

ANÁLISIS DE LA COYUNTURA REGIONAL. TÉCNICAS DE ESTIMACIÓN Y PREDICCIÓN

Ana Jesús López Menéndez
Rigoberto Pérez Suárez
Universidad de Oviedo

El análisis de la evolución coyuntural de una economía debe basarse en un adecuado tratamiento cuantitativo de la información estadística disponible. El esfuerzo realizado por el INE para la puesta en marcha del sistema de Contabilidad Nacional Trimestral ha impulsado en gran medida los análisis coyunturales, motivando la aparición de proyectos en el ámbito regional. En este artículo presentamos una propuesta metodológica de análisis de coyuntura regional, que incluye la elaboración de una base de datos trimestralizada de VAB y la realización de predicciones coyunturales¹. En la primera etapa seguimos la metodología habitual en este tipo de trabajos, similar a la empleada por el INE y otras Oficinas de estadística. Por lo que se refiere a la etapa predictiva, comenzaremos analizando las posibilidades que ofrecen los modelos trimestrales, para plantear posteriormente una propuesta alternativa, basada en simulaciones sobre modelos anuales. El trabajo concluye con la presentación de algunos resultados obtenidos al aplicar las técnicas descritas al VAB regional de Asturias.

Palabras clave: coyuntura económica, trimestralización, predicción, tasas interanuales.

1. INTRODUCCIÓN

Los análisis de coyuntura económica han cobrado en los últimos años un protagonismo creciente, al que han contribuido dos tipos de factores: el aumento en las disponibilidades de información estadística a corto plazo y la generalización en el uso de ciertas técnicas estadísticas y econométricas.

(1) Parte de la metodología recogida en este trabajo ha sido desarrollada por los autores en el seno del proyecto HISPALINK-Asturias. Deseamos expresar nuestro agradecimiento a los restantes miembros del equipo por sus aportaciones en nuestras reuniones y seminarios y por las sugerencias realizadas a las versiones previas de este trabajo.

Dentro del primer grupo de factores, la publicación por parte del INE de la Contabilidad Nacional Trimestral de España (CNTR) marca el inicio de una nueva etapa en la estadística oficial española, al proporcionar una cuantificación del crecimiento a corto plazo de las principales macromagnitudes, con un nivel de detalle adecuado y una disponibilidad temporal aceptable.

Aunque los análisis económicos regionales presentan algunos problemas diferenciales, no existen dificultades que impidan aplicar a nivel autonómico metodologías análogas a la utilizada por el INE, condicionadas por la disponibilidad de información estadística en cada ámbito regional².

En efecto, el análisis coyuntural de una región sólo podrá ser efectuado de forma adecuada si disponemos de una base cuantitativa sólida, que proporcione información fiable y actualizada sobre un conjunto suficientemente amplio de magnitudes relevantes de la economía regional.

Afortunadamente el Principado de Asturias es una región privilegiada en cuanto a base estadística, y más concretamente en cuanto a indicadores económicos de alta frecuencia, ya que las publicaciones de SADEI proporcionan abundante información económica —tanto de elaboración propia como recopilada de diversas fuentes— con un nivel de detalle adecuado y una disponibilidad temporal satisfactoria. A título ilustrativo, resumimos en un cuadro los rasgos y contenidos de las principales publicaciones con información estadística coyuntural para esta región.

Esta disponibilidad de información constituye un excelente punto de partida para la elaboración de una base de datos que contenga las principales magnitudes económicas regionales trimestralizadas, permitiendo así un análisis histórico de la evolución a corto plazo de dichas magnitudes y posibilitando además la realización de predicciones coyunturales.

2. TRIMESTRALIZACIÓN DE VAB SECTORIALES

Aunque en sentido estricto un análisis coyuntural regional exigiría disponer de un cuadro completo de contabilidad trimestral para la región, debemos tener presente que en el momento actual la información estadística regionalizada por el INE se limita a la óptica de la oferta. Dicha información aparece publicada en la Contabilidad Regional de España (CRE), que utilizaremos como referencia debido, entre otras razones, a su carácter oficial.

Más concretamente, adoptaremos como punto de partida las series anuales de valores añadidos sectoriales elaboradas por el INE en su Contabilidad Regional de España (CRE) expresados en precios constantes de 1986. Por lo que se refiere al nivel de desagregación sectorial, consideramos las actividades de agricultura (A), industria (I), construcción (B) y servicios (S).

Dichas series han sido prolongadas hacia atrás con el Banco de Datos Multirregional HISPALINK y hacia adelante con las últimas predicciones disponi-

(2) Dicha metodología aparece descrita con detalle en INE (1993). Una aplicación de metodologías similares en el ámbito regional puede verse en Suriñach, J.; Pons, J. y Pons, E. (1996) y en Cavero, J. y otros (1994).

Cuadro 1 INFORMACIÓN COYUNTURAL EN ASTURIAS

| Fuente | Publicaciones (periodicidad) | Contenidos |
|--|---|---|
| INE | <i>Boletín mensual de estadística</i> (BME, mensual) <i>Boletín trimestral de Coyuntura</i> (BTC, trimestral) <i>Cifras INE</i> | Encuesta de Población Activa (EPA), Índice de Precios de Consumo (IPC), Encuesta de salarios en industria y servicios (ES), Estadística de efectos de comercio devueltos e impagados (EI), Estadística de Hipotecas (H), Movimiento de viajeros en establecimientos hoteleros (MVEH), Estadística de suspensiones de pago y declaraciones de quiebra (SQ), Estadística de sociedades mercantiles (SM), Transporte de Viajeros interior regular (TVIR), Estadística de ventas a plazos (VP). |
| Ministerio de Economía y Hacienda | <i>Boletín de Coyuntura Regional</i> (trimestral) | Industria, Construcción, Servicios, Consumo, Consumo e Inversión, Laboral, Precios, Salarios, Finanzas, Comercio Exterior. |
| SADEI | <i>Coyuntura regional de Asturias</i> (trimestral y mensual) | Población, Medio ambiente, Producción, Consumo, Precios, Salarios, Laboral, Inversión, Finanzas, Transportes y comunicaciones, Hostelería, Comercio Exterior. |
| Otras instituciones y empresas (INEM, FEVE, RENFE, SEOPAN, Ayuntamientos...) | | Indicadores de actividad a nivel regional, comarcal o municipal |

bles en el marco del proyecto HISPALINK, recogidas en la base HISPADAT (período 1992-1997)³.

Se dispone así de series sectoriales anuales de referencia que garantizan varios requisitos deseables: respeto a la información estadística oficial proporcionada por el INE, homogeneidad metodológica con los trabajos desarrollados por otros investigadores regionales, rápida disponibilidad de la información y actualización permanente de la misma, que permite realizar predicciones con un riesgo moderado.

En principio la estimación del VAB trimestral podría ser efectuada directamente sobre el total regional. Sin embargo, en general resultará conveniente llevar a cabo una desagregación sectorial, que permita tener en cuenta las peculiaridades de las distintas actividades económicas, utilizando los métodos de estimación que en cada caso se consideren más adecuados.

(3) El banco de datos multirregional HISPALINK, resultado del esfuerzo conjunto de los equipos que integran este proyecto, contiene variables regionales para el período 1970-1991 y su metodología aparece recogida en HISPALINK (1993). Para complementar esta base histórica de referencia, la base HISPADAT (que se actualiza semestralmente) recoge la información suministrada por el INE en su Contabilidad Regional, prolongada con las últimas predicciones anuales elaboradas en el marco del proyecto HISPALINK.

La metodología general aplicada para la estimación de series trimestrales de VAB sectorial es similar a la seguida por el INE en su Contabilidad Nacional Trimestral de España (CNTR).

La notación utilizada en este trabajo, que aparece descrita al final del mismo (cuadro 4), designa con mayúsculas las series anuales (Y_t X_t) y con minúsculas las trimestrales, ($y_{t,j}$ $x_{t,j}$) denotando con negrita los correspondientes vectores y matrices de datos (Y , X , y , x).

