



# EFFECTOS CALENDARIO SOBRE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL EN COLOMBIA\*

**LUIS FERNANDO MELO VELANDIA**

(lmelevel@banrep.gov.co)

**DANIEL PARRA AMADO**

(dparraam@banrep.gov.co)

BANCO DE LA REPÚBLICA

**RESUMEN.** Este documento estima los efectos calendario sobre la industria manufacturera en Colombia para el periodo comprendido entre enero de 1990 y febrero de 2014. Para ello, se implementaron las metodologías de TRAMO-SEATS de Gómez y Maravall [1994, 1996] y TBATS de De-Livera et al. [2011]. Los resultados muestran que los efectos calendario sobre la industria son significativos, siendo el más relevante la semana santa. Aunque en ambos métodos los coeficientes asociados a dichos efectos impactan negativamente la producción industrial, en TRAMO-SEATS la magnitud de ellos es mayor que la estimada por TBATS. Se encuentra que la diferencia entre las tasas de crecimiento anual de los métodos cuando se modelan los efectos calendario respecto a la serie original son, en promedio, 1,36 % para el primero y 2,82 % para el segundo. Por último, la semana santa tiene un impacto promedio de 5,13 % y 4,60 %, respectivamente.

*Palabras Clave.* Efectos calendario, descomposición de series, estacionalidad.  
*Clasificación JEL.* C22, C50, E23.

---

Fecha: 13 de mayo de 2014.

\* Los autores son, Econometrista Principal de la Gerencia Técnica y Profesional Especializado del Departamento de Programación e Inflación del Banco de la República. Los resultados y opiniones son responsabilidad exclusiva de los autores y su contenido no compromete al Banco de la República ni a su junta directiva. Se agradece la colaboración de Andrés Jiménez.

## 1. INTRODUCCIÓN

Las series de tiempo económicas mensuales o trimestrales representan hoy en día un insumo clave para el análisis de coyuntura de corto plazo para entender el comportamiento de una economía. Así, la inferencia sobre la dirección y la magnitud que las variables pueden tomar en el tiempo y su impacto sobre la economía se convierte en un aspecto relevante de estudio. Los indicadores económicos están a menudo influenciados por patrones recurrentes dentro del año, los cuales son frecuentemente asociados a los llamados factores estacionales, que pueden distorsionar el análisis coyuntural debido a que impiden determinar con precisión la tendencia de la serie. Por ejemplo, las ventas de todos los meses de diciembre son elevadas, eso no implica que enero mantenga esta dinámica dado que este hecho está explicado principalmente por la estacionalidad.

Para evitar estos problemas a la hora de analizar las series económicas usualmente los economistas realizan un procedimiento denominado ajuste estacional o desestacionalización de la serie, el cual busca remover de la serie original los patrones repetitivos relacionados con la estacionalidad y así poder tener una mejor visión del comportamiento de la variable en el corto plazo. Este proceso facilita una mejor evaluación de los movimientos de la serie más recientes y permite identificar puntos de inflexión al descontar previamente los factores estacionales, los componentes cíclicos-tendenciales y las perturbaciones aleatorias de la serie.

Para clarificar esto, el lector debe recordar que la mayoría de series de tiempo económicas se puede descomponer en componentes no estacionales y otro estacional. Los primeros hacen referencia a la tendencia, el ciclo y el término no explicado (perturbación irregular). El segundo, podría ser modelado mediante dos componentes, uno estacional sistemático, el cual siempre se repite de año a año, y otro relacionado con los efectos calendario (días feriados, semana santa).

En los procedimientos usuales de desestacionalización como X-11-ARIMA de Dagum [1988] y X-12-ARIMA de Findley et al. [1998] se estiman tres componentes: el cíclico-tendencial, los factores estacionales y el irregular. En la parte estacional, los trabajos iniciales se basaban en la estimación de los patrones estacionales sistemáticos y no incluían aquellos asociados a los efectos calendario que pueden afectar el comportamiento de la serie de manera no regular. Por ejemplo, el impacto de un día festivo en un determinado mes, cambia dependiendo si éste sucede entre semana o en el fin de semana. De igual manera, los factores estacionales de marzo y abril se modifican según el mes en que se celebre la semana santa.

