

## ESTIMACIÓN CONGRUENTE DE CONTABILIDADES TRIMESTRALES REGIONALES. UNA APLICACIÓN\*

JOSÉ MANUEL PAVÍA MIRALLES<sup>\*\*</sup>  
BERNARDÍ CABRER BORRÁS<sup>\*\*\*</sup>

### INTRODUCCIÓN

Pocas preocupaciones de los economistas superan en importancia a la que tienen por conocer, valorar y diagnosticar la situación que en cada instante atraviesa la economía. El estudio y análisis del conjunto de informaciones que está continuamente recibiendo se convierte, por tanto, en una de sus tareas rutinarias. No obstante, cuando el analista coyuntural estudia la evolución de un país, un Estado, una región o un sector, a partir de las estadísticas disponibles, se encuentra, con cierta frecuencia, con informaciones contradictorias —aunque en muchas ocasiones lo sean sólo de forma aparente—, o con resultados que apuntando todos ellos en la misma dirección presentan diferentes intensidades. Así, el analista puede dudar sobre cuál de todas las

---

Manuscrito recibido en octubre de 2001; aceptado en diciembre de 2002.

\* Este trabajo ha sido parcialmente financiado por la DGICYT a través del proyecto PB98-1460.

\*\* Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Valencia, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. E-mail: José.M.Pavia@uv.es.

\*\*\* Departamento de Análisis Económico, Universidad de Valencia, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. E-mail: Bernardi.Cabrera@uv.es.

impresiones que recibe es la acertada e, incluso, plantearse la idoneidad, adecuación y validez de las estadísticas inspeccionadas.

Para superar esta dificultad y, a la vez, poder disponer de una visión conjunta de la evolución económica, la mayoría de los países que configuran la OECD ofrecen estimaciones con frecuencia trimestral de su crecimiento económico nacional a través de su PIB (OECD, 1996). Estimaciones que son utilizadas, entre otros usos, como instrumento para el seguimiento económico coyuntural, la identificación de los puntos de giro y la comparación de las evoluciones económicas entre áreas geográficas o ramas de actividad, para así poder posicionar una economía en el ciclo económico.

Cuando se desciende al ámbito subnacional, sin embargo, el usuario de estadísticas coyunturales descubre que, en general, no existe en el entorno regional una estadística de síntesis de alta frecuencia que permita a los economistas realizar un seguimiento de la economía regional que pueda ser confrontado con el análisis nacional.<sup>1</sup> No obstante, gracias a un conjunto de trabajos recientes —Cabrer y Pavía (1999a, 1999c), Pavía (2000) y Pavía *et al.* (2000), donde se trata el problema de la estimación trimestral conjunta de un grupo de variables flujo para las que se conoce el agregado anual de cada una de ellas y el agregado trimestral de todas ellas— es posible subsanar esta carencia. En efecto, el procedimiento permite estimar, a partir de un conjunto de indicadores de alta frecuencia (trimestral y mensual), todo un grupo de series temporales objetivo en frecuencia trimestral, de forma que las series estimadas sean congruentes con los agregados —temporales y transversales— disponibles de las mismas y no presenten discontinuidades espúreas. De modo que, la metodología propuesta en tales trabajos haría posible estimar, a través de procedimientos indirectos, las contabilidades trimestrales regionales de forma congruente con las contabilidades trimestrales nacionales y las contabilidades anuales regionales.

---

<sup>1</sup> En España, en algunas regiones es posible encontrar trabajos encaminados a suplir esta carencia, por ejemplo, IGE (1997), Costa *et al.* (1999). Sin embargo, estos esfuerzos son aislados y no tienen una visión de conjunto del problema que garantice que la suma de todas las subdivisiones nacionales concuerde con el valor del conjunto del país.

En el actual trabajo se ejemplifica, a través de una aplicación a la economía española, la citada metodología, a la vez que se muestran y ofrecen soluciones a las diferentes dificultades prácticas que surgen al abordar el problema de la estimación de contabilidades trimestrales regionales. Para ello, se estiman las series de ciclo-tendencia trimestral de los componentes de oferta de la Contabilidad Trimestral Regional de la comunidad valenciana.

En concreto, para llevar a cabo el ejercicio propuesto, y antes de aplicar el método seleccionado, es preciso realizar una serie de consideraciones previas que con carácter general deberían afectar a todo ejercicio de estimación, realizado por métodos indirectos, de componentes de contabilidad trimestral:

- Primero, las macromagnitudes de frecuencia trimestral son un producto de consumo coyuntural. Es decir, cuando el analista consulta cifras de contabilidad trimestral suele estar interesado en conocer, sobre todo, cual es la evolución de medio y largo plazos que la macromagnitud dibuja, véase OECD (1996). Sin embargo, ocurre que habitualmente la información que presentan los indicadores se encuentra enmascarada por fluctuaciones de escaso interés económico (estacionales y erráticas). Por lo que, es preciso tratar previamente la información a fin de extraer de los indicadores aquellos elementos de interés.
- Segundo, las variables económicas presentan usualmente una evolución asincrónica. En efecto, con cierta asiduidad ocurre que la trasmisión de información por los indicadores no se realiza en la misma cadencia cíclica. Es decir, ocurre que algunos indicadores preludian la posible llegada de un máximo o un mínimo en la actividad económica (punto de giro) con algunos meses de antelación (indicadores adelantados); otros, por contra, dibujan un perfil evolutivo similar al de la macromagnitud (indicadores coincidentes); mientras que, algunas variables evolucionan con cierto retraso (indicadores retrasados). Por lo que, si se pretende combinar y usar la información que suministran toda una batería de indicadores es preciso situar a éstos en la misma cadencia cíclica que la macromagnitud.

