

Contabilidad trimestral

METODOLOGÍA

1. Objetivos y utilidades

La Contabilidad trimestral es una estadística de síntesis de carácter coyuntural, su objetivo primordial es proporcionar una descripción cuantitativa y coherente del conjunto de la actividad económica gallega, mediante la elaboración de un cuadro macroeconómico cuatro veces al año que ofrezca el ritmo de crecimiento del PIB y sus componentes. Es decir, esta actividad estadística es una réplica trimestral simplificada de las Cuentas anuales que, por su mayor frecuencia de elaboración, permite el seguimiento coyuntural de la actividad económica.

Estas estimaciones se ajustan a los mismos principios de coherencia y equilibrio contable que las Cuentas Económicas de frecuencia anual y, por consiguiente, al marco del Sistema Europeo de Cuentas 2010 (SEC-2010).

La metodología de estimación empleada por la Contabilidad trimestral se fundamenta en una idea básica: si para cada agregado de las Cuentas anuales se dispone de una o más series estadísticas (indicadores) de periodicidad trimestral o inferior, con una evolución similar a la del correspondiente agregado, es posible estimar econométricamente una relación entre las series anuales de los agregados y sus indicadores, mensuales o trimestrales, que permite obtener los valores trimestrales de los agregados. Técnicamente se puede decir, por tanto, que la Contabilidad trimestral es un compromiso entre el rigor y la amplitud de las Cuentas anuales y la rapidez y oportunidad de los indicadores coyunturales.

Los datos que publica la Contabilidad trimestral se ofrecen en tres versiones: brutos, corregidos de efectos estacionales y de calendario y de ciclo-tendencia, con el fin de ofrecer una imagen lo más completa posible del estado coyuntural de las variables objeto de estimación.

Uno de los aspectos a resaltar de la Contabilidad trimestral es el de las frecuentes y a veces importantes revisiones que, necesariamente, se producen entre las que cabe citar las siguientes: modificaciones en los datos de las Cuentas Económicas, revisión de los indicadores, sustitución de predicciones en los indicadores por datos reales disponibles.

Las utilidades de la Contabilidad Trimestral de Galicia son:

- a) Medir la evolución de la economía en el tiempo de forma continua y coherente.
- b) Incrementar la calidad del sistema estadístico coyuntural.
- c) Dado su carácter sintético e integrador, la Contabilidad Trimestral identifica carencias, sugiere cambios y propone un marco de referencia común, susceptible de utilización por estadísticas dispares.

- d) Permite estimar modelos econométricos trimestrales, útiles en el análisis de políticas económicas y en la previsión.

Las estimaciones en términos de volumen se realizan a precios del año precedente y encadenadas según se estipula en la Decisión de la Comisión número 98/715/CE.

La metodología usada para deflactar las cuentas anuales a precios del año precedente tiene como ventaja que permite obtener unas estimaciones del crecimiento agregado más actualizadas y precisas, y por tanto, de mayor fiabilidad. En las cuentas trimestrales la aplicación de esta metodología es sustantivamente más complicada. Las estimaciones de los eslabones son similares al caso anual, pero el encadenamiento de todos ellos, sin perder la coherencia entre los datos trimestrales y anuales, es más complejo. De entre las distintas técnicas para la realización de esta operación se eligió la denominada solapamiento anual (annual overlap), que consiste en utilizar como referencia para las estimaciones trimestrales en volumen los valores medios de los cuatro trimestres del año precedente. Esta metodología implica la pérdida de aditividad entre los agregados y sus componentes. Así la suma de los agregados de la demanda o de la oferta no va a coincidir con la del PIB.¹

2. Ámbito de investigación

Ámbito geográfico

El ámbito geográfico de la Contabilidad Trimestral es la Comunidad Autónoma de Galicia.

Ámbito temporal

El período de referencia de la información de base y de los resultados son los cuatro trimestres naturales del año.

3. Definiciones y aspectos metodológicos

La Contabilidad trimestral adopta la metodología establecida en el *Sistema Europeo de Cuentas* 2010 (SEC-2010), que establece en su capítulo 12:

“Las cuentas nacionales trimestrales son cuentas nacionales cuyo período de referencia es un trimestre. Constituyen un sistema de indicadores trimestrales agregados. Las cuentas nacionales trimestrales ofrecen un marco contable completo en el que se pueden elaborar y presentar los datos económicos en un formato diseñado a efectos del análisis económico, la toma de decisiones y la elaboración de políticas, con periodicidad trimestral.”

¹ Para un análisis más profundo véase el documento del INE: “Índices encadenados en la Contabilidad Nacional Trimestral. S.G. de Cuentas Nacionales. Instituto Nacional de Estadística. Madrid, Mayo 2005”.

“Las cuentas económicas trimestrales adoptan los mismos principios, definiciones y estructura que las cuentas anuales.”

“Las cuentas nacionales trimestrales se basan en fuentes de datos más limitadas que las cuentas anuales y su elaboración exige un mayor uso de técnicas estadísticas y econométricas. Existen dos enfoques para la elaboración de las cuentas nacionales trimestrales: el enfoque directo y el enfoque indirecto. El enfoque directo se basa en la disponibilidad, a intervalos trimestrales, de fuentes de datos similares a las utilizadas para elaborar las cuentas anuales; con este enfoque se emplean métodos similares de elaboración. El enfoque indirecto utiliza técnicas de estimación estadística y econométrica que aprovecha información procedente de las cuentas anuales y emplean indicadores coyunturales para interpolar y extrapolar a partir de las estimaciones anuales. Elegir entre esos dos enfoque depende de que la información utilizada en la elaboración de las cuentas anuales esté fácilmente disponible de la misma forma a nivel trimestral.”

