Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Sistema de Información Científica

M. Mayor Fernández, A.J. López Menéndez, R. Pérez Suárez

Escenarios de empleo regional. Una propuesta basada en análisis shift-share

Estudios de Economía Aplicada, vol. 23, núm. 3, diciembre, 2005, pp. 863-887,
Asociación Internacional de Economía Aplicada
España

Disponible en: http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=30123316

Estudios de Economía Aplicada,
ISSN (Versión impresa): 1133-3197
secretaria.tecnica@revista-eea.net
Asociación Internacional de Economía Aplicada
España

¿Cómo citar? | Fascículo completo | Más información del artículo | Página de la revista

www.redalyc.org
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

ESTUDIOS DE ECONOMÍA APLICADA VOL. 23 - 3, 2005. PÁGS. 863-887

Escenarios de empleo regional. Una propuesta basada en análisis shift-share

MAYOR FERNÁNDEZ, M., LÓPEZ MENÉNDEZ, A.J., PÉREZ SUÁREZ, R.
Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Oviedo Campus del Cristo s/n, 33006 Oviedo.
Tel: 985103759, Fax: 985104765. E-mail: mmayorf@uniovi.es

RESUMEN

La elaboración de escenarios de futuro del empleo adquiere especial interés en el marco de la actual Estrategia Europea de Empleo, introducida en el Consejo de Lisboa (2000) con el objetivo de convertir a la Unión Europea en la economía más competitiva del mundo.

Dado que las predicciones basadas en modelos econométricos deben ser interpretadas como expectativas condicionadas a ciertas hipótesis, en este trabajo proponemos la utilización de la metodología shift-share para identificar los distintos componentes (nacional, sectorial y competitivo) que han originado la evolución reciente del empleo, explicitando posteriormente supuestos sobre su comportamiento futuro. Con este objetivo, se propone complementar los supuestos habituales de "constant shift" y "constant share" con alternativas más realistas basadas en la modelización del efecto competitivo y se presenta una aplicación empírica a las predicciones sobre empleo regional basadas en la Encuesta de Población Activa (EPA).

Palabras Clave: shift-share, predicción, efecto competitivo, EPA.

Regionel Employment Scenarios. A Schift-Share Approach

ABSTRACT

The definition of future scenarios for the regional employment is becoming increasingly important since the European Employment Strategy was launched at the Lisbon Summit (2000) in order to make out of the European Union the world´s most competitive and dynamic knowledge-based economy in the world.

Since the economic forecasts based on econometric models must be understood as conditional expectations, in this paper we focus on the shift-share model as a useful tool for the definition of scenarios, based on the so called national, sectoral and competitive effects.

Clasificación JEL: C51, C53

Artículo recibido en enero de 2005 y aceptado para su publicación en octubre de 2005.
Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref.: e-23314.

ISSN 1697-5731 (online) – ISSN 1133-3197 (print)

Although the most commonly used methodology is based on the "constant shift" and the "constant share" hypotheses, additional options can be considered based on the expected behaviour of the competitive effect, thus leading to more realistic scenarios. Once these new options are developed, the proposed approach is applied to the definition of future scenarios for the regional employment.

Keywords: forecasting, shift-share, competitive effect, EPA

1. INTRODUCCIÓN

La conveniencia de disponer de escenarios de futuro para el empleo regional se hace cada vez más patente, especialmente desde la puesta en marcha de la Estrategia Europea de Empleo introducida en el Consejo de Lisboa (2000) con el objetivo global de convertir a la Unión Europea en la economía más competitiva del mundo, capaz de garantizar el desarrollo sostenible, el pleno empleo y una mayor cohesión social.

Dado que los análisis prospectivos sobre empleo se basan habitualmente en modelos estadístico-econométricos, sus resultados deben ser interpretados como predicciones condicionadas, en función de supuestos valores de futuro asignados a las variables exógenas del modelo utilizado. La determinación de estos valores futuros requiere un esfuerzo considerable (superior a menudo al de la propia estimación del modelo) y resulta muy trascendente ya que condiciona las predicciones obtenidas para las variables objetivo del estudio.

Como consecuencia de estas consideraciones, resulta fundamental cuidar al máximo la asignación de valores a las variables exógenas, garantizando la congruencia entre hipótesis para diferentes magnitudes y estableciendo varias alternativas para los futuros posibles. De ahí la conveniencia de definir escenarios que describan el contexto general en el que se enmarca la predicción y del que forman parte tanto las variables exógenas como otros factores relevantes no incluidos explícitamente en el modelo.

Desde una perspectiva histórica, la utilización de escenarios como herramienta de predicción se remonta a los inicios de la década de 1970, consolidándose de forma efectiva gracias a investigaciones empíricas como las realizadas por General Electric y Royal Dutch Shell. Desde entonces se ha puesto de manifiesto el interés de la elaboración de escenarios para facilitar la toma de decisiones de política económica y empresarial.

En este trabajo proponemos la utilización de la metodología shift-share para la elaboración de escenarios referidos al empleo regional, incorporando hipótesis relativas a cada uno de los componentes que intervienen en este análisis. Con este objetivo, en el apartado que sigue describimos brevemente los fundamentos de la técnica shift-share y sus distintos componentes (efectos nacional, sectorial y competitivo).

En el tercer apartado se describen las técnicas habitualmente empleadas para realizar predicciones a partir de los componentes de un modelo shift-share, y en el cuar-

to se expone la metodología del shift-share dinámico, estudiando la evolución de sus efectos mediante el análisis de series temporales.

Como complemento empírico, el quinto y último apartado recoge una aplicación de la metodología propuesta a la elaboración de escenarios de empleo regional a partir de las series de ocupados de la Encuesta de Población Activa (EPA) del INE.

2. EL MODELO SHIFT-SHARE

El análisis shift-share fue desarrollado por Dunn (1960) como método de determinación de los componentes que explican las variaciones de las magnitudes económicas, centrándose inicialmente en el empleo. Para este autor, la aportación esencial de esta técnica estadística es su capacidad para cuantificar los sesgos geográficos en la evolución de la economía.

Si denotamos por E_{ij} el valor del empleo correspondiente al sector i $(i = 1,\ldots,s)$ en el ámbito espacial j $(j = 1,\ldots,r)$ en el instante inicial y por E_{ij}' el valor de dicha magnitud en el instante final, entonces la variación experimentada por el empleo puede ser expresada mediante la siguiente identidad:

$$E_{ij}' - E_{ij} = \Delta E_{ij} = E_{ij}r + E_{ij}\left(r_i - r\right) + E_{ij}\left(r_{ij} - r_i\right) \qquad \textbf{(1.1)}$$

donde:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^{s}\sum_{j=1}^{r}\left(E_{ij}' - E_{ij}\right)}{\sum_{i=1}^{s}\sum_{j=1}^{r}E_{ij}} \qquad r_i = \frac{\sum_{j=1}^{r}\left(E_{ij}' - E_{ij}\right)}{\sum_{j=1}^{r}E_{ij}} \qquad r_{ij} = \frac{E_{ij}' - E_{ij}}{E_{ij}}$$

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

Efecto nacional	$EN_{ij} = E_{ij}r$	
Efecto sectorial comparado o efecto estructural	$ESC_{ij} = E_{ij}\left(r_i - r\right)$	**(1.2)**
Efecto regional comparado o efecto competitivo	$ERC_{ij} = E_{ij}\left(r_{ij} - r_i\right)$	

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

El efecto sectorial o *industry mix* 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. Tal y como afirman Loveridge y Selting (1998) el punto de partida es que las industrias locales o de una región determinada deberían crecer aproximadamente a la misma tasa que las industrias nacionales, por lo que el *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 y recoge todo aquéllo que no ha sido incluido en los dos efectos anteriores.