- Tercero, por último, y previo a la aplicación del procedimiento de trimestralización, se debe observar que los indicadores son variables económicas relacionadas. Es decir, pueden presentar perfiles muy similares. Por lo que sería conveniente prevenir la aparición de problemas de multicolinealidad.

En particular, el resto del documento se ha estructurado del modo que sigue. En la primera sección se desarrolla brevemente el procedimiento de desagregación temporal utilizado. La sección segunda analiza en mayor profundidad algunas de las consideraciones expuestas referidas al tratamiento previo de los indicadores. En la sección tercera se revisan las fuentes estadísticas utilizadas, se detallan los indicadores empleados y se presentan las estimaciones obtenidas. Para, en la sección cuarta realizar un análisis comparativo de la situación coyuntural de las economías española y valenciana empleando las estimaciones obtenidas. Finalmente, se presenta un breve resumen y algunas reflexiones generales.

## 1. EL PROCEDIMIENTO DE TRIMESTRALIZACIÓN

En este apartado se expondrá brevemente el procedimiento de desagregación temporal que se sugiere puede ser empleado para obtener las series trimestrales de componentes de oferta de Contabilidad Trimestral de la Comunidad Valenciana, aquellos lectores interesados pueden consultar Cabrer y Pavía (1999a, 1999c), Pavía (2000) y Pavía *et al.* (2000) para una extensión.

El planteamiento formal del problema se expresa en los siguientes términos. Sea  $n$  el número de años que componen la muestra,  $N = 4n$  el número de trimestres y  $J$  el número de regiones en que es dividido el país. Se representa mediante  $x_j$  (para  $j = 1, \dots, J$ ) a los vectores trimestrales  $N \times 1$  no observados de cada una de las regiones y mediante  $y_j$  (para  $j = 1, \dots, J$ ) a los correspondientes vectores asociados  $n \times 1$  de periodicidad anual (vectores anuales de la macromagnitud regional). Se nota mediante  $z$  al vector, agregación contemporánea de los vectores  $x_j$ , trimestral  $N \times 1$  conocido (vector de valores trimestrales de la correspondiente macromagnitud

nacional). Y, se admite que cada serie  $x_j$  satisface una relación lineal con un conjunto de  $k_j$  indicadores:

$$x_j = W_j \beta_j + e_j, (j = 1, 2, \dots, J) \quad [1]$$

donde las  $W_j$  son matrices observadas  $N \times k_j$  de indicadores, los  $\beta_j$  son vectores  $k_j \times 1$  de parámetros desconocidos y los  $e_j$  son vectores aleatorios  $N \times 1$  con valor esperado nulo y que se supone, a fin de limitar la posible aparición de saltos espúreos en las series estimadas, presentan una estructura temporal  $AR(1)$  (Chow y Lin, 1971) o  $I(1)$  (Fernández, 1981) con shocks homocedásticos y sólo contemporáneamente correlados. Es decir, las componentes de los vectores de perturbaciones se pueden representar mediante:  $e_{j,t} = \phi_j e_{j,t-1} + a_{j,t}$ , con  $|\phi_j| \leq 1$  y  $E(a_{j,t}, a_{j,\tau}) = \delta_{t\tau} \sigma_{ij}$ , donde  $\delta$  representa la delta de Kronecker y los  $\{a_{j,t}\}$  siguen estructuras ruido blanco.

Por tanto, el problema consiste en estimar las series  $x_j$  empleando la información que suministran las matrices de indicadores  $W_j$ , y de forma que se verifiquen las restricciones impuestas por los vectores  $y_j$  y  $z$ .

A fin de trabajar de un modo compacto, se representa mediante  $x = [x_1', x_2', \dots, x_J']'$  al vector  $NJ \times 1$  de valores trimestrales inobservados de las series regionales y por  $x^* = [z', y']'$  al vector  $(N+nJ) \times 1$  de agregaciones observadas o disponibles de  $x$ , siendo  $y = [y_1', y_2', \dots, y_J']'$  el vector  $nJ \times 1$  de valores anuales regionales. Obsérvese que con esta notación y definiendo la matriz  $(N+nJ) \times NJ$ , denominada de restricciones, mediante  $R = [i_J' \otimes I_T \mid I_T \otimes (I_n \otimes i_4)]$ , siendo:  $\otimes$  el símbolo del producto de Kronecker,  $i_p$  un vector  $p \times 1$  de unos e  $I_h$  la matriz identidad de orden  $h$ ; se tiene que se verifica que:  $x^* = Rx$ . Es decir,  $R$  es la matriz que convierte el vector de valores inobservados  $x$  en el vector de valores observados  $x^*$ .

Adicionalmente, si se representa mediante  $\beta = [\beta_1', \beta_2', \dots, \beta_J']'$  al vector  $k \times 1$  de parámetros desconocidos, con  $k = k_1 + k_2 + \dots + k_J$ , mediante  $W = \text{diag}(W_1, W_2, \dots, W_J)$  a la matriz  $NJ \times k$  bloque diagonal de indicadores, y se nota mediante  $e = [e_1', e_2', \dots, e_J']'$  al vector  $NJ \times 1$  de perturbaciones, vector de media nula y matriz de varianzas-covarianzas  $V = E(ee')$ , se tiene, siguiendo a DiFonzo (1990), que el estimador lineal insesgado óptimo

(ELIO) de los parámetros y las series regionales  $x$ , se puede obtener a partir de las ecuaciones [2] y [3],

$$\hat{\beta} = (W^* V^{*+} W^*)^{-1} W^* V^{*+} x^* \quad [2]$$

$$\hat{x} = X\hat{\beta} + VR'V^{*+} (x^* - W^* \hat{\beta}) \quad [3]$$

donde  $W^* = RW$  y  $V^{*+}$  representa la inversa generalizada de Moore-Penrose de  $V^* = E(Re'R')$ .