El proceso de elaboración de la Contabilidad Trimestral se puede estructurar en varias fases:

3.1. Selección de indicadores

La Contabilidad Trimestral de Galicia contempla dos criterios principales:

a) Congruencia conceptual con las Cuentas anuales. De este modo, los indicadores seleccionados deben reflejar de la forma más fiel posible el marco conceptual de las Cuentas anuales en lo que se refiere a la cobertura, representatividad, sistema de medida y marco de referencia. Al mismo tiempo, las ponderaciones de los indicadores sintéticos deben ser coherentes con las de las Cuentas anuales.

b) Calidad estadística de los indicadores elementales. Los indicadores deben cumplir una serie de requisitos estadísticos de tipo general similares a los que se establecen para la realización de un análisis de coyuntura:

1. Longitud o máxima duración de las series.

2. Significación económica o claridad en el contenido económico de la información que aporta.

3. Calidad estadística o estabilidad coherente en el proceso de medida.

4. Prontitud en la disponibilidad de los datos o pequeño desfase entre período de referencia y disponibilidad.

Estos criterios no garantizan de forma automática la fiabilidad y calidad estadística de los indicadores sintéticos. De este modo, es preciso establecer un criterio estadístico de buena correlación entre los indicadores y las series que se pretenden estimar. Así, se partirá de una regresión:

$$(1-B)\ln Y_T = (1-B)\ln X_T\beta + U_T$$

$$U_T = \Gamma U_{T-1} + a_T \quad |\Gamma| < 1$$

$$a_T \approx \text{iid } N(0, \delta_a)$$

Donde Y_T es la magnitud anual de la Contabilidad Anual, X_T es un vector $1 \times k$ de indicadores de coyuntura expresados de forma anual, β es un vector de k parámetros desconocidos pero constantes que tienen que ser estimados, B^h es el operador de retardos ($B^h z_t = z_{t-h}$), U_T es una perturbación estocástica que sigue un proceso autorregresivo de primer orden (AR(1)) estacionaria, $|\Gamma| < 1$ y a_T es un ruido blanco.

El análisis se considera entre variables expresadas en primeras diferencias y no en niveles, con el objeto de evitar la realización de regresiones espurias debidas a la presencia de tendencias comunes entre regresando y regresor. Así mismo, resulta de mayor interés desde el punto de vista del análisis a corto plazo la obtención de indicadores que permitan recoger la evolución cíclica de las series de las Cuentas anuales, que es información contenida en la serie $(1-B)\ln Y_T$ y no en Y_T .

3.2. Tratamiento univariante de series elementales

Cada una de las series utilizadas es modelizada de forma univariante con el objeto de elaborar predicciones de las mismas siempre que sea necesario, así como para corregir el efecto de valores anómalos.

Se utiliza la metodología de Box-Jenkins, ampliada con análisis de intervención y tratamiento del efecto calendario. Los pasos seguidos son los siguientes:

a) Análisis de estacionariedad. Si fuese necesario, se transforman todas las series con objeto de inducir en ellas estacionariedad en media y varianza.

Para obtener estacionariedad en varianza:

$$z_t = \begin{cases} \frac{(x_t + \mu)^\lambda - 1}{\lambda} & \text{se } 0 < \lambda \leq 1 \\ \ln(x_t + \mu) & \text{se } \lambda = 0 \end{cases}$$

siendo μ un valor tal que $(x_t + \mu) > 0 \forall t$.

Para obtener estacionariedad en media: se aplican diferencias.

$$w(d,D)_t = (1-B)^d (1-B^s)^D x_t \quad d=0,1,2 \text{ y } D=0,1$$

b) Contraste de presencia de efectos calendario. El objeto de este contraste es permitir una adecuada identificación de la parte estocástica de la serie e incorporarlos, si es el caso, en la etapa de predicción (ver apartado 3.5.1).

c) Identificación de los procesos estocásticos estacionarios subyacentes a las series temporales. Se trata de identificar los procesos ARMA susceptibles de generar la serie temporal estacionaria.

d) Estimación y diagnóstico del modelo. Una vez especificado el modelo, se estiman los parámetros del mismo por el método de máxima verosimilitud condicionada. Estimados los parámetros, en la etapa siguiente se procede a realizar la evaluación de la adecuación de los

modelos previamente identificados y estimados. En la etapa de validación los contrastes de diagnóstico utilizados son: la significación individual y conjunta de los parámetros, el análisis de las funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos, análisis de la incorrelación de los residuos utilizando el estadístico de Box-Ljung y el estudio de los valores anómalos de la serie.

De este modo, el modelo propuesto es:

$$y_t = \gamma P(\tau)_t + \beta D_t + \sum_{h=1}^H L_h(B) I(T_h)_t + \frac{\theta_q(B)\theta_Q(B^s)}{\phi_p(B)\phi_P(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D} a_t$$

donde: $P(\tau)_t$ expresa la proporción que representa la semana de Pascua en el mes t , considerándose que su efecto se percibe en los τ días anteriores el Domingo de resurrección; $D_t = (\text{número de lunes, martes, miércoles, jueves y viernes en el mes } t) - (\text{número de sábados y domingos en el mes } t) * (5/2)$; $L_h(B) I(T_h)_t$ es el efecto de los valores anómalos de la serie.

$$L_h(B) = \frac{w_0 + w_1 B + \dots + w_s B^s}{1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r}$$

$$I(T_h)_t = \begin{cases} 1 & \text{se } t = T_h \\ 0 & \text{resto} \end{cases}$$

3.3. Construcción de indicadores sintéticos

En general, se construye un sólo indicador para cada agregado.