Las metodologías de ajuste estacional X-11 creada por la Oficina del Censo de los Estados Unidos, y posteriormente, la X-12 cuentan con gran aceptación como método de desestacionalización, sin embargo, McElroy [2011] destaca dos deficiencias en X-11: i) el

problema de la determinación de los errores estándar de los filtros de X-11 para los componentes estacionales, no estacionales y para el componente irregular y, ii) el llamado problema de los límites (boundary problem), que hace referencia a la posible influencia que existe sobre los filtros en las partes finales de la muestra. Adicionalmente, Gómez y Maravall [2001] señalan el hecho empírico sobre la conveniencia de aplicar X-11 sobre muchas series económicas dada las rigideces del método. En otras palabras, el procedimiento no se basa en la estructura propia de la serie si no que utiliza una serie de filtros para realizar el ajuste, lo cual podría llevar a obtener resultados espurios. Debido a estas críticas, en este documento se abordan dos metodologías (TRAMO-SEATS y TBATS) que permiten introducir fácilmente efectos calendario y son más rigurosas estadísticamente.

Recientemente ha surgido interés sobre los efectos que la variación en el número de días hábiles, entre un año y otro para el mismo mes, tiene sobre el comportamiento de las series económicas en Colombia. Por ejemplo, durante el primer trimestre de 2013 se presentaron dos eventos: i) febrero de ese año tenía un día hábil menos respecto a febrero de 2012 (año que fue bisiesto) y, ii) marzo de 2013 tenía tres días hábiles menos por la presencia de la Semana Santa y un festivo (el año anterior la Gran Semana fue en abril). Los meses de febrero, marzo y abril que estuvieron altamente influenciados por los días hábiles produjeron una alta variabilidad en los resultados reportados por varias series económicas, por ejemplo, ventas, turismo, producción industrial, entre otras. Para 2014, este fenómeno se revirtió dado que el primer trimestre tuvo más días hábiles, mientras que el segundo trimestre contará con menos días hábiles por la semana santa de abril. Todo ello complica la descripción de la coyuntura reciente y la realización de proyecciones de estas series.

A nivel internacional se encuentran algunos trabajos que han estudiado estos temas mediante diversas estrategias. Burdisso et al. [2010] ajusta un modelo reg-ARIMA X-12 como el sugerido por Findley et al. [1998] sobre las series de billetes y monedas de Argentina durante el periodo 1992-2007. Allí, incorpora el calendario doméstico dentro de las variables regresoras consideradas para estimar el ajuste estacional. Como resultado encuentra que dichos efectos tienen significancia estadística y que la contribución a la explicación de los movimientos dentro del año no supera los  $\pm 0,2$  puntos porcentuales (p.p.), aunque hacia el final de la muestra, en diciembre de 2007 llegó a ser  $-0,8$  p.p. Asimismo, encuentra que los factores estacionales se redujeron de manera importante desde 1997 a 2007, lo que puede estar explicado por el proceso de bancarización y la incorporación de nuevas tecnologías que se registraron en la economía argentina desde finales de los noventa.

Algunos estudios concretos sobre los efectos calendario sobre la producción industrial incluyen a Morales et al. [1992] y Flaig [2003]. El primero, se concentra en el caso de España y evalúa el impacto de la semana santa sobre esta serie económica encontrando un impacto entre 0,5 a 1,0 p.p en promedio. En el segundo, además de la semana santa, el autor incorpora variables que miden el número de días festivos por mes y el número de

días hábiles por mes para Alemania. Asimismo, propone siete modelos para implementar los ajustes estacionales y la medición de los efectos calendario. Los resultados sugieren que el impacto de los días feriados oscila alrededor de  $-0,25$ . Además, encontró que la semana santa no tiene significancia estadística en ninguno de los modelos.

En este documento se muestran dos metodologías que permiten desestacionalizar una variable económica teniendo en consideración factores como los efectos calendario durante el procedimiento de estimación. La primera es TRAMO-SEATS propuesta por Gómez y Maravall [1994, 1996] y la segunda es TBATS de De~Livera et al. [2011]. Se toma como variable de estudio la producción industrial ya que dentro de las ramas de actividad del Producto Interno Bruto (PIB) que más se han visto influenciadas en los últimos años por fenómenos como la semana santa y los días festivos se encuentra la industria manufacturera (Parra y Pirajan [2013]).

Este escrito se divide en tres secciones adicionales, las dos primeras describen las metodologías propuestas para abordar el problema de la desestacionalización teniendo en cuenta los efectos calendario y los principales resultados obtenidos para el caso de la industria colombiana en el período comprendido entre enero de 1990 y febrero de 2014, respectivamente. Por último, se presentan las principales conclusiones.

