

Contabilidade trimestral

METODOLOXÍA

1. Obxectivos e utilidades

A Contabilidade trimestral é unha estatística de síntese de carácter conxuntural, o seu obxectivo primordial é proporcionar unha descrición cuantitativa e coherente do conxunto da actividade económica galega, mediante a elaboración dun cadro macroeconómico catro veces ao ano que ofrezca o ritmo de crecemento do PIB e os seus compoñentes. É dicir, esta actividade estatística é unha réplica trimestral simplificada das Contas anuais que, pola súa maior frecuencia de elaboración, permite o seguimento conxuntural da actividade económica.

Estas estimacións axústanse aos mesmos principios de coherencia e equilibrio contable que as Contas Económicas de frecuencia anual e, por conseguinte, ao marco do Sistema Europeo de Cuentas 2010 (SEC-2010).

A metodoloxía de estimación empregada pola Contabilidade trimestral fundamentase nunha idea básica: se para cada agregado das Contas anuais se dispón dunha ou máis series estatísticas (indicadores) de periodicidade trimestral ou inferior, cunha evolución similar á do correspondente agregado, é posible estimar econometricamente unha relación entre as series anuais dos agregados e os seus indicadores, mensuais ou trimestrais, que permite obter os valores trimestrais dos agregados. Tecnicamente pódese dicir, por tanto, que a Contabilidade trimestral é un compromiso entre o rigor e a amplitude das Contas anuais e a rapidez e oportunidade dos indicadores conxunturais.

Os datos que publica a Contabilidade trimestral ofrécense en tres versións: brutos, corrixidos de efectos estacionais e de calendario e de ciclo-tendencia, co fin de ofrecer unha imaxe o máis completa posible do estado conxuntural das variables obxecto de estimación.

Un dos aspectos a resaltar da Contabilidade trimestral é o das frecuentes e a veces importantes revisións que, necesariamente, se producen entre as que cabe citar as seguintes: modificacións nos datos das Contas Económicas, revisión dos indicadores, substitución de predicións nos indicadores por datos reais dispoñibles.

As utilidades da Contabilidade Trimestral de Galicia son:

- a) Medir a evolución da economía no tempo de forma continua e coherente.
- b) Incrementar a calidade do sistema estatístico conxuntural.
- c) Dado o seu carácter sintético e integrador, a Contabilidade Trimestral identifica carencias, suxire cambios e propón un marco de referencia común, susceptible de utilización por estatísticas dispares.

- d) Permite estimar modelos econométricos trimestrais, útiles na análise de políticas económicas e na previsión.

As estimacións en termos de volume realízanse a prezos do ano precedente e encadeadas segundo se estipula na Decisión da Comisión número 98/715/CE.

A metodoloxía usada para deflactar as contas anuais a prezos do ano precedente ten como vantaxe que permite obter unhas estimacións do crecemento agregado máis actualizadas e precisas, e polo tanto, de maior fiabilidade. Nas contas trimestrais a aplicación desta metodoloxía é substantivamente máis complicada. A estimacións dos elos é similar ao caso anual, pero o encadeamento de todos eles, sen perder a coherencia entre os datos trimestrais e anuais, é máis complexo. De entre as distintas técnicas para a realización desta operación elixiuse a denominada solapamento anual (annual overlap), que consiste en utilizar como referencia para as estimacións trimestrais en volume os valores medios dos catro trimestres do ano precedente. Esta metodoloxía implica a perda de aditividade entre os agregados e os seus compoñentes. Así a suma dos agregados da demanda ou da oferta non vai coincidir coa do PIB.¹

2. Ámbito de investigación

Ámbito xeográfico

O ámbito xeográfico da Contabilidade Trimestral é a Comunidade Autónoma de Galicia.

Ámbito temporal

O período de referencia da información de base e dos resultados son os catro trimestres naturais do ano.

3. Definicións e aspectos metodolóxicos

A Contabilidade trimestral adopta a metodoloxía establecida no *Sistema Europeo de Cuentas* 2010 (SEC-2010), que establece no seu capítulo 12:

“As contas nacionais trimestrais son contas nacionais cuxo período de referencia é un trimestre. Constitúen un sistema de indicadores trimestrais agregados. As contas nacionais trimestrais ofrecen un marco contable completo no que se poden elaborar e presentar os datos económicos nun formato deseñado a efectos do análise económico, a toma de decisións e a elaboración de políticas, con periodicidade trimestral.”

¹ Para unha análise máis profunda véxase o documento do INE: “Índices encadenados en la Contabilidad Nacional Trimestral. S.G. de Cuentas Nacionales. Instituto Nacional de Estadística. Madrid, Mayo 2005”.