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

$$r_{ij} = r + (r_i - r) + (r_{ij} - r_i) \qquad \textbf{(1.3)}$$

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

$$r_j = r + \sum_{i=1}^{s}(W_{ij}r_i - r) + \sum_{i=1}^{s}(r_j - W_{ij}r_i) \qquad W_{ij} = \frac{E_{ij}}{\sum_{i=1}^{s} E_{ij}} \qquad \textbf{(1.4)}$$

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

A pesar de la considerable popularidad alcanzada por el análisis shift-share, esta técnica ha sido también objeto de críticas que han motivado algunas extensiones de esta metodología.

Así, la *ausencia de contenido teórico* es una limitación recogida inicialmente por Stillwell (1969) y reiterada por Richardson (1978) para quien "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 sin explicación" mientras contribuciones como las de Casler (1989) tratan de buscar una base teórica de justificación de la identidad shift-share.

Otra crítica es la *inestabilidad de los resultados* frente al grado de desagregación considerado, ya 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 competitivo.

Por otra parte existe un *sesgo derivado de las ponderaciones* utilizadas en el análisis shift-share, debido 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 limitaciones fundamentales de 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 ideadas por Esteban (1972) para separar el efecto de la especialización del efecto competitivo y extendidas posteriormente por Arcelus (1984) a todos los componentes del análisis shift-share.

Por último, 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.

Este inconveniente ha motivado el desarrollo del modelo shift-share estocástico, propuesto por Berzeg (1978) mediante la expresión[1]:

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

donde β_0 recoge la tasa de crecimiento regional, β_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 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, $e_{ij} = (r_{ij} - r_i)$.

Bajo este planteamiento, tanto el parámetro asociado al efecto nacional (β_0) como los correspondientes a los efectos sectoriales (β_i) se aproximan a partir de las tasas de variación del empleo (r_{ij}) mediante una estimación por mínimos cuadrados ponderados[2].

---

1. 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), β_0 y los *efectos sectoriales fijos* (ERC), β_i, mientras *el efecto regional comparado o efecto competitivo* (ERC) se identifica con el término aleatorio.

2. Sobre el modelo propuesto se asumen las hipótesis:

$$E(e_{ij}) = 0, \quad E(e_{ij}^2) = \frac{\sigma^2}{w_{ij}}, \quad E(e_{ij}e_{ik}) = E(e_{ij}e_{lj}) = 0 \quad \text{con} \quad w_{ij} = \frac{E_{ij}^{t-1}}{\sum_{i,j} E_{ij}^{t-1}} \quad \text{y} \quad \sum_i \left(\sum_j w_{ij} \right) \beta_i = 0$$

Bajo esta estructura heterocedástica de las perturbaciones aleatorias, el procedimiento de mínimos cuadrados ponderados garantiza estimaciones coincidentes con las del análisis clásico, una vez multiplicadas las estimaciones $\hat{\beta}_0$ y $\hat{\beta}_i$ por los niveles de la magnitud investigada correspondientes al año base del estudio.

3. ANÁLISIS SHIFT-SHARE Y PREDICCIÓN

El fundamento para la aplicación del análisis shift-share está en su capacidad para determinar las desviaciones que experimenta una magnitud económica (en este caso el empleo) en una región y en un sector determinado frente a su crecimiento esperado derivado de la evolución de la economía nacional. Este crecimiento diferencial, que hemos denominado efecto competitivo, va a constituir el objeto fundamental de nuestro problema de predicción.

Existen diversas alternativas para la realización de predicciones referidas a un ámbito regional o local adoptando como referencia unas predicciones nacionales. En este sentido los modelos más sencillos son los que plantean una extrapolación de la tendencia a través de expresiones del tipo:

$$E_{ij}^{t+n} = \left(\bar{r}_{ij}\right)^{n} E_{ij}^{t} \qquad \textbf{(1.5)}$$

$$E_{ij}^{t+n} = n\left(\bar{r}_{ij}\right) E_{ij}^{t} \qquad \textbf{(1.6)}$$

y también los que se basan en la regresión de las tasas de crecimiento bajo distintas alternativas:

$$\log E_{ij}^{t} = a + b_{ij} t \qquad \textbf{(1.7)}$$

$$E_{ij}^{t} = a + b_{ij} t \qquad \textbf{(1.8)}$$

Frente a estos modelos simples, las propuestas que Hewings (1976) denomina "*share models*" se basan generalmente en la descomposición tipo shift-share, planteada con la finalidad de contrastar la validez de este análisis y anticipar la evolución de sus componentes. Más concretamente, respecto al efecto nacional y al *industry-mix* suelen ser asumidas como válidas las predicciones de referencia para la región o nación procedentes de otros ámbitos, centrándose el problema en anticipar el efecto competitivo. A tal efecto resulta posible asumir dos tipos de hipótesis:

a) La alternativa "*constant share*" asume que el comportamiento de los sectores regionales será análogo al de la nación, de forma que el peso regional sobre el total nacional se va a mantener constante para cada sector. En este caso no existiría comportamiento diferencial, por lo que el valor del efecto competitivo sería nulo. Se trataría de una traslación de las predicciones nacionales sobre las regionales y por lo tanto, según la estrategia de predicción *constant share*, el peso del sector i de la región j se mantendría constante en el tiempo, es decir:

$$\frac{E_{ij}^{t}}{E_{i}^{t}} = cte \ \forall t \qquad \textbf{(1.9)}$$

Para que esto se cumpla es necesario exigir:

$$r_{ij} = \frac{E_{ij}^{t+1} - E_{ij}^{t}}{E_{ij}^{t}} = \frac{E_{i}^{t+1} - E_{i}^{t}}{E_{i}^{t}} = r_i \qquad \textbf{(1.10)}$$

de forma que el valor del empleo en el sector i de la región j se obtendría sin más que aplicar la tasa de crecimiento del mismo sector en la nación de referencia:

$$E_{ij}^{t+1} = (1 + r_i)E_{ij}^{t} \qquad \textbf{(1.11)}$$

La determinación de los valores regionales E_{ij}^{t+1} se lleva a cabo aplicando las predicciones de las tasas de crecimiento nacionales de cada sector para el periodo considerado sobre el nivel de empleo local en t. No obstante, parece claro que el supuesto *constant share* raramente se verifica ya que implicaría que no existe ningún tipo de diferencia entre la evolución de cada sector a nivel local y la evolución de ese mismo sector a un nivel nacional.

b) La otra opción clásica, denominada "*constant shift",* se basa en asumir que el diferencial de empleo que se ha producido como consecuencia de la existencia de un efecto competitivo se va a mantener en el futuro, puesto que es una consecuencia de la existencia de determinada ventaja comparativa. Esta hipótesis simplista no se sostiene desde una perspectiva neoclásica donde la existencia del efecto competitivo podría entenderse como una transición hacia el equilibrio, si bien otras teorías del crecimiento como la causación acumulativa podrían apoyar esta hipótesis como consecuencia de las economías de aglomeración.