Así, en términos generales dado un vector de datos anuales $Y=(Y_1, \dots, Y_T)'$ nuestro objetivo será llegar a obtener el vector de datos trimestrales $y=(y_{1,1}, \dots, y_{1,4}, \dots, y_{T,1}, \dots, y_{T,4})'$ que satisface el requisito:

$$\sum_{j=1}^4 y_{t,j} = Y_t \quad t=1, \dots, T$$

La práctica más habitual para obtener los valores trimestrales $y_{t,j}$ ($t=1, \dots, T$; $j=1, \dots, 4$) consiste en efectuar una «distribución trimestral» de las series anuales Y_t , adoptando como referencia ciertos indicadores que proporcionen una explicación adecuada de la evolución temporal de la serie considerada y para los que se disponga de información a corto plazo (mensual o trimestral).

2.1. Indicadores. Selección y filtrado

La selección de indicadores sectoriales es uno de los problemas que debemos abordar en la fase inicial del estudio. El objetivo será llegar a disponer de una base de variables de alta frecuencia, relacionadas con el sector que estudiamos y que cumplan una serie de requisitos deseables respecto a calidad, disponibilidad estadística, actualización,...

La aproximación a los indicadores económicos basada en la teoría de ciclos parte de las investigaciones llevadas a cabo por Burns y Mitchell (1946) en el marco del *National Bureau of Economic Research* (NBER). Este planteamiento distingue tres tipos de indicadores, según su relación temporal con el ciclo económico: adelantados, coincidentes y retardados, siendo los primeros de gran interés desde el punto de vista predictivo, mientras que los coincidentes se utilizan para aproximar el denominado «ciclo de referencia».

Con el objetivo de garantizar una buena aproximación a la evolución económica, existen dos aspectos a los que conviene prestar atención: la extracción de una señal de crecimiento adecuada a partir de los indicadores básicos y la selección de las series que, de forma individual o agregada, utilizaremos para llevar a cabo la trimestralización de la magnitud objetivo (VAB en nuestro caso).

Por lo que se refiere al primer aspecto, teniendo en cuenta que los indicadores económicos suelen presentar niveles considerables de volatilidad, se plantea la utilización de filtros que suavizan las variables, de modo que los *inputs* introducidos en los modelos presenten un perfil más estable que las series básicas.

Aunque no pretendemos abordar en este trabajo el tema de diseño y selección de filtros, conviene tener presentes ciertos aspectos referidos a sus objetivos y consecuencias.

En términos generales, los filtros persiguen extraer la verdadera señal de las series de indicadores, eliminando las oscilaciones no informativas y aproximando así la evolución subyacente. En este sentido, aunque la utilización de series desestacionalizadas constituye todavía una práctica bastante habitual, existen argumentos tanto económicos como estadísticos a favor del componente tendencia-ciclo como aproximación del nivel subyacente de una serie económica⁴.

Es posible definir y utilizar diversos filtros entre los cuales se encuentran las medias móviles, los métodos empiricistas X11 y X11 ARIMA y los métodos de forma reducida. En la estadística oficial española y algunos otros organismos se viene utilizando el filtro de *líneas aéreas modificado* (LAM) que consiste en la aplicación encadenada de un filtro desestacionalizador y otro que elimina las altas frecuencias.

La serie resultante de aplicar ambos filtros aparece desplazada con respecto a la original, hecho que exige disponer de predicciones de dicha serie previas a la aplicación del filtro. Este es uno de los inconvenientes asociados al filtro LAM, si bien puede considerarse más grave el hecho de suponer una estructura ARIMA predeterminada para suavizar los valores, cuando en muchas ocasiones la identificación de la serie nos llevaría a modelizaciones distintas.

Un filtro alternativo es el propuesto por Hodrick y Prescott (1997). Dicho filtro se basa en la idea de varianza explicada y varianza no explicada, esto es, separa la dispersión en torno a la línea de regresión y la dispersión dentro de la propia línea. Así, dada una serie básica x consideraremos una serie filtrada \tilde{x} de forma que la varianza no explicada corregida por la suma de las desviaciones cuadráticas entre los saldos consecutivos de la serie filtrada vendría dada por la expresión:

$$\sum_{i=1}^{4T} (x_i - \tilde{x}_i)^2 + \lambda \sum_{i=2}^{4T} [(\tilde{x}_{i+1} - \tilde{x}_i) - (\tilde{x}_i - \tilde{x}_{i-1})]^2$$

donde para mayor comodidad hemos considerado un único subíndice, denotando por i los sucesivos trimestres $1, \dots, 4T$.

El segundo sumando de la expresión es el sumatorio de las diferencias cuadráticas de segundo orden para la serie filtrada y puede ser interpretado como la *inercia o aceleración* que consideramos debe mantener nuestra serie filtrada⁵.

(4) Siguiendo a España, A. y Cancelo, J. R. (1993), es conveniente tener presente que la serie ajustada de estacionalidad contendrá el componente irregular, causado principalmente por errores de medida. La combinación de los componentes tendencial e irregular no parece justificada conceptualmente y además, desde el punto de vista estadístico, la serie tendencia-ciclo será preferible a la desestacionalizada en cuanto a precisión del estimador y eficiencia de las estimaciones recurrentes.

(5) El valor del parámetro λ será fijado en función de la volatilidad de los datos y de nuestro objetivo. Para valores bajos de λ la inercia es muy pequeña y en consecuencia la serie es más irregular, captando mejor las ondulaciones de la serie original; en cambio para valores altos de λ la inercia se convierte en el componente de mayor peso y obtenemos una línea suave que puede aproximar la tendencia.

Una vez que la base de indicadores disponibles haya sido convenientemente filtrada, resulta conveniente llevar a cabo análisis estadísticos de estas variables, examinando sus correlaciones con la magnitud objetivo. En ocasiones estos análisis permiten elaborar indicadores sintéticos de actividad que resultan de gran utilidad en el análisis coyuntural⁶.

2.2. Método de Chow y Lin

Entre los distintos métodos de trimestralización basados en indicadores destaca la propuesta de Chow y Lin (1971) que conduce a estimaciones lineales óptimas y es aplicado con generalidad por organismos oficiales e investigadores.

El rasgo más interesante de este procedimiento es el planteamiento de la trimestralización de series como un problema estadístico, a diferencia de otros métodos de como el de Denton (1971) que utilizan los indicadores para llevar a cabo un proceso de ajuste.

El punto de partida del método propuesto por Chow y Lin consiste en asumir la existencia de un modelo lineal trimestral que explica la serie objetivo (vector y desconocido) a partir de uno o varios indicadores, recogidos en la matriz x . Es decir:

$$y = x\beta + u \quad \text{con } E(u) = 0 \text{ y } E(uu') = V$$

Se plantea entonces la estimación de y a partir del vector Y de datos anuales y de la matriz x de indicadores trimestrales convenientemente filtrados⁷.

Denotando por B la matriz que transforma datos trimestrales en anuales⁸ se tiene:

$$Y = By = Bx\beta + Bu \quad \text{con } E(Bu) = 0 \text{ y } E(Bu(Bu)') = BV B'$$

Exigiendo que el vector y buscado satisfaga los requisitos de ausencia de sesgo y mínima varianza⁹ se llega a la expresión:

$$\hat{y} = x\hat{\beta}_e + VB'(BVB')^{-1}\hat{U}$$

(6) La metodología de elaboración de indicadores sintéticos regionales puede verse en Sur, A. (1994) y en Pérez, R. y Delgado, F. J. (1997).

(7) Para mayor comodidad denotaremos las matrices de indicadores por x o X , si bien se tratará en todos los casos de series filtradas \tilde{x} , \tilde{X} .

(8) En general, los valores anuales se obtienen por agregación de datos trimestrales, de modo que para una serie de T años se tiene $Y = By$ donde B es una matriz $T \times 4T$ dada por la expresión:

$$B = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & \dots & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & \dots & 1 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$$

En caso de que los valores anuales se obtuviesen por interpolación la matriz B se obtendría dividiendo por 4 la anterior.

(9) Partiendo de un estimador lineal genérico $\hat{y} = PY$, el requisito de ausencia de sesgo se traduce en: $E(\hat{y} - y) = 0 \Rightarrow \hat{y} = X\beta + PBu$. A partir de esta expresión se llega al estimador de Chow-Lin imponiendo la condición de mínima varianza.

donde $\hat{\beta}_G$ es el estimador de mínimos cuadrados generalizados de β estimado para el modelo anual:

$$\hat{\beta}_G = (X' B' (BVB')^{-1} B X)^{-1} X' B' (BVB')^{-1} Y$$

mientras \hat{U} es el vector de residuos asociado a la estimación de dicho modelo:

$$\hat{U} = Y - \hat{Y}$$

Así pues, la solución obtenida por este procedimiento admite una interpretación muy intuitiva, según la cual la serie trimestral se estima a partir de dos componentes: una función lineal de los indicadores trimestrales y una trimestralización de los residuos de la regresión anual.

Teniendo en cuenta que este segundo componente dependerá de la matriz de varianzas-covarianzas V desconocida, su valor podrá ser aproximado bajo ciertas hipótesis sobre el comportamiento probabilístico de u :

a) *u es ruido blanco*

En este caso la matriz de varianzas-covarianzas sería proporcional a la matriz identidad, con lo cual se llegaría a la estimación:

$$\hat{y} = X \hat{\beta}_G + \frac{1}{4} B' \hat{U}$$

consiste en repartir uniformemente el residuo anual¹⁰.

b) *u sigue un modelo AR(1)* $u_t = \phi u_{t-1} + \epsilon_t$ con $|\phi| < 1$; $E(\epsilon) = 0$, $E(\epsilon \epsilon') = \sigma^2 I_{RT}$

En este caso la matriz de varianzas-covarianzas viene dada por la expresión:

$$V = \sigma^2 \begin{pmatrix} 1 & \phi & \dots & \phi^{4T-1} \\ \phi & 1 & \dots & \phi^{4T-2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \phi^{4T-1} & \phi^{4T-2} & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

y es posible aplicar el procedimiento iterativo propuesto por Di Fonzo y Filosa (1987) para la estimación del parámetro ϕ ¹¹.

c) *u sigue un paseo aleatorio* $u_t = u_{t-1} + \epsilon_t$ con $u_0 = 0$; $E(\epsilon \epsilon') = \sigma^2 I_{4T}$

Este último supuesto se corresponde en realidad con una modificación del método de Chow-Lin desarrollada por Fernández (1981).

(10) Esta solución coincide con la derivada por Denton, F. T. (1971) para el caso de modelos con un único indicador y bajo la hipótesis de perturbaciones con estructura de ruido blanco.

(11) En síntesis las etapas propuestas por Di Fonzo serían: estimar el coeficiente anual ϕ_a a partir de regresión entre los residuos anuales, obtener el coeficiente trimestral ϕ a partir del anual mediante la expresión:

$$\phi_a = \frac{\phi(\phi + 1)(\phi^2 + 1)^2}{2(\phi^2 + \phi + 2)}$$

A continuación es posible estimar la serie trimestral \hat{y} por el método de Chow-Lin y llevar a cabo una regresión sobre la misma, obteniendo a partir de este modelo los residuos trimestrales. Dichos residuos proporcionarán una nueva estimación de ϕ , que conduce a una nueva estimación \hat{y} . El procedimiento es iterativo hasta que se produzca la convergencia en los parámetros ϕ estimados.

En este caso se tiene $\text{Cov}(u, u_s) = \sigma^2 \min(r, s)$, $u = D^{-1}E$ y $V = \sigma^2(D'D)^{-1}$, siendo D la matriz de primeras diferencias:

$$D = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ -1 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & -1 & 1 \end{pmatrix}$$

llegándose a la solución $\hat{y} = X\hat{\beta}_0 + (D'D)^{-1}B'[B(D'D)^{-1}B']^{-1}\hat{U}$

2.3. Métodos de trimestralización sin indicadores

Dado que no siempre es posible disponer de indicadores sectoriales que satisfagan los requisitos necesarios, distintos autores han desarrollado procedimientos de trimestralización de series no basados en indicadores. Así, Lisman y Sandee (1964), Zani (1970) y Greco (1979) llegan a derivar matrices de interpolación A tales que se cumpla $y = AY$, garantizando ciertas propiedades en las series trimestrales obtenidas¹².

Por su parte, Boot, Feibes y Lisman (1967) proponen minimizar las primeras o segundas diferencias entre valores trimestrales sucesivos, superando así ciertas arbitrariedades de otros procedimientos sin indicadores.

En términos generales, este método propone la minimización de las diferencias cuadráticas entre observaciones trimestrales consecutivas, objetivo que puede ser formulado como un problema de optimización en los siguientes términos:

$$\begin{aligned} &\text{Min } y'D'Dy \\ &\text{s.a. } B'y = Y \end{aligned}$$

cuya solución viene dada por la expresión:

$$y_{td} = (D'D)^{-1}B'[B(D'D)^{-1}B']^{-1}Y$$

que satisface una serie de propiedades deseables:

- Identidad: si los valores anuales coinciden, también serán coincidentes los trimestrales.
- Simetría: si la serie anual Y_1, Y_2, Y_3 conduce a la trimestral y_1, \dots, y_{12} entonces la serie simétrica anual (Y_3, Y_2, Y_1) dará como resultado la simétrica trimestral (y_{12}, \dots, y_1) .
- Si se cumple $Y_2 - Y_1 = Y_2 - Y_3$ entonces los valores trimestrales se encuentran en una curva más horizontal que la senoide.
- Si las primeras diferencias anuales son constantes los valores trimestrales se sitúan en una S alargada.

(12) Más concretamente, partiendo de las series anuales Y_t Lisman, J. H. C. y Sandee, J. (1964) derivan la matriz A bajo las restricciones de simetría, datos trimestrales constantes cuando $Y_{t-1} = Y_t = Y_{t+1}$, cambios trimestrales constantes cuando $Y_t - Y_{t-1} = Y_{t+1} - Y_t$, y datos trimestrales en una senoide si $Y_t - Y_{t-1} = -(Y_{t+1} - Y_t)$.

Por su parte, las propuestas de Zani, S. (1970) y Greco, C. (1979) conducen a una matriz de interpolación A basada en una tendencia continua desde $t-1$ hasta $t+1$ de tipo parabólico.

Esta última propiedad puede ser considerada no adecuada. Por ello los mismos autores han derivado una solución alternativa basada en la minimización de las segundas diferencias:

$$y_{sd} = (D'D'DD)^{-1}B'[B(D'D'DD)^{-1}B']^{-1}Y$$

3. ELABORACIÓN DE PREDICCIONES COYUNTURALES

Algunos analistas de la coyuntura económica centran sus esfuerzos en el estudio de la evolución económica reciente. No obstante, en nuestra opinión la elaboración de predicciones a corto plazo enriquece considerablemente el análisis, no solamente por lo que aporta en cuanto a perspectivas sino también porque la trayectoria prevista nos ayudará a interpretar la evolución reciente. De ahí que examinemos en este apartado varias posibilidades para la realización de predicciones.

Los requisitos generalmente exigidos a una predicción económica incluirían aspectos tan diversos como la exactitud (definida como proximidad entre la predicción y el valor verdadero de la magnitud objetivo), el carácter informativo (entendido como precisión de la región de valores plausibles), la fácil interpretación, la agilidad en su cálculo y actualización, la rápida disponibilidad o el bajo coste. Lógicamente, resulta difícil satisfacer simultáneamente todos estos criterios, debido a los condicionantes existentes en la práctica.

Los métodos de predicción menos exigentes en cuanto a información requerida serían los univariantes (procedimientos de alisado, metodología Box-Jenkins,...), cuya principal limitación sería el ignorar cualquier tipo de causalidad.

Por otra parte, son numerosas las propuestas de realización de predicciones a partir de *indicadores adelantados* de cierta actividad. Este planteamiento se basa en la construcción de indicadores sintéticos capaces de anticipar la evolución del VAB global o sectorial, con lo cual supone un ahorro en las necesidades de proyecciones para las series básicas consideradas¹³.

También el procedimiento de Chow y Lin —analizado en el apartado 2.2 para la distribución trimestral de series anuales— sería aplicable a la extrapolación de series económicas. No obstante —a diferencia de la metodología para distribución— en este caso se asume como válido el modelo estimado para extrapolar valores trimestrales sin disponer de ninguna referencia de cierre anual.

En los apartados que siguen examinamos dos procedimientos alternativos de predicción, el primero de ellos basado en modelos trimestrales y el segundo en simulaciones a partir de modelos anuales.

(13) En general la tasa de variación *registrada* para el indicador adelantado proporcionaría una estimación de la tasa *esperada* para el VAB. Una panorámica sobre el diseño y posibilidades de los indicadores económicos adelantados puede verse en Lahiri, K. y Moore, G. eds. (1991).

3.1. Predicciones basadas en modelos trimestrales

La disponibilidad de una base de datos trimestral proporciona el punto de partida idóneo para la construcción de modelos sectoriales trimestrales. Teniendo en cuenta que la finalidad es ahora predictiva, la especificación de dichos modelos podrá ser distinta de la propuesta en la etapa de trimestralización.

Consideremos un modelo trimestral sectorial genérico $y = x\beta + u$ donde la matriz x y el vector y recogen la información muestral para los trimestres $j = 1, \dots, 4$ de los años $t = 1, \dots, T$. Denotaremos esta base informativa de forma resumida por I_T .

Con esta referencia, los valores esperados para cada trimestre j del año $T+1$ vendrían dados por la expresión:

$$y_{T+1,j}(j) = E(y_{T+1,j}/I_T) = E(x_{T+1,j}\beta/I_T) + E(u_{T+1,j}/I_T) \quad j = 1, \dots, 4$$

donde por (j) denotamos el número de trimestres anticipados en cada caso.

Teniendo en cuenta que estas esperanzas serán valores poblacionales desconocidos, será necesario aproximarlos a partir de la información muestral disponible. Así, el primer sumando, que recoge el efecto sistemático de la predicción, se aproximará mediante la expresión $x_{T+1,j}\hat{\beta}$ donde $x_{T+1,j}$ es el vector de indicadores para el trimestre j del año $T+1$, cuyos componentes habrán sido en general estimados mediante procedimientos univariantes de series temporales y $\hat{\beta}$ es la estimación mínimo cuadrática del vector de parámetros estructurales¹⁴.

Por lo que respecta a la aproximación del error esperado, pueden considerarse varias alternativas. La primera de ellas, basada en las hipótesis habituales sobre la perturbación aleatoria de un modelo econométrico, llevaría a asumir esperanza nula, mientras que otras opciones consisten en estimar el error con la base muestral disponible más reciente, en particular mediante el residuo trimestral $\hat{u}_{T,j} = y_{T,j} - \hat{y}_{T,j}$.

Aunque ninguna de las dos alternativas puede ser considerada preferible a la otra con carácter absoluto, existen dos argumentos que consideramos destacables a favor de la utilización de errores esperados no nulos. En primer lugar, los residuos podrían no comportarse históricamente como ruidos blancos, situación que debería ser analizada para cada modelo estimado.

Por otra parte, la consideración del residuo cometido en el último período registrado equivaldría a adoptar como referencia para este año los valores verdaderos $y_{T,j} = \hat{y}_{T,j} + \hat{u}_{T,j}$ en lugar de los estimados $\hat{y}_{T,j}$. Teniendo en cuenta que nuestro objetivo es proporcionar tasas de crecimiento trimestral, este argumento nos ha llevado a optar por la segunda alternativa contemplada.

(14) Teniendo en cuenta que las predicciones de los indicadores recogidos en x para el período $T+1$, basadas en modelos ARIMA, son independientes de la estimación mínimo-cuadrática del modelo trimestral, se obtendría $E(x_{T+1,j}\beta/I_T) = E(x_{T+1,j}/I_T)E(\beta/I_T)$. Asumiendo las hipótesis habituales para las perturbaciones, la estimación lineal insesgada óptima vendría dada por $\hat{\beta} = (x'x)^{-1}x'y$.

Así pues, con referencia en el período T, las predicciones para cada trimestre j del año T+1 vendrán dadas por las expresiones:

$$\hat{y}_{T+1,j}(j) = x_{T+1,j}\hat{\beta} + \hat{u}_{T,j}$$

que conducen a las correspondientes tasas interanuales por trimestres:

$$T_4^1(T,j) = \frac{\hat{y}_{T+1,j} - y_{T,j}}{y_{T,j}}$$

Teniendo en cuenta el proceso de centrado necesario para dichas tasas, la predicción interanual de cada trimestre j irá referida al trimestre j-2.

Por su parte, la tasa interanual del período T+1 respecto al T, que irá centrada a final de dicho año sería:

$$T_4^4(T) = \frac{\hat{Y}_{T+1} - Y_T}{Y_T} = \frac{\sum_{j=1}^4 (\hat{y}_{T+1,j} - y_{T,j})}{Y_T} = \frac{\sum_{j=1}^4 T_4^1(T,j)y_{T,j}}{Y_T} = \sum_{j=1}^4 T_4^1(T,j)w_{T,j}$$

donde $w_{T,j}$ representa el peso del trimestre j-ésimo en el valor total del año T.

En la práctica, es habitual asumir estos pesos como constantes, aproximando la tasa interanual de T como promedio de las interanuales de los trimestres

$$T_4^4(T) \approx \frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 T_4^1(j)$$

Aunque hasta ahora hemos supuesto la información cerrada al final del año T, el método expuesto podría ser aplicado con actualizaciones sucesivas de la información disponible en cada trimestre, llegando así a valores esperados del tipo:

$$y_{T+1,j}(h) = E(y_{T+1,j}/I_T^{+j-h}) = E(x_{T+1,j}\beta/I_{T+1-h}) + E(u_{T+1,j}/I_T^{+j-h}) \quad j=1,\dots,4; h=1,\dots,j$$

donde (h) representa el horizonte de la predicción o la anticipación con la que se realiza la predicción del trimestre j, e I_T^{+j-h} recoge la actualización de la base informacional del año T hasta el trimestre j-h del período siguiente.

Puede observarse que el efecto de la nueva información trimestral I_{T+1-h} se trasladará únicamente a las proyecciones univariantes de los indicadores, ya que los parámetros estructurales se asumen estables (aproximados por $\hat{\beta}$), y la información disponible sobre los residuos del trimestre j sería la misma ($\hat{u}_{T,j}$).

Se llegaría de este modo a construir una tabla de predicciones trimestrales con información sucesivamente actualizada como recoge el cuadro 2.

Las columnas del cuadro representan trimestres sucesivos con la correspondiente disponibilidad de información I. Por su parte, las filas de la tabla recogen revisiones sucesivas para las predicciones trimestrales, por lo cual la comparación entre dichos valores servirá como indicador de fiabilidad (de hecho, los márgenes de rectificación en las sucesivas estimaciones de crecimiento del VAB son uno de los indicadores habitualmente considerados para evaluar la calidad estadística).

Cuadro 2
PREDICCIONES BASADAS EN MODELOS TRIMESTRALES

| Información | I_T | I_T^{+1} | I_T^{+2} | I_T^{+3} | $I_T^{+4} = I_{T+1}$ |
|-------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| $j=1$ | $\hat{Y}_{T+1,1}(1)$ | $Y_{T+1,1}$ | $Y_{T+1,1}$ | $Y_{T+1,1}$ | $Y_{T+1,1}$ |
| $j=2$ | $\hat{Y}_{T+1,2}(2)$ | $\hat{Y}_{T+1,2}(1)$ | $Y_{T+1,2}$ | $Y_{T+1,2}$ | $Y_{T+1,2}$ |
| $j=3$ | $\hat{Y}_{T+1,3}(3)$ | $\hat{Y}_{T+1,3}(2)$ | $\hat{Y}_{T+1,3}(1)$ | $Y_{T+1,3}$ | $Y_{T+1,3}$ |
| $j=4$ | $\hat{Y}_{T+1,4}(4)$ | $\hat{Y}_{T+1,4}(3)$ | $\hat{Y}_{T+1,4}(2)$ | $\hat{Y}_{T+1,4}(1)$ | $Y_{T+1,4}$ |

La metodología expuesta constituye una prolongación basada en indicadores de la base de datos trimestral, por lo cual resulta muy adecuada desde el punto de vista conceptual. Además, la construcción de tasas interanuales por trimestres $T_4^1(T,j)$ sería automática a partir de los valores recogidos en el cuadro.

No obstante, cabe señalar ciertas limitaciones o inconvenientes asociados a este procedimiento. En primer lugar, las predicciones anuales obtenidas como resumen de las tasas interanuales por trimestres (media ponderada o media aritmética simple) no coincidirán en general con las tasas asociadas a modelos econométricos anuales¹⁵, hecho que podría originar incongruencias cuando un mismo equipo investigador elabora predicciones a corto y medio plazo partiendo de datos de diferente frecuencia.

Por otra parte, pese al proceso de filtrado sobre las series originales, la volatilidad de los datos trimestrales podría afectar a las predicciones resultantes. Esta inestabilidad podría detectarse, como ya hemos comentado, mediante la comparación por filas de los valores del cuadro 2.

3.2. Predicciones simuladas a partir de modelos anuales

Una propuesta alternativa a la desarrollada en el apartado anterior consiste en adoptar como referencia los modelos anuales sectoriales, incorporándoles las sucesivas actualizaciones de la base informacional para revisar trimestralmente las predicciones a las que conducen. Este procedimiento, que desarrollamos a continuación, soluciona las limitaciones señaladas para las predicciones de modelos trimestrales, al garantizar la congruencia de predicciones trimestrales-anuales y proporcionar una mayor estabilidad a las tasas de crecimiento previsto.

Denotamos el modelo anual por $Y=X\beta+U$, donde el vector Y y la matriz X recogen la información muestral anual de los años $1,\dots,T$.

El valor esperado para el año $T+1$ vendría dado por:

$$Y_{T+1}(1) = E(Y_{T+1}/I_T) = E(X_{T+1}\beta + U_T/I_T)$$

(15) Obsérvese que, aún partiendo de especificaciones únicas para los modelos sectoriales, la información anual recogida en Y , X y la trimestral (y,x) no conducirían a estimaciones coincidentes.

expresión teórica para la cual, siguiendo un razonamiento análogo al expuesto en el apartado anterior se consideraría la aproximación: $\hat{Y}_{T+1}(1) = \mathbf{X}_{T+1}\hat{\beta} + \hat{U}_T$, donde el vector de indicadores para T+1 ha sido estimado por métodos univariantes, $\hat{\beta}$ es la estimación mínimo cuadrática para el vector de parámetros y el error se aproxima por el último residuo $\hat{U}_T = Y_T - \hat{Y}_T$.

La predicción anterior proporcionaría una tasa interanual: $T_4^4(T) = \frac{\hat{Y}_{T+1} - Y_T}{Y_T}$ centrada al cierre del año T.

A medida que vayamos disponiendo de nuevas informaciones trimestrales parece conveniente llevar a cabo actualizaciones sucesivas tanto de la predicción anual como de la correspondiente tasa. Para ello, proponemos un procedimiento basado en la simulación de cierres sucesivos para el modelo anual¹⁶.

Denotaremos mediante superíndices $+j$ ($j=1, \dots, 4$) las *actualizaciones* de las variables explicativas de nuestro modelo en los sucesivos trimestres. Así, con referencia en el año T el vector de datos actualizados j trimestres vendría dado por:

$$\mathbf{X}_T^{+j} = \mathbf{X}_T + \sum_{i=1}^j (\mathbf{x}_{T+1,i} - \mathbf{x}_{T,i})$$

donde \mathbf{X}_T representa el vector de indicadores anuales en T mientras $\mathbf{x}_{T+1,i}$ y $\mathbf{x}_{T,i}$ serían los vectores de indicadores para el trimestre i-ésimo en los años T+1 y T respectivamente¹⁷.

Se observa a partir de esta expresión que las actualizaciones sucesivas serían en realidad expresiones *simuladas*, ya que los elementos de los vectores \mathbf{X}_T^{+j} se obtendrían como *totales móviles* de cuatro trimestres consecutivos, es decir, considerarían un año móvil coincidente con el natural al final del cuarto trimestre.

Lógicamente, la última actualización para cada año ya sería *efectiva*, pues se llegaría al vector de indicadores en T+1:

$$\mathbf{X}_T^{+4} = \mathbf{X}_T + \sum_{i=1}^4 (\mathbf{x}_{T+1,i} - \mathbf{x}_{T,i}) = \mathbf{X}_{T+1}$$

Consideremos ahora la *simulación de cierre anual para T+1 en el trimestre j dada por*:

$$\check{Y}_T^{+j} = \mathbf{X}_T^{+j}\hat{\beta} + \hat{U}_T$$

que, como puede verse en su expresión, proporcionaría una aproximación de orden j al cierre anual, utilizando únicamente información registrada en los cuatro últimos trimestres. Se comprueba fácilmente que para $j=4$ esta simulación es ya un valor efectivo: $\check{Y}_T^{+4} = \mathbf{X}_T^{+4}\hat{\beta} + \hat{U}_T = \mathbf{X}_{T+1}\hat{\beta} + \hat{U}_T = \hat{Y}_{T+1}$.

(16) Un planteamiento similar al expuesto en este trabajo puede verse en Martínez, T. (1994). Sin embargo, dicho autor propone la utilización combinada de modelos coyunturales y econométricos, generando los errores anuales de forma automática como diferencia entre la previsión coyuntural y la estimación del modelo anual.

(17) En este desarrollo estamos asumiendo que las variables anuales se obtienen por agregación de los valores trimestrales, resultando sencillo transformar estas expresiones para aquellas situaciones en las que el valor anual se corresponda con el promedio de los cuatrimestres.

Además de estas simulaciones de cierre, la prolongación de indicadores con ciertos horizontes (h) proporcionará las correspondientes predicciones, siempre referidas a datos anuales, dadas por la expresión¹⁸.

$$\hat{Y}_T^{+j}(h) = \hat{X}_T^{+j} \hat{\beta} + \hat{U}_T \quad h=1, \dots, 4-j$$

Estaríamos en este caso utilizando la misma base informacional pero incorporando además ciertos horizontes de predicción (en general, hasta cerrar el año T+1). Las simulaciones y predicciones consideradas conjuntamente se representan en el cuadro 3.

Cuadro 3
PREDICCIONES BASADAS EN SIMULACIONES ANUALES

| Información | I_T | I_T^{+1} | I_T^{+2} | I_T^{+3} | $I_T^{+4} = I_{T+1}$ |
|-------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------------|
| j=1 | $\hat{Y}_T^{+1}(1)$ | \hat{Y}_T^{+1} | — | — | — |
| j=2 | $\hat{Y}_T^{+2}(2)$ | $\hat{Y}_T^{+2}(1)$ | \hat{Y}_T^{+2} | — | — |
| j=3 | $\hat{Y}_T^{+3}(3)$ | $\hat{Y}_T^{+3}(2)$ | $\hat{Y}_T^{+3}(1)$ | \hat{Y}_T^{+3} | — |
| j=4 | $\hat{Y}_T^{+4}(4)$ | $\hat{Y}_T^{+4}(3)$ | $\hat{Y}_T^{+4}(2)$ | $\hat{Y}_T^{+4}(1)$ | $\hat{Y}_T^{+4} = Y_{T+1}$ |

Obsérvese que, con la información disponible para los sucesivos trimestres, la última fila recogería el cierre esperado de año $\hat{Y}_T^{+4}(h)$ obtenido mediante simulaciones basadas en registros y predicciones. De este modo, se mantiene en este procedimiento la posibilidad de evaluar la fiabilidad predictiva a través de las rectificaciones por filas.

Además, el análisis por columnas nos proporcionará otro indicador de calidad, en este caso referido al impacto que tiene en nuestras predicciones anuales el horizonte predictivo h, que oscilará desde 0 —para las simulaciones— hasta 4 (cuando todas las actualizaciones se realizan a partir de valores proyectados de los indicadores)¹⁹.

Por lo que se refiere a los recuadros con línea discontinua, conviene señalar que, aunque en principio se trataría de valores «cerrados» (coincidentes con la expresión de la columna a su izquierda), es posible que en ocasiones esta coincidencia no se cumpla como consecuencia de la rectificación de cifras publicadas anteriormente o bien del retraso en la publicación de ciertos datos.

(18) El correspondiente valor esperado vendría ahora definido como $Y_T^{+j}(h) = E(Y_{T+1}/I_T^{+j-h})$.

(19) Obsérvese que, si denotamos por j el trimestre de referencia para la actualización e i el último trimestre con información disponible, podríamos expresar el horizonte considerado como $h=j-i$; $j=1, \dots, 4$; $i=0, \dots, j$.

Las tasas a las que conduce de forma directa este procedimiento serán aproximaciones sucesivas al crecimiento anual, llegándose a cierre de año (última fila de cada columna a la tasa interanual

$$T_4^4(T) = \frac{\hat{Y}_{T+1} - Y_T}{Y_T}$$

Por lo que se refiere a las tasas intermedias por columnas se obtendrían:

$$T_4^4(+j) = \frac{\hat{Y}_T^{+j} - Y_T}{Y_T}$$

a partir de simulaciones

$$T_4^4(+j) = \frac{\hat{Y}_T^{+j} - Y_T}{Y_T}$$

basadas en predicciones

La utilización directa de estas tasas no resulta recomendable, debido a varias razones²⁰. La primera de ellas es su propia interpretación como aproximaciones sucesivas al crecimiento anual, con información actualizada parcialmente.

Por lo que se refiere a la asignación temporal de las tasas, la primera de las aproximaciones iría centrada entre los trimestres segundo y tercero, avanzándose medio trimestre con cada actualización sucesiva hasta llegar a fin de año²¹.

Las tasas anteriores pueden ser utilizadas de modo indirecto en el análisis coyuntural, ya que proporcionan aproximaciones a las tasas interanuales por trimestres habitualmente empleadas.

En efecto, partiendo de la definición de $T_4^4(+j)$ se comprueba:

$$T_4^4(+j) \approx \sum_{i=1}^j T_4^1(i) w_{T,i} \Rightarrow T_4^1(j) \approx \frac{1}{w_{T,j}} (T_4^4(+j) - T_4^4(+j-1)) \quad j=1, \dots, 4$$

Así pues, el método propuesto consistiría en tomar como tasa anual prevista la tasa final de cada columna (esto es, $T_4^4(+4)$) junto con las tasas interanuales por trimestres $T_4^1(j)$ aproximadas según la expresión anterior.

(20) Algunas de estas consideraciones aparecen recogidas en Espasa, A. y Cancelo, J. R. (1993) en relación a las «tasas de crecimiento del nivel observado en un año natural». No obstante, conviene tener presente que una crítica fundamental para dichas tasas es la inconsistencia en su definición (si se trabaja con crecimientos acumulados sería una T_1^1 para el primer trimestre, una T_2^1 para el segundo, ..., mientras que si se consideran crecimientos medios las tasas serían sucesivamente T_4^1 , T_4^2 , T_4^3 , T_4^4). Dicho inconveniente no aparece en las tasas asociadas al procedimiento aquí recogido, que son versiones sucesivas de la T_4^4 .

(21) Los procedimientos de centrado y actualización se justifican teniendo en cuenta que las simulaciones y predicciones se obtienen a partir de totales móviles. Teniendo en cuenta que las tasas «anticipan» cierres anuales, resulta lógico que se centren siempre en la segunda mitad de año (este razonamiento justifica también el hecho de que al cambiar de año se produzca un salto de dos trimestres y medio hasta el centro de la siguiente tasa).

4. ANÁLISIS DE COYUNTURA EN ASTURIAS. ALGUNOS RESULTADOS

La metodología descrita en los apartados precedentes ha sido aplicada al ámbito de Asturias con el objetivo de disponer de una base de VAB sectoriales trimestralizados y efectuar predicciones a corto plazo para estas magnitudes. Recogemos a continuación una visión sintética de los resultados obtenidos.

Los procedimientos de trimestralización aplicables al VAB sectorial se han visto condicionados por los rasgos específicos de las actividades agraria, industrial, constructora y de servicios, en cuanto a su evolución pasada y a la disponibilidad de indicadores estadísticos de alta frecuencia.

La actividad agraria presenta algunos rasgos diferenciales (como es la influencia de los factores climatológicos) que introducen en su VAB comportamientos erráticos, no necesariamente influenciados por el ciclo económico. Como consecuencia de estas dificultades para la modelización, hemos optado por estimar una serie agraria trimestral mediante procedimientos no basados en indicadores y en concreto el desarrollado por Boot, Feibes y Lisman²², que proporciona el perfil representado en el gráfico 1.

La aplicación de procedimientos directos presenta dos tipos de inconvenientes: por una parte, desde una óptica conceptual son arbitrarios al ignorar cualquier posible explicación del comportamiento de la serie objetivo y además, desde un punto de vista operativo el procedimiento conduce a nuevos resultados trimestrales cada vez que se incorpora nueva información anual o se actualiza la ya existente. Por tanto, en las restantes actividades hemos optado por la modelización econométrica para llevar a cabo la trimestralización.

Sin entrar aquí en una descripción detallada de los modelos, nuestra filosofía de trabajo ha consistido en proponer modelos sectoriales que incluyan un número moderado de indicadores, seleccionados entre las variables representativas de las correspondientes actividades y de modo que se disponga de un período muestral suficientemente amplio para la estimación (en general 1980-1996).

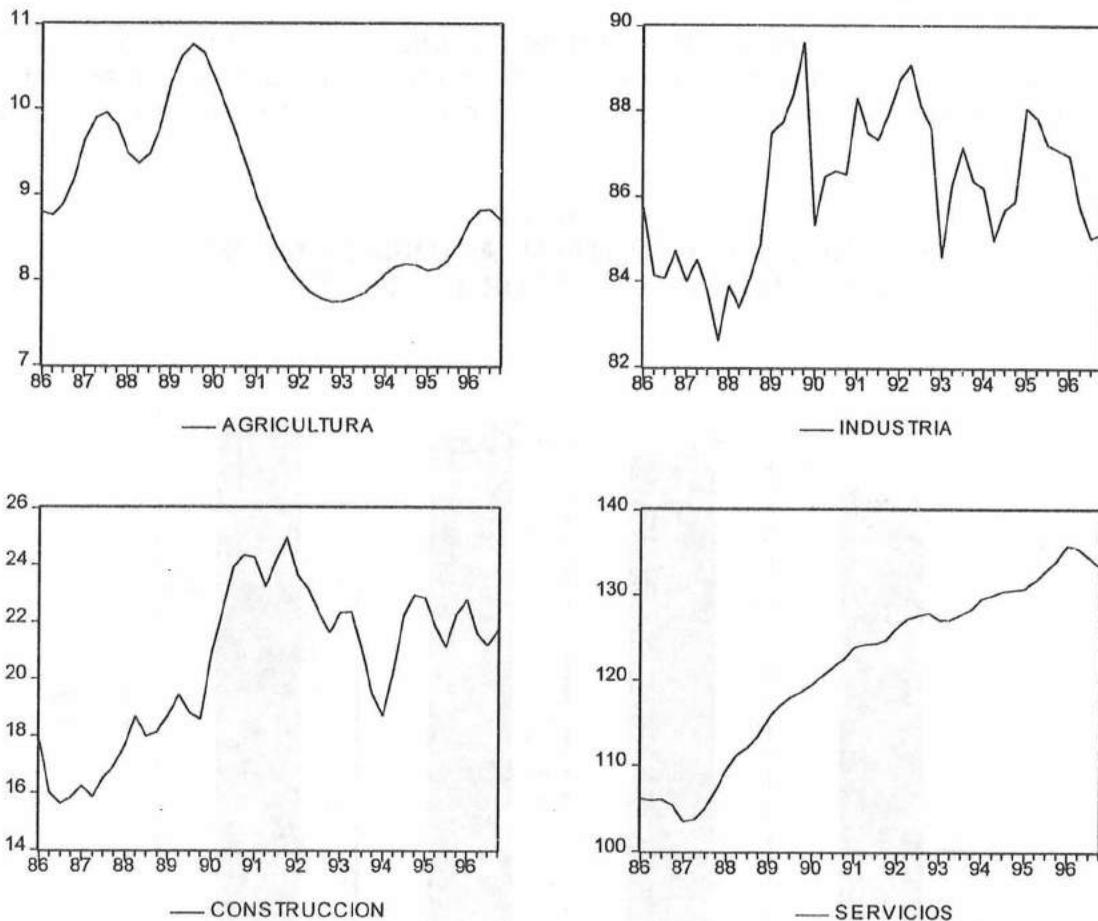
Teniendo en cuenta las consideraciones efectuadas sobre la extracción de señales, se ha sometido a las series de indicadores a dos procedimientos de filtrado diferentes —LAM y Hodrick-Prescott— llegando a series con trayectorias que podríamos calificar de coincidentes.

Una vez especificados los modelos sectoriales, para la trimestralización de las series de VAB se ha implementado la aplicación TRIMES. Dicho programa, desarrollado bajo *Econometric Views 3.0*, lleva a cabo los filtrados de indicadores e integra los procedimientos necesarios para la trimestralización de series bajo las distintas hipótesis sobre la distribución de las perturbaciones y también mediante varios procedimientos directos.

(22) A modo de contraste se han considerado también otras alternativas para la trimestralización sin indicadores (Zani-Greco y Lisman-Sandee), llegando a resultados similares a los aquí recogidos.

La aplicación del procedimiento descrito a las actividades industrial, construcción y de servicios proporciona los perfiles trimestrales representados en el gráfico²³.

Gráfico 1
EVOLUCIÓN TRIMESTRAL DEL VAB SECTORIAL EN ASTURIAS



Para finalizar, una vez que se dispone de la base histórica trimestralizada en el apartado anterior sería posible llevar a cabo predicciones de crecimiento del VAB mediante las dos metodologías descritas con anterioridad. La primera de ellas, basada en modelos trimestrales, adopta como referencia las series de VAB sectorial trimestralizadas en el apartado anterior y proporciona tasas interanuales de crecimiento por trimestres, cuyo resumen conduce a los cierres anuales.

Por su parte, el segundo procedimiento se basa en los modelos anuales de VAB sectorial, efectuando simulaciones sucesivas de cierre anual. Así pues,

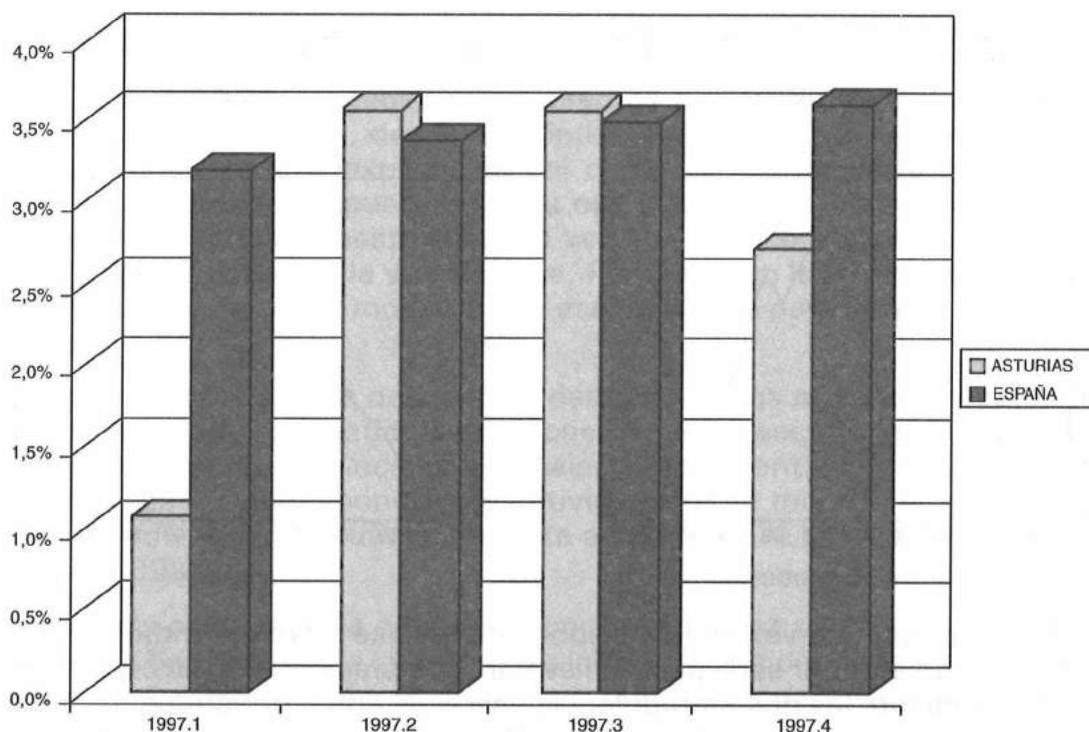
(23) Nuestro equipo participa en la actualidad en un proyecto nacional de análisis de coyuntura regional, en el marco de la red HISPALINK. Por este motivo, los resultados podrían verse sometidos a un proceso de armonización de cifras nacionales y regionales, para garantizar la compatibilidad con los resultados oficiales de Contabilidad Nacional Trimestral (CNTR) y Contabilidad Regional (CRE) del INE.

los resultados directos son en este caso tasas interanuales asociadas a los cierres, pero — como hemos justificado anteriormente — una ventaja de dichas expresiones es precisamente que permiten aproximar las tasas $T_4^{(+j)}$ interanuales por trimestres²⁴.

Así pues, ambos métodos proporcionarán aproximaciones — no necesariamente coincidentes²⁵ — de un mismo fenómeno: el crecimiento interanual del VAB por trimestres.

En nuestra aplicación concreta no hemos obtenido discrepancias significativas entre ambos métodos, obteniéndose para el año 1997 las tasas reales de crecimiento regional que representamos conjuntamente con las nacionales.

Gráfico 2
EVOLUCIÓN COYUNTURAL ASTURIAS-ESPAÑA.
TASAS INTERANUALES POR TRIMESTRES (%)



Fuente: España INE (CNTR, marzo 1998); Asturias: HISPALINK-Asturias.

(24) Este procedimiento de simulación ha sido empleado para elaborar las predicciones sobre crecimiento interanual del VAB regional de Asturias publicados en el «Flash de Coyuntura» del *Observatorio Económico Regional* del Banco de Asturias (números 1-16, período 1993-97).

(25) Téngase en cuenta que los resultados podrían discrepar debido a varios motivos: en primer lugar, los dos métodos parten de series de VAB que, aunque homogéneas, son distintas (de hecho en el primer procedimiento se adoptarían como referencia para la predicción unas series trimestrales que han sido a su vez estimadas). Por otra parte, aún partiendo de especificaciones similares para los modelos sectoriales, en algunos casos los modelos trimestrales exigen ciertas modificaciones con respecto a los anuales, debido a problemas de no significación o presencia de autocorrelación.

Cuadro 4 NOTACIÓN EMPLEADA

| | |
|----------------------|---|
| Y | Vector de VAB anuales ($T \times 1$) |
| Y_t | VAB del año t ($t = 1, \dots, T$) |
| y | Vector de VAB trimestrales ($4T \times 1$) |
| $y_{t,j}$ | VAB del trimestre j del año t ($j = 1, \dots, 4; t = 1, \dots, T$) |
| X | Matriz de indicadores anuales ($T \times k$) |
| x | Matriz de indicadores trimestrales ($4T \times k$) |
| β | Vector de parámetros estructurales ($k \times 1$) |
| U | Vector de perturbaciones aleatorias anuales ($T \times 1$) |
| u | Vector de perturbaciones aleatorias trimestrales ($4T \times 1$) |
| V | Matriz de varianzas-covarianzas de las perturbaciones trimestrales ($4T \times 4T$) |
| B | Matriz de trimestralización ($T \times 4T$) |
| D | Matriz de primeras diferencias ($4T \times 4T$) |
| $\hat{\beta}_G$ | Vector de estimadores MCG del modelo anual ($k \times 1$) |
| \hat{U} | Vector de residuos del modelo anual ($T \times 1$) |
| \hat{u} | Vector de residuos del modelo trimestral ($4T \times 1$) |
| I_T | Información disponible hasta el año T |
| <hr/> | |
| $y_{T+1,j}(j)$ | Valor esperado para el trimestre j del año $T+1$ ($j = 1, \dots, 4$) |
| $\hat{y}_{T+1,j}(j)$ | Predicción para el trimestre j del año $T+1$ ($j = 1, \dots, 4$) |
| $T_4^1(T, j)$ | Tasa interanual desde el trimestre j del año T ($j = 1, \dots, 4$) |
| $T_4^4(T)$ | Tasa interanual del año T |
| $w_{T,j}$ | Peso del trimestre j sobre el total del año T |
| I_T^{+j-h} | Información disponible hasta el año T actualizada $j-h$ trimestres |
| $y_{T+1,j}(h)$ | Valor esperado para el trimestre j del año $T+1$, con horizonte h ($j = 1, \dots, 4; h = 1, \dots, j$) |
| $\hat{y}_{T+1,j}(h)$ | Predicción para el trimestre j del año $T+1$, con horizonte h ($j = 1, \dots, 4; h = 1, \dots, j$) |
| X_T^{+j} | Vector de datos anuales con referencia en el año T actualizados j trimestres ($j = 1, \dots, 4$) |
| \hat{Y}_T^{+j} | Simulación de cierre anual $T+1$ en el trimestre j ($j = 1, \dots, 4$) |
| $\hat{Y}_T^{+j}(h)$ | Predicción de cierre anual $T+1$ en el trimestre j con horizonte h ($j = 1, \dots, 4; h = 1, \dots, 4-j$) |
| $T_4^4(+j)$ | Aproximación de la tasa interanual del año T actualizada hasta el trimestre j ($j = 1, \dots, 4$) |

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Álvarez, J. L.; Ballabriga, F. C. y Jareño, J. (1995): «Un modelo macroeconómico trimestral para la economía española», Documentos de trabajo n. 9524, Servicio de Estudios del Banco de España.
- Burns, A. F. y Mitchell, W. C. (1946): *Measuring Business Cycles*, *NBER Studies in Business Cycles*, n. 2, New York, Columbia University Press.
- Cavero, J.; Fernández-Abascal, H.; Gómez, I.; Lorenzo, C.; Rodríguez, B.; Rojo, J. L. y Sanz, J. A. (1994): «Hacia un modelo trimestral de predicción de la economía castellano-leonesa», *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 4, 2, págs. 317-343.

- Boot, J. C. G.; Feibes, W. y Lisman, J. H. C. (1967): «Further Methods of Derivation of Quarterly Figures From Annual Data». *Applied Statistics*, vol. 16 (1), págs. 67-75.
- Chow, G. y Lin, A. L. (1971): «Best Linear Unbiased Distribution and Extrapolation of Economic Time Series by Related Series», *The Review of Economics and Statistics*, vol. 53 (4), págs. 372-375.
- Denton, F. T. (1971): «Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: an approach based on quadratic minimization», *Journal of the American Statistical Association*, 66 (333), págs. 99-102.
- Di Fonzo, T. y Filosa, R. (1987): «Methods of estimation of Quarterly National Account Series: A Comparison», en *Journée Franco-italienne de Comptabilité nationale (Journée de Statistique)*, Lausanne.
- Espasa, A. y Cancelo, J. R. (1993): *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*, Alianza Economía.
- Fernández, R. B. (1981): «A methodological note on the estimation of time series», *The Review of Economics and Statistics*, vol. 63 (3), págs. 471-478.
- Fernández, F. J. (1991): «Indicadores sintéticos de aceleraciones y desaceleraciones de la actividad económica», *Revista Española de Economía*, 8, 1, págs.
- Greco, C. (1979): «Alcune considerazioni sui criteri di calcolo di valori trimestrali di tendenza di serie storiche annuali», *Annali della Facoltà di Economia e Commercio*, Università di Palermo, 4, págs. 134-155.
- Haitovsky, Y. y Treyz, G. (1972): «Forecasts with Quarterly Macroeconometric Models, Equation Adjustments and Benchmark Predictions: The U.S. Experience», *Review of Economics and Statistics*, 54, págs. 317-325.
- Hispalink (1993): «Banco de datos multirregional HISPALINK», Actas de las X Jornadas HISPALINK, Jarandilla de la Vera.
- Hispalink-Asturias (varios años): *Flash de coyuntura*, Observatorio Económico Regional, Banco de Asturias.
- Hodrick, R. J. y Prescott, E. C. (1997): «Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation» *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, págs. 1-16.
- INE (1993): *Contabilidad Nacional Trimestral de España. Metodología y serie trimestral 1980-1992*, Madrid.
- Lahiri, K. y Moore, G. (1991): *Leading Economic Indicators. New approaches and forecasting methods*, Cambridge University Press.
- Lisman, J. H. C. y Sandee, J. (1964): «Derivation of quarterly figures from annual data», *Applied Statistics*, 13 (2), págs. 87-90.
- Maravall, A. (1987): «Descomposición de series temporales, especificación, estimación e inferencia», *Estadística Española*, vol. 29, págs. 11-106.
- Martínez, T. (1994): «Combinación de datos de alta y baja frecuencia. Aplicación al análisis de la coyuntura», en *Datos, técnicas y resultados del moderno análisis económico regional*, Ed. Mundi-Prensa págs. 285-308.

- Melis, F. (1991): «La estimación del ritmo de variación en series económicas», *Estadística Española*, vol. 33, págs. 7-56.
- Pérez, R. y Delgado, F. J. (1997): «Análisis metodológico de indicadores de alerta. Un indicador para Asturias», *RAE*, 7, págs. 135-158.
- Pulido, A. (1989): *Predicción económica y empresarial*, Ed. Pirámide.
- Reeves, J. J.; Blyth, A.; Trigga, C. M. y Small, J. P. (1996): «The Hodrick-Prescott Filter, A Generalisation and a New Procedure for Extracting an Empirical Cycle from a Series», *Working Paper n. 160, Department of Economics, The University of Auckland*.
- Rodríguez, S. (1994): «Nota metodológica para la estimación del PIB mediante el uso de indicadores sectoriales en el contexto del análisis de coyuntura», *Actar VIII Reunión Nacional ASEPELT*, Palma de Mallorca, vol. I, págs. 367-374.
- Sur, A. (1994): «Generación de indicadores compuestos sobre actividad económica nacional y regional a corto plazo», en *Datos, técnicas y resultados del moderno análisis económico regional*, Ed. Mundi-Prensa, págs. 265-284.
- Suriñach, J.; Pons, J. y Pons, E. (1996): *Comptabilitat econòmica de Catalunya i mètodes de trimestralització*, Generalitat de Catalunya, Institut d'Estadística de Catalunya.
- Zani, S. (1970): «Sui criteri di calcolo dei valori trimestrali di tendenza degli aggregati di contabilità nazionale», *Studi e ricerche*, Facoltà di Economia e Commercio, Università degli Studi di Parma, vol. VII, págs. 285-349.

ABSTRACT

The analysis of the current situation of an economy must be based on an adequate quantitative treatment of the statistical information available. The effort made by the National Statistics Institute to put into operation the National Quarterly Accounting system has, to a large extent, given rise to current development analyses, thus inspiring the appearance of projects in the regional sphere. In this article we present a methodological proposal for current regional development analysis, which includes the drawing-up of a quarterly GVA data-base, and the elaboration of current development predictions. In the first phase we follow the normal methodology of these type of studies, similar to the one used by the National Statistics Institute and other Statistics bodies. In that which refers to the prediction phase, we will begin by analysing the possibilities offered by quarterly models, in order to later put forth an alternative proposal, based on simulations of yearly models. This study concludes with the presentation of certain results obtained on applying the described techniques to the Asturias Region GVA.

Key words: current economic development, division into quarters, prediction, inter-yearly rates.