“As contas económicas trimestrais adoptan os mesmos principios, definicións e estrutura que as contas anuais.”

“As contas nacionais trimestrais baséanse en fontes de datos máis limitadas que as contas anuais e a súa elaboración esixe un maior uso de técnicas estatísticas e econométricas. Existen dous enfoques para a elaboración das contas nacionais trimestrais: o enfoque directo e o enfoque indirecto. O enfoque directo baséase na dispoñibilidade, a intervalos trimestrais, de fontes de datos similares ás utilizadas para elaborar as contas anuais; con este enfoque empréganse métodos similares de elaboración. O enfoque indirecto utiliza técnicas de estimación estatística e econométrica que aproveita información procedente das contas anuais e empregan indicadores conxunturais para interpolar e extrapolar a partir das estimacións anuais. Elixir entre eses dous enfoques depende de que a información utilizada na elaboración das contas anuais estea facilmente dispoñible da mesma forma a nivel trimestral.”

O proceso de elaboración da Contabilidade Trimestral pódese estruturar en varias fases:

3.1. Selección de indicadores

A Contabilidade Trimestral de Galicia contempla dous criterios principais:

a) Congruencia conceptual coas Contas anuais. Deste xeito, os indicadores seleccionados deben reflectir da forma máis fiel posible o marco conceptual das Contas anuais no que se refire á cobertura, representatividade, sistema de medida e marco de referencia. Ao mesmo tempo, as ponderacións dos indicadores sintéticos deben ser coherentes coas das Contas anuais.

b) Calidade estatística dos indicadores elementais. Os indicadores deben cumprir unha serie de requisitos estatísticos de tipo xeral similares aos que se establecen para a realización dunha análise de conxuntura:

1. Lonxitude ou máxima duración das súas series.
2. Significación económica ou claridade no contido económico da información que aporta.
3. Calidade estatística ou estabilidade coherente no proceso de medida.
4. Prontitude na dispoñibilidade dos datos ou pequeno desfase entre período de referencia e dispoñibilidade.

Estes criterios non garanten de forma automática a fiabilidade e calidade estatística dos indicadores sintéticos. Deste xeito, é preciso establecer un criterio estatístico de boa correlación entre os indicadores e as series que se pretenden estimar. Así, partírase dunha regresión:

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

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

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

Onde Y_T é a magnitude anual da Contabilidade Anual, X_T é un vector $1 \times k$ de indicadores de conxuntura expresados de forma anual, β é un vector de k parámetros descoñecidos pero constantes que teñen que ser estimados, B^h é o operador de retardos ($B^h z_t = z_{t-h}$), U_T é unha perturbación estocástica que segue un proceso autorregresivo de primeira orde (AR(1)) estacionaria, $|\Gamma| < 1$ e a_T é un ruído branco.

A análise considérase entre variables expresadas en primeiras diferenzas e non en niveis, co obxecto de evitar a realización de regresións espurias debidas á presenza de tendencias comúns entre regresando e regresor. Así mesmo, resulta de maior interese desde o punto de vista da análise a curto prazo a obtención de indicadores que permitan recoller a evolución cíclica das series das Contas anuais, que é información contida na serie $(1-B)\ln Y_T$ e non en Y_T .

3.2. Tratamento univariante de series elementais

Cada unha das series utilizadas é modelizada de forma univariante co obxecto de elaborar predicións das mesmas sempre que sexa necesario, así como para corrixir o efecto de valores anómalos.

Utilízase a metodoloxía de Box-Jenkins, ampliada con análise de intervención e tratamento do efecto calendario. Os pasos seguidos son os seguintes:

a) Análise de estacionariedade. Se fose necesario, transfórmanse todas as series con obxecto de inducir nelas estacionariedade en media e varianza.

Para obter estacionariedade en varianza:

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

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

Para obter estacionariedade en media: aplícanse diferenzas.

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

b) Contraste de presenza de efectos calendario. O obxecto deste contraste é permitir unha adecuada identificación da parte estocástica da serie e incorporalos, se é o caso, na etapa de predición (ver apartado 3.5.1).

c) Identificación dos procesos estocásticos estacionarios subxacentes ás series temporais. Trátase de identificar os procesos ARMA susceptibles de xerar a serie temporal estacionaria.

d) Estimación e diagnose do modelo. Unha vez especificado o modelo, estímase os parámetros do mesmo polo método de máxima verosimilitude condicionada. Estimados os parámetros, na etapa seguinte procédese a realizar a avaliación da adecuación dos modelos previamente identificados e estimados. Na etapa de validación os contrastes de diagnóstico utilizado son: a significación individual e conxunta dos parámetros, a análise das funcións de autocorrelación simple e parcial dos residuos, análise da incorrelación dos residuos utilizando o estatístico de Box-Ljung e o estudio dos valores anómalos da serie.