De esta forma el empleo en cada sector i en el instante t+1 se obtendría como

$$E_{ij}^{t+1} = \left(1 + r_i^{t+1} + s_i^{t+1}\right)E_{ij}^{t} \qquad s_i^{t+1} = r_{ij}^{t+1} - r_i^{t+1} \qquad \textbf{(1.12)}$$

donde r_{ij}^{t+1} es un valor desconocido. La solución más simple consiste en tomar los valores históricos de este efecto competitivo de cara a la obtención de las predicciones.

Este modelo resulta equivalente al que Hewings (1976) denomina modelo shift-share "puro", que suele ser considerado como el más adecuado para anticipar las diferencias en el crecimiento entre un determinado nivel de jerarquía espacial y el nivel inmediatamente superior. Adoptando como referencia las tasas de crecimiento:

$$r_i = \frac{E_i^t}{E_i^{t-n}} \quad r_{ij} = \frac{E_{ij}^t}{E_{ij}^{t-n}} \quad r_i^* = \frac{E_i^{t+n}}{E_i^t} \qquad \textbf{(1.13)}$$

el empleo en t+n para cualquier período futuro n se obtendría como:

$$E_{ij}^{t+n} = \left[r_i^* + \left(r_{ij} - r_i\right)\right]E_{ij}^{t} \qquad \textbf{(1.14)}$$

donde se asume que el diferencial de las tasas de crecimiento de cada sector-región y el sector en su conjunto se van a mantener constantes en el tiempo.

Junto a estas dos hipótesis básicas respecto a la evolución del efecto competitivo existen algunos planteamientos más elaborados[3]. Así Brown (1969) analiza la obtención de predicciones regionales mediante el análisis shift-share planteando modelos basados en variaciones del supuesto *constant share* donde el efecto competitivo o diferencial adopta valor nulo. Se trata de los modelos denominados Ingrow (1.15) y Super Ingrow (1.16), el primero de los cuales adopta como referencia la información histórica, de forma que las predicciones de empleo sectorial regional se obtienen aplicando las tasas de crecimiento nacionales de cada sector registradas en el periodo anterior mientras que el segundo asume para el valor E_i^{t+1} las predicciones nacionales disponibles del empleo en el sector i, aplicando por lo tanto las tasas de crecimiento nacionales previstas para cada sector en el periodo t,t+1:

$$E_{ij}^{t+1} - E_{ij}^{t} = E_{ij}^{t}\left[\left(\frac{E_i^t}{E_i^{t-1}}\right) - 1\right] \qquad \textbf{(1.15)}$$

$$E_{ij}^{t+1} - E_{ij}^{t} = E_{ij}^{t}\left[\left(\frac{E_i^{t+1}}{E_i^{t1}}\right) - 1\right] \qquad \textbf{(1.16)}$$

En cualquiera de los dos modelos, al asumir la misma evolución en las regiones que en la nación de referencia, la participación del empleo regional en el total nacional no cambia (hipótesis *constant share*). A partir de estos modelos Brown (1969) plantea el problema de la inestabilidad del efecto competitivo, que ha sido posteriormente abordado por diversos autores como Gerking y Barrington (1981).

Una versión más refinada de las predicciones basadas en el análisis shift-share corresponde a James y Hughes (1973), quienes plantean la expresión:

$$\log\left(\frac{E_{ij}^t}{E_i^t}\right) = \log(a_i) + b_i t + u \qquad \textbf{(1.17)}$$

donde los parámetros se interpretan en cada sector como el peso inicial de la región sobre la nación (a_i) y el efecto competitivo (b_i)[4].

La expresión anterior puede plantear ciertos problemas de cara a la predicción puesto que valores elevados de b_i pueden dar lugar a resultados imposibles (por deba-

3. Una revisión de las distintas estrategias para la obtención de predicciones a través de una descomposición tipo shift-share aparece recogida en Stevens y Moore (1980).
4. Como alternativa los autores desarrollan también un modelo *constant share* a partir de las medias geométricas de los pesos sectoriales históricos.

jo de cero o por encima de la unidad) lo que lleva a estos autores a plantear su utilización exclusiva en el caso de predicciones a corto plazo.

Las propuestas planteadas por Hellman (1974) incluyen cuatro modelos alternativos basados en las expresiones[5] resumidas en la tabla 1, donde P representa la población total y C_i es un índice de aglomeración para cada uno de los sectores considerados:

Tabla 1. Expresiones de los modelos propuestos por Hellman

Hipótesis	Modelo
Peso constante del empleo nacional	$E_{ij}^{t+1} = E_i^{t+1}\left(\frac{E_{ij}^t}{E_i^t}\right)$ (1.18)
Ratio constante de empleo/población regional	$E_{ij}^{t+1} = P_j^{t+1}\left(\frac{E_{ij}^t}{P_j^t}\right)$ (1.19)
Constant-shift	$E_{ij}^{t+1} = E_i^{t+1}\left(\frac{E_{ij}^t}{E_i^t}\right) + E_i^{t+1}\left[\left(\frac{E_{ij}^{t+1}}{E_i^{t+1}}\right) - \left(\frac{E_{ij}^t}{E_i^t}\right)\right]$ (1.20)
Modelo shift-share explicito para industrias exportadoras	$E_{ij}^{t+1} = E_i^{t+1}\left(\frac{P_j^t}{P^t}\right) + E_i^{t+1}\left[\left(\frac{P_{ij}^{t+1}}{P^{t+1}}\right) - \left(\frac{P_j^t}{P^t}\right)\right] + C_i^t$ (1.21)

Una versión más sofisticada de los modelos de predicción tipo shift-share ha sido desarrollada por el *Bureau of Economic Analysis.* Tal y como recogen Stevens y Moore (1980) se trata de una variante de modelo shift-share, denominada *OBERS shift-share model,* basada en una expresión doble exponencial donde los cambios son estimados de forma implícita:

$$\frac{E_{ij}^t}{E_i^t} = \frac{E_{ij}^{t-1}}{E_i^{t-1}} + E_i^t\left[\left(\frac{E_{ij}^t}{E_i^t}\right) - \left(\frac{E_{ij}^{t-1}}{E_i^{t-1}}\right)\right] \qquad \textbf{(1.22)}$$

y la tendencia del peso regional del empleo de cada industria se estima mediante regresiones para cada región-sector:

5. La primera de estas expresiones es similar al modelo Ingrow de Brown con la salvedad de que el objetivo es aproximar no el valor total del empleo en t sino la variación entre t y t-1 lo cual tiene implicaciones desde el punto de vista de evaluación de la predicción.

$$\log\left(\frac{E_{ij}^{t}}{E_{i}^{t}}\right) = \log a + b_{ij}\log t \qquad \textbf{(1.23)}$$

A partir de ese sistema se extrapolan n años para obtener las correspondientes estimaciones del lado izquierdo de la ecuación. Puesto que generalmente disponemos de predicciones de carácter nacional resulta fácil obtener el resultado de la predicción a partir de $\log\left(\frac{E_{ij}^{t+n}}{E_{i}^{t+n}}\right)$.

Además de las propuestas anteriormente descritas existen otras como el modelo MODSS y el denominado modelo shift-share modificado de dos periodos[6].