Los criterios generales que se siguen en el diseño de indicadores son los siguientes:

a) Máxima coherencia metodológica con las Cuentas económicas. Los indicadores trimestrales se construirán procurando que mantengan el máximo posible de coherencia metodológica con los utilizados en la estimación de las Cuentas anuales, se aspira a que unos y otros utilicen estadísticas de base de la misma fuente o que hagan referencia a un mismo fenómeno económico. El objetivo es minimizar las incidencias de diseño entre la Contabilidad trimestral y las Cuentas anuales sobre el tamaño del residuo en la regresión.

b) Máxima utilización de la información coyuntural existente. En el diseño de cada indicador se tratará de maximizar la utilización de la información coyuntural existente. Sólo será desechada una fuente cuando su actualización o tratamiento revista una gran dificultad o suponga un costo excesivo.

c) Diseño a partir de información de base lo más desagregada posible. Los indicadores se construirán a partir de resultados estadísticos originales y, siempre que sea posible, desagregados al máximo nivel para el que se disponga de estructura de ponderaciones. Este criterio responde a la intención de evitar dependencias respecto de indicadores sintéticos construidos para otros fines, así como de los propios resultados agregados de cada estadística utilizada, especialmente si esta se presenta en forma de índices. Se espera así tener mayor control sobre la calidad de los datos elementales y sobre su proceso de agregación.

d) Diseño de indicadores cuando se dispone de dos fuentes distintas de información. Existen tres casos posibles:

- Cuando hay dos fuentes estadísticas para estimar una misma variable y se dispone de ellas en distintos momentos del tiempo, se utiliza para estimar los trimestres del año en curso aquella que sea obtenida más rápidamente, mientras que la otra se incorpora posteriormente en la estimación de los trimestres de los años pasados.
- Cuando hay dos versiones distintas de una misma fuente estadística y se dispone de ellas en distintos momentos del tiempo, una de ellas será provisional y se utiliza para estimar los trimestres del año en curso, y la otra, que será la definitiva, para estimar los trimestres de los años pasados.
- No se dispone de fuentes estadísticas coyunturales para algún subagregado de una variable. En este caso se suele diseñar un indicador de cobertura parcial para los años en curso, y otro completo para los años pasados, y en los que las rúbricas para las que no se dispone de información coyuntural son representadas por una interpolación sin indicador del subagregado correspondiente. Si se dispone de predicciones anuales para estas rúbricas y se interpolan trimestralmente, será posible representarlas en el indicador del año en curso. Es evidente que, en este caso, deben tener la misma estructura tanto los indicadores para los años pasados como para el año en curso. En nuestro tratamiento no se adopta esta vía, pues con ella se aumenta la complejidad sin que, al parecer, se incremente la calidad de los resultados: en efecto, aunque la solución comentada aumente en apariencia la cobertura del indicador y reduzca el tamaño del residuo de la regresión, lo que hace es, simplemente, trasladar a la composición del indicador completo una parte del residuo que se obtendría en una regresión que incorporase el indicador incompleto. Como a efectos prácticos es la misma en los dos casos la parte de variación no explicada de la variable, serán también similares los resultados que se obtengan por las dos vías comentadas.

e) Tratamiento de los atrasos en la información de base. Cuando determinadas fuentes estadísticas no lleguen a cubrir completamente el trimestre en el momento de hacer su primera estimación (tres meses a partir del fin del trimestre estimado), la información se suple con predicciones.

3.4. Distribución y extrapolación

El procedimiento de trimestralización de agregados económicos es el siguiente:

Sea:

- N el número de años.
- Y_t : $N \times 1$ el vector serie del agregado económico anual $t=1, \dots, N$.

- $y_{t,T}$: $4N \times 1$ el vector con la variable a estimar, es decir, la serie trimestral del agregado económico, $t=1, \dots, N$ $T=1, 2, 3, 4$.
- $X_{t,j}$: $N \times k$ la matriz de k indicadores anualizados, $t=1, \dots, N$ $j=1, \dots, k$.
- $x_{t,T,j}$: $4N \times k$ la matriz de k series de indicadores de coyuntura trimestrales, $t=1, \dots, N$ $T=1, 2, 3, 4$ $j=1, \dots, k$.
- B : $N \times 4N$ la matriz de agregación de valores trimestrales a anuales.
- $B = I \otimes F$, donde $F = [f, f, f, f]$ y \otimes hace referencia al producto tensorial, y $f = 1$ si es variable flujo y $f = 1/4$ si es variable stock.

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

Se trata de estimar los agregados económicos trimestrales (y), mediante una relación teórica:

$$[3.1] \quad y = x\beta + u \quad \text{dado que } Y = By$$

entonces

$$[3.2] \quad Y = B(x\beta + u) = Bx\beta + Bu = X\beta + U$$

Donde β : $k \times 1$ son los coeficientes de regresión del modelo, u : $4N \times 1$ son los errores del modelo trimestral y U : $N \times 1$ son los errores del modelo anual ($U = Bu$).

El objetivo es estimar de manera lineal, insesgada y eficiente el vector y . Un estimador de y es lineal si para alguna matriz A : $4N \times N$ verifica:

$$[3.3] \quad y_e = AY = La(X\beta + U)$$

Además es insesgado cuando cumple:

$$Y(y_e - y) = Y[La(X\beta + U) - (x\beta + u)] = (AX - X) \beta = 0$$

Por lo que

$$[3.4] \quad x = AX$$

De [3.3] y [3.4], obtenemos

$$[3.5] \quad y_e = AX\beta + AU = x\beta + AU$$

El mejor estimador lineal e insesgado de y_e se obtiene al minimizar la traza de la matriz de varianzas-covarianzas de error de estimación sujeta a la condición de insesgades.

Como

$$[3.6] \quad y_e - y = La(X\beta + U) - (x\beta + u) = AX\beta + AU - x\beta - u = x\beta + AU - x\beta - u = AU - u$$

entonces

$$[3.7] \quad \Sigma_{y_e} = \text{Var}(y_e - y) = Y[(AU - u)(AU - u)'] = AVA' - ABv - vB'La' + v$$

siendo V la matriz de varianzas-covarianzas de los errores anuales y v la matriz de varianzas-covarianzas de los errores trimestrales.

