC). Esto puede ser debido a que no valoramos los vínculos existentes en las industrias o la actuación de los multiplicadores a nivel regional.

<sup>13</sup> Holden, Swales y Nairn (1987) y Fotopoulos y Spence (1999) afirman que estos argumentos utilizados en contra de la aplicación del análisis de la varianza para descomponer el crecimiento regional son igualmente válidos para echar por tierra los resultados obtenidos en base a cualquiera de las identidades del shift-share.

<sup>14</sup> Esta expresión sigue una distribución F de Snedecor con grados de libertad 1 y (S-1)(R-1)-1

## 5. Estimación de modelos shift-share para el empleo regional en España

Los modelos shift-share expuestos en los apartados anteriores han sido aplicados al análisis de la evolución del empleo en España, considerando una desagregación espacial en 17 Comunidades Autónomas<sup>15</sup> y un desglose sectorial en 9 ramas de actividad.<sup>16</sup>

Los resultados de la aplicación del análisis clásico al empleo de las Comunidades Autónomas españolas se recogen en la tabla 1, 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 1: 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

<sup>15</sup> 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.

<sup>16</sup> Estas 9 ramas son Agricultura, Energía, Bienes intermedios, Bienes de equipo, Bienes de consumo, Construcción, Transportes y Comunicaciones, Otros servicios destinados a la venta y Servicios no destinados a la venta, siendo esta desagregación compatible con la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE).

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 sectorial<sup>17</sup>. 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.

En términos generales, las conclusiones derivadas de este análisis coinciden con las obtenidas por otros 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 aplicaciones basadas en el enfoque estocástico, destacando Garrido (2002). Entre los antecedentes empíricos de este tipo de estudios cabe citar el trabajo realizado por Weeden (1974) llevando a cabo una descomposición del cambio en el empleo en Gran Bretaña en base al análisis de la varianza, así como los de Buck y Atkins (1983), Knudsen y Barff (1991), y Fotopoulos y Spence (1999, 2001).

---

<sup>17</sup> 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).



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 2, 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<sup>18</sup>

**Tabla 2: Estimación de efectos sectoriales del empleo nacional 1986-2000**

	SHIFT-SHARE TRADICIONAL	SHIFT-SHARE ESTOCÁSTICO
EFFECTO SECTORIAL	$r_i$	$\beta_i$ (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 destinados a la venta	0,299	0,299 (0,042)***
$F_{144}^8 = 14,77$		$p = 0.000$

\* 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 3, 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.

<sup>18</sup> Fotopoulos y Spence (1999) demuestran esta equivalencia numérica introducida por Berzeg (1978).

**Tabla 3: Estimación shift-share con dos factores 1986-2000**

**3.a: Efectos sectoriales estimados**

E. SECTORIALES	$\hat{b}_i$ (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)***

**3.b: Efectos regionales estimados**

E. REGIONALES	$\hat{g}_j$ (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, existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de no interacción (aditividad) 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.

### **Bibliografía**

1. Arango, J. (1995): “Empleo, paro regional y ciclo económico en España”, *Revista Asturiana de Economía*, **2**, pp. 99-130.
2. Arcelus, F. J. (1984): “An extension of shift-share analysis”, *Growth and Change*, **15**, pp. 3-8.
3. Barff, R.A.; Knight III, P.L. (1988): “Dynamic shift-share analysis”, *Growth and Change*, **19**, pp.1-10.
4. 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*, **12**, pp. 3-41.
5. Berzeg, K. (1978): “The empirical content of shift-share analysis”, *Journal of Regional Science*, **18**, 3, pp. 463-469.
6. Berzeg, K. (1984): “A note on statistical approaches to shift-share analysis”, *Journal of Regional Science*, **24**, 2, pp. 277-285.
7. Buck, T.; Atkins, M. (1983): “Regional Policies in Retrospect: An Application of Analysis of Variance”, *Regional Studies*, **17**, 3, pp. 181-189.
8. Casler, S.D. (1989): “A Theoretical Context for Shift and Share”, *Regional Studies*, **23**, 1, pp. 43-48.
9. Cuadrado-Roura, J. R. (dir); Mancha, T.; Garrido, R. (1998): *Convergencia Regional en España: Hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria.