Del análisis de las ecuaciones anteriores y de las hipótesis asumidas se deduce que el método propuesto supone una generalización multivariante al procedimiento univariante de Chow y Lin (1971) —utilizado, entre otros países, por España (INE, 1993) e Italia (ISTAT, 1983, 1985) para la estimación de sus contabilidades nacionales trimestrales—, aunque, también, que las estimaciones dependen de  $V^*$ , es decir, del conjunto de coeficientes desconocidos  $\phi_j$ ,  $\sigma_{ij}$ . Para superar esta dificultad se ha empleado el algoritmo de estimación propuesto en Pavía (2000). En concreto, tal algoritmo se resumiría en los siguientes puntos:

- a) Se parte, para  $j = 1, 2, \dots, J$ , del modelo trimestral con variable endógena inobservada  $x_j = W_j \beta_j + e_j$ , y mediante agregación temporal se pasa al modelo anual en valores observados:  $y_j = (I_n \otimes I_4) W_j \beta_j + (I_n \otimes I_4) e_j$ . Y se utiliza el algoritmo sugerido en Pavía (2000), para estimar cada serie de forma univariante.
- b) Tras aplicar a), se dispone, entre otros elementos, de estimaciones para las series de perturbaciones trimestrales. Con ellas se contrasta la hipótesis de paseo aleatorio, y se toman como unitarios los valores  $\phi_j$  correspondientes a aquellas series para las que se acepte tal hipótesis.
- c) Tras ésto, se estiman los shocks del modelo mediante  $\hat{a}_{j,t} = \hat{e}_{j,t} - \phi_j \hat{e}_{j,t-1}$ , y de ahí los coeficientes  $\sigma_{ij}$ , a través de:  $\hat{\sigma}_{ij} = \sum_{t=1}^T \hat{a}_{i,t} \hat{a}_{j,t}$ .

- d) Finalmente, con las estimaciones de los  $\phi_j$  y los  $\sigma_{ij}$  se construye  $V$ , y se aplican las ecuaciones [2] y [3] para estimar  $x$  verificando todas las restricciones.

## 2. TRATAMIENTO PREVIO DE LOS INDICADORES

A lo largo de la introducción se ha destacado que los indicadores elementales no pueden ser utilizados directamente. En efecto, se ha hecho hincapié en la necesidad de desestacionalizar o extraer señales de ciclo-tendencia de los indicadores, de fecharlos y de evitar la aparición de problemas de multicolinealidad.

### 2.1. *Extracción de señales de ciclo-tendencia*

La primera de las cuestiones, referida a la necesidad de trabajar con series desestacionalizadas o con señales de ciclo-tendencia de las mismas, responde a una tradición ampliamente extendida y reconocida dentro del análisis económico coyuntural y, especialmente, dentro del campo de la elaboración de cuentas trimestrales. De hecho, el propio documento resumen sobre elaboración de cuentas trimestrales, editado por la OECD (OECD, 1996, p.19), aboga en este sentido:

Para que las cuentas trimestrales sean útiles en la formulación de políticas económicas, los agregados deben presentarse de tal modo que reflejen las tendencias de la actividad económica. Un requerimiento básico, por tanto, es que estén disponibles estimaciones ajustadas estacionalmente de los principales agregados. Si esto no fuese así, los cambios en la actividad económica sólo podrían ser detectados comparando niveles o tasas de un trimestre con los del mismo trimestre del año anterior [...] Tal forma de proceder probablemente traería como consecuencia que los puntos de giro fueran detectados aproximadamente con seis meses de retraso. Es imposible leer de datos no ajustados como cambia la actividad trimestre tras trimestre.

La amplia y dilatada tradición existente en la descomposición de series temporales y desestacionalización de series permite que a disposición del analista existan muchos y variados métodos. Desde sencillos filtros de medias móviles, hasta complejos procedimientos desarrollados al amparo de las supuestas propiedades teóricas que deben cumplir los componentes

inobservados en que toda serie económica, según la concepción clásica, puede ser dividida.

Dentro del contexto de la elaboración de cuentas trimestrales, la gran cantidad de series que deben ser tratadas ha provocado que muchas agencias estadísticas utilicen procedimientos de filtrado poco adaptativos, tales como el filtro de líneas aéreas modificado, véase Cristóbal y Quilis (1995), o procedimientos empíricos tales como el x11 ARIMA o alguna de sus extensiones, véase, por ejemplo, Dagum (1980, 1990).

No obstante, el desarrollo de la informática y de nuevos enfoques metodológicos ha propiciado que actualmente puedan emplearse procedimientos de filtrado con propiedades teóricas más interesantes. En concreto, en este trabajo para extracción de los componentes inobservados se ha utilizado la metodología de modelos ARIMA en forma reducida. Esta estrategia es más flexible que los procedimientos empíricos, al permitir una superior adaptabilidad del filtro a las características de las serie a filtrar. Y, gracias al desarrollo de los programas TRAMO y SEATS, véase Gómez y Maravall (1997a, 1997b), es posible utilizarla para el tratamiento de un gran número de series. Entre otras instituciones, la Agencia Europea de Estadística, EUROSTAT, emplea este software para ajustar estacionalmente todas las series que pone a disposición del público.