Por tanto, se trata de:

$$\min \text{Tr}(\Sigma_{y_e})$$

$$\text{s.a. } AX = x$$

especificando el Lagrangiano

$$L = \text{Tr}(\Sigma_{y_e}) - 2\text{Tr}(M(AX-x))$$

y obteniendo las condiciones de primer orden:

$$\frac{\partial L}{\partial A} = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial M} = 0$$

la solución para A se obtiene luego de resolver el anterior sistema. Siendo:

$$[3.8] \quad La = x(X'V^{-1}X)^{-1}XV^{-1} + vB'V^{-1}(I-X(X'V^{-1}X)^{-1}X'V^{-1})$$

y como

$$[3.9] \quad \beta_G = (X'V^{-1}X)^{-1}XV^{-1}Y$$

es el estimador de mínimos cuadrados generalizados del modelo anual, de [3.8] y [3.9], obtenemos:

$$[3.10] \quad y_e = AY = x \beta_G + vB'V^{-1}(Y-X \beta_G) = x \beta_G + vB'V^{-1}U_e$$

siendo U_e el vector de residuos del modelo con datos anuales.

Se concluye que la estimación trimestral de un agregado económico consta de dos componentes:

- la contribución de los indicadores a la variable trimestral ($x \beta_G$)
- la parte no explicada por los indicadores que se obtiene aplicando $(vB'V^{-1})$ al vector de residuos anuales U_e .

Para la estimación de los valores y_e se requiere el conocimiento de la matriz de varianzas-covarianzas v. Como v es desconocida, ya que los valores trimestrales son no observados, hay que hacer hipótesis sobre su distribución.

Las posibilidades son:

- a) Los residuos trimestrales se comportan como ruido blanco.

$$v = \sigma^2 I$$

por tanto:

$$V = \sigma^2 B' B'$$

b) Paseo aleatorio.

$$u_t = u_{t-1} + a_t \quad \text{para } t = 2, \dots, 4N$$

donde

$$a_t \approx N(0, \sigma^2)$$

$$Y(aa') = \sigma^2 I$$

y como $Du = a$

siendo:

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

$$v = \sigma^2 (D'D)^{-1}$$

por tanto:

$$V = \sigma^2 B (D'D)^{-1} B'$$

c) Autorregresivos de primer orden (Chow, G y Lin, La.L.).

$$u_t = \phi u_{t-1} + a_t \quad \text{con } t = 2, \dots, 4N$$

donde

$$a_t \approx N(0, \sigma^2)$$

$$|\phi| < 1$$

$$Y(aa') = \sigma^2 I$$

Y se puede demostrar que:

$$v = \left(\frac{\sigma^2}{1 - \phi} \right) (\phi)^{|j-i|}$$

Siendo el segundo miembro de la expresión una matriz, donde los elementos de la fila i -ésima y columna j -ésima es el coeficiente autorregresivo elevado a $|j-i|$.

Definiendo

$$R = \left(\frac{1}{1-\phi} \right) (\phi)^{|j-i|}$$

tenemos que

$$v = \sigma^2 R$$

por tanto:

$$V = \sigma^2 B R B'$$

El hecho de que ϕ no sea directamente observable implica su estimación indirecta por medio de un proceso iterativo consistente en derivar una función Ω que vincule con ϕ el parámetro Γ estimado en la regresión anual:

$$(1-B)\ln Y_T = (1-B)\ln X_T \beta + U_T$$

$$U_T = \Gamma U_{T-1} + a_T \quad |\Gamma| < 1$$

$$a_T \approx \text{iid } N(0, \delta_a)$$

Esta función $\phi = \Omega(\Gamma)$ permite resolver el problema siempre y cuando $\Gamma \geq 0$ (Di Fonzo, 1987). Aunque que no es posible inferir el modelo de la perturbación trimestral a partir del correspondiente a la anual, si es factible definir una correspondencia entre los órdenes de ambos procesos (Engel, 1984; Stram y Wei, 1986). De esta forma, con objeto de asegurar la validez de las hipótesis trimestrales, se comprueba que U_t no sigue un proceso ARMA (p,q) con $p \geq 2$ y $q > 0$.

d) Paseo aleatorio markoviano (Litterman).

$$u_t = u_{t-1} + a_t \quad \text{para } t = 2, \dots, 4N$$

$$a_t = \phi a_{t-1} + e_t \quad \text{con } t = 2, \dots, 4N$$

donde

$$e_t \approx N(0, \sigma^2)$$

$$|\phi| < 1$$

$$E(ee') = \sigma^2 I$$

En consecuencia, u_t evoluciona según un proceso AR(2) con una raíz unitaria y, si ϕ se aproxima a la unidad, se comporta prácticamente como un proceso I(2). De esta manera, la matriz de varianzas y covarianzas de la perturbación anual es:

$$V = \sigma^2 B (D'H'HD)^{-1} B'$$

siendo H una matriz dependiente de ϕ según:

$$H = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & \dots & 0 & 0 \\ -\phi & 1 & 0 & \dots & \dots & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 1 & \dots & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \dots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \dots & -\phi & 1 \end{bmatrix}$$

El estudio individualizado de los residuos de cada modelo indicará que definición de los mismos se adoptará.

3.5. Ajuste estacional y extracción de señales

Los procedimientos utilizados siguen las recomendaciones condensadas en el *Manual de Cuentas Trimestrales* (Eurostat, 1998) y en Eurostat y Banco Central Europeo (2001). En particular, la extracción de señales emplea la metodología basada en modelos ARIMA implementada en los programas TRAMO y SEATS, y el equilibrado y conciliación de las estimaciones se realiza mediante los métodos de Chow y Lin, Fernández, Litterman y de Di Fonzo.