Deste xeito, o modelo proposto é:

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

onde: $P(\tau)_t$ expresa a proporción que representa a semana de Pascua no mes t , considerándose que o seu efecto se percibe nos τ días anteriores o Domingo de resurrección; $D_t = (\text{número de luns, martes, mércores, xoves e venres no mes } t) - (\text{número de sábados e domingos no mes } t) * (5/2)$; $L_h(B) I(T_h)_t$ é o efecto dos valores anómalos da 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. Construción de indicadores sintéticos

En xeral, constrúese un só indicador para cada agregado.

Os criterios xerais que se seguen no deseño de indicadores son os seguintes:

a) Máxima coherencia metodolóxica coas Contas económicas. Os indicadores trimestrais constrúense procurando que manteñan o máximo posible de coherencia metodolóxica cos utilizados na estimación das Conta anuais, aspírase a que uns e outros utilicen estatísticas de base da mesma fonte ou que fagan referencia a un mesmo fenómeno económico. O obxectivo é minimizar as incidencias de deseño entre a Contabilidade trimestral e as Contas anuais sobre o tamaño do residuo na regresión.

b) Máxima utilización da información conxuntural existente. No deseño de cada indicador tratarase de maximizar a utilización da información conxuntural existente. Só será desbotada unha fonte cando a súa actualización ou tratamento revista unha grande dificultade ou supoña un custo excesivo.

c) Deseño a partir de información de base o máis desagregada posible. Os indicadores constrúense a partir de resultados estatísticos orixinais e, sempre que sexa posible, desagregados ao máximo nivel para o que se dispoña de estrutura de ponderacións. Este criterio responde á intención de evitar dependencias respecto de indicadores sintéticos construídos para

outros fins, así como dos propios resultados agregados de cada estatística utilizada, especialmente se esta se presenta en forma de índices. Espérase así ter maior control sobre a calidade dos datos elementais e sobre o seu proceso de agregación.

d) Deseño de indicadores cando se dispón de dúas fontes distintas de información. Existen tres casos posibles:

- Cando hai dúas fontes estatísticas para estimar unha mesma variable e se dispón delas en distintos momentos do tempo, utilízase para estimar os trimestres do ano en curso aquela que sexa obtida máis rapidamente, mentres que a outra incorpórase posteriormente na estimación dos trimestres dos anos pasados.
- Cando hai dúas versións distintas dunha mesma fonte estatística e se dispón delas en distintos momento do tempo, unha delas será provisional e utilízase para estimar os trimestres do ano en curso, e a outra, que será a definitiva, para estimar os trimestres dos anos pasados.
- Non se dispón de fontes estatísticas conxunturais para algún subagregado dunha variable. Neste caso adóitase deseñar un indicador de cobertura parcial para os anos en curso, e outro completo para os anos pasados, e nos que as rúbricas para as que non se dispón de información conxuntural son representadas por unha interpolación sen indicador do subagregado correspondente. Se se dispón de predicións anuais para estas rúbricas e se interpolan trimestralmente, será posible representalas no indicador do ano en curso. É evidente que, neste caso, deben ter a mesma estrutura tanto os indicadores para os anos pasados como para o ano en curso. No noso tratamento non se adopta esta vía, pois con ela auméntase a complexidade sen que, ao parecer, se incremente a calidade dos resultados: en efecto, aínda que a solución comentada aumente en aparencia a cobertura do indicador e reduza o tamaño do residuo da regresión, o que fai é, simplemente, trasladar á composición do indicador completo unha parte do residuo que se obtería nunha regresión que incorporase o indicador incompleto. Como a efectos prácticos é a mesma nos dous casos a parte de variación non explicada da variable, serán tamén similares os resultados que se obteñan polas dúas vías comentadas.

e) Tratamento dos atrasos na información de base. Cando determinadas fontes estatísticas non cheguen a cubrir completamente o trimestre no momento de facer a súa primeira estimación (tres meses a partir do remate do trimestre estimado), a información súplese con predicións.

3.4. Distribución e extrapolación

O procedemento de trimestralización de agregados económicos é o seguinte:

Sexa:

- N o número de anos.
- Y_t : $N \times 1$ o vector serie do agregado económico anual $t=1, \dots, N$.