## 2. METODOLOGÍAS

**2.1. TRAMO-SEATS.** A continuación se explica brevemente la metodología de TRAMO-SEATS<sup>1</sup> propuesta por Gómez y Maravall [1994, 1996]. Para ello, se parte de una serie de tiempo observada  $\{y_t\}_{t=1}^T = \{y_1, y_2, \dots, y_T\}$ , la cual está descrita por la siguiente ecuación:

$$y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i D_i(B) d_{t,i} + \sum_{j=1}^m \beta_j cal_{t,j} + x_t \quad (1)$$

La serie será modelada mediante tres componentes: el primero está asociado a los datos atípicos (*outliers*) ( $\sum_{i=1}^n \alpha_i D_i(B) d_{t,i}$ ), el segundo está relacionado con los denominados efectos calendario ( $\sum_{j=1}^m \beta_j cal_{t,j}$ ) y por último,  $x_t$  es un modelo ARIMA que se ajusta para estimar los componentes tendenciales, estacionales e irregulares.

<sup>1</sup>Tramo es la sigla de time series regression with Arima noise, missing values and outliers y Seats, la de signal extraction in Arima time series.

Allí,  $B$  es el operador rezago,  $D_i(B)$  es un polinomio que refleja el tipo de *outlier*<sup>2</sup>,  $d_{t,i}$  es una variable dicotómica (*dummy*) que indica para cada momento del tiempo  $t$  la posición del  $i$ -ésimo *outlier*,  $n$  es el número de *outliers* y  $m$  es el número de variables que captura los efectos calendario, respectivamente.  $\beta_j$  y  $cal_{t,j}$  son los coeficientes y variables mediante los cuales se modelan dichos efectos calendario. En particular, en este trabajo el impacto de ese fenómeno se obtiene mediante dos variables ( $cal_{t,1}, cal_{t,2}$ ), una calculada como el número de días feriados o festivos en un determinado mes diferentes a domingo y otra que modela la semana santa.

El procedimiento a seguir se divide en dos etapas: TRAMO y SEATS. Con TRAMO se modelan los datos atípicos, los efectos calendario y una primera fase automática que permite determinar los órdenes del modelo ARIMA para  $x_t$ . Teniendo en cuenta que el proceso ARIMA viene dado por :

$$\phi(B)\delta(B)x_t = \theta(B)\varepsilon_{xt} \quad (2)$$

donde  $\phi(B)$ ,  $\delta(B)$  y  $\theta(B)$  son polinomios finitos en  $B$  y  $\varepsilon_{xt}$  es una perturbación estocástica que se supone proviene de una distribución normal independiente e idénticamente distribuida con media cero y varianza constante ( $\sigma_x^2$ ). El primer polinomio está asociado al proceso autorregresivo, el segundo al orden de integración y el último a las medias móviles. En particular, éstos pueden ser descritos mediante la siguiente especificación:

$$\phi(B) = (1 + \phi_1 B + \dots + \phi_p B^p)(1 + \Phi_1 B^s + \dots + \Phi_P B^{s \times P}) \quad (3)$$

$$\delta(B) = (1 - B)^d (1 - B^s)^D \quad (4)$$

$$\theta(B) = (1 + \theta_1 B + \dots + \theta_q B^q)(1 + \Theta_1 B^s + \dots + \Theta_Q B^{s \times Q}) \quad (5)$$

donde  $s$  indica el número de observaciones por año y en los tres polinomios están relacionados con los factores estacionales del modelo ARIMA, en general la estructura viene dada por el orden  $(p, d, q)(P, D, Q)_s$ . Así,  $p$  y  $P$  son los órdenes de los autorregresivos regulares y estacionales,  $d$  y  $D$  es el número de diferencias regulares y estacionales y  $q$  y  $Q$  son los órdenes de media móvil de la parte regular y de la estacional.

Inicialmente, la rutina TRAMO determina el orden de integración de la serie observada una vez se han excluido los efectos calendario y los *outliers*, es decir busca determinar el orden del polinomio  $\delta(B)$  de la ecuación (4) sobre  $x_t$ . El proceso identifica tanto las raíces regulares como las estacionales mediante un algoritmo que prueba un número máximo

<sup>2</sup>Para un *outlier* aditivo (AO) se tiene que  $D_i(B) = 1$ , para uno transitorio (TC) se tiene que  $D_i(B) = \frac{1}{1 - 0,7B}$  y para uno de cambio de nivel (LS) se tiene que  $D_i(B) = \frac{1}{1 - B}$ .

de dos diferencias regulares y una estacional en la ecuación (4). Es decir,  $d \leq 2$  y  $D \leq 1$ .