La hipótesis de componentes subyacentes en el dominio del tiempo establece que la serie observada y_t es la desagregación de cinco componentes ortogonales: tendencia, ciclo, estacionalidad, irregularidad y efectos de calendario, según:

$$[3.11] y_t = T_t + C_t + S_t + I_t + CAL_t$$

La expresión [3.11] también es válida para esquemas de tipo multiplicativo de la forma $y_t = T_t * C_t * S_t * I_t * CAL_t$ si se aplican logaritmos sobre la serie original. Se asume, sin pérdida de generalidad, que dicha transformación fue aplicada.

Es posible asociar cada uno de estos componentes con una banda en el dominio de la frecuencia, con la siguiente interpretación:

Tendencia: está asociada con las bajas frecuencias, esto es, movimientos de larga duración con un período superior a los 32 trimestres (ocho años). Este componente se asocia con los determinantes de crecimiento económico: progreso técnico acumulado; evolución del stock de capital físico; nivel, composición y calificación (capital humano) de la fuerza de trabajo.

Ciclo: está caracterizado por oscilaciones de duración situada entre los dos y los ocho años. Es un componente de baja frecuencia, igual que la tendencia, pero originada por factores diferentes, entre los que predominan los aspectos de corto plazo o ajuste hacia las sendas de crecimiento definidas en el punto anterior.

Es de destacar la dificultad de discriminar entre tendencia y ciclo, además, se admite que muchos de los factores que afectan a la tendencia son responsables también del comportamiento cíclico, de forma que no es conveniente imponer una distinción excesivamente tajante. Por esta razón, se

trabaja con un componente mixto de ciclo y tendencia $P_t=T_t+C_t$ de forma que [3.11] se transforma en:

$$[3.12] y_t=P_t+S_t+I_t+CAL_t$$

Estacionalidad: se trata de un movimiento periódico o cuasiperiódico de duración inferior o igual al año. Viene determinado, principalmente, por factores institucionales, climáticos y técnicos que evolucionan de forma suave, desde una perspectiva a largo plazo.

Irregularidad: son movimientos erráticos y generalmente impredecibles que distorsionan la relación lineal entre la serie observada y sus componentes estructurales (ciclo-tendencia y estacionalidad).

Efectos de calendario: los efectos englobados dentro de este componente obedecen a la discrepancia existente entre la dinámica temporal intrínseca de un determinado fenómeno y la que resulta de su agregación o muestreo temporal (efecto alias del ciclo semanal). Por otra parte, determinados fenómenos económicos se rigen por un calendario diferente del utilizado como patrón de medida. Así, el caso más notable es el de la Pascua que, al seguir el calendario lunar, posee una ubicación móvil en el calendario gregoriano. Se consideran como efectos de calendario aquellos asociados con el ciclo semanal y con la Pascua móvil.

La estimación de los componentes descritos se efectúa en dos etapas. En la primera se evalúan los efectos de calendario mediante un análisis de regresión con errores ARIMA y, en la segunda, se estiman los restantes componentes a través de la aplicación de filtros de Weiner-Kolmogorov a la serie corregida de los efectos calendario.

3.5.1. Estimación del efecto calendario

Este efecto consta de dos elementos, la Pascua móvil (E_t) y el ciclo semanal (CS_t).

El primero se modeliza de forma determinista según:

$$[3.13] E_t=\gamma P(\tau)_t$$

Donde $P(\tau)_t$ expresa la proporción que representa la semana de Pascua en el mes t , considerándose que su efecto se percibe en los τ días anteriores al Domingo de resurrección. En general, se asume que $\tau=6$.

El ciclo semanal también se representa de modo determinista, siendo su expresión formal:

$$[3.14] CS_t=\beta D_t$$

siendo $D_t=(\text{número de lunes, martes, miércoles, jueves y viernes en el mes } t)-(\text{número de sábados y domingos en el mes } t)*(5/2)$. El factor $5/2$ sirve para homogeneizar los dos elementos de la diferencia que da lugar a D_t .

De este modo el efecto calendario total se define como:

$$[3.15] CAL_t=E_t+CS_t$$

La cuantificación de este efecto se realiza mediante la identificación, estimación y diagnóstico de un modelo de regresión con una perturbación autorregresiva, integrada y de medias móviles (ARIMA) de tipo multiplicativo:

$$[3.16] y_t = \gamma P(\tau)_t + \beta D_t + \frac{\theta_q(B)\theta_Q(B^s)}{\phi_p(B)\phi_P(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D} a_t$$

donde $\phi_p(B)$ y $\theta_q(B)$ son, respectivamente, polinomios de orden p y q en el operador de desfases B , y $\phi_P(B^s)$ y $\theta_Q(B^s)$ son polinomios de orden P y Q en B^s , con $s=4$. Las expresiones $(1-B)^d$ y $(1-B^s)^D$ son operadores de diferenciación regular y estacional controlados por los parámetros enteros d y D , respectivamente. Por último, a_t es una secuencia de ruido blanco gaussiano con esperanza nula y varianza constante v_a .

Una vez estimados los parámetros γ y β y los operadores AR y MA del modelo [3.16] se obtiene la serie corregida de efectos calendario:

$$[3.17] N_t = y_t - \gamma P(\tau)_t - \beta D_t$$

3.5.2. Estimación de los efectos estocásticos

El modelo ARIMA-AI identificado, estimado y diagnosticado en la sección anterior permite realizar una descomposición de la serie, corregida de efectos calendario, en sus componentes subyacentes estocásticos de tendencia, estacionalidad e irregular, siguiendo los principios de la descomposición canónica basada en modelos ARIMA, véase Burman (1980), Hillmer y Tiao (1982), Hillmer et al. (1983), Maravall (1987,1990,1993a, 1993b,1994), Maravall y Pierce (1987) y Gómez y Maravall (1998c), entre otros. Se utilizan los programas TRAMO como preprocesador de los efectos deterministas (ciclo semanal y Pascua móvil) y SEATS para realizar la extracción de las señales estocásticas.