Cabe señalar, siguiendo a Hewings (1976), que los modelos utilizados para llevar a cabo predicciones de arriba abajo presentan dos problemas fundamentales: por un lado, salvo algunas excepciones muy concretas, no consideran las relación entre la población y el empleo y en segundo lugar, y no por ello de menor importancia, no consideran de forma explícita la interacción espacial y la interdependencia que presumiblemente existe entre las distintas regiones (es decir, a pesar de reconocer las interrelaciones regionales en términos de empleo y otras variables económicas, sus evoluciones se siguen considerando independientes).

4. PREDICCIÓN BASADA EN ANÁLISIS SHIFT-SHARE DINÁMICO

Como ya hemos señalado, uno de los mayores problemas para realizar predicciones basadas en análisis shift-share es el asociado a la estabilidad del efecto competitivo, ya que las posibilidades predictivas dependen de la capacidad del investigador para anticipar su evolución. En este sentido, mientras autores como Brown (1969) niegan la estabilidad de este componente, otros como Paraskevopoulos (1971) y Gerking y Barrington (1981) lo consideran suficientemente estable como para basar en esa estabilidad su potencial predictivo.

El carácter estático del análisis shift-share es una de las críticas habituales a este procedimiento, puesto que se compara el valor de una magnitud económica en dos instantes temporales (inicial y final) sin considerar ninguna información adicional de

6. Partiendo de las tasas de crecimiento: $r_i = \frac{E_i^{t+n}}{E_i^{t-n}}$ y $r_i^* = \frac{E_i^{t+n}}{E_i^{t}}$, el empleo sectorial de i en cada una de las regiones j se obtiene a través de la siguiente ecuación: $E_{ij}^{t+s} = E_{ij}^{t} r_i^* + 0{,}5\left[E_{ij}^{t} r_i^* - E_{ij}^{t-n} r_i\right]$, según la cual el cambio en el peso del empleo de cada región en el periodo t-n, t se ha trasladado al periodo siguiente t, t+n. El segundo término va multiplicado por 0,5 puesto que recoge la variación de 10 años, asumiendo por lo tanto un reparto uniforme del cambio en ese periodo.

cuál ha sido la evolución de esa magnitud en el periodo de tiempo investigado, es decir, cual ha sido su trayectoria entre los dos instantes considerados. Por lo tanto, se están ignorando los cambios experimentados durante ese periodo temporal en la estructura sectorial así como los posibles cambios de nivel en la magnitud analizada (en este caso el empleo).

Stillwell (1969) propone como solución para recoger los cambios experimentados en la composición sectorial del empleo a lo largo del periodo considerado la utilización de ponderaciones que en lugar de ir referidas al año inicial se refieran al final, o bien la consideración de una combinación de valores iniciales y finales.

Por otra parte, en la formulación shift-share "estática" 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 nacionales). Estos errores cometidos en los efectos calculados son denominados "compouding effects" por Barff y Knight (1988).

Los problemas anteriomente descritos (no actualización de la composición sectorial y el "compouding effect") son evitados mediante la utilización del análisis shift-share dinámico desarrollado por Barff y Knight (1988), que se basa en la posibilidad de dividir el período de estudio en dos o más subperíodos lo que permite incorporar los cambios en la estructura sectorial. Además, esto facilita una actualización continua del empleo regional así como la utilización de tasas de crecimiento anuales, permitiendo además la detección de años con comportamientos anómalos. De esta forma, con el análisis dinámico se obtiene una medida de la importancia del efecto de la estructura sectorial –actualizada anualmente – en la evolución del crecimiento del empleo.

Además de solventar, en mayor o menor medida, los problemas expuestos, la utilización del análisis shift-share dinámico y su combinación con las técnicas de series temporales permite la elaboración de predicciones en aquellos contextos de escasa información que impiden la aplicación de modelos econométricos completos tal y como plantean Kurre y Weller (1989). Estos autores, en concreto, plantean la obtención del efecto competitivo mediante periodos móviles de tres años sobre datos de frecuencia mensual, con el fin de disponer de series temporales lo suficientemente largas para su posterior modelización y predicción, conjugándose por lo tanto el shift-share dinámico y las técnicas de análisis de series temporales.

Siguiendo este procedimiento, el cálculo del componente competitivo se llevará a cabo mediante periodos móviles, es decir:

$$\Delta E_{0,0+k};\Delta E_{1,k+1};\Delta E_{2,k+2};\ldots;\Delta E_{t-k-1,t-1};\Delta E_{t-k,t}$$

donde 0 y t van a ser los instantes inicial y final, respectivamente y k es el número de periodos móviles considerados que varía en función de los objetivos del estudio, del

horizonte de predicción y de la frecuencia de los datos utilizados[7]. Los resultados son asignados al instante final de cada periodo respectivo y por lo tanto, la variación en el empleo para un periodo cualquiera t, t-k se obtendría como:

$$E_{ij}^{t} - E_{ij}^{t-k} = EN_{ij}^{t,t-k} + ES_{ij}^{t,t-k} + EC_{ij}^{t,t-k} \quad \textbf{(1.24)}$$

obteniéndose cada uno de los efectos del análisis shift-share clásico a partir de las siguientes expresiones:

$$EN_{ij}^{t,t-k} = EN_{ij}^{t} = E_{ij}^{t-k} r^{t,t-k} \quad \textbf{(1.25)}$$

$$ES_{ij}^{t,t-k} = ES_{ij}^{t} = E_{ij}^{t-k}\left(r_{i}^{t,t-k} - r^{t,t-k}\right) \quad \textbf{(1.26)}$$

$$EC_{ij}^{t,t-k} = CE_{ij}^{t} = E_{ij}^{t-k}\left(r_{ij}^{t,t-k} - r_{i}^{t,t-k}\right) \quad \textbf{(1.27)}$$

A partir de estas expresiones se obtienen valores de cada uno de los efectos para todos los intervalos considerados como consecuencia de la utilización de periodos móviles.

Las predicciones de empleo en el periodo t, t+k se obtienen como agregación de las correspondientes cuantías estimadas para cada uno de los efectos del análisis shift-share. Así, el efecto nacional y el efecto sectorial se calculan a partir de las predicciones nacionales disponibles que permiten el calculo de las tasas de crecimiento global y por sectores. De esta forma, si el horizonte de predicción es t+1, los efectos nacional y sectorial se obtienen según estas expresiones:

$$EN_{ij}^{t+1,t-k+1} = EN_{ij}^{t+1} = E_{ij}^{t-k+1} r^{t+1,t-k+1} \quad \textbf{(1.28)}$$

$$ES_{ij}^{t+1,t-k+1} = ES_{ij}^{t+1} = E_{ij}^{t-k+1}\left(r_{i}^{t+1,t-k+1} - r^{t+1,t-k+1}\right) \quad \textbf{(1.29)}$$

y de igual forma se obtendrían los valores para horizontes de predicción sucesivos t+2,...,t+k.

El efecto competitivo no puede ser calculado mediante la expresión (1.27) puesto que se desconocen las tasas de crecimiento regionales para cada sector analizado $\left(r_{ij}^{t+1,t-k+1}, r_{ij}^{t+2,t-k+2}, \ldots, r_{ij}^{t+k-1,t-k+1}, r_{ij}^{t+k,t}\right)$; de ahí que las predicciones del efecto competitivo se calculen mediante la modelización univariante de la serie histórica obtenida previamente.