- $y_{t,T}$: $4N \times 1$ o vector coa variable a estimar, é dicir, a serie trimestral do agregado económico, $t=1, \dots, N$ $T=1, 2, 3, 4$.
- $X_{t,j}$: $N \times k$ a matriz de k indicadores anualizados, $t=1, \dots, N$ $j=1, \dots, k$.
- $x_{t,T,j}$: $4N \times k$ a matriz de k series de indicadores de conxuntura trimestrais, $t=1, \dots, N$ $T=1, 2, 3, 4$ $j=1, \dots, k$.
- B : $N \times 4N$ a matriz de agregación de valores trimestrais a anuais.
- $B = I \otimes F$, onde $F = [f, f, f, f]$ e \otimes fai referencia ao produto tensorial, e $f = 1$ se é variable fluxo e $f = 1/4$ se é variable stock.

$$B = \begin{pmatrix} f & f & f & f & 0000 & \dots & 0000 \\ 0000 & f & f & f & f & \dots & 0000 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0000 & 0000 & \dots & f & f & f & f \end{pmatrix}$$

Trátase de estimar os agregados económicos trimestrais (y), mediante unha relación teórica:

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

entón

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

Onde β : $k \times 1$ son os coeficientes de regresión do modelo, u : $4N \times 1$ son os erros do modelo trimestral e U : $N \times 1$ son os erros do modelo anual ($U = Bu$).

O obxectivo é estimar de maneira lineal, inesgada e eficiente o vector y . Un estimador de y é lineal se para algunha matriz A : $4N \times N$ verifica:

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

Ademais é inesgado cando cumpre:

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

Polo que

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

De [3.3] e [3.4], obtemos

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

O mellor estimador lineal e inesgado de y_e obtense ao minimizar a traza da matriz de varianzas-covarianzas de erro de estimación suxeita á condición de inesgadura.

Como

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

entón

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

sendo V a matriz de varianzas-covarianzas dos erros anuais e v a matriz de varianzas-covarianzas dos erros trimestrais.

Por tanto, trátase de:

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

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

especificando o Lagrangiano

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

e obténdose as condicións de primeiro orde:

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

a solución para A obtense logo de resolver o anterior sistema. Sendo:

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

e como

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

é o estimador de mínimos cadrados xeneralizados do modelo anual, de [3.8] e [3.9], obtemos:

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

sendo U_e o vector de residuos do modelo con datos anuais.

Conclúese que a estimación trimestral dun agregado económico consta de dúas compoñentes:

- a contribución dos indicadores á variable trimestral ($x \beta_G$)
- a parte non explicada polos indicadores que se obtén aplicando ($vB'V^{-1}$) ao vector de residuos anuais U_e .

Para a estimación dos valores y_e requírese o coñecemento da matriz de varianzas-covarianzas v . Como v é descoñecida, xa que os valores trimestrais son non observados, hai que facer hipóteses sobre a súa distribución.

As posibilidades son:

- a) Os residuos trimestrais compórtanse como ruído branco.

$$v = \sigma^2 I$$

por tanto:

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

b) Paseo aleatorio.

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

onde

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

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

e como $Du = a$

sendo:

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

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

por tanto:

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

c) Autorregresivos de primeira orde (Chow, G e Lin, A.L.).

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

onde

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

$$|\phi| < 1$$

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

E pódese demostrar que:

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

Sendo o segundo membro da expresión unha matriz, onde os elementos da fila i -ésima e columna j -ésima é o coeficiente autorregresivo elevado a $|j-i|$.

Definindo

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

temos que

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

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

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

$$v = \sigma^2 R$$

por tanto:

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

O feito de que ϕ non sexa directamente observable implica a súa estimación indirecta por medio dun proceso iterativo consistente en derivar unha función Ω que vincule con ϕ o parámetro Γ estimado na regresión anual:

Esta función $\phi = \Omega(\Gamma)$ permite resolver o problema sempre e cando $\Gamma \geq 0$ (Di Fonzo, 1987). Aínda que non é posible inferir o modelo da perturbación trimestral a partir do correspondente á anual, si é factible definir unha correspondencia entre as ordes de ambos procesos (Engel, 1984; Stram e Wei, 1986). Desta forma, con obxecto de asegurar a validez das hipóteses trimestrais, compróbase que U_t non segue un proceso ARMA (p,q) con $p \geq 2$ e $q > 0$.

d) Paseo aleatorio markoviano (Litterman).