Este método considera que cada componente está gobernado por un modelo ARIMA que refleja sus principales propiedades teóricas; debiendo ser dichos modelos compatibles, en su conjunto, con el que caracteriza la serie agregada N_t

Suponiendo k componentes estocásticos ortogonales entre sí, que agregados generan la serie N_t , se tiene:

$$[3.18] N_t = \sum_{i=1}^k N_{i,t}$$

cada componente evoluciona según un modelo ARIMA:

$$[3.19] N_{i,t} = \frac{\theta_i(B)}{\phi_i(B)} a_{i,t} = \psi_i(B) a_{i,t} \quad i = 1, \dots, k$$

siendo $\phi_i(B)$ y $\theta_i(B)$ operadores AR y MA, respectivamente, con raíces fuera o sobre el círculo de radio unitario. La perturbación que incide sobre cada componente es un ruido blanco gaussiano de varianza v_i

$$[3.20] a_{i,t} \approx \text{iid } N(0, v_i)$$

El agregado N_t está gobernado por un modelo ARIMA:

$$[3.21] N_t = \frac{\theta_q(B)\theta_Q(B^s)}{\phi_p(B)\phi_P(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D} a_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t = \psi(B)a_t$$

Los modelos de los componentes expresados en [3.19] deben ser compatibles con el del agregado [3.21], lo que conduce a la siguiente condición:

$$[3.22] \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t = \sum_{i=1}^k \frac{\theta_i(B)}{\phi_i(B)} a_t$$

que implica las dos siguientes:

$$[3.23] \phi(B) = \prod_{i=1}^k \phi_i(B) \quad \text{y}$$

$$[3.24] \theta(B) = \sum_{i=1}^k \phi_{(i)}(B)\theta_i(B)a_{i,t}$$

$$\text{con } \phi_{(i)}(B) = \prod_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^k \phi_j(B)$$

Las ecuaciones [3.23] y [3.24] son fundamentales para el desarrollo del procedimiento, ya que relacionan los operadores ARMA de la forma reducida de N_t con los correspondientes operadores de los componentes inobservables. Los primeros fueron estimados y los segundos pueden ser derivados a partir de estos. Desafortunadamente, estas dos ecuaciones están sujetas al siguiente problema de identificación: Existen infinitas estructuras $\phi_i(B)$ compatibles con el modelo en forma reducida $\phi(B)$ que gobierna a N_t . La metodología basada en modelos invoca al principio de descomposición canónica para alcanzar la identificación del sistema. Este principio establece que la descomposición adicional de cada componente como señal más ruido blanco es imposible, esto es, que el componente carece de información redundante: es señal pura o ruido blanco, sin mixtura posible. Formalmente:

$$[3.25] N_{i,t} = N_{i,t}^s + \zeta_{i,t}$$

$$\zeta_{i,t} \approx \text{iid } N(0, \sigma_i)$$

implica $N_{i,t} = N_{i,t}^s$ (sólo existe señal) o $N_{i,t} = \zeta_{i,t}$ (sólo existe ruido).

Desde el dominio de la frecuencia, este principio requiere que todos los componentes posean al menos un valor nulo en su representación espectral (si se trata de señales) o ninguno (si se trata de ruidos).

Una de las consecuencias del principio de descomposición canónica es que los operadores MA de los modelos de los componentes no son invertibles, ya que poseen al menos una raíz sobre el círculo de radio unitario, lo que obliga a acomodar el análisis econométrico de los componentes estimados a este hecho.

Una vez aplicado el principio de descomposición canónica, las ecuaciones [3.23] y [3.24] permiten la determinación de los valores de $\phi_i(B)$ en función de los de $\phi(B)$ mediante, por ejemplo, el método de los momentos.

Una vez definidos los modelos teóricos para los componentes, es preciso estimarlos, esto es, obtener series temporales para cada $N_{i,t}$ a partir de los datos observados de N_t . Este proceso se realiza mediante el filtrado de N_t según:

$$[3.26] \hat{N}_{i,t} = V_i(B,F)N_t$$

Los filtros $V_i(B,F)$ con $F=B^{-1}$ utilizados por SEATS pertenecen a la familia Wiener-Kolmogorov, su diseño trata de minimizar el error cuadrático medio entre el estimador y el componente teórico. De esta forma, estos filtros se obtienen como solución del siguiente programa de optimización restringida:

$$[3.27] \text{MIN } Y(N_{i,t} - \hat{N}_{i,t})$$

$$\text{s.a. } N_{i,t} = \psi_i(B)a_{i,t} \quad i = 1, \dots, k$$

La solución a este programa conduce a:

$$[3.28] \hat{N}_{i,t} = \frac{v_i}{v_a} \frac{\psi_i(B)\psi_i(F)}{\psi(B)\psi(F)} N_t = \kappa_i \pi(B)\pi(F)\psi_i(B)\psi_i(F)N_t$$

La expresión anterior representa la solución de filtrado adoptada por el enfoque basado en modelos expresados en forma reducida. Se trata de filtros lineales, simétricos, invariantes en el tiempo, de colas infinitas aunque convergentes y que se derivan combinando la información suministrada por la forma reducida, $\pi(B)$, y la postulada para los componentes, $\psi_i(B)$

3.5.3. Estimación final

Una vez efectuado el proceso bietápico antes descrito, la estimación final efectuada se obtiene de manera inmediata. La serie corregida de efectos estacionales y de calendario se obtiene de trayendo de la serie observada los correspondientes términos de calendario y estacionalidad:

$$[3.29] \hat{y}_t^{\text{sac}} = y_t - \text{CAL}_t^e - \hat{S}_t$$

Por su parte, la serie de ciclo-tendencia es directamente el componente P_t estimado según la forma ya descrita:

$$[3.30] \hat{y}_t^{ct} = \hat{P}_t = V_p(B,F)(y_t - CAL_t^e)$$

A diferencia de otros procedimientos de descomposición, la metodología basada en modelos permite obtener directamente la señal de ciclo-tendencia a partir de la serie observada, sin necesidad de efectuar suavizado alguno de la serie desestacionalizada y corregida de efectos de calendario.