Una vez se cuenta con una serie estacionaria ( $\delta(B)x_t$ ) se determinan los ordenes de los polinomios restantes ( $\phi(B)$  y  $\theta(B)$ ). Para ello se utiliza otro algoritmo que evalúa los modelos candidatos de acuerdo con el criterio de información de Schwartz. La rutina prueba las combinaciones  $(p, q) \leq 3$  y  $(P, Q) \leq 2$ .

En la etapa SEATS, a partir de los ordenes  $(p, d, q)(P, D, Q)_s$  obtenidos en TRAMO, se modelan los diferentes componentes de la serie observada, en particular, la tendencia y la estacionalidad. En otras palabras, SEATS, divide el proceso  $x_t$  en dos, en un componente estocástico no correlacionado ( $w_t$ ) y una serie estocástica ajustada estacionalmente ( $v_t$ ), de tal forma que  $x_t = w_t + v_t$ . Luego, el procedimiento factoriza los polinomios obtenidos en TRAMO asociando cada uno de ellos a  $w_t$  y  $v_t$ , respectivamente. El lector puede consultar Gómez y Maravall [2001a,b], Villareal [2005] y Maravall y Pérez [2011] para obtener más información respecto al proceso iterativo por medio del cual se obtienen las factorizaciones de los polinomios  $\phi(B)$ ,  $\delta(B)$  y  $\theta(B)$  que se asocian a  $w_t$  y  $v_t$ .

**2.2. TBATS.** Este modelo de descomposición incluye la transformación Box-Cox, la tendencia, la estacionalidad trigonométrica y los residuos ARMA y permite descomponer una serie de tiempo en sus componentes estacionales y de tendencia. Para esto, De~Livera et al. [2011] propone realizar la descomposición a través de un sistema de estado espacio denominado TBATS.<sup>3</sup> Este incorpora la transformación de Box-Cox a la serie observada para manejar la posible existencia de no linealidades, los factores estacionales son modelados usando representaciones de Fourier, estos adicionalmente pueden ser de periodos no enteros y con efectos de doble calendario<sup>4</sup>; por otra parte, hace uso de un modelo ARMA para modelar los residuos.

La notación  $y_t^{(\omega)}$  es usada para representar la transformación Box-Cox de la serie observada  $y_t$  y  $\omega$  es el parámetro de transformación. Formalmente, el modelo TBATS se define como:

<sup>3</sup>TBATS es la sigla de exponential smoothing state space model with Box-Cox transformation, ARMA errors, Trend and Seasonal components.

<sup>4</sup>Doble calendario, hace referencia al caso en que se utilizan dos sistemas de calendario simultáneamente, ya sea el Gregoriano, Judío, Hindú, o Chino, entre otros. Este es el caso de la serie de demanda de electricidad en Turquía en el cual se utiliza el calendario Hijiri y el Gregoriano, estos tienen un periodo de 354.37 y 365.25 días respectivamente.

$$y_t^{(\omega)} = \begin{cases} \frac{y_t^{(\omega)} - 1}{\omega}, & \omega \neq 0 \\ \log(y_t), & \omega = 0 \end{cases} \quad (6)$$

$$y_t^{(\omega)} = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \sum_{i=1}^T s_{t-1}^{(i)} + d_t \quad (7)$$

$$l_t = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \alpha d_t \quad (8)$$

$$b_t = (1 - \phi)b + \phi b_{t-1} + \beta d_t \quad (9)$$

$$s_t^{(i)} = \sum_{j=1}^{k_i} s_{j,t}^{(i)} \quad (10)$$

$$s_{j,t}^{(i)} = s_{j,t-1}^{(i)} \cos \lambda_j^{(i)} + s_{j,t-1}^{*(i)} \sin \lambda_j^{(i)} + \gamma_1^{(i)} d_t \quad (11)$$

$$s_{j,t}^{*(i)} = -s_{j,t-1}^{(i)} \sin \lambda_j^{(i)} + s_{j,t-1}^{*(i)} \cos \lambda_j^{(i)} + \gamma_2^{(i)} d_t \quad (12)$$

$$d_t = \sum_{i=1}^p \varphi d_{t-1} + \sum_{i=1}^q \theta_i \epsilon_i + \epsilon_t \quad (13)$$