Cabe además señalar que esta modelización del efecto competitivo permitirá analizar su estabilidad en el tiempo así como las hipótesis sobre su evolución cíclica formuladas por Stevens y Moore (1980).

7. Los distintos trabajos consultados muestran disparidad de criterios respecto al número de periodos k. Así, mientras que de los trabajos de Barff y Knight (1988) se deduce el cálculo para cada par de años adyacentes en otros trabajos como el de Kurre y Weller (1989) se considera k=3 (años) con datos de periodicidad mensual.

5. APLICACIÓN EMPÍRICA: PERSPECTIVAS DE EMPLEO REGIONAL

Desde el punto de vista empírico el análisis shift-share se ha utilizado fundamentalmente como herramienta descriptiva de la variación de una magnitud (empleo o VAB generalmente) entre dos períodos de tiempo. Sin embargo, la utilización de la metodología dinámica se encuentra menos extendida.

En este trabajo presentamos aplicaciones de la metodología shift-share a la elaboración de predicciones de empleo, adoptando como referencia las series de ocupados de la Encuesta de Población Activa (EPA) del INE en Asturias y en España, con una desagregación sectorial en las actividades de agricultura, industria, construcción y servicios.

Teniendo en cuenta la base informativa disponible en el momento presente hemos estructurado la aplicación en dos partes: en la primera de ellas realizamos predicciones *ex-post* para el empleo sectorial de Asturias utilizando como base muestral el período comprendido hasta el año 2000, y evaluando los resultados obtenidos en el horizonte 2001-2003 a través de distintos procedimientos.

La segunda parte de la aplicación se corresponde con las predicciones *ex-ante* referidas al horizonte 2004-2006 y basadas en escenarios alternativos sobre el comportamiento del empleo nacional.

5.1. Evaluación de predicciones 2001-2003

Las predicciones relativas al horizonte 2001-2003 se ven afectadas por una especial dificultad como consecuencia del proceso de adaptación metodológica al que se ha visto sometida la Encuesta de Población Activa (EPA). Más concretamente, en el año 2002 se introdujo la nueva definición de parado[8], junto con algunas mejoras técnicas encaminadas a corregir la falta de respuesta y a incorporar las nuevas proyecciones de población del INE, recogiendo el incremento que se ha producido en la población española como resultado de la llegada de inmigrantes[9]. Con el fin de facilitar el análisis y la comparación de la capacidad predictiva de las metodologías utilizadas se incluyen en la tabla 2 el número de ocupados en Asturias a cuatro ramas registrados en la Encuesta de Población Activa (EPA) en el periodo analizado:

8. Si bien la definición formal de parado no cambia, al coincidir con la definición internacional de la OIT, el nuevo reglamento introduce instrucciones muy concretas sobre cómo interpretar la búsqueda activa de trabajo. Esta modificación afecta en gran medida a las cifras de paro que viene publicando la EPA, ya que una parte de las personas que se venían considerando paradas pasan a ser consideradas inactivas, provocando una gran disminución en las cifras del desempleo tanto absolutas como relativas.

9. Como consecuencia de la fuerte intensidad del fenómeno migratorio, las hipótesis utilizadas en las proyecciones elaboradas por el INE resultaron inferiores al volumen efectivamente registrado en el Censo de población 2001. Si bien el INE ha publicado recientemente los resultados provisionales referidos al año 2003, la actualización poblacional ha sido pospuesta hasta el año 2005, y será aplicada junto a nuevas reformas metodológicas en la EPA.

Tabla 2. Ocupados en Asturias en el periodo 2001-2003

	Agricultura	*Industria*	*Construcción*	*Servicios*	*Total*
2001	25.450	74.100	41.550	223.025	364.125
2002	26.825	75.700	41.075	228.375	371.975
2003	27.150	72.775	44.900	239.300	384.125

Fuente: INE, Encuesta de Población Activa (EPA)

La primera metodología utilizada para elaborar predicciones es la correspondiente a la hipótesis "constant share" según la ecuación (1.11). La tabla 3 recoge los resultados obtenidos a partir de este supuesto, adoptando como referencia las tasas de crecimiento sectoriales del período 1996-2000 e incluyendo las medidas de bondad más habituales:

Raíz del Error Cuadrático Medio $$\sqrt{\frac{\sum_{T+1}^{T+h}\left(E_{ij}^{t}-\hat{E}_{ij}^{t}\right)^{2}}{h}}$$

Error absoluto porcentual medio $$\sqrt{\frac{\sum_{T+1}^{T+h}\left|E_{ij}^{t}-\hat{E}_{ij}^{t}\right|}{hE_{ij}^{t}}}$$

Indice de Theil[10] $$U=\frac{\sqrt{\frac{1}{h}\sum_{T+1}^{T+h}\left(E_{ij}^{t}-\hat{E}_{ij}^{t}\right)^{2}}}{\sqrt{\frac{1}{h}\sum_{T+1}^{T+h}\left(E_{ij}^{t}\right)^{2}}+\sqrt{\frac{1}{h}\sum_{T+1}^{T+h}\left(\hat{E}_{ij}^{t}\right)^{2}}}$$

Tabla 3. Predicciones de ocupados en Asturias bajo la hipótesis *constant-share*

	Agricultura	*Industria*	*Construcción*	*Servicios*	*Total*
2001	30.739	77.759	42.731	216.256	367.485
2002	30.285	81.160	46.462	226.555	384.462
2003	29.838	84.709	50.518	237.345	402.410
Raíz ECM	3,94	7,85	4,54	4,21	12,88
Error absoluto porcentual medio (%)	14,45%	9,44%	9,46%	1,56%	2,99%
Indice de Theil	0,06	0,05	0,05	0,01	0,01

10. Si bien Theil (1966) propuso posteriormente una expresión alternativa que no incluye en el denominador los valores pronosticados, hemos incluido en este trabajo la medida originalmente utilizada, que presenta la ventaja de estar acotada entre los valores 0 y 1.

De modo análogo, bajo el método *constant-shift* según la ecuación (1.12) se obtienen los resultados resumidos en la tabla 4, tomando como efecto competitivo el registrado en el periodo anterior puesto que es desconocido. En cuanto a la capacidad predictiva global los resultados son similares, si bien por sectores existen algunas diferencias significativas, apreciándose que el procedimiento *constant-shift* conduce a errores inferiores en todas las actividades excepto la de servicios.

Tabla 4. Predicciones de ocupados en Asturias bajo la hipótesis *constant-shift*

	Agricultura	*Industria*	*Construcción*	*Servicios*	*Total*
2001	29.898	75.435	41.725	210.343	357.402
2002	28.626	76.584	50.617	262.440	364.586
2003	27.383	77.953	47.578	220.110	373.024
Raíz ECM	2,75	3,13	2,50	15,43	8,67
Error absoluto porcentual medio (%)	8,28%	3,29%	4,87%	6,55%	2,26%
Indice de Theil	0,04	0,02	0,03	0,03	0,01

Como complemento a la metodología anterior hemos aplicado el modelo de James y Hughes (1.17), considerando la especificación autorregresiva . La tabla 5 resume los resultados de la estimación de este modelo para los cuatro sectores analizados incluyéndose el esquema autorregresivo de orden 1 en todos los sectores excepto construcción.

Tabla 5. Resultados de la estimación del modelo James y Hughes por sectores

	$\log a_i$ (t - statistic)	$\hat{b}_i$ (t – statistic)	$\hat{\rho}$ (t – statistic)	R^2
Agricultura (n=11)	-2,757 (-18,296)***	-0,037 (-4,226)***	0,457 (2,454)***	0,893
Industria (n=20)	-3,254 (-59,429)***	-0,026 (-6.591)***	0,607 (3,501)***	0,943
Construcción (n=15)	3,324 (-48.754)***	-0,022 (-4,472)***		0,606
Servicios (n=20)	-3,527 (-81,126)***	-0,014 (-4,155)***	0,531 (2,565)***	0,825

*La notación ()*** indica que los resultados son significativos al 1%*

Las predicciones obtenidas mediante la aplicación de estos modelos para 2001-2003 proporcionan resultados similares a los de los procedimientos anteriores. Más concretamente, la tabla 6 compara los pesos sectoriales observados con los pronosticados mediante los procedimientos de James y Hughes y constant-share:

Tabla 6. Pesos regionales sobre el empleo sectorial $\left(\frac{E_{ij}}{E_i}\right)$, en %: Valores observados (W_{ij}) y pronosticados según los procedimientos de James y Hughes (J-S) y constant-share (C-S):

	Agricultura			*Industria*			*Construcción*			*Servicios*		
	W_{ij}	J-S	C-S	W_{ij}	J-S	C-S	W_{ij}	J-S	C-S	W_{ij}	J-S	C-S
2001	2,5	2,9	2,9	2,3	2,3	2,3	2,2	2,2	2,1	2,3	2,1	2,1
2002	2,8	2,8	2,9	2,4	2,2	2,3	2,1	2,2	2,1	2,2	2,1	2,1
2003	2,9	2,7	2,9	2,3	2,1	2,3	2,3	2,2	2,1	2,2	2,1	2,1
EAPM		8,10	3,83		5,41	3,56		2,58	4,75		4,45	2,06

Los resultados obtenidos corroboran las conclusiones de otros estudios previos según los cuales la utilización de un modelo "shift-share" tipo James y Hughes (1.17) no es superior a la aproximación "constant-share". Para Brown (1969) la razón está en la escasa estabilidad de los componentes de este análisis, especialmente el efecto competitivo[11].

El conocimiento del efecto competitivo debe jugar un papel fundamental tanto para la extracción de información histórica y causal del pasado como para el planteamiento de distintos escenarios alternativos en base a decisiones de política económica local, cada vez más importante en el resultado económico final de cada región como consecuencia del mayor nivel de gestión descentralizada.

En nuestra aplicación, siguiendo la metodología de Kurre y Weller (1989) para la elaboración de predicciones de empleo hemos considerado la descomposición del cambio en el empleo mediante periodo móvil de k=4 años o 16 trimestres, llevando a cabo previamente un alisado mediante medias móviles de periodo cuatro para reducir los efectos de la estacionalidad. Lógicamente una modelización temporal adecuada de los efectos competitivos sectoriales será la clave para la obtención de predicciones.

Previamente se ha llevado a cabo una evaluación de estas predicciones para los años 2001-2003 obteniéndose los valores para el número de ocupados (en miles) total y por sectores y las correspondientes medidas de bondad resumidos en la tabla 7.

11. Gerking y Barrington (1981) llevan a cabo un análisis exhaustivo de la estabilidad del efecto competitivo a partir de la descomposición de Emmerson, Ramanathan y Ramm (1975).

Tabla 7. Predicciones trimestrales del número de ocupados sectorial y total obtenidas mediante ARIMA y Shift-Share dinámico

Trimestre	*Agricultura*	*Industria*	*Construcción*	*Servicios*	*Total*
2001TI	30.472	75.535	43.383	225.768	375.158
2001TII	27.442	77.377	43.793	223.599	372.211
2001TIII	25.292	76.931	45.035	230.841	378.099
2001TIV	24.380	74.302	45.654	233.757	378.092
2002TI	24.839	75.289	44.927	233.167	378.221
2002TII	24.635	76.110	43.888	236.943	381.575
2002TIII	25.224	74.706	42.844	234.762	377.536
2002TIV	28.610	76.017	42.560	236.540	383.726
2003TI	28.493	74.555	52.950	223.749	379.748
2003TII	27.724	75.823	50.829	229.985	384.360
2003TIII	28.418	76.629	48.481	234.625	388.152
2003TIV	28.068	78.834	48.889	238.223	394.014
Raiz ECM	1,46	3,01	4,49	7,15	9,61
Error absoluto porcentual medio (%)	4,85%	3,49%	8,63%	2,88%	2,23%
Indice de Theil	0,03	0,02	0,05	0,01	0,01

El punto fundamental en esta metodología es la anticipación de los valores del efecto competitivo ya sea mediante modelización ARIMA o asumiendo alguna de las hipótesis antes descritas sobre su evolución. Las predicciones trimestrales de la tabla 7 han sido obtenidas como suma de los tres efectos del análisis shift-share, donde los efectos nacional y sectorial se obtienen según las expresiones (1.28) y (1.29) mientras que el efecto competitivo se predice mediante los modelos ARIMA estimados para los distintos sectores y resumidos en la tabla 8.

Conviene señalar en este sentido que, con el fin de centrarnos en las diferencias derivadas de los supuestos sobre el efecto competitivo, se han adoptado los valores nacionales realmente registrados en el periodo, de forma que las medidas de bondad o de error de las predicciones reflejen únicamente la influencia de la consideración de una hipótesis previa o del modelo ARIMA asociado al efecto competitivo.

De esta forma, estos resultados pueden ser comparados con los que se derivarían de alguna de las hipótesis anteriores. Así, en la tabla 9 se obtienen las medidas de bondad para los niveles de empleo por trimestres y sectores bajo la hipótesis del *constant share* y sobre la descomposición dinámica del análisis shift-share por periodos móviles de forma que los datos del primer trimestre de 2001 se obtienen multiplicando por la tasa correspondiente los datos regionales del primer trimestre de 1997, es decir:

$$\hat{E}_{ij}^{t} = E_{ij}^{t-16}\left(\frac{E_i^t - E_i^{t-16}}{E_i^{t-16}}\right) \qquad \textbf{(1.30)}$$

Tabla 8. Modelos ARIMA estimados para el efecto competitivo sectorial (desviaciones estándar entre paréntesis)[12]

Agricultura	$(1-1{,}73L+0{,}78L^2)E_t=(1-1{,}26L^4+0{,}34L^8)u_t$ (0,06) (0,066) (0,08) (0,10)
Industria	$(1-1{,}86L+0{,}9L^2)(1+0{,}54L^4)E_t=-0{,}58t+0{,}007t^2+(1-0{,}35L)u_t$ (0,061) (0,06) (0,1) (0,09) (0,001) (0,13)
Construcción	$(1-1{,}82L+0{,}87L^2)E_t=(1-0{,}92L^4)u_t$ (0,054) (0,055) (0,024)
Servicios	$(1-1{,}83L+0{,}86L^2)(1+0{,}41L^4)E_t=(1-0{,}96L^4)u_t$ (0,06) (0,05) (0,11) (0,025)

Los resultados son en este caso peores que los de la tabla 7, más aún si analizamos las valores sectoriales[13], especialmente en agricultura y construcción. Nuevamente la excepción va asociada al sector servicios, para el que el empleo regional ha experimentado en los últimos trimestres una variación superior a la esperada.

5.2. Escenarios y predicciones 2004-2006

En este último apartado presentamos las predicciones ex-ante para el empleo sectorial regional en el horizonte 2004-2006. Si bien hemos adoptado como referencia los escenarios de empleo referidos al contexto nacional publicados por distintos organismos, éstos proporcionan generalmente predicciones anuales, sin desglose trimestral ni sectorial, por lo que ha sido necesario complementarlos con modelos univariantes sectoriales. A partir de los resultados obtenidos se ha adoptado como predicción básica la de consenso (media aritmética simple) y como alternativas optimista y pesimista los valores máximo y mínimo respectivamente[14]. La tabla 10 recoge las tasas de crecimiento previstas para el número de ocupados total y por sectores en España para cada uno de los escenarios definidos en el periodo 2004-2006.

12. Todos los parámetros autorregresivos y de medias móviles estimados tanto en la parte regular como en la estacional resultan significativos al 1%. Los resultados del contraste Q de Ljung-Box sobre los residuos de los modelos estimados permiten asumir la estructura de ruido blanco.
13. Los resultados son los esperados al realizar una extrapolación de la evolución sectorial nacional a la región.
14. Las predicciones de empleo anual por sectores consideradas como marco de referencia son las elaboradas por CEPREDE, que al ser agregadas no difieren significativamente de las publicadas por FUNCAS.

Tabla 9. Predicciones trimestrales del número de ocupados sectorial y total obtenidas bajo la hipótesis constant-share

Trimestre	*Agricultura*	*Industria*	*Construcción*	*Servicios*	*Total*
2001TI	34.528	81.550	43.837	227.289	387.204
2001TII	34.277	79.057	44.976	225.119	383.429
2001TIII	33.542	76.813	47.600	223.360	381.315
2001TIV	32.677	73.870	50.015	223.286	379.849
2002TI	31.999	71.796	52.316	222.346	378.458
2002TII	31.078	72.072	53.815	224.437	381.402
2002TIII	29.840	72.035	53.751	225.997	381.623
2002TIV	29.525	72.990	53.445	227.588	383.549
2003TI	28.972	73.551	51.946	231.628	386.096
2003TII	28.712	74.118	49.376	234.240	386.446
2003TIII	29.406	74.823	46.501	235.598	386.329
2003TIV	29.056	75.660	45.095	236.477	386.288
Raiz ECM	5,69	4,27	8,33	6,03	14,46
Error absoluto porcentual medio (%)	18,68%	4,46%	17,34%	2,13%	3,36%
Indice de Theil	0,09	0,03	0,09	0,01	0,02

Tabla 10. Tasas de crecimiento del número de ocupados 2004-2006 en España según escenarios

	Escenario pesimista	Escenario básico	Escenario optimista
Agricultura			
2004	-1,52%	-2,81%	-2,01%
2005	-2,98%	-3,57%	-2,22%
2006	-4,78%	-3,67%	-2,55%
Industria			
2004	-0,59%	-0,14%	-0,70%
2005	-0,31%	0,63%	0,14%
2006	0,18%	0,68%	0,88%
Construcción			
2004	1,68%	2,17%	1,03%
2005	2,00%	1,90%	4,21%
2006	0,27%	1,44%	3,46%
Servicios			
2004	2,69%	3,26%	3,08%
2005	3,48%	2,98%	3,33%
2006	2,21%	2,83%	3,10%

Tabla 10. Tasas de crecimiento del número de ocupados 2004-2006 en España según escenarios (cont.)

Total de ocupados			
	Escenario pesimista	Escenario básico	Escenario optimista
2004	1,70%	2,15%	1,85%
2005	2,23%	2,07%	2,56%
2006	1,24%	1,94%	2,47%

Por lo que se refiere a las perspectivas regionales, siguiendo el mismo esquema de trabajo que en el apartado anterior hemos elaborado predicciones basadas en los supuestos de constancia del efecto competitivo (*constant shift*) y comportamiento sectorial homotético (que supondría una traslación del *constant share*), cuyos resultados anuales se resumen en la tabla 11:

Tabla 11. Predicciones del número de ocupados 2004-2006 en Asturias según escenarios

Ocupados en agricultura						
	Escenario pesimista		*Escenario básico*		*Escenario optimista*	
	Constant shift	Constant share	Constant shift	Constant share	Constant shift	Constant share
2004	24.958	25.510	25.563	26.115	25.630	26.182
2005	23.706	24.750	24.131	25.184	24.027	25.600
2006	22.090	23.566	22.756	24.261	21.979	24.948
Ocupados en industria						
	Escenario pesimista		*Escenario básico*		*Escenario optimista*	
	Constant shift	Constant share	Constant shift	Constant share	Constant shift	Constant share
2004	73.661	73.907	73.512	73.758	74.166	74.412
2005	73.182	73.677	73.727	74.223	73.765	74.512
2006	73.068	73.811	73.980	74.729	73.665	75.165
Ocupados en construcción						
	Escenario pesimista		*Escenario básico*		*Escenario optimista*	
	Constant shift	Constant share	Constant shift	Constant share	Constant shift	Constant share
2004	42.373	42.925	45.153	45.705	46.956	47.508
2005	42.701	43.785	45.457	46.574	47.784	49.507
2006	42.290	43.902	45.553	47.246	47.699	51.222

Tabla 11. Predicciones del número de ocupados 2004-2006 en Asturias según escenarios (cont.)

Ocupados en servicios						
	Escenario pesimista		*Escenario básico*		*Escenario optimista*	
	Constant shift	Constant share	Constant shift	Constant share	Constant shift	Constant share
2004	230.399	230.599	240.305	240.504	248.670	248.869
2005	238.216	238.614	247.270	247.675	256.527	257.146
2006	243.272	243.877	254.054	254.676	263.843	265.121
Total de ocupados						
	Escenario pesimista		*Escenario básico*		*Escenario optimista*	
	Constant shift	Constant share	Constant shift	Constant share	Constant shift	Constant share
2004	371.391	372.941	384.533	386.083	395.421	396.970
2005	377.805	380.825	390.585	393.657	402.103	406.765
2006	380.721	385.156	396.343	400.912	407.185	416.456

Tal y como cabía esperar, los resultados obtenidos muestran una mayor sensibilidad a los escenarios de partida que al método de cálculo en función de las hipótesis asumidas para el escenario nacional.

Teniendo en cuenta que según la evaluación de las distintas técnicas llevada a cabo en el apartado anterior, la combinación del análisis dinámico junto con técnicas de series temporales arrojaban unos mejores resultados, resulta aconsejable incorporar esta metodología a las predicciones *ex-ante*.

En los resultados obtenidos según la metodología de Kurre y Weller (1989) se han considerado variaciones periódicas de periodo 4 puesto que, si bien podría haberse planteado un análisis shift-share dinámico puro calculando las variaciones para cada par de años adyacentes, este procedimiento sólo permitiría la obtención de las predicciones con horizonte un año. Así, partiendo de las predicciones nacionales de empleo para el año t+1, y de los datos conocidos hasta el año t disponemos de las tasas de crecimiento sectoriales $r_i^{t\to t+1}$, lo que permite el cálculo del efecto nacional y el efecto sectorial en el período t+1 :

$$EN_{ij}^{t\to t+1} = r^{t\to t+1}E_{ij}^{t} \qquad \textbf{(1.31)}$$

$$ES_{ij}^{t\to t+1} = r_i^{t\to t+1}E_{ij}^{t} \qquad \textbf{(1.32)}$$

Con el objetivo de obtener predicciones para instantes temporales superiores se tendrían que incorporar las predicciones para t+1 y, a partir de esta información, obtener repitiendo el proceso las predicciones para t+2 y así sucesivamente.

La aplicación de este procedimiento de análisis shift-share dinámico de periodo móvil p=4 permite la obtención de predicciones de los efectos nacional y sectorial

para el periodo 2004-2007 si bien el año 2007 ha sido omitido debido a la variabilidad de las predicciones nacionales disponibles mientras que los valores futuros del efecto competitivo se obtienen mediante la modelización ARIMA de los valores trimestrales del efecto competitivo en el periodo ampliado[15]. A partir de los datos trimestrales se obtienen las predicciones en términos anuales para los cuatro sectores considerados y se resumen en la tabla 12.

Tabla 12. Predicciones del número de ocupados 2004-2006 según escenarios

Agricultura			
	Escenario pesimista	Escenario básico	Escenario optimista
2004	25.371	26.141	26.083
2005	19.801	20.164	20.507
2006	19.088	19.667	20.279
Industria			
	Escenario pesimista	Escenario básico	Escenario optimista
2004	78.865	78.506	79.376
2005	76.060	76.563	76.832
2006	77.675	78.524	78.934
Construcción			
	Escenario pesimista	Escenario básico	Escenario optimista
2004	46.869	49.883	51.203
2005	48.157	50.850	53.635
2006	44.603	47.801	51.314
Servicios			
	Escenario pesimista	Escenario básico	Escenario optimista
2004	223.477	234.606	240.545
2005	235.800	244.746	254.152
2006	239.194	250.338	260.582
Total de ocupados			
	Escenario pesimista	Escenario básico	Escenario optimista
2004	374.582	389.136	397.208
2005	379.818	392.322	405.125
2006	380.561	396.331	411.108

15. Tal y como cabía esperar, la reestimación de modelos ARIMA incorporando la información del período 2001-2003 no ha conllevado cambios significativos en los resultados obtenidos.

6. CONCLUSIONES Y REFLEXIONES FINALES

En este trabajo se recupera uno de los objetivos de una técnica clásica (análisis shift-share) que consiste en la obtención de predicciones de una magnitud a partir de datos desagregados por sectores. Con este objetivo, proponemos el uso combinado del análisis shift-share y las técnicas de análisis de series temporales para la elaboración de escenarios de futuro del empleo sectorial en Asturias.

Más concretamente, hemos utilizado el análisis shift-share dinámico cuyas ventajas sobre el estático son a menudo ensalzadas pero rara vez aplicadas. Los análisis empíricos realizados permiten concluir que las predicciones obtenidas mediante el uso combinado de análisis shift-share dinámico y modelización ARIMA presentan mejores niveles de exactitud que las obtenidas mediante las hipótesis constant-shift y constant-share utilizadas habitualmente.

En lo que se refiere a los resultados desagregados se aprecian considerables diferencias por sectores, observándose en el empleo asociado a las actividades de servicios un considerable dinamismo que previsiblemente se prolongará en el horizonte de predicción.

También el empleo de la construcción presenta buenas perspectivas hasta el año 2006, a diferencia de lo que sucede con la agricultura, que previsiblemente continuará su pérdida gradual de población activa y ocupada. Por último, las predicciones obtenidas para la industria apuntan niveles reducidos de crecimiento, inferiores al 1% anual y acordes con un cierto estancamiento de la actividad industrial en la región.

Si bien, como es habitual en cualquier estudio prospectivo, estos escenarios deben ser interpretados como orientativos y revisados a medida que se disponga de nueva información, consideramos que este tipo de análisis puede resultar de gran utilidad para facilitar y orientar la toma de decisiones a los responsables de las políticas de empleo regional, especialmente en el actual contexto de ampliación de la Unión Europea e implementación de la Estrategia Europea de Empleo.

Agradecimientos

Los autores desean agradecer las sugerencias realizadas por dos evaluadores anónimos, que han contribuido a mejorar sustancialmente la versión inicial del trabajo. También desean hacer constar su gratitud a la Consejería de Industria y Empleo del Principado de Asturias, financiadora del proyecto SV-PA-03-16 en cuyo marco se ha desarrollado parte de esta investigación.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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

BARFF, R.D.; 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*, 18, 3, p. 463-469.

BROWN, H.J. (1969): "Shift-share projections of regional growth: empirical test", *Journal of Regional Science*, vol.9, p. 1-18.

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

CASLER, S.D. (1989): "A Theoretical Context for Shift and Share", *RegionalStudies,* Vol.23, nº 1, p. 43-48.

CUADRADO, J.R. (dir) (1998): *Convergencia Regional en España: Hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria.

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

EMMERSON, R., RAMANATHAN, R.; RAMM, W. (1975): "On the analysis of regional growth patterns", *Journal of Regional Science*, vol.15, p.17-28.

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

GEORGOFF, D.M.; MURDICK, R.G. (1986): "Manager's guide to forecasting", *Harvard Business Review,* 64 (Jan-Feb.), p. 110-120.

GERKING, S.D.; BARRINGTON, J.L. (1981): "Are regional share effects constant over time", *Journal of Regional Science*, vol.21, nº 2, p. 163-174.

HELLMAN, D.A. (1974): "Agglomeration economies: a model of regional export activity", *Growth and Change*, vol.5, p.12-17.

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

HUSS, W. R. (1988): "A move towards scenario analysis", *International Journal of Forecasting* vol.4, p.377-388.

INE (varios años): *Encuesta de Población Activa*

JAMES, F.JR.; HUGHES, J. (1973): "A test of shift and share analysis as a predictive device", *Journal of Regional Science*, vol.13, p. 213-231.

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.

KURRE, J.A.; WELLER, 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.; MAYOR, M.; PÉREZ, R.; ALONSO, I.; NUCCIO, M. (2003): "Escenarios de futuro del empleo en el Principado de Asturias (2003-2006)", Documento de Trabajo HISPALINK-Asturias 3/03.

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. (2001): "Modelización sectorial-espacial del crecimiento. Aplicación al caso de Asturias", *Memoria de Proyecto de Investigación presentada en el Departamento de Economía Aplicada (14-9-2001)*.

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

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

MOORE, B.; RHODES, J. (1973): "Evaluating the effects of British regional economic policy, *The Economic Journal*, vol.83, p. 87-110.

PARASKEVOPOULOS, C.C. (1971): "The stability of regional share components: an empirical test", *Journal of Regional Science*, vol.11, p.107-112.

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.

RICHARDSON, H.W. (1986): *Economía Regional y Urbana,* Alianza Editorial.

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.

STILLWELL, F.J. (1969): "Regional Growth and Structural Adaptation", *Urban Studies,* vol.4, nº 6, p.162-178.

THEIL, H. (1966): *Applied Economic Forecasting*, North Holland Publishing.