3.6. Consistencia transversal y temporal de las estimaciones

El problema de la consistencia transversal se produce cuando obtenemos las distintas señales (serie desestacionalizada, ciclo- tendencia) de un agregado en términos brutos. Así podemos obtener una señal del agregado por métodos directos: el procedimiento de extracción de la señal es aplicado al agregado bruto o bien por métodos indirectos: la señal del agregado se obtiene como suma de las señales de sus componentes.

Ambos métodos no generan, de forma necesaria, los mismos resultados debido, entre otras razones, a la heterogeneidad de las pautas estacionales de los componentes y a efectos de tipo no lineal vinculados con el tratamiento multiplicativo de los mismos. La elección de un método depende del criterio que se siga (suavidad, magnitud de las revisiones, etc.) y de las circunstancias particulares del conjunto de series objeto de examen. En consecuencia, desde un punto de vista técnico, la única recomendación consiste en analizar cada caso separadamente y realizar la elección en función del uso al que se sometan los datos.

Con el método indirecto no se produce ningún problema en la consistencia transversal, ya que la suma de las señales de los componentes es igual a la señal del agregado para cada trimestre, pero la señal del agregado puede no coincidir con la verdadera señal (estimada por métodos más eficientes).

En cambio el método directo produce un problema de consistencia, ya que la suma de las señales de los componentes no coincide con la señal del agregado.

La consistencia temporal consiste en asegurar que la señal de un agregado o componente trimestral sea consistente con los datos anuales.

En la contabilidad trimestral se optó por el empleo del método directo y garantizar la consistencia transversal. El método empleado es el siguiente:

- Estimación del agregado no ajustado o bruto como agregación de sus componentes.

$$[3.31] \quad AGR_{t,T} = \sum_{j=1}^M x_{j,t,T} \quad \forall t, T$$

donde t y T son, respectivamente, los índices temporales de frecuencia trimestral y anual. Los M componentes en que se desagrega el agregado son consistentes temporalmente:

$$[3.32] \quad \sum_{t=1}^4 x_{j,t,T} = Y_{j,T} \quad \forall j, T$$

siendo $Y_{j,T}$ el total anual de la serie j en el año T .

- Conciliación temporal y transversal de las señales de los componentes. Las señales estimadas para los componentes no verificarán, como norma general, ni la restricción transversal ni la temporal:

$$[3.33] \quad AGR_{t,T}^u \neq \sum_{j=1}^M x_{j,t,T}^u \quad \forall t, T$$

$$[3.34] \quad \sum_{t=1}^4 x_{j,t,T}^u \neq Y_{j,T} \quad \forall j, T$$

siendo $u=(sac,ct)$

El método empleado para resolver estos problemas de inconsistencia transversal y temporal es una extensión multivariante del de Chow y Lin. Este procedimiento permite la inclusión de restricciones de naturaleza transversal y temporal.

Sea $Y=\{Y_{j,T} : j=1,\dots,M, T=1,\dots,N\}$ un conjunto de M series que se desea trimestralizar y que deben estar cada trimestre conciliadas. En consecuencia, las estimaciones trimestrales $y=\{y_{j,t,T} : j=1,\dots,M, t=1,\dots,4, T=1,\dots,N\}$ deben satisfacer dos restricciones, una longitudinal:

$$[3.35] \quad Cy_j=Y_j \quad \forall j$$

y otra transversal:

$$[3.36] \quad \sum_{j=1}^M y_j = z$$

siendo z el agregado trimestral y $C: N \times n$ es la matriz de agregación temporal definida como:

$$C = I_N \otimes c = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$$

\otimes denota el producto tensorial y $c=[1,1,1,1]$. Esta expresión permite considerar otros casos: si $c=[1/4, 1/4, 1/4, 1/4]$ se trata de la distribución temporal de un índice y , si $c=[0,0,0,1]$, se obtiene un problema de interpolación.

$z: n \times 1$ es el agregado ajustado descrito anteriormente y es, por lo tanto, una serie trimestral observable. Expresando las restricciones [3.35] y [3.36] en notación matricial, se tiene:

$$[3.37] \quad (I_M \otimes C)y=Y \quad y$$

$$[3.38] \quad (i'_M \otimes I_n)y=z$$

En consecuencia, las NM restricciones longitudinales y las n restricciones transversales que operan sobre el vector de estimaciones trimestrales dan lugar a la siguiente expresión:

$$[3.39] \quad Hy=Y_e$$

siendo:

$$[3.40] \quad H = \begin{bmatrix} I_M' \otimes I_n \\ I_M \otimes C \end{bmatrix} \quad e \quad Y_e = \begin{bmatrix} Z \\ Y \end{bmatrix}$$

Una vez planteadas las restricciones, se formula un modelo que relaciona agregados e indicadores en la frecuencia trimestral. Este modelo tiene la misma expresión que el empleado en el método de Chow y Lin:

$$[3.41] \quad y_j = x_j \beta_j + u_j \quad j=1, \dots, M$$

siendo y_j el agregado trimestral inobservable, x_j una matriz $n \times p_j$ de indicadores que son en este caso los componentes inconsistentes temporal y transversalmente, β_j es un vector de parámetros constantes y desconocidos y u_j denota las perturbaciones estocásticas que distorsionan la relación lineal entre los indicadores y la serie trimestral. Se supone que dichas perturbaciones son de media nula y matriz de varianzas y covarianzas v_{ij} . En general, se admite que las innovaciones de ecuaciones distintas pueden estar contemporáneamente correlacionadas:

$$[3.42] \quad Y(u_i u_j') = v_{i,j} \quad \forall i, j=1, \dots, M$$

De este modo, el modelo adopta una expresión formalmente similar a la de un sistema de ecuaciones de regresión aparentemente no relacionadas (SURE).