La ecuación (6) describe la transformación de Box-Cox, mientras que las ecuaciones (7), (8) y (9) contienen los componentes de la serie (nivel, tendencia, estacionalidades y residuos). En la ecuación (8) se define el nivel de corto plazo de la serie,  $l_t$ , que incluye el término de tendencia de corto plazo,  $b_t$  de la ecuación (9), y la tendencia de largo plazo,  $b$ . Las ecuaciones (10), (11) y (12) describen el componente estacional de la serie, el cual se define a partir de una representación trigonométrica de series de Fourier, donde  $\gamma_1^{(i)}$  y  $\gamma_2^{(i)}$  son parámetros de suavizamiento y  $\lambda_j^{(i)} = 2\pi j/m_i$ ,  $s_{j,t}^{(i)}$  y  $s_{j,t}^{*(i)}$  describen el nivel y el crecimiento estocástico del  $i$ -ésimo componente estacional, respectivamente. El número de armónicos requeridos por el  $i$ -ésimo componente estacional es  $k_i$ , donde  $k_i = m_i/2$  o  $k_i = (m_i - 1)/2$  para valores pares o impares respectivamente, adicionalmente  $m_i$  son los periodos estacionales para  $i = 1, \dots, T$ , donde  $T$  es el número de componentes estacionales de la serie, la ecuación (13) modela los residuos  $d_t$  a través de un proceso ARMA( $p, q$ ) y finalmente,  $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ .

Algunas de las ventajas de un modelo TBATS son : (i) Dado que el modelo se puede representar en notación de estado espacio, admite gran número de parámetros con la posibilidad de mejores pronósticos, (ii) permite incorporar múltiples componentes estacionales, (iii) maneja no linealidades típicas en las series de tiempo, (iv) permite tomar en cuenta diferentes tipos de autocorrelación en los residuos, (v) utiliza un procedimiento de estimación simple.

La representación estado espacio del modelo TBATS es de la forma:

$$y_t^{(\omega)} = w'x_{t-1} + \epsilon_t \quad (14)$$

$$x_t = \mathbf{F}x_{t-1} + g\epsilon_t \quad (15)$$

Donde:

$$w = (1, \phi, a, \varphi, \theta)' \quad (16)$$

$$g = (\alpha, \beta, \gamma, 1, 0_{p-1}, 1, 0_{q-1})' \quad (17)$$

$$x_t = (l_t, b_t, s_t^{(1)}, \dots, s_t^{(T)}, d_t, d_{t-1}, \dots, d_{t-p+1}, \epsilon_t, \epsilon_{t-1}, \dots, \epsilon_{t-q+1})' \quad (18)$$

$$\mathbf{F} = \begin{bmatrix} 1 & \phi & 0_\tau & \alpha\varphi & \alpha\theta \\ 0 & \phi & 0_\tau & \beta\varphi & \beta\theta \\ 0'_\tau & 0'_\tau & \mathbf{A} & \mathbf{B} & \mathbf{C} \\ 0 & 0 & 0_\tau & \varphi & \theta \\ 0'_{p-1} & 0'_{p-1} & \mathbf{O}_{p-1,\tau} & \mathbf{I}_{p-1,o} & \mathbf{O}_{p-1,q} \\ 0 & 0 & 0_\tau & 0_p & 0_q \\ 0'_{p-1} & 0'_{p-1} & \mathbf{O}_{p-1,\tau} & \mathbf{O}_{p-1,o} & \mathbf{I}_{p-1,q} \end{bmatrix} \quad (19)$$

y

$$\mathbf{A}_i = \begin{bmatrix} \mathbf{C}^{(i)} & \mathbf{S}^{(i)} \\ -\mathbf{S}^{(i)} & \mathbf{C}^{(i)} \end{bmatrix} \quad \tilde{\mathbf{A}}_i = \begin{bmatrix} 0_{m_i-1} & 1 \\ \mathbf{I}_{m_i-1} & 0'_{m_i-1} \end{bmatrix}$$