## *2.2. Fechado de los indicadores*

Por otro lado, otro de los aspectos que se ha sido resaltado a lo largo de la introducción está referido a la asincronía que pueden presentar las variables relacionadas. En efecto, antes de poder incorporar los indicadores en las relaciones lineales es necesario fecharlos, para así determinar el adelanto-retraso relativo que cada indicador pueda dibujar con respecto a la macromagnitud.

En específico, y a fin de cuantificar la asincronía o número de meses de avance o retraso relativo que cada serie presenta, se ha empleado la metodología (actualmente utilizada en España en el Sistema de Indicadores Cíclicos) desarrollada por Abad y Quilis (1996,1997). Tal metodología consta de las siguientes fases:

- a) Identificación de los puntos de giro en las series a fechar y en las series de referencia;
- b) Asociación de puntos de giro identificados; y,
- c) “Medición” del adelanto-retraso relativo que presenta la serie a fechar respecto a la serie de referencia.

Ahora bien, en este caso concreto se tropieza con una dificultad añadida. En efecto, las series trimestrales de la macromagnitud regional son desconocidas (son precisamente el objetivo que se persigue), lo que provoca que no se disponga de serie de referencia para el fechado de los indicadores. Para superar esta limitación se ha asumido la siguiente hipótesis: *Se considera que el adelanto-retraso relativo que presenta un indicador con respecto a la macromagnitud a nivel regional es el mismo que el que presenta el mismo indicador nacional con su correspondiente macromagnitud a nivel nacional.*

Obsérvese que esta hipótesis es menos restrictiva de lo que inicialmente parece. Así es, la hipótesis no implica que el ciclo de todas las regiones sea el mismo, sino que supone que si, por ejemplo, el Índice de Producción Industrial nacional presenta un adelanto de un trimestre con respecto al VAB industrial nacional, el IPI correspondiente a una determinada región presentará el mismo adelanto respecto a su serie de VAB industrial. Así, una vez clarificadas las series de referencia, se utilizan los correspondientes indicadores del conjunto de la economía nacional para situar temporalmente los indicadores regionales de acuerdo con la hipótesis expresada en el párrafo anterior.

### 2.3. *Construcción de índices sintéticos*

Una vez se dispone de las señales de ciclo-tendencia de los indicadores adecuadamente fechados, éstos no pueden ser todavía empleados en forma directa. En efecto, si bien, desde el punto de vista teórico, el procedimiento de desagregación conjunta de series sugerido permite la utilización de tantas variables relacionadas como se disponga, las especiales características de las series económicas desaconseja tal proceder. El formular un modelo de regresión con un conjunto de

variables, donde la mayoría de ellas, trasmiten información relacionada podría provocar que emergiesen problemas de multicolinealidad. Por ello, como una posible medida para evitar la aparición de problemas de multicolinealidad podría ser oportuno construir índices sintéticos.

El punto crítico en la elaboración de todo índice sintético radica en la determinación de los pesos. En principio, y dado que no todos los sectores tienen igual importancia sería preciso contar con tal eventualidad a la hora de determinar los pesos con que cada indicador entra en el índice sintético. Sin embargo, en la aplicación actual y dado que las estimaciones se han obtenido de modo independiente para cada uno de los grandes sectores (Valor Añadido Bruto en Agricultura, ganadería y pesca; Construcción; Industria; Servicios de mercado; y, Servicios de no mercado) e impuestos netos de los productos, no ha sido preciso considerar el extremo anterior. De modo que se propone construir los índices para cada uno de los sectores y regiones con pesos obtenidos a partir de las correlaciones anuales que los indicadores mantienen con la correspondiente macromagnitud regional.

Particularmente, si se denota por  $I_{1,t}, I_{2,t}, \dots, I_{k,t}$  al conjunto de las series trimestrales o trimestralizadas de indicadores elementales —previamente tratadas— de que se dispone para un sector y región y se asume que todos ellos mantienen correlación positiva —en otro caso tal indicador no es considerado— en términos anuales con la serie anual de la macromagnitud regional, se tiene que el índice sintético para el sector y región se define de acuerdo a la expresión [4]. Con los coeficientes de ponderación,  $q_i$ , calculados mediante la ecuación [5], donde  $\rho(\cdot)$  representa la función de correlaciones,  $I_{j,a}$  es la serie de ciclo-tendencia anual del indicador fechado  $y$ , y  $VAB_a$  representa la serie anual conocida de la macromagnitud.

$$I_t = \sum_{i=1}^k q_i I_{i,t} \quad [4]$$

$$q_j = \frac{\rho(I_{j,a}, VAB_a)}{\sum_{i=1}^k \rho(I_{i,a}, VAB_a)} \quad [5]$$

### 3. ESTIMACIÓN DE LOS COMPONENTES DE OFERTA DEL PIB TRIMESTRAL REGIONAL. UN CASO A ESTUDIO: LA COMUNIDAD VALENCIANA

De la exposición del apartado primero se deriva que el método de desagregación o trimestralización empleado es un procedimiento multivariante que permite restricciones de corte temporal y transversal. Es decir, permite desagregar de forma conjunta un grupo de series para las que se conoce el agregado anual y el agregado contemporáneo. Por tanto, dado que la aplicación se va a centrar en el caso de la comunidad valenciana, a efectos prácticos y a fin de utilizar la información que suministran las series españolas, se ha considerado la partición de España en dos áreas geográficas: comunidad valenciana y resto de España.