$$[3.43] \quad \underbrace{\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \dots \\ y_M \end{bmatrix}}_y = \underbrace{\begin{bmatrix} x_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & x_2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & x_M \end{bmatrix}}_x \underbrace{\begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \dots \\ \beta_M \end{bmatrix}}_\beta + \underbrace{\begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \dots \\ u_M \end{bmatrix}}_u$$

El modelo anterior es muy similar al utilizado en el procedimiento de Chow y Lin. Por lo tanto, la aplicación al mismo de la matriz H de restricciones longitudinales y transversales da lugar a la siguiente versión observable:

$$[3.44] \quad Y_e = X_e \beta + U_e$$

Aplicando los principios de estimación lineal, insesgada y óptima (en el sentido de varianza mínima) a y se obtiene:

$$[3.45] \quad \hat{y} = x\hat{\beta} + L(Y_e - X_e\hat{\beta})$$

siendo $\hat{\beta}$ la estimación por mínimos cuadrados generalizados en un contexto SURE:

$$[3.46] \quad \hat{\beta} = (X_e' V_e^{-1} X_e)^{-1} (X_e' V_e^{-1} Y_e)$$

y L es el filtro de distribución del residuo anual:

$$[3.47] \quad L = vH' V_e^{-1}$$

La interpretación de los resultados es, en lo esencial, la misma que se efectúa al examinar los resultados de Chow y Lin.

4. Revisiones de las estimaciones

Los datos de la Contabilidad Trimestral sólo serán definitivos en los años en los que existan estimaciones definitivas de las Cuentas anuales. Ahora bien, un cambio de base o un nuevo marco metodológico, serían causas de una reestimación de la totalidad de las series contables.

Las Cuentas anuales se producen con un desfase aproximado de 20 meses sobre el año de referencia y el último año es provisional. Este hecho produce una revisión en la Contabilidad trimestral.

Sólo serán definitivos los datos correspondientes a los años en los que existan estimaciones definitivas en las Cuentas anuales, serán provisionales los datos que se refieran al año provisional de las Cuentas anuales y avance los demás.

Existen otras fuentes de revisión de la Contabilidad trimestral, aunque de una significación menos importante:

a) La consolidación de datos provisionales y la disponibilidad de observaciones efectivas para las series elementales donde se contase sólo con predicciones.

Puede ocurrir que al estimar el último trimestre de referencia, fuese aún provisional la información de base utilizada o – peor aún – que no existiese o estuviese incompleta, caso en el que se sustituiría por predicciones.

Si se diese tal caso, habría que revisar la estimación del trimestre tan pronto como se consolidase la información provisional, o se dispusiese de la que faltaba en el momento de la primera estimación.

b) La obtención de la señal de ciclo tendencia.

El procedimiento de la extracción de la señal de ciclo-tendencia opera con predicciones. Por lo tanto, el último tramo de la serie se ve afectado por la incorporación de nuevos datos.

c) Revisión de los indicadores.

Como resultado de la incorporación de unidades informantes, corrección de errores, cambios metodológicos y de base, etc., los indicadores también pueden sufrir modificaciones que afecten a las cifras de la Contabilidad trimestral.

d) Los métodos de trimestralización.

La incorporación de nueva información modifica las relaciones econométricas entre los indicadores y los agregados anuales y por tanto el resultado de la trimestralización.

5. Fuentes de información

En la elaboración de la Contabilidad trimestral se utiliza información procedente de diversas fuentes, según el agregado o variable que se pretenda aproximar y el sector productivo que se estudie.

La información procede de distintos organismos:

- IGE: “Contas anuais”, Comercio exterior, “Estatística de construción de edificios”, “Índices de valor unitario do comercio exterior”, Gasto dos non residentes,...
- Ministerio de Agricultura, Alimentación e Medio Ambiente: Avance de superficies y producciones agrícolas, Contas do sector agrario.
- Consellería de Medio Rural e do Mar: “Sacrificio de gando”, “Prezos do leite”, “Primeira venda de produtos pesqueiros”.
- Ministerio de Fomento: Licitación oficial, Índice de costes de la construcción, Tráfico aéreo.
- Ministerio de Industria, Energía y turismo: Encuesta de opiniones empresariales, Producción de energía eléctrica.
- Ministerio de Empleo y Seguridad Social: Trabajadores Afiliados en Alta laboral en la Seguridade Social.
- INE: Encuesta de Población activa, IPC, Índice de precios industriales, Índice de producción Industrial, Encuesta trimestral de coste laboral, Transporte urbano de viajeros, Indicadores de actividad del sector servicios, Índices de comercio al por menor, Encuesta de ocupación hotelera,...
- Otros: OFICEMEN, AEAT, CITROËN, DGT, etc.

6. Presentación de resultados

Aproximadamente 90 días después del último día del trimestre en curso se publica el cuadro macroeconómico desde la óptica de la oferta y demanda y las estimaciones de empleo. Desde la perspectiva de la renta los resultados corresponden a un trimestre anterior al trimestre en curso, la razón del retraso en la publicación desde la perspectiva de las rentas es la no disponibilidad de los microdatos de la encuesta trimestral de coste laboral del INE en el momento de la primera publicación de la contabilidad trimestral. Esta información se difunde a través de la web del IGE (<http://www.ige.eu>).