10. 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
11. De la Fuente, A. (1998): “Algunas reflexiones sobre el declive económico de Asturias”, *Revista Asturiana de Economía*, **11**, pp. 111-135.
12. De la Fuente, A.; Freire, M. J. (2000): “Estructura sectorial y convergencia regional”, *Revista de Economía Aplicada*, **23**, VIII, pp.189-205.
13. Dolado, J.J.; González-Páramo, J.M.; Roldán, J.M.<sup>a</sup> (1994): “Convergencia económica entre las provincias españolas: Evidencia empírica (1955-1989)”, *Moneda y Crédito*, pp. 81-119.
14. Dunn, E. S. (1960): “A statistical and analytical technique for regional analysis”, *Papers of the Regional Science Association*, **6**, pp. 97-112.
15. Esteban, J (2000): “Regional convergence in Europe and the industry-mix: a shift-share analysis”, *Regional Science and Urban Economics*, **30**, pp.353-364.
16. Esteban, J.M. (1972): “Shift and Share analysis revisited”, *Regional and Urban Economics*, **2**, 3, pp.249-261.
17. Fernández, P.; Pérez, R. (2001): “Índices Divisia y análisis shift-share: una estimación de los efectos nacional, sectorial y regional experimentados por el VAB asturiano”, *Anales de Economía Aplicada*, XV Reunión ASEPELT-España.
18. Fothergill, S.; Gudgin, G. (1979): “In Defence of Shift-Share”, *Urban Studies*, **16**, pp.306-319.
19. Fotopoulos, G.; Spence, N. (2001): “Regional Variations of Firm Births, Deaths and Growth Patterns in the UK, 1980-1991”, *Growth and Change*, **23**, pp. 151-173.

20. 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*, **31**, pp. 1731-1755.
21. Garrido, R (2002): *Cambio estructural y desarrollo regional en España*. Ediciones Pirámide.
22. Haynes, K. E.; Machunda, Z. B. (1987): "Considerations in Extending Shift-Share Analysis: A Note", *Growth and Change*, **18**, pp.69-78.
23. 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*, **19**, 3, pp. 393-395.
24. Hispalink (varios años): *Base de datos HISPADAT*, <http://www.hispalink.org>
25. 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*, **19**, pp. 1233-1250.
26. INE (Varios años): *Encuesta de población activa*, Principales resultados, <http://www.ine.es>
27. Judge, G.G.; Hill, R.C.; Griffiths, W.E.; Lütkepohl, H.; Lee, T.C. (1987): *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, New York, Ed. John Wiley & Sons.
28. Keil, S. R. (1992): "On the value of homothecity in the shift-share framework", *Growth and Change*, **23**, pp.469-493.
29. Klaasen, L.H.; Paelink, J.H.P. (1972): "Asymmetry in Shift-Share Analysis", *Regional and Urban Economics*, **2**, pp. 256-261.

30. Knudsen, D. C. (2000): "Shift-share analysis: further examination of models for the description of economic change", *Socio-Economic Planning Sciences*, **34**, pp. 177-198.
31. Knudsen, D. C.; Barff, R.(1991): "Shift-share analysis as a linear model", *Environment and Planning A*, **23**, pp. 421-431.
32. Kurre, J. A.; Weller, B. R. (1989): "Forecasting the local economy, using time series and shift-share techniques", *Environment and Planning A*, **21**, pp. 753-770.
33. 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, pp.113-127.
34. Loveridge, S.; Selting, A.C. (1998): "A review and comparison of shift-share identities", *International Regional Science Review*, **21**, 1, pp. 37-58.
35. 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.
36. 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.
37. Moore B. y Rhodes J. (1973): "Evaluating the effects of British regional economic policy", *Economic Journal*, **83**, pp. 87-110.
38. Patterson, M. G. (1991): "A note on the formulation of a full-analogue regression model of the shift-share method", *Journal of Regional Science*, **31**, 2, pp. 211-216.
39. Pérez, R. (1994): "Distribución de la renta en Asturias. Una aproximación espacial y sectorial", en *Economía y Empresa en Asturias*, Ed. Civitas, pp. 239-264.

40. Pérez, R.; Delgado, F.J. (2000): “Análisis espacial del crecimiento regional. El Proyecto Atlas Económico-Digital de Asturias”, *Documento de Trabajo HISPALINK-Asturias 1/2000*.
41. Pulido, A. (1999): “¿Por que 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.
42. Richardson H. W. (1986): *Economía Regional y Urbana*, Alianza Editorial.
43. Rosenfeld, F (1959): “Commentaire à l’exposé a M.Dunn”, *Economie Appliquée*, **4**, pp. 531-534.
44. Serrano, G. (2000): “Productividad total y sectorial en las regiones españolas”, en *Diez años de análisis regional en España. El proyecto HISPALINK*, Ed. B. Cabrer, Valencia, pp.165-179.
45. Stevens, B. H.; Moore, C. (1980): “A critical review of the literature on shift-share as a forecasting technique”, *Journal of Regional Science*, **20**, 4, pp. 419-437.
46. Stilweell, F.J. (1969): “Regional Growth and Structural Adaption”, *Urban Studies*, **4**, nº 6, pp.162-178.
47. Theil, H.; Gosh, R. (1980): “A comparison of shift-share and RAS adjustment” *Regional Science and Urban Economics*, **10**, pp.175-180.
48. Trívez, F.J. (1992): “¿Reducción de las disparidades regionales? Un análisis estructural del caso español”, en *Datos, técnicas e instrumentos del moderno análisis económico regional*, Ed. Mundi Prensa, Valencia, pp. 377-398.