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

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

onde

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

$$|\phi| < 1$$

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

En consecuencia, u_t evoluciona segundo un proceso AR(2) cunha raíz unitaria e, se ϕ se aproxima á unidade, compórtase practicamente como un proceso I(2). De esta maneira, a matriz de varianzas e covarianzas da perturbación anual é:

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

sendo H unha matriz dependente de ϕ segundo:

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

O estudio individualizado dos residuos de cada modelo indicará que definición dos mesmos se adoptará.

3.5. Axuste estacional e extracción de sinais

Os procedementos utilizados seguen as recomendacións condensadas no *Manual de Cuentas Trimestrales* (Eurostat, 1998) e en Eurostat e Banco Central Europeo (2001). En particular, a extracción de sinais emprega a metodoloxía baseada en modelos ARIMA implementada nos programas TRAMO e SEATS, e o equilibrado e conciliación das estimacións realizase mediante os métodos de Chow e Lin, Fernández, Litterman e de di Fonzo.

A hipótese de compoñentes subxacentes no dominio do tempo establece que a serie observada y_t é a desagregación de cinco compoñentes ortogonais: tendencia, ciclo, estacionalidade, irregularidade e efectos de calendario, segundo:

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

A expresión [3.11] tamén é válida para esquemas de tipo multiplicativo da forma $y_t = T_t * C_t * S_t * I_t * CAL_t$ se se aplican logaritmos sobre a serie orixinal. Asíse, sen perda de xeneralidade, que dita transformación foi aplicada.

É posible asociar cada un destes compoñentes cunha banda no dominio da frecuencia, coa seguinte interpretación:

Tendencia: está asociada coas baixas frecuencias, isto é, movementos de longa duración cun período superior aos 32 trimestres (oito anos). Este compoñente asociase cos determinantes de crecemento económico: progreso técnico acumulado; evolución do stock de capital físico; nivel, composición e cualificación (capital humano) da forza de traballo.

Ciclo: está caracterizado por oscilacións de duración situada entre os dous e os oito anos. É un compoñente de baixa frecuencia, igual que a tendencia, pero orixinada por factores diferentes, entre os que predominan os aspectos de curto prazo ou axuste cara ás sendas de crecemento definidas no punto anterior.

É de destacar a dificultade de discriminar entre tendencia e ciclo, ademais, admítese que moitos dos factores que afectan á tendencia son responsables tamén do comportamento cíclico, de forma que non é conveniente impoñer unha distinción excesivamente táxante. Por esta razón,

traballárase cun compoñente mixto de ciclo e tendencia $P_t=T_t+C_t$ de forma que [3.11] se transforma en:

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

Estacionalidade: trátase dun movemento periódico ou cuasiperiódico de duración inferior ou igual ao ano. Ven determinado, principalmente, por factores institucionais, climáticos e técnicos que evolucionan de forma suave, desde unha perspectiva a longo prazo.

Irregularidade: son movementos erráticos e xeralmente impredecibles que distorsionan a relación lineal entre a serie observada e os seus compoñentes estruturais (ciclo-tendencia e estacionalidade).

Efectos de calendario: os efectos englobados dentro deste compoñente obedecen á discrepancia existente entre a dinámica temporal intrínseca dun determinado fenómeno e a que resulta da súa agregación ou mostraxe temporal (efecto alias do ciclo semanal). Por outra parte, determinados fenómenos económicos réxense por un calendario diferente do utilizado como patrón de medida. Así, o caso máis notable é o da Pascua que, ao seguir o calendario lunar, posúe unha situación móbil no calendario gregoriano. Consideráranse como efectos de calendario aqueles asociados co ciclo semanal e coa Pascua móbil.

A estimación dos compoñentes descritos efectúase en dúas etapas. Na primeira avalíanse os efectos de calendario mediante unha análise de regresión con erros ARIMA e, na segunda, estímense os restantes compoñentes a través da aplicación de filtros de Weiner-Kolmogorov á serie corrixida dos efectos calendario.

3.5.1. Estimación do efecto calendario

Este efecto consta de dous elementos, a Pascua móbil (E_t) e o ciclo semanal (CS_t).

O primeiro modelízase de forma determinista segundo:

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

Onde $P(\tau)_t$ expresa a proporción que representa a semana de Pascua no mes t , considerándose que o seu efecto se percibe nos τ días anteriores ao Domingo de resurrección. En xeral, asúmese que $\tau=6$.

O ciclo semanal tamén se representa de xeito determinista, sendo a súa expresión formal:

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

sendo $D_t=(\text{número de luns, martes, mércores, xoves e venres no mes } t)-(\text{número de sábados e domingos no mes } t)*(5/2)$. O factor $5/2$ serve para homoxeneizar os dous elementos da diferenza que dá lugar a D_t .