La elaboración de un cuadro macroeconómico completo obliga a obtener el PIB, y todos sus componentes, desde las perspectivas de la demanda, la oferta y las rentas. En España, sin embargo, para el conjunto del país no se dispone de la aproximación al PIB desde el lado de las rentas, mientras regionalmente la Contabilidad Regional de España (CRE) sólo provee las variables de oferta. Estos hechos unidos a la relativamente escasa disponibilidad de información estadística regional de variables de demanda han aconsejado iniciar la elaboración del cuadro trimestral regional únicamente para las variables de oferta. Particularmente, se ha considerado la obtención del PIB a partir de la suma del Valor Añadido Bruto a precios básicos (VAB<sub>pb</sub>) de los cinco grandes sectores de actividad (agricultura, ganadería y pesca; industria y energía; construcción; servicios de mercado; y, servicios de no mercado) más impuestos netos a los productos.

Una vez delimitadas las cuentas a estimar es preciso determinar cómo van a ser éstas valoradas y decidir bajo qué criterio serán estimadas. En primer lugar, en cuanto a los criterios de valoración, se ha de tener en cuenta que si bien la Contabilidad Nacional Trimestral de España (CNTR) y la CRE están disponibles a precios de mercado tanto en unidades monetarias corrientes como constantes, la mayor riqueza de análisis que provee una estimación en términos constantes (al descontar el efecto precios) ha supuesto que el marco de referencia utilizado sean las

cuentas regionales anuales y nacionales trimestrales a precios de mercado valoradas en unidades monetarias constantes. Particularmente, en unidades monetarias de 1995, pues tras la entrada en vigor del SEC-95, los países adscritos a EUROSTAT toman ese año como base en la elaboración de sus contabilidades.

De forma que en el presente trabajo se obtienen las estimaciones en pesetas constantes de 1995 de las señales de ciclo-tendencia trimestral de las series de *VABpb* para cinco ramas de actividad e impuestos netos de la comunidad valenciana, para el período comprendido entre el primer trimestre de 1995 y el segundo de 2001 —un total de 26 trimestres. Para lo cual se utilizan como restricciones las series anuales de *VABpb* e impuestos de la CRE (INE, 2001b) de dos *regiones*, comunidad valenciana y resto de España —a fin de garantizar la congruencia espacial— y las series trimestrales de *VABpb* e impuestos de España (INE, 2001a).

En cuanto a la elección de indicadores, si bien, en el informe de la OECD (OECD, 1996, p. 8) sobre elaboración de cuentas trimestrales se remarca la inexistencia de consenso acerca de cuales son los más adecuados, el INE (1993, p. 13) en su informe sobre el tema expone algunas de las propiedades económicas y estadísticas que éstos deben verificar: significado económico, representatividad, consistencia, disponibilidad y poco retraso.

Así, teniendo en cuenta lo anterior, la elección de indicadores se ha circunscrito, por supuesto entre los disponibles, a aquellos que “verificaban” las condiciones impuestas por el INE. La lista de indicadores seleccionados se ha concretado en los siguientes: consumo aparente de cemento, viviendas iniciadas, proyectos visados totales, licitación oficial de SEOPAN, duración media obra licitada, índice de costes de la construcción, ocupados EPA en construcción, consumo de energía eléctrica para usos industriales, exportaciones bienes de capital y bienes intermedios, índice precios exportación, índice de producción industrial, ocupados EPA en industria, impuesto sobre el valor añadido, número total de viajeros, pernoctaciones totales, transporte aéreo de pasajeros, transporte marítimo de mercancías, ocupados EPA en servicios destinados a la venta, matriculación de camiones y furgonetas, depósitos totales del sistema bancario, créditos totales del sistema bancario, índice de precios

al consumo subyacente y ocupados EPA en servicios no destinados a la venta.

Como se observa por los indicadores seleccionados algunos de ellos están expresados en unidades monetarias corrientes (por ejemplo, depósitos totales del sistema bancario); mientras para otros no se corresponde el instante de contabilización y el período de creación de valor añadido que llevan asociado (por ejemplo, proyectos visados totales). Así, ha sido preciso deflactar y/o repartir temporalmente algunas series. Para la deflactación de las series se han empleado los índices de precios o costes que en cada caso se han considerado más apropiados; mientras que para el reparto temporal de los indicadores (apropiado para algunos indicadores del sector de la construcción) se han seguido los criterios establecidos en el INE (1996) en la elaboración de la Contabilidad Trimestral de España.

Por último, utilizando el procedimiento expuesto en el apartado primero y empleando el algoritmo descrito, se procedió a la estimación de las señales de ciclo-tendencia trimestral de los distintos componentes de la comunidad valenciana y resto de España. Los resultados obtenidos para la comunidad valenciana, junto a las cifras oficiales de España facilitadas por el INE, se pueden observar en la tabla 1.