donde  $s_t^{(i)}$  es el vector fila  $(s_{1,t}^{(i)}, s_{2,t}^{(i)}, \dots, s_{k_i,t}^{(i)}, s_{1,t}^{*(i)}, s_{2,t}^{*(i)}, \dots, s_{k_i,t}^{*(i)})$ , con  $1_r = (1, 1, \dots, 1)$  y  $0_r = (0, 0, \dots, 0)$  vectores filas de tamaño  $r$ , con  $\gamma_1^{(i)} = \gamma_1^{(i)} 1_{k_i}$ ,  $\gamma_2^{(i)} = \gamma_2^{(i)} 1_{k_i}$ ,  $\gamma^{(i)} = (\gamma_1^{(i)}, \gamma_2^{(i)})$ ,  $\gamma = (\gamma^{(1)}, \dots, \gamma^{(T)})$ ,  $\varphi = (\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_p)$  y  $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p)$ ,  $\mathbf{O}_{u,v}$  se define como una matriz de ceros de tamaño  $u \times v$ ,  $\mathbf{I}_{u,v}$  es la matriz identidad de tamaño  $u \times v$ ,  $a^{(i)} = (1_{k_i}, 0_{k_i})$  y  $a = (a^{(1)}, \dots, a^{(T)})$ ,  $\mathbf{B} = \gamma'\varphi$ ,  $\mathbf{C} = \gamma'\theta$ , y  $\mathbf{A} = \bigoplus_{i=1}^T \mathbf{A}_i$ , donde  $\mathbf{C}^{(i)}$  y  $\mathbf{S}^{(i)}$  son matrices diagonales de dimensión  $k_i \times k_i$ , cuyos elementos en la posición  $jj$  corresponden a  $\cos(\lambda_j^{(i)})$  y  $\sin(\lambda_j^{(i)})$ , respectivamente para  $j = 1, 2, \dots, k_i$  e  $i = 1, \dots, T$ ,  $\bigoplus$  denota la suma directa de las matrices y  $\tau = 2 \sum_{i=1}^T k_i$

La estimación de los parámetros se realiza maximizando la siguiente función:

$$\mathcal{L}^*(x_0, \vartheta, \sigma^2) = -\frac{n}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n \epsilon_t^2 + (\omega - 1) \sum_{i=1}^n \log(y_t)$$

Dado que la relación entre cada error y  $x_0$  es lineal, se puede estimar el vector  $x_0$  a través del método de mínimos cuadrados. El valor esperado de las predicciones  $y_{t+h|t}$  y su varianza están dados por:

$$E(y_{t+h|t}^{(\omega)}) = \mathbf{w}'\mathbf{F}^{h-1}\mathbf{x}_t \quad (20)$$

$$V(y_{t+h|t}^{(\omega)}) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{si } h = 1 \\ \sigma^2 \left[ 1 + \sum_{j=1}^{h-1} (\mathbf{w}'\mathbf{F}^{j-1}\mathbf{g})^2 \right] & \text{si } h \geq 2 \end{cases} \quad (21)$$

La distribución de predicción de  $y_{t+h|t}$  no es normal; sin embargo, los puntos de predicción e intervalos de pronóstico pueden ser obtenidos a través de la transformación inversa de Box-Cox de los cuantiles apropiados de la distribución de  $y_{t+h|t}$ .

Adicionalmente, si se desea incorporar el efecto calendario en la descomposición de la serie, este se estima sobre los errores de pronóstico del modelo TBATS. El error de pronóstico se define como:  $\hat{\epsilon}_t = \hat{y}_t - y_t$  y el efecto calendario en  $t$  como  $\lambda Z_t$ , donde  $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_j)$  y  $Z_t' = (z_{1,t}, \dots, z_{j,t})$ , tal que,  $z_{d,t} = TD_{d,t} - \overline{TD}_d$  para  $d = (1, \dots, j)$ ,  $TD_{d,t}$  denota el valor de la variable  $d$  en el periodo  $t$ ,  $\overline{TD}_d$  es su promedio en el periodo de estimación y  $j$  es el número de variables utilizadas para capturar el efecto calendario. Por lo tanto, usando la metodología MCO se estima el modelo  $\hat{\epsilon}_t = \lambda Z_t + w_t$ , donde  $w_t$  es ruido blanco gaussiano. Finalmente la serie desestacionalizada y sin efecto calendario es:  $y_t^* = \hat{y}_t - \sum_{i=1}^T \hat{\delta}_{t-1}^{(i)} - \hat{\lambda} Z_t$ .

En este documento, se consideran 2 variables ( $j = 2$ ) para capturar el efecto calendario:  $TD_1$ : número de días de semana santa que hay en el mes,  $TD_2$ : número de festivos diferentes de domingo que hay en el mes.

### 3. RESULTADOS

A continuación se muestran los principales resultados obtenidos para las estimaciones de desestacionalización del índice de producción industrial (IPI) sin trilla de café de Colombia para el periodo comprendido entre enero de 1990 y febrero de 2014. En Apéndice B y Apéndice C se muestran el componente estacional y cíclico estimados por ambos procedimientos. Se puede observar que los patrones estacionales de la serie no han cambiado significativamente durante la muestra analizada. No obstante, en TRAMO-SEATS se aprecia un ligero cambio en el patrón después de 2004, en especial en los meses intermedios del año.

En los Cuadros 1 y 2 se presentan los coeficientes estimados para las variables asociadas a los efectos calendario durante el proceso de desestacionalización. Se puede apreciar que en ambos métodos tanto la semana santa como los días festivos diferentes a domingo son significativos. La magnitud de los coeficientes es mayor en TRAMO-SEATS que los encontrados en TBATS<sup>5</sup>, en especial para la variable que modela la semana santa. Adicionalmente, el efecto la semana santa y de los días festivos diferentes a domingo es negativo. Este resultado está en línea con un menor número de días hábiles disponibles para la producción.

CUADRO 1. Efectos calendario estimados con TRAMO-SEATS

	Coeficiente	Error std.	t	Pr(> t )	
Semana Santa	-9,319	0,632	-14,728	< 0,001	***
Festivos diferentes de domingo	-1,504	0,335	-4,487	< 0,001	***

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

CUADRO 2. Efectos calendario estimados con TBATS

	Coeficiente	Error std.	t	Pr(> t )	
Semana Santa	-2,548	0,352	-7,231	< 0,001	***
Festivos diferentes de domingo	-0,739	0,217	-3,401	< 0,001	***

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

En las Figuras 3 y 4 del Apéndice A se presentan los resultados de las series desestacionalizadas entre 1990 y 2014. La línea gris es la serie original, la línea azul clara corresponde a la serie ajustada estacionalmente sin incorporar los efectos calendario, y por último, la línea azul oscura es la ajustada con efectos calendario. En ambas figuras se observa que los movimientos de las series desestacionalizadas son menos volátiles que las cifras originales.

Cuando se comparan las tasas de crecimiento de la serie original y de las series desestacionalizadas, se observa que los efectos calendario generan en promedio una diferencia, de 1,36 % en TRAMO-SEATS y 2,82 % en TBATS con respecto a la serie original.<sup>6</sup> El efecto de la semana santa sobre las variaciones anuales son en promedio 5,13 % en TRAMO-SEATS y 4,60 % en TBATS. Por último, cuando la semana santa cambia de abril a marzo,

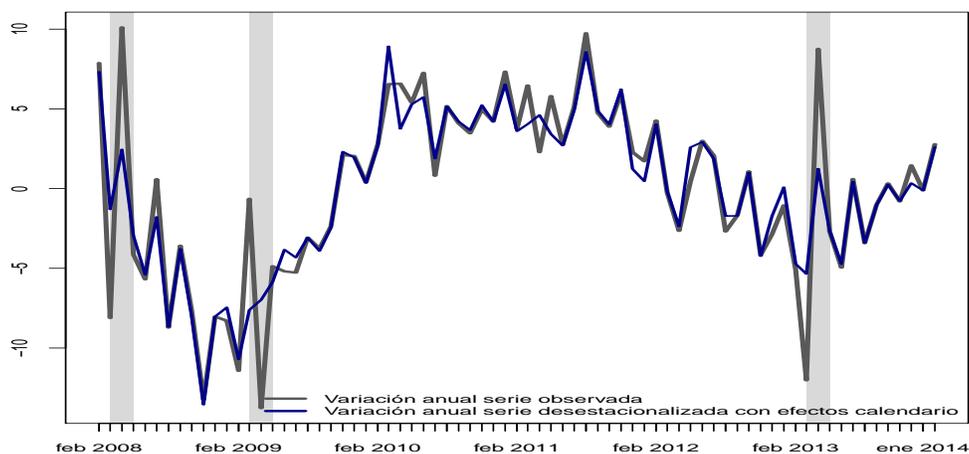
<sup>5</sup>Usando la metodología TBATS se descompuso el índice de producción industrial, de acuerdo a la ecuación (7), se utilizó un componente de tendencia, uno estacional y uno cíclico, estos dos últimos con frecuencia mensual y de un periodo de 6 años respectivamente. Las frecuencias estacionales fueron seleccionadas de acuerdo al AIC. La representación final del TBATS es  $\{3, 0\}, 0,999, \{< 12, 5 >, < 72, 3 >\}$ .

<sup>6</sup>Este cálculo se obtiene del promedio de los valores absolutos de las diferencias entre las tasas de crecimiento de la serie original y las desestacionalizadas por TRAMO-SEATS y TBATS.

se tiene un efecto sobre el crecimiento anual del IPI sin trilla de café de 7,78 % en TRAMO-SEATS y 5,13 % en TBATS .

Las Figura 1 y Figura 2 muestran las diferencias entre la variación anual del IPI sin trilla de café y las series desestacionalizadas incorporando los efectos calendario. El análisis que se realiza en los siguientes párrafos se concentra en la semana santa ya que en las estimaciones resultó ser el efecto calendario más relevante. Se puede observar que en las zonas sombreadas, correspondientes a los años en los cuales la semana santa cambia de abril a marzo,<sup>7</sup> que la serie original resulta afectada de manera significativa. No obstante, al implementar TRAMO-SEATS y TBATS este fenómeno pudo ser modelado y se puede apreciar que la variabilidad en estos periodos es menor. Por lo tanto, las metodologías propuestas permiten aislar los efectos transitorios que pueden causar las variaciones en el número de días hábiles sobre la producción industrial, lo que facilita la interpretación y el estudio de las cifras de corto plazo.

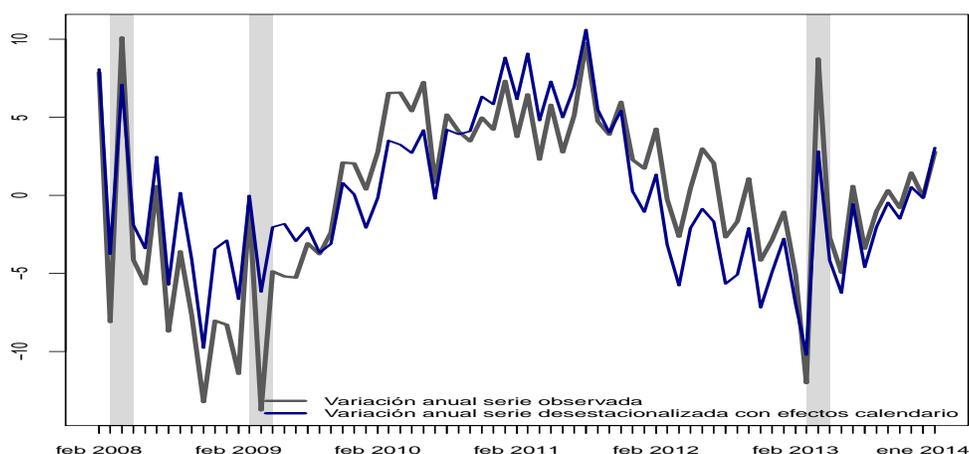
FIGURA 1. Variación anual del índice de producción industrial - TRAMO-SEATS



Tomando como ejemplo lo ocurrido en el último año con el IPI, en el Cuadro3 se muestra las variaciones anuales de la serie original y las estimaciones encontradas en este

<sup>7</sup>Este fenómeno ocurre cada cuatro años, y tiene un impacto significativo sobre la serie de producción industrial tanto en el año en que cambia de abril a marzo, como en el siguiente.

FIGURA 2. Variación anual del índice de producción industrial - TBATS



documento entre enero de 2013 y febrero de 2014<sup>8</sup>. La industria comenzó el 2013 contrayéndose y en marzo reportó la mayor caída del año (12,0%). Luego, sorpresivamente en abril creció 8,8% para enseguida continuar mostrando disminuciones ó crecimientos moderados alrededor de cero por ciento. Estas fuertes variaciones observadas entre marzo y abril están asociadas al efecto calendario producido por la semana santa. Como el lector lo puede apreciar, dicha variabilidad complica el análisis de coyuntura sobre el comportamiento de la industria.

En este documento se presentaron dos metodologías (TRAMO-SEATS y TBATS) que permiten incorporar los efectos del menor número de días hábiles en la desestacionalización de las series. En el Cuadro 3 se puede apreciar la presencia significativa de dichos fenómenos. Por ejemplo, TRAMO-SEATS indica que al corregir por efectos calendario, la industria en marzo de 2013 no cayó 12,0% sino 5,4%<sup>9</sup>, mientras que para abril del mismo año, sugiere que no creció 8,8% sino 1,2%. Algo similar ocurre en TBATