

# **EL MERCADO DE TRABAJO EN ASTURIAS. RASGOS DIFERENCIALES Y ANÁLISIS ESPACIAL**

MAYOR FERNÁNDEZ, Matías

[mmayor@econo.uniovi.es](mailto:mmayor@econo.uniovi.es)

LÓPEZ MENÉNDEZ, Ana Jesús

[anaj@econo.uniovi.es](mailto:anaj@econo.uniovi.es)

UNIVERSIDAD DE OVIEDO (Dpto. de Economía Aplicada)

La información estadística relativa al mercado laboral regional presenta un indudable interés, unido a una considerable dificultad de tratamiento como consecuencia de la variedad de fuentes y la diversidad de metodologías utilizadas.

En este trabajo abordamos el caso de Asturias, poniendo de manifiesto algunos de los rasgos diferenciales de esta región que se aprecian al analizar la evolución temporal de los indicadores estadísticos más relevantes.

En un mayor nivel de detalle espacial, examinamos la situación por comarcas aplicando la técnica shift-share bajo un enfoque estocástico. Esta metodología amplía las posibilidades del análisis convencional, al servir de base para la realización de contrastes y la elaboración de predicciones.

Palabras clave: Empleo, tasas de actividad, ocupación y paro, análisis shift-share estocástico.

Area temática: 2- Economía regional y local

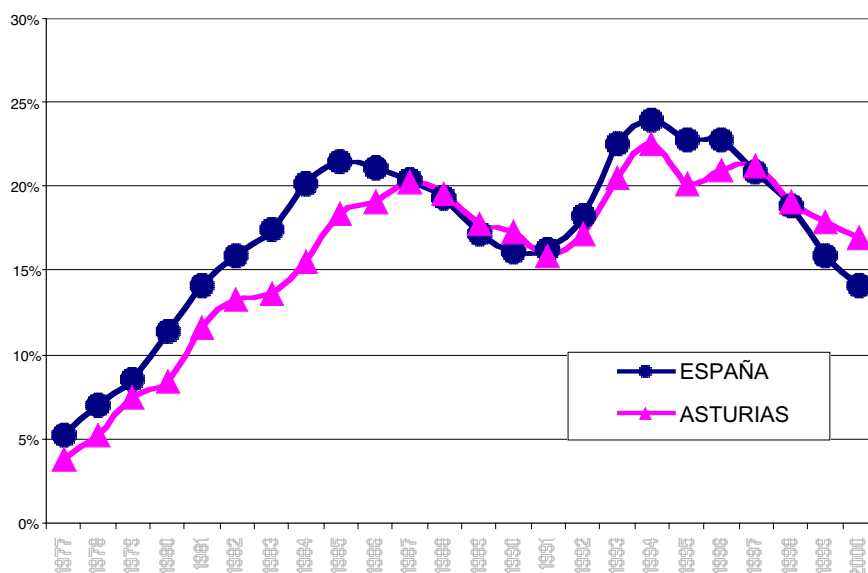
## Introducción

Los estudios regionales han cobrado en los últimos años un importante auge, al que han contribuido factores de diversa índole. La necesidad de evaluar las políticas regionales diseñadas en diversos entornos (europeo, nacional, autonómico) ha impulsado toda una corriente de análisis relativos a la convergencia, los efectos estructurales, la productividad, ... cuyas variables de interés son fundamentalmente el Valor Añadido Bruto y el empleo.

Este proceso se ha visto también reforzado por las mejoras en la producción y difusión de la información estadística, que se aprecia claramente en el caso del INE y su utilización creciente de Internet como canal para la producción y difusión estadística.

En este trabajo abordamos un análisis del empleo, variable que presenta un indudable interés socioeconómico, unido a una considerable dificultad de tratamiento como consecuencia de la variedad de fuentes y la diversidad de metodologías utilizadas. Todos estos rasgos se presentan especialmente acentuados en el caso de Asturias, región que –según cifras recientes de la Encuesta de Población Activa (EPA) se caracteriza por presentar la tasa de actividad más baja del conjunto nacional (en torno al 43%) y presenta durante los últimos años tasas de paro superiores a la media de España, que aún destacan más cuando se comparan con el conjunto de la Unión Europea.

**Figura 1: Evolución de las tasas de paro en Asturias y España**



FUENTE: INE (*Encuesta de Población Activa*, Medias anuales)

La situación actual de Asturias es consecuencia de una serie de factores demográficos (baja natalidad, emigración) y socioeconómicos (prejubilaciones, estructura productiva, costes, ...), que sitúan a esta región en una posición de desventaja cuando se compara su evolución reciente con la del conjunto nacional.

Como muestra la tabla 1, Asturias ha experimentado durante los últimos años tasas de crecimiento en el número de ocupados y asalariados sistemáticamente inferiores a las del conjunto nacional, registrándose un comportamiento similar en la evolución del número de afiliados a la seguridad social. Por lo que respecta al Paro, tanto los registros del INEM como las estimaciones de la EPA muestran una progresiva reducción del paro regional, si bien Asturias no alcanza los ritmos de decrecimiento del conjunto del país.

<b>Tabla 1: Evolución de las principales magnitudes del mercado laboral</b> <b>(Tasas porcentuales de variación interanual)</b>												
	Activos		Ocupados		Asalariados		Parados		Paro registrado		Afiliados S. Social	
	Asturias	España	Asturias	España	Asturias	España	Asturias	España	Asturias	España	Asturias	España
1995	-1,74	1,02	1,22	2,66	5,97	3,67	-11,93	-4,14	-2,7	-7,09	-0,18	2,18
1996	2,4	1,99	1,42	2,94	0,51	3,82	6,27	-1,21	-3,29	-6,89	0,03	1,61
1997	-0,6	1,16	-1	2,97	-1,31	4,58	0,91	-5,19	-9,81	-10,82	1,3	3,41
1998	-1,9	0,89	0,82	3,45	1,72	4,61	-11,99	-8,82	-11,76	-12,59	2,96	5,1
1999	0,21	0,97	1,64	4,64	6,62	6,7	-5,85	-14,86	-2,58	-5,7	3,49	5,55
2000	2,37	2,56	3,49	4,74	3,95	6,62	-1,34	-9,02	-2,94	-2,99	3,11	5,01

FUENTES: **INE**, *Encuesta de Población Activa* (Activos, Ocupados, Asalariados y Parados), **INEM** (Paro registrado), **Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales** (Trabajadores afiliados a la Seguridad Social)

Con el objetivo de obtener una descripción más detallada de la evolución del empleo regional, en este trabajo presentamos un análisis sectorial y comarcal. Así pues, en los epígrafes que siguen describiremos la metodología shift-share en sus versiones clásica y estocástica para a continuación aplicar dicha técnica al análisis de la variación del empleo regional.

### **El análisis shift-share. Ventajas y limitaciones**

El análisis shift-share ha tenido desde su origen un considerable éxito dentro de la ciencia regional, debido a las amplias posibilidades que ofrece. El objetivo fundamental de esta técnica consiste en determinar los factores que dan lugar a las diferencias de crecimiento entre distintas unidades espaciales como países, regiones, comarcas o municipios, y son numerosos los trabajos que contienen aplicaciones del análisis shift-share a diversos ámbitos, con el objetivo de explicar y determinar las causas de las diferencias en las tasas de crecimiento.

Tal y como recoge Berzeg (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.

Por lo tanto, el cambio de una magnitud económica puede ser expresado como suma de tres componentes: un *efecto nacional o regional* que recoge la evolución conjunta del ámbito investigado<sup>1</sup>, 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 competitivo o efecto espacial* vinculado a la distinta especialización en función de la localización.

---

<sup>1</sup> Dado que nuestro análisis se refiere a Asturias, el efecto común será en nuestro caso un *Efecto Regional*, que denotaremos por ER en los sucesivos apartados.

Si asumimos como marco de estudio una región y denotamos por  $L_{ij}$  el empleo del sector  $i$  en el ámbito espacial  $j$  (en general comarcas o municipios), entonces la variación entre dos períodos del empleo  $\Delta L_{ij} = L'_{ij} - L_{ij}$  podrá ser expresada mediante la siguiente identidad:

$$\Delta L_{ij} = L_{ij} r + L_{ij} (r_i - r) + L_{ij} (r_{ij} - r_i)$$

donde:

$r = \frac{1}{\sum_{i,j} L_{ij}} \left( \sum_{i,j} L'_{ij} - \sum_{i,j} L_{ij} \right)$  es la tasa global de variación del empleo en la región estudiada.

$r_i = \frac{1}{\sum_j L_{ij}} \left( \sum_j L'_{ij} - \sum_j L_{ij} \right)$  es la tasa de variación del empleo del sector  $i$

$r_{i,j} = \frac{1}{L_{ij}} (L'_{ij} - L_{ij}) = \frac{L'_{ij}}{L_{ij}} - 1$  es la tasa de variación correspondiente al sector  $i$  en el ámbito espacial  $j$ .

Los efectos anteriormente descritos vendrían entonces dados por las expresiones:

Efecto Regional  $ER_{ij} = L_{ij} r$

Efecto Sectorial Comparado  $ESC_{ij} = L_{ij} (r_i - r)$

Efecto Comarcal Comparado  $ECC_{ij} = L_{ij} (r_{ij} - r_i)$

es decir, además del crecimiento estándar (ER) 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 ECC, conocida como *efecto neto*. El efecto sectorial recoge la influencia positiva o negativa sobre el crecimiento de la especialización del empleo en sectores con tasas de crecimiento por encima o por debajo de la media regional, mientras el efecto competitivo recoge el especial dinamismo de un sector en una comarca en comparación con el dinamismo de ese sector a nivel regional.

Esteban-Marquillas (1972) recoge la crítica fundamental planteada por Rosenfeld (1959) a esta sencilla descomposición. La razón de esta crítica es que el efecto

competitivo no recoge exactamente el dinamismo espacial de un sector en una comarca cualquiera sino que se ve influido por el efecto sectorial o *industry-mix*. Así, si consideramos dos comarcas con el mismo nivel de empleo ( $L_1 = L_2$ ) y con la misma tasa de crecimiento en el sector  $i$ , se cumple  $r_{i1} - r_i = r_{i2} - r_i$ , pero esta igualdad no garantiza que el efecto competitivo en cada comarca sea idéntico puesto que tendremos distintos valores del efecto competitivo para distintas distribuciones sectoriales del empleo comarcal.

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

$$L_{ij}^* = L_j \frac{L_i}{L} = \frac{L_j}{L} L_i$$

que permite aislar por completo el efecto competitivo o efecto comarcal comparado (ECC) de los demás efectos relacionados a las características propias de cada comarca. Así, teniendo en cuenta este concepto podemos definir el efecto competitivo sin influencia del efecto sectorial:

$$ECN_{ij} = L_{ij}^* (r_{ij} - r_i)$$

No obstante, al trasladar la estructura sectorial del empleo de la región a las comarcas estamos dejando sin explicar parte del crecimiento comarcal (cuando  $L_{ij} \neq L_{ij}^*$ ) haciéndose necesaria la inclusión de un cuarto componente explicativo del cambio en el crecimiento que es el *efecto locacional*<sup>2</sup>.

$$EL_{ij} = (L_{ij} - L_{ij}^*) (r_{ij} - r_i)$$

De este modo, la variación del empleo de la comarca  $j$  en el sector  $i$  puede escribirse como:

$$\Delta L_{ij} = L_{ij} r + L_{ij} (r_i - r) + L_{ij}^* (r_{ij} - r_i) + (L_{ij} - L_{ij}^*) (r_{ij} - r_i)$$

Lógicamente la utilización del empleo homotético no tiene porqué ceñirse en exclusiva al efecto competitivo sino que puede trasladarse al resto de los efectos considerados en

---

<sup>2</sup> Este componente tomará signo positivo cuando la región se especializa en los sectores en los que presenta ventaja competitiva y tendrá signo negativa si la especialización no sigue la dirección marcada por dichas ventajas.

este análisis. La ventaja fundamental de esta formulación es que permite un análisis individualizado del efecto sobre el crecimiento del empleo en cada sector y en cada comarca de la especialización laboral y del dinamismo de los sectores, es decir, la influencia de las características propias de las comarcas.

Trasladando esta idea, las expresiones resultantes siguiendo la formulación de Arcelus (1984) para el efecto regional serían:

$$ER_{ij} = L_{ij}^* r + (L_{ij} - L_{ij}^*) r$$

con lo cual el efecto regional se divide en dos componentes: por un lado, el crecimiento esperado del empleo y por otro el efecto diferencial derivado de la especialización laboral de cada comarca en el sector en cuestión. Por ejemplo, en periodos de recesión ( $r < 0$ ), el efecto esperado sobre el empleo es negativo, si bien este efecto puede ser compensado con una menor especialización de la comarca  $j$  en el sector  $i$ , lo que se traduce en un valor negativo de  $(L_{ij} - L_{ij}^*)$ . 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 regional. De esta forma, podemos extraer un efecto esperado en base al empleo homotético  $L_{ij}^* (r_i - r)$  y un efecto diferencial  $(L_{ij} - L_{ij}^*) (r_i - r)$  que recoge las peculiares características de la comarca analizada, expresando el efecto sectorial comparado como:

$$ES_{ij} = L_{ij}^* (r_i - r) + (L_{ij} - L_{ij}^*) (r_i - r)$$

En aquellos periodos donde las tasas de crecimiento del sector  $i$  superen a la media regional tendremos un efecto esperado positivo sobre el nivel de empleo que puede ser ampliado si la comarca  $j$  se encuentra especializada en dicho sector  $(L_{ij} - L_{ij}^*) > 0$ . Este efecto positivo puede ser contrarrestado si la comarca  $j$  no se especializa en aquellos sectores más dinámicos  $(L_{ij} - L_{ij}^*) < 0$ .

La contribución fundamental de Arcelus (1984) consiste en la inclusión de los efectos regionales. En las ecuaciones anteriores, asumimos que la producción se dirige al mercado regional sin tener en consideración que gran parte de  $L_{ij}$  se completa con la demanda comarcal, es decir, gran parte de los trabajadores proceden de los mercados

locales. Surge así la necesidad de valorar la fortaleza del mercado comarcal al igual que valoramos la fortaleza del mercado regional a través del efecto regional. Es decir, de igual forma que consideramos la relación existente entre el sector  $i$  a nivel regional y ese mismo sector a nivel comarcal ( $ij$ ) como figura en la ecuación inicial, podríamos incluir la relación entre la evolución de la comarca  $j$  y la evolución de dicho sector en la comarca.

De esta forma el efecto competitivo puede ser descompuesto en un efecto derivado del crecimiento comarcal (EC) y un efecto sectorial comarcal comparado (ESCC), con lo cual el cambio en el empleo pasaría a ser explicado en función de cuatro componentes:

$$\Delta L_{ij} = ER_{ij} + ESC_{ij} + EC_{ij} + ESCC_{ij}$$

Los dos primeros términos de la parte derecha de la igualdad son en cierto sentido “exógenos”, al recoger las influencias de la región en su conjunto y estar fuera del control de las comarcas, mientras el efecto comarcal y el efecto sectorial comarcal comparado se consideran claramente endógenos.

Más concretamente, el *efecto comarcal* recoge la parte de la variación del empleo debida a la propia expansión de la comarca, el efecto derivado del mercado local.

$$EC_{ij} = L_{ij}^* (r_j - r) + (L_{ij} - L_{ij}^*) (r_j - r)$$

mientras que el *efecto sectorial comarcal comparado* refleja la parte de la variación del empleo derivada del esquema de composición sectorial propio de cada comarca y viene dado por la expresión:

$$ESCC_{ij} = L_{ij}^* [(r_{ij} - r_j) - (r_i - r)] + (L_{ij} - L_{ij}^*) [(r_{ij} - r_j) - (r_i - r)]$$

Supongamos que el sector  $i$  presenta una situación más dinámica en la comarca  $j$  en relación a su evolución media,  $(r_{ij} - r_j) > 0$  pero ese mismo sector a nivel regional presenta un menor dinamismo que la media regional  $(r_i - r) < 0$ , entonces el efecto sobre  $\Delta L_{ij}$  va a ser positivo. En el caso opuesto, si el sector  $i$  crece a velocidad inferior de lo que lo hace la comarca,  $(r_{ij} - r_j) < 0$  y además el mismo sector a nivel regional crece más rápido que la región considerada como un todo  $(r_i - r) > 0$  se generará un efecto global negativo sobre  $\Delta L_{ij}$ .<sup>3</sup>

---

<sup>3</sup> Una casuística más detallada de los efectos puede verse en Arcelus (1984).



Si bien el análisis shift-share ha alcanzado una considerable popularidad, también existen algunas críticas a esta técnica, basadas fundamentalmente en la asimetría en la descomposición tanto por regiones como por sectores<sup>4</sup> y en sus limitaciones desde el punto de vista inferencial. Sin embargo, en este último tipo de críticas se ha prestado escasa atención a las variantes “estadísticas” del análisis shift-share, que recuperan el planteamiento estocástico introducido por Berzeg (1978, 1984) así como las contribuciones de Theil y Gosh (1980) basadas en la teoría de la información.

### **Shift-share estocástico**

El planteamiento de un análisis shift-share estocástico proporciona resultados idénticos al análisis convencional y además permite realizar tratamientos inferenciales, facilitando el aprovechamiento de esta técnica como herramienta predictiva.

La principal ventaja de esta aproximación con respecto al análisis determinista es la de permitir realizar contrastes de hipótesis relativos a la importancia de cada uno de los efectos antes definidos.

Siguiendo el enfoque propuesto por Berzeg (1978, 1984), en este trabajo nos centramos en el planteamiento del análisis shift-share como un modelo lineal<sup>5</sup>, expresando la identidad de partida como:

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

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 comarcal de dicho sector,  $e_{ij} = (r_{ij} - r_i) \cdot$

La expresión planteada se corresponde con un modelo de análisis de la varianza de efectos fijos donde el efecto regional  $\beta_0$  junto con los efectos sectoriales fijos  $\beta_i$  constituyen la parte sistemática y el efecto comarcal comparado se identifica con el término aleatorio (asociado a las diferencias intercomarcales en términos de tasas de crecimiento sectoriales).

---

<sup>4</sup> Este problema aparece expuesto en Paelink (1972).

<sup>5</sup> Existen dos aproximaciones estocásticas del análisis shift-share, desde la óptica del análisis de la varianza (Berzeg, 1978;1984) y partiendo de medidas de información (Theil y Gosh,1980).

Bajo este planteamiento, tanto el parámetro asociado al efecto regional ( $\beta_0$ ) como los correspondientes a 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>6</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  $w_{ij} = \frac{L_{ij}}{\sum_{i,j} L_{ij}}$  y se cumple la restricción  $\sum_i \left( \sum_j w_{ij} \right) \beta_i = 0$ .

La consideración de varianzas proporcionales al peso del empleo del sector  $i$  de la comarca  $j$  sobre el empleo regional lleva asociado un mayor tamaño de la región crítica asociada al contraste de efectos fijos:

$$H_0 : \beta_i = 0 \quad \forall i$$

si bien cuando tenemos muestras de igual tamaño para cada sector este efecto puede verse disminuido.

Por otra parte, el análisis de la varianza<sup>7</sup> se basa en la hipótesis de independencia de los errores aleatorios, que podría no ser asumible en los análisis espaciales entre las distintas comarcas. La detección de dependencias estadísticas mediante algún test podría también conllevar nuevos aumentos de tamaño en la región crítica.

El modelo general puede ser expresado como:

$$R = X\beta + e$$

donde  $R$  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 regional) 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 regional y sectoriales.

---

<sup>6</sup> Teniendo en cuenta la heterocedasticidad de las perturbaciones aleatorias, este 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 empleo correspondientes al año base del estudio.

<sup>7</sup> Una descripción detallada de los problemas del análisis de la varianza aparece entre otros en Draper, N. , Smith, H (1981).

Dado que los modelos están sobreparametrizados será necesario introducir restricciones con el objetivo de estimar el efecto regional y los efectos sectoriales comparados, resultando habitual reducir en 1 el número de variables dummy.

Si sobre el planteamiento anterior tenemos en cuenta la extensión de Arcelus (1984) obtendríamos una regresión del tipo:

$$r_{ij} = \beta_0 + \beta_i + \gamma_j + e_{ij}^*$$

donde  $\gamma_j = (r_j - r)$  y  $e_{ij}^* = (r_{ij} - r_j) - (r_i - r)$

que daría lugar a un modelo en notación matricial:

$$R = X\beta + Z\gamma + e$$

donde  $\gamma$  es el vector de parámetros asociados a los efectos espaciales y  $Z$  la correspondiente matriz de datos, construida de modo similar al indicado para  $X$ .

### **Estimación de efectos sectoriales y espaciales del empleo en Asturias**

Una vez expuesta brevemente la metodología shift-share en sus versiones clásica y estocástica, aplicaremos esta técnica al ámbito regional para así identificar los efectos sectoriales y espaciales que han contribuido al cambio en el empleo.

La *variable de estudio* será el Empleo elaborado por SADEI y recogido en su publicación La Renta de los Municipios Asturianos. 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<sup>8</sup>.