#### 4. EL MOMENTO ECONÓMICO

Los resultados obtenidos en la estimación sirven para analizar el momento económico de la región. Así, el Producto Interior Bruto (PIB) generado por la economía valenciana durante el segundo trimestre de 2001 ha experimentado un incremento real de 3.15% respecto a igual período del año anterior, cifra que contrasta con 2.97% de crecimiento que registró el conjunto de la economía española en igual período (tabla 1). Con ello se sigue manteniendo un diferencial de crecimiento favorable a la comunidad valenciana, aunque con una significativa reducción respecto a trimestres precedentes. En efecto, en este trimestre la diferencia de crecimiento entre ambas economías se cifró en sólo dieciocho centésimas, frente a las treinta centésimas que alcanzó el primer trimestre y a las sesenta y dos que registró el cuarto trimestre de 2000. Esta convergencia de las tasas de crecimiento de ambas economías viene motivada, principalmente, por el

diferente comportamiento de la industria y de los servicios de no mercado en España y la comunidad valenciana. En tasas intertrimestrales, por el contrario, la Comunidad Valenciana vuelve a crecer durante el segundo trimestre de 2001 a un ritmo superior a España, 0.77% frente a 0.67%, con lo que se recupera el mayor dinamismo cedido al conjunto del país en el primer trimestre.

Por componentes, no obstante, la evolución es algo dispar. En tasas intertrimestrales, prácticamente todos los operaciones presentan durante el segundo trimestre de 2001 una sensible recuperación respecto al trimestre anterior, salvo el valor añadido bruto de los servicios de mercado que crecen con la misma intensidad. En tasas de variación interanuales, sin embargo, se observan dos comportamientos diferenciados, el las ramas primarias y de los servicios de mercado que presentan un ligero repunte y el resto de ramas e impuestos que ven reducir sus tasas de crecimiento. En España, empero, la evolución es mucho más homogénea, pues todos las ramas de actividad vienen caracterizadas por una moderada pérdida de impulso tanto en tasas interanuales como intertrimestrales.

El comportamiento más destacable durante este segundo trimestre de 2001 cabe buscarlo en el sector industrial, el cual sigue moderando sus tasas de crecimiento, que pasan de 2.06% del primer trimestre a 1.45% del segundo trimestre. En España, sin embargo, el mayor peso del subsector energético (aproximadamente 20% del total del sector frente a poco más de 15% en la comunidad valenciana) facilita que la pérdida de impulso sea más moderada. De hecho, las ramas energéticas aceleran tres décimas su ritmo de crecimiento durante el segundo trimestre hasta situarse en 6.9%, frente al incremento de 1.9% que registra la tasa de variación interanual de las ramas industriales sin energía.

La causa fundamental de esta continuada pérdida de impulso del sector industrial se encuentra, sin duda, en la progresiva desaceleración que viene registrando durante los últimos trimestres la demanda interna de los socios comerciales españoles, que ha supuesto una importante contención en los valores de crecimiento de las exportaciones que ya comienzan a dejarse sentir en las cifras de ocupados del sector. Las perspectivas a corto plazo para el sector no son, sin embargo, halagüeñas. En efecto, en un escenario en el que la locomotora mundial, Estados Unidos, crece un pírrico 0.3%

durante el segundo trimestre del año y se espera decrezca durante el tercero debido a la contracción de la demanda interna que ha supuesto el atentado a las torres gemelas, y países como Francia o Alemania ven incrementar sus cifras de desempleo, no cabe esperar que las tasas del sector industrial se recuperen en los próximos trimestres.

La construcción, por su parte, sigue mostrando un inusitado dinamismo. De hecho, a pesar de ver reducidas en casi seis décimas sus tasas de crecimiento, continúa incrementando su valor añadido con tasas superiores a 6%, siendo de nuevo la actividad que más crece de todo el cuadro macroeconómico. A pesar del análisis anterior, el sector viene mostrando ya signos de desaceleración pues hace escasamente dos años crecía con tasas dos veces superiores a las actuales. De hecho, el valor añadido bruto a precios básicos de la comunidad valenciana se incrementó durante el segundo trimestre de 2001 en términos reales e interanuales en 6.36% frente a 6.02% del conjunto del país; lo que ha supuesto una reducción de casi cinco décimas, respecto al trimestre anterior, en el diferencial de crecimiento. La causa de esta reducción hay que buscarla en el repunte que ha registrado en España la obra civil, y en la progresiva y continuada desaceleración que se viene produciendo, ya desde el año pasado, en edificación residencial.

En cuanto a las ramas de los servicios se observa que éstas siguen creciendo muy por encima de España —3.49% frente a 3%—, a pesar de ver atenuado, respecto al primer trimestre, su crecimiento en algo más de tres décimas. La evolución, sin embargo, de sus dos principales agregados muy heterogénea. Así, los servicios no destinados a la venta de la Comunidad Valenciana registran la mayor bajada del cuadro, con más de dos puntos, hasta situar su tasa interanual de crecimiento, con 1.2%, en los niveles de España. No obstante esta reducción de la tasa interanual, la tasa intertrimestral registra un espectacular incremento al pasar de decrecer 0.65% en el primer trimestre a crecer 0.07% durante el segundo. Por otro lado, los servicios de mercado son, junto al sector primario, las únicas ramas que aceleran su ritmo de crecimiento, aunque lo sea en una única décima, al pasar de 3.98% del primer trimestre a 4.08% del segundo. En España, por el contrario, los servicios de mercado ven reducir sus tasas de crecimiento interanual dos décimas, quedando, a pesar de ello, en un destacable crecimiento de 3.54%. La razón a este comportamiento desigual

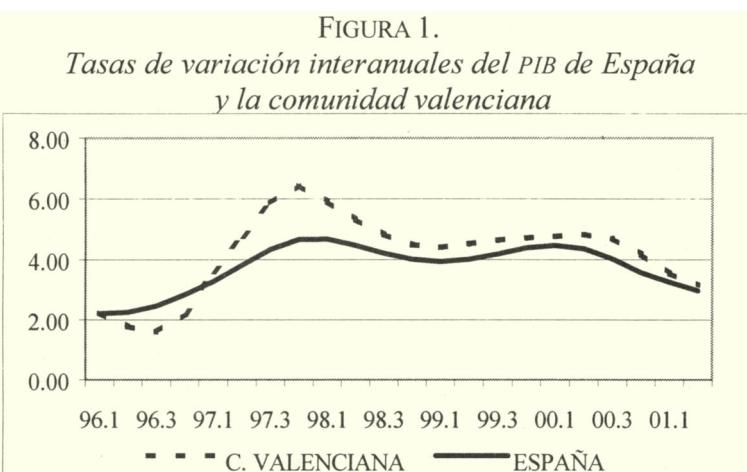
del sector en ambas economías se encuentra en el diferente comportamiento del subsector turístico que en España ha visto frenadas ligeramente sus cifras de crecimiento, mientras en la comunidad valenciana se producía la situación inversa.

Analizando el sector de la agricultura, ganadería, silvicultura y pesca se observa que éste exhibe un comportamiento poco claro en su evolución cíclica, especialmente si se analiza su serie de tasas de variación intertrimestrales. No obstante, por décimo trimestre consecutivo sigue viendo crecer sus tasas de variación interanual (aunque sólo en los últimos cinco con valores positivos), hasta el punto de ir progresivamente mostrando mayor dinamismo que su homólogo nacional. De hecho, por segundo trimestre consecutivo crece en la comunidad valenciana más que en España con 2.95% frente a 1.28 por ciento.

Por último, el estudio coyuntural se puede completar comparando la evolución cíclica reciente de ambas economías. El análisis de la evolución de la economía valenciana respecto a la española, medida en términos de tasas de crecimiento interanuales del PIB (figura 1), pone de manifiesto que sus perfiles son muy parejos,<sup>2</sup> si bien con un comportamiento mucho más volátil en las tasas de variación de la economía valenciana. Una particularidad adicional a destacar es que en el último ciclo expansivo, 1997-2000, la actividad económica en el conjunto de la región ha sido superior a la de España. Además hay una casi total sincronía en cuanto a la fase del ciclo económico ya que en ambas economías alcanzaron el valor máximo en el primer semestre de 1999 y a partir de dicha fecha las tasas de variación de ambos sistemas han elegido la senda de la minoración de su actividad productiva.

---

<sup>2</sup> A un resultado análogo se llegó en Cabrer y Pavía (1999b).



Fuente: Elaboración propia e INE (2001a).

#### CONCLUSIONES Y OBSERVACIONES FINALES

Las contabilidades trimestrales son, gracias a su completitud y síntesis, una herramienta excelente para conocer el momento que está atravesando una economía y la evolución coyuntural que ha registrado a lo largo del tiempo. A nivel nacional la mayoría de los países de la OECD proveen trimestre tras trimestre a los analistas coyunturales de este valioso instrumento. En el ámbito subnacional, sin embargo, esta información no suele estar disponible.

Así, en este trabajo se ha abordado un importante problema abierto en economía regional: la estimación de componentes trimestrales de Contabilidad Regional de forma congruente con las cifras nacionales. Particularmente, se ha ejemplificado mediante la estimación de la señal de ciclo-tendencia trimestral —en términos constantes— del PIB trimestral a precios de mercado de la comunidad valenciana. Para ello, se utilizó una metodología —Cabrer y Pavía (1999a, 1999c), Pavía (2000) y Pavía *et al.* (2000)— que permite la estimación conjunta, mediante el empleo de variables relacionadas o indicadores, de un grupo de series trimestrales cuando se conoce el agregado trimestral de todas ellas y el agregado anual de cada una de ellas.

Asimismo, se aprovecha la aplicación realizada para mostrar al analista interesado en aplicar técnicas de trimestralización a macromagnitudes de contabilidad nacional algunas de las cuestiones previas que no pueden ser obviadas —fechar los indicadores, extraer señales de ciclo-tendencia y construir índices sintéticos—, a la par que se ofrecen soluciones propias para cada uno de estos temas.

En cuanto al análisis de las estimaciones cabe resaltar, como resultados más notable, que: la economía de la comunidad valenciana sigue manteniendo un perfil de crecimiento más dinámico que su homóloga española, aunque se agudiza la convergencia en tasas de crecimiento entre ambas economías iniciada en el trimestre pasado; y, que se observa, a lo largo del período de estimación, un comportamiento cíclico muy sincrónico entre ambas economías.

## BIBLIOGRAFÍA

- Abab, A. M. y Quilis, E. M., “<F> y <G>: Dos programas para el análisis cíclico. Aplicación a los agregados monetarios”, *Boletín Trimestral de Coyuntura*, INE, Madrid, 1996, pp. 62-103.
- \_\_\_\_\_, “Programas de análisis cíclico: <F>, <G> y <FDESC>. Manual de Usuario”, *Documento Interno*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid, 1997.
- Cabrer, B. y Pavía, J. M., “Estimation of J(>1) Quarterly Time Series Fulfilling Annual and Quarterly Constraints”, *International Advances in Economic Research*, núm. 5 (3), 1999a, pp. 339- 349.
- \_\_\_\_\_, “Un análisis comparativo del ciclo económico de España y la comunidad valenciana”, *Revista Valenciana d'Estudis Autonòmics*, núm. 29, 1999b, pp. 301-314.
- \_\_\_\_\_, “A Procedure to Estimate the Contemporaneous Quarterly Regional GNP Series”, papel presentado en el 38<sup>th</sup> *Annual Meeting of the Western Regional Science Association*, Ojai, Estados Unidos, 1999c.
- Chow, G. C. y A. Lin, “Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series By Related Series”, *The Review of Economics and Statistics*, 1971, pp.53, 372-375.
- Costa, A., Jordà, D. y Muñoz, J., “La Comptabilitat Trimestral i el Seguiment de la Conjuntura Econòmica Catalana a l’Institut d’Estadística de Catalunya”, *Nota de Economía*, núm. 64, 1999, pp. 157-179.
- Cristóbal, A. C. y Quilis, E. M., “Señal de ciclo-tendencia frente al ajuste estacional en la Contabilidad Nacional Trimestral”, *Boletín Trimestral de Coyuntura*, INE, Madrid, 1995, pp. 55, 69-102.
- Dagum, E. M., “The x11ARIMA Seasonal Adjustment Method”, *Statistics Canada*, Otawa, 1980.
- \_\_\_\_\_, “The X11ARIMA/88 Seasonal Adjustment Method”, *Seminario Internacional de Estadística en Euskadi*, 21, Instituto Vasco de Estadística, 1990.
- DiFonzo, T., “The Estimation of M Disaggregate Time Series when Contemporaneus and Temporal Aggregates are Known”, *The Review of Economics and Statistics*, 1990, pp. 72, 178-182.

- Fernández, R. B., "A Methodological Note on the Estimation of Time Series", *The Review of Economics and Statistics*, 53(3), 1981, pp. 471-478.
- Gómez, V. y A. Maravall, , *Program TRAMO. Time Series Regression with ARIMA noise; Missing Observations and Outliers (instructions for the user)*, Banco de España, Madrid, 1997a.
- \_\_\_\_\_, *Program SEATS. Signal Extraction in ARIMA Time Series (instructions for the user)*, Banco de España, Madrid, 1997b.
- IGE, *Contabilidad Trimestral de Galicia. Metodología e series históricas, 1980-1991*, Documento Provisional, Instituto Galego de Estadística, 1997.
- INE, *Contabilidad Nacional Trimestral de España. Metodología y Serie Trimestral 1970-1992*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid, 1993.
- \_\_\_\_\_, *Boletín Trimestral de Coyuntura*, 62, Diciembre 1996, Instituto Nacional de Estadística, Madrid, 1996.
- \_\_\_\_\_, *Boletín Trimestral de Coyuntura*, 78, Instituto Nacional de Estadística, Madrid; o Base de Datos TEMPUS, <http://www.ine.es>, acceso 29 Septiembre 2001, 2001a.
- \_\_\_\_\_, *Contabilidad Regional de España*, <http://www.ine.es>, acceso 12 julio 2001, 2001b.
- istat, "I Conti Economici Trimestralli dell'Italia 1970-1982", *Supplemento al Bolettino Mensile di Statistica*, 12, 1983.
- \_\_\_\_\_, "I Conti Economici Trimestralli dell'Italia, anni 1970-1984", *Supplemento al Bolettino Mensile di Statistica*, 14, 1985.
- OECD, *Sources and Methods Used by the OECD Member Countries. Quarterly National Accounts*, OECD, París, Publications, 1996
- Pavía, J. M., "Desagregación Conjunta de Series Anuales: Perturbaciones AR(1) Multivariante", *Investigaciones Económicas*, XXIV (3), 2000, pp. 727-737.
- Pavía, J. M., Cabrer, B. y Felip, J. M., *Estimación del VAB Trimestral No Agrario de la Comunidad Valenciana*, Generalitat Valenciana, Valencia, Presidencia, 2000.



Contabilidad Trimestral de Comunidad Valenciana  
 Base 1995, 2do trimestre de 2001  
 Componentes de oferta  
 Tasas de variación interanuales, ciclo-tendencia  
 Precios constantes de 1995

Operaciones	Código	1999	2000	2001								
				Tr. I	Tr. II	Tr. III	Tr. IV	Tr. I	Tr. II	Tr. III	Tr. I	Tr. II
Ramas industriales (incluye energía)	04-40	4.24	4.08	3.61	3.91	4.50	4.93	4.97	4.79	3.79	2.81	2.06
Construcción	41	12.78	9.25	13.68	14.38	12.96	10.31	9.42	9.39	9.36	8.84	6.93
Ramas de los servicios	42-74	3.47	4.11	3.60	3.36	3.33	3.59	3.84	4.08	4.36	4.15	3.83
- Servicios de mercado	42-65 /	3.92	4.50	3.44	3.54	4.06	4.63	4.88	4.72	4.48	3.94	3.98
- Servicios de no mercado	74	1.79	2.62	4.21	2.67	0.65	-0.29	-0.06	1.69	3.90	4.97	3.22
VAB No Agrario	04-74	4.44	4.55	4.40	4.39	4.44	4.52	4.63	4.74	4.65	4.20	3.63
Ramas agraria y pesquera	01-03	-5.50	1.02	-7.72	-6.99	-4.81	-2.28	-0.25	1.08	1.26	1.97	2.45
VAB Total	01-74	4.01	4.41	3.86	3.89	4.04	4.24	4.43	4.60	4.51	4.11	3.58
Impuestos netos de los productos	D21-D31	10.82	6.68	10.61	11.52	11.30	9.88	8.19	7.20	6.53	4.89	3.21
PRODUCTO INTERIOR BRUTO		4.57	4.61	4.41	4.52	4.64	4.72	4.76	4.82	4.69	4.18	3.55
p.m.												3.15

Fuente: INE (2001a) y elaboración propia.