Deste xeito o efecto calendario total defínese como:

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

A cuantificación deste efecto realízase mediante a identificación, estimación e diagnóstico dun modelo de regresión cunha perturbación autorregresiva, integrada e de medias móbiles (ARIMA) de tipo multiplicativo:

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

onde $\phi_p(B)$ e $\theta_q(B)$ son, respectivamente, polinomios de orden p e q no operador de desfases B , e $\phi_P(B^s)$ e $\theta_Q(B^s)$ son polinomios de orden P e Q en B^s , con $s=4$. As expresións $(1-B)^d$ e $(1-B^s)^D$ son operadores de diferenciación regular e estacional controlados polos parámetros enteiros d e D , respectivamente. Por último, a_t é unha secuencia de ruído branco gaussiano con esperanza nula e varianza constante v_a .

Unha vez estimados os parámetros γ e β e os operadores AR e MA do modelo [3.16] obtense a serie corrixida de efectos calendario:

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

3.5.2. Estimación dos efectos estocásticos

O modelo ARIMA-AI identificado, estimado e diagnosticado na sección anterior permite realizar unha descomposición da serie, corrixida de efectos calendario, nos seus compoñentes subxacentes estocásticos de tendencia, estacionalidade e irregular, seguindo os principios da descomposición canónica baseada en modelos ARIMA, véxase Burman (1980), Hillmer e Tiao (1982), Hillmer et al. (1983), Maravall (1987,1990,1993a, 1993b,1994), Maravall e Pierce (1987) e Gómez e Maravall (1998c), entre outros. Utilízanse os programas TRAMO como preprocesador dos efectos deterministas (ciclo semanal e Pascua móbil) e SEATS para realizar a extracción dos sinais estocásticos.

Este método considera que cada compoñente está gobernado por un modelo ARIMA que reflicte as súas principais propiedades teóricas; debendo ser ditos modelos compatibles, no seu conxunto, co que caracteriza a serie agregada N_t

Supoñendo k compoñentes estocásticos ortogonais entre si, que agregados xeran a serie N_t , tense:

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

cada compoñente evoluciona segundo un modelo ARIMA:

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

sendo $\phi_i(B)$ e $\theta_i(B)$ operadores AR e MA, respectivamente, con raíces fóra ou sobre o círculo de radio unitario. A perturbación que incide sobre cada compoñente é un ruído branco gaussiano de varianza v_i

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

O agregado N_t está gobernado por un modelo ARIMA:

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

Os modelos dos compoñentes expresados en [3.19] deben ser compatibles co do agregado [3.21], o que conduce á seguinte 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 as dúas seguintes:

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

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

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

As ecuacións [3.23] e [3.24] son fundamentais para o desenvolvemento do procedemento, xa que relacionan os operadores ARMA da forma reducida de N_t cos correspondentes operadores dos compoñentes inobservables. Os primeiros foron estimados e os segundos poden ser derivados a partir destes. Desafortunadamente, estas dúas ecuacións están suxeitas ao seguinte problema de identificación: existen infinitas estruturas $\phi_i(B)$ compatibles co modelo en forma reducida $\phi(B)$ que goberna a N_t . A metodoloxía baseada en modelos invoca ao principio de descomposición canónica para acadar a identificación do sistema. Este principio establece que a descomposición adicional de cada compoñente como sinal máis ruído branco é imposible, isto é, que o compoñente carece de información redundante: é sinal pura ou ruído branco, sen mestura 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 $N_{i,t} = N_{i,t}^s$ (só existe sinal) ou $N_{i,t} = \zeta_{i,t}$ (só existe ruído).

Desde o dominio da frecuencia, este principio require que todos os compoñentes posúan ao menos un valor nulo na súa representación espectral (se se trata de sinais) ou ningún (se se trata de ruídos).

Unha das consecuencias do principio de descomposición canónica é que os operadores MA dos modelos dos compoñentes non son invertibles, xa que posúen ao menos unha raíz sobre o círculo de radio unitario, o que obriga a acomodar a análise econométrica dos compoñentes estimados a este feito.

Unha vez aplicado o principio de descomposición canónica, as ecuacións [3.23] e [3.24] permiten a determinación dos valores de $\phi_i(B)$ en función dos de $\phi(B)$ mediante, por exemplo, o método dos momentos.

Unha vez definidos os modelos teóricos para os compoñentes, é preciso estimalos, isto é, obter series temporais para cada $N_{i,t}$ a partir dos datos observados de N_t . Este proceso realízase mediante o filtrado de N_t segundo:

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

Os filtros $V_i(B,F)$ con $F=B^{-1}$ utilizados por SEATS pertencen á familia Wiener-Kolmogorov, o seu deseño trata de minimizar o erro cuadrático medio entre o estimador e o compoñente teórico. Desta forma, estes filtros obtéñense como solución do seguinte programa de optimización restrinxida:

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

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

A solución a este programa conduce a:

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

A expresión anterior representa a solución de filtrado adoptada polo enfoque baseado en modelos expresados en forma reducida. Trátase de filtros lineais, simétricos, invariantes no tempo, de colas infinitas aínda que converxentes e que se derivan combinando a información subministrada pola forma reducida, $\pi(B)$, e a postulada para os compoñentes, $\psi_i(B)$

3.5.3. Estimación final

Unha vez efectuado o proceso bietápico antes descrito, a estimación final efectuada obtense de maneira inmediata. A serie corrixida de efectos estacionais e de calendario (ceec) obtense detraendo da serie observada os correspondentes termos de calendario e estacionalidade:

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

Pola súa parte, a serie de ciclo-tendencia é directamente o compoñente P_t estimado segundo a forma xa descrita:

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

A diferenza doutros procedementos de descomposición, a metodoloxía baseada en modelos permite obter directamente o sinal de ciclo-tendencia a partir da serie observada, sen necesidade de efectuar suavizado algún da serie desestacionalizada e corrixida de efectos de calendario.

3.6. Consistencia transversal e temporal das estimacións

O problema da consistencia transversal prodúcese cando obtemos os distintos sinais (serie desestacionalizada, ciclo-tendencia) dun agregado en termos brutos. Así podemos obter un sinal do agregado por métodos directos: o procedemento de extracción do sinal é aplicado ao agregado bruto ou ben por métodos indirectos: o sinal do agregado obtense como suma dos sinais dos seus compoñentes.

Ambos os dous métodos non xeran, de forma necesaria, os mesmos resultados debido, entre outras razóns, á heteroxeneidade das pautas estacionais dos compoñentes e a efectos de tipo non lineal vinculados co tratamento multiplicativo dos mesmos. A elección dun método depende do criterio que se siga (suavidade, magnitude das revisións, etc.) e das circunstancias particulares do conxunto de series obxecto de exame. En consecuencia, desde un punto de vista técnico, a única recomendación consiste en analizar cada caso separadamente e realizar a elección en función do uso ao que se sometan os datos.

Co método indirecto non se produce ningún problema na consistencia transversal, xa que a suma dos sinais dos compoñentes é igual ao sinal do agregado para cada trimestre, pero o sinal do agregado pode non coincidir co verdadeiro sinal (estimado por métodos máis eficientes).

En cambio o método directo produce un problema de consistencia, xa que a suma dos sinais dos compoñentes non coincide co sinal do agregado.

A consistencia temporal consiste en asegurar que o sinal dun agregado ou compoñente trimestral sexa consistente cos datos anuais.

Na contabilidade trimestral optouse polo emprego do método directo e garantir a consistencia transversal. O método empregado é o seguinte:

- Estimación do agregado non axustado ou bruto como agregación dos seus compoñentes.

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

onde t e T son, respectivamente, os índices temporais de frecuencia trimestral e anual. Os M compoñentes en que se desagrega o agregado son consistentes temporalmente:

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

sendo $Y_{j,T}$ o total anual da serie j no ano T .

- Conciliación temporal e transversal dos sinais dos compoñentes. Os sinais estimados para os compoñentes non verificarán, como norma xeral, nin a restrición transversal nin a temporal:

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

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

sendo $u=(ceec,ct)$

O método empregado para resolver estes problemas de inconsistencia transversal e temporal é unha extensión multivariante do de Chow e Lin. Este procedemento permite a inclusión de restricións de natureza transversal e temporal.

Sexa $Y=\{Y_{j,T} : j=1,\dots,M, T=1,\dots,N\}$ un conxunto de M series que se desexa trimestralizar e que deben estar cada trimestre conciliadas. En consecuencia, as estimacións trimestrais $y=\{y_{j,t,T} : j=1,\dots,M, t=1,\dots,4, T=1,\dots,N\}$ deben satisfacer dúas restricións, unha lonxitudinal:

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

e outra transversal:

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

sendo z o agregado trimestral e C: $N \times n$ é a 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 o produto tensorial e $c=[1,1,1,1]$. Esta expresión permite considerar outros casos: se $c=[1/4, 1/4, 1/4, 1/4]$ trátase da distribución temporal dun índice e, se $c=[0,0,0,1]$, obtense un problema de interpolación.

$z: n \times 1$ é o agregado axustado descrito anteriormente e é, polo tanto, unha serie trimestral observable. Expresando as restricións [3.35] e [3.36] en notación matricial, tense:

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

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

En consecuencia, as NM restricións lonxitudinais e as n restricións transversais que operan sobre o vector de estimacións trimestrais dan lugar á seguinte expresión:

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

sendo:

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

Unha vez formuladas as restricións, establécese un modelo que relaciona agregados e indicadores na frecuencia trimestral. Este modelo ten a mesma expresión que o empregado no método de Chow e Lin:

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

sendo y_j o agregado trimestral inobservable, x_j unha matriz $n \times p_j$ de indicadores que son neste caso os compoñentes inconsistentes temporal e transversalmente, β_j é un vector de parámetros constantes e descoñecidos e u_j denota as perturbacións estocásticas que distorsionan a relación lineal entre os indicadores e a serie trimestral. Suponse que ditas perturbacións son de media nula e matriz de varianzas e covarianzas v_{ij} . En xeral, admítese que as innovacións de ecuacións distintas poden estar contemporaneamente correlacionadas:

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

Deste xeito, o modelo adopta unha expresión formalmente similar á dun sistema de ecuacións de regresión aparentemente non relacionadas (SURE).

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

O modelo anterior é moi similar ao utilizado no procedemento de Chow e Lin. Polo tanto, a aplicación ao mesmo da matriz H de restricións lonxitudinais e transversais dá lugar á seguinte versión observable:

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

Aplicando os principios de estimación lineal, insesgada e óptima (no senso de varianza mínima) a y obtense:

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

sendo $\hat{\beta}$ a estimación por mínimos cadrados xeneralizados nun contexto SURE:

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

e L é o filtro de distribución do residuo anual:

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

A interpretación dos resultados é, no esencial, a mesma que se efectúa ao examinar os resultados de Chow e Lin.

4. Revisións das estimacións

Os datos da Contabilidade Trimestral só serán definitivos nos anos nos que existan estimacións definitivas das Contas anuais. Agora ben, un cambio de base ou un novo marco metodolóxico, serían causas dunha reestimación da totalidade das series contables.

As Contas anuais prodúcense cun desfase aproximado de 20 meses sobre o ano de referencia e o último ano é provisional. Este feito produce unha revisión na Contabilidade trimestral.

Existen outras fontes de revisión da Contabilidade Trimestral, aínda que dunha significación menos importante:

a) A consolidación de datos provisionais e a dispoñibilidade de observacións efectivas para as series elementais onde se contase só con predicións.

Pode ocorrer que ao estimar o último trimestre de referencia, fose aínda provisional a información de base utilizada ou – peor aínda – que non existise ou estivese incompleta, caso no que se substituiría por predicións.

Se se dese tal caso, habería que revisar a estimación do trimestre tan pronto como se consolidase a información provisional, ou se dispuxese da que faltaba no momento da primeira estimación.

b) Axuste estacional e extracción de sinais.

O procedemento da extracción de sinais opera con predicións. Polo tanto, o último tramo da serie vese afectado pola incorporación de novos datos.

c) Revisión dos indicadores.

Como resultado da incorporación de unidades informantes, corrección de erros, cambios metodolóxicos e de base, etc., os indicadores tamén poden sufrir modificacións que afecten ás cifras da Contabilidade trimestral.

d) Os métodos de trimestralización.

A incorporación de nova información modifica as relacións econométricas entre os indicadores e os agregados anuais e, por tanto, o resultado da trimestralización.

5. Fontes de información

Na elaboración da Contabilidade Trimestral utilízase información procedente de diversas fontes, segundo o agregado ou variable que se pretenda aproximar e o sector produtivo que se estea a estudar.

A 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”, ...
- Outros: OFICEMEN, AEAT, CITROËN, DGT,...

6. Presentación de resultados

Aproximadamente 90 días despois do último día do trimestre en curso publícase o cadro macroeconómico dende a óptica da oferta e demanda e as estimacións do emprego. Dende a perspectiva da renda os resultados corresponden a un trimestre anterior ao trimestre en curso, a razón do retraso na publicación dende a perspectiva das rendas é a non dispoñibilidade dos microdatos da enquisa trimestral de custo laboral do INE no momento da primeira publicación da contabilidade trimestral. Esta información difúndese a través da web do IGE (<http://www.ige.eu>).