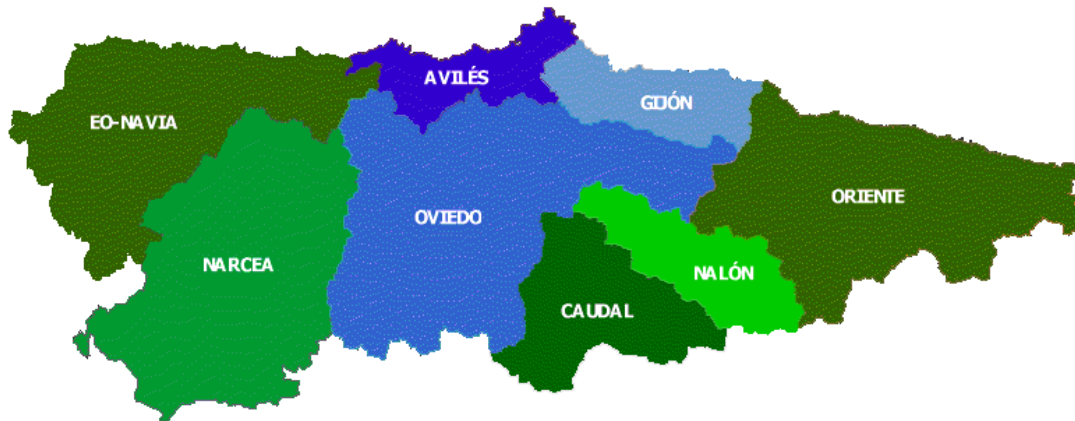
Por lo que se refiere al *desglose sectorial*, consideramos las nueve ramas de actividad habitualmente utilizadas en los trabajos de HISPALINK, compatibles con la CNAE, que denotamos por A (Agricultura), E (Energía), Q (Bienes intermedios), K (Bienes de equipo), C (Bienes de Consumo), B (Construcción),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

---

<sup>8</sup> 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

El objetivo de nuestro estudio consiste en analizar los efectos que han contribuido al cambio en el empleo en el período temporal 1986-1998. El ámbito espacial es el Principado de Asturias considerando como unidades las ocho comarcas<sup>9</sup> representadas en la Figura 2:

**Figura 2: División Comarcal de Asturias**



Teniendo en cuenta las condiciones de nuestro estudio, denotaremos por  $L_{ij}$  el empleo correspondiente a la rama de actividad económica  $i$  ( $i=1, \dots, 9$ ) en la comarca  $j$  ( $j=1, \dots, 8$ ).

El modelo podría ser entonces planteado como  $R = X\beta + e$ , siendo:

---

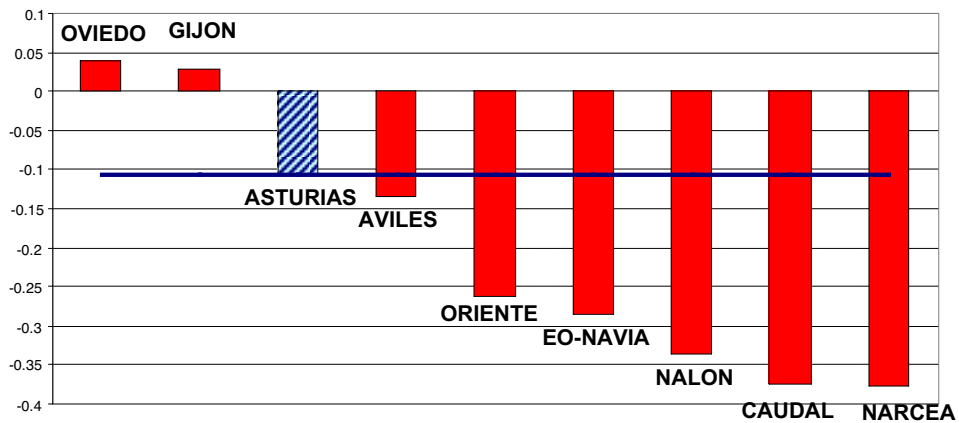
tener más de un empleo, excluyendo en cambio a los funcionarios afiliados a sus propias mutualidades y no a la Seguridad Social.

<sup>9</sup> 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.

$$R(72 \times 1) = \begin{pmatrix} r_{1,1} \\ r_{1,2} \\ \vdots \\ r_{1,8} \\ \vdots \\ r_{9,1} \\ r_{9,2} \\ \vdots \\ r_{9,8} \end{pmatrix} \quad X(72 \times 10) = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \hline 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ \hline \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad \beta(10 \times 1) = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_9 \end{bmatrix}$$

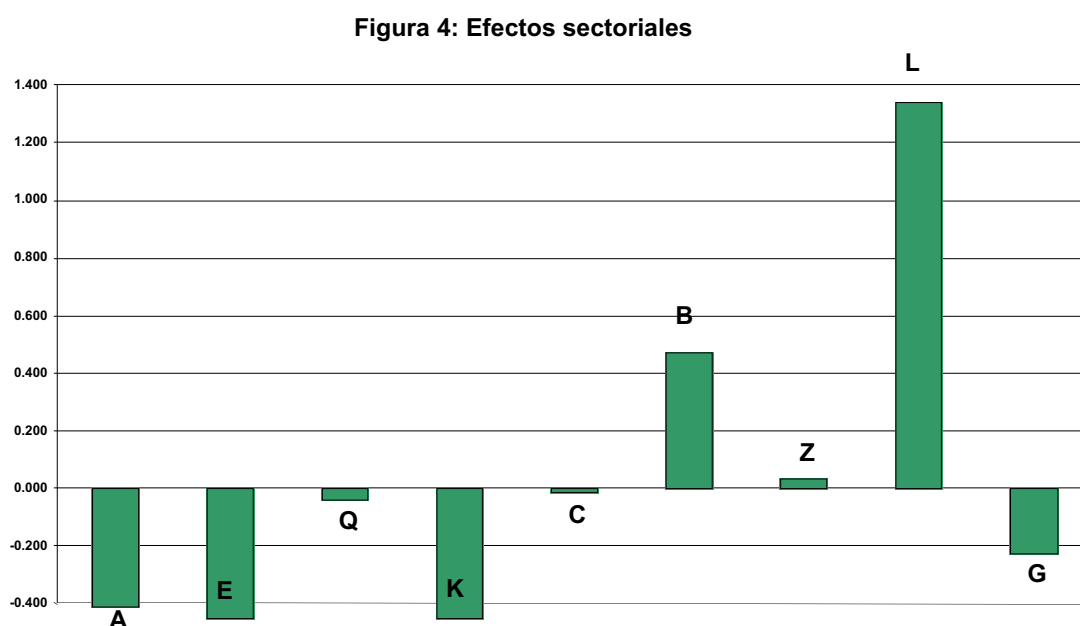
A nivel regional, en el período de tiempo considerado, se produce una reducción del empleo del 10,7%, por lo que se obtiene un efecto regional negativo para todas las comarcas. Por lo que se refiere al análisis comarcal, sólomente Oviedo y Gijón generan empleo como podemos observar en el siguiente gráfico:

**Figura 3: Tasas de variación del empleo comarcal 1986-1998**



Tal y como ya hemos señalado, 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 4 permiten detectar los sectores más dinámicos en términos de creación de empleo, que 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 un evolución más negativa son agricultura (A), energía (E) y bienes de equipo (K).



Las conclusiones obtenidas son prácticamente coincidentes en los análisis clásico y estocástico, tal y como se aprecia en la tabla siguiente, donde se recogen entre paréntesis las desviaciones estándar de los estimadores.

**Tabla 2: Resultados de los análisis shift-share**

	Shift-Share Tradicional	Shift-Share Estocástico
<b>Efecto Regional (r)</b>	-0,107	-0,3300 (0,043)
<b>Efecto Sectorial (r<sub>i</sub>-r)</b>		
A	-0,411	-0,1872 (0,066)
E	-0,450	-0,2267 (0,088)
Q	-0,040	0,1831 (0,095)
K	-0,448	-0,2241 (0,111)
C	-0,010	0,2133 (0,111)

<b>B</b>	0,473	0,6963 (0,094)
<b>Z</b>	0,036	0,2596 (0,107)
<b>L</b>	1,343	1,5667 (0,076)
<b>G</b>	-0,224	-----
<b>F[8 ,63]</b>	-----	79,5824 (0,0000)

La estimación del shift-share estocástico ha sido obtenida prescindiendo de la variable que recoge el efecto del sector G (Servicios no destinados a la venta) y muestra resultados significativos para todos los parámetros considerados. Como consecuencia, la comparación entre los resultados de ambos procedimientos puede ser llevada a cabo teniendo en cuenta el efecto sectorial de G y así se comprueba fácilmente que el término independiente estimado por el procedimiento estocástico (-0,33) coincide aproximadamente con la suma del efecto regional (-0,107) y el efecto sectorial asociado a G (-0,224).

De modo similar, se observa que los coeficientes estimados para los distintos sectores se obtienen aproximadamente como diferencia entre el efecto sectorial del sector correspondiente y el asociado al sector de referencia G.

En cuanto a la extensión planteada por Esteban-Marquillas (1972) es necesario destacar los resultados obtenidos para el efecto locacional (EL). 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 presentan a continuación:

**Tabla 3: Efecto locacional**

<b>E.LOCACIONAL</b>	<b>A</b>	<b>E</b>	<b>Q</b>	<b>K</b>	<b>C</b>	<b>B</b>	<b>Z</b>	<b>L</b>	<b>G</b>	<b>Total</b>
<b>EO-NAVIA</b>	+	-	-	-	+	+	+	+	-	5
<b>NARCEA</b>	-	+	-	-	-	-	-	-	-	1
<b>AVILES</b>	-	-	-	+	-	+	-	-	+	3
<b>OVIEDO</b>	+	-	-	+	-	-	+	+	+	5
<b>GIJON</b>	-	+	+	+	-	+	-	+	-	5
<b>CAUDAL</b>	+	-	-	-	-	+	+	+	+	5
<b>NALON</b>	+	-	-	-	-	+	+	+	+	5
<b>ORIENTE</b>	-	+	-	+	+	+	+	+	+	7

A la luz de estos datos, destaca la comarca del Oriente pues en 7 sectores productivos la especialización del empleo va en la dirección de su ventaja. El caso opuesto es el de la

comarca del Narcea que presenta efectos negativos con la única excepción del sector energético.

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

Así, para nuestro estudio, analizando el efecto comarcal<sup>10</sup> 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 4.

**Tabla 4: Efecto Comarcal Comparado y sus componentes**

	<b>E.Comarcal Comparado</b>	<b>E.Comarcal</b>	<b>E.S.C.C</b>
<b>EO-NAVIA</b>	-482.052	-4788.472	4306.421
<b>NARCEA</b>	368.875	-5505.667	5874.542
<b>AVILES</b>	-3394.532	-1507.447	-1887.085
<b>OVIEDO</b>	9051.950	17082.583	-8030.633
<b>GIJON</b>	3108.485	11675.678	-8567.193
<b>CAUDAL</b>	-4472.534	-7121.874	2649.341
<b>NALON</b>	-3045.756	-6289.705	3243.950
<b>ORIENTE</b>	-1134.436	-3545.095	2410.659

A la vista de estos resultados, se aprecia que el ESCC va a contrarrestar el efecto anterior 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 de ESCC negativos corresponden a las comarcas de Avilés, Oviedo y Gijón, siendo este último el caso más destacable si bien aún así esta comarca mantiene valores positivos para el efecto comarcal.

---

<sup>10</sup> Los resultados de este efecto han sido obtenidos mediante el análisis clásico, ya que los efectos comarcales no resultaron significativos en el análisis estocástico.



## Referencias

- ARANGO, J. (1995): "Empleo, paro regional y ciclo económico en España", *Revista Asturiana de Economía*, 2, p. 99-130.
- ARCELUS, F. J. (1984): "An extensión of shift-share analysis", *Growth and Change*, nº 15, págs. 3-8.
- BERZEG, K. (1978): "The empirical content of shift-share analysis", *Journal of Regional Science*, vol.18, nº 3, págs. 463-469.
- BERZEG, K.(1984): "A note on statistical approaches to shift-share analysis", *Journal of Regional Science*, vol.24, nº 2, págs. 277-285.
- DRAPER, N., SMITH, H.(1981): *Applied regression analysis*, 2ª ed. Cap.9,Ed. John Wiley & Sons.
- DE LA FUENTE, A. (1998): "Algunas reflexiones sobre el declive económico de Asturias", *Revista Asturiana de Economía*, 11, p. 111-135.
- ESTEBAN-MARQUILLAS, J.M.(1972): "Shift- and Share analysis revisited", *Regional and Urban Economics*, vol. 2, nº 3, págs. 249-261.
- KLAASEN, L.H., PAELINK, J.H.P. (1972): Asymetry in Shift-Share Analysis, *Regional and Urban Economics*, 2, 256-261.
- KNUDSEN, D. C. BARFF, R.(1991): "Shift-share analysis as a linear model", *Enviroment and Planning A*, 23, págs. 421-431.
- 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.
- PÉREZ, R. (1994): "Distribución de la renta en Asturias. Una aproximación espacial y sectorial", en *Economía y Empresa en Asturias*, Ed. Civitas, p. 239-264.
- 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*.
- PRIETO, J. (1996): "Análisis del coste del factor trabajo en Asturias", *Revista Asturiana de Economía*, 5, p. 115-133.
- SADEI (1995): *Algunos aspectos del mercado de trabajo en Asturias. Un análisis input-output*, Servicio de publicaciones del Principado de Asturias.
- SERRANO, G. (2000): "Productividad total y sectorial en las regiones españolas", Actas de las XXIII Jornadas HISPALINK, Oviedo.
- 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, págs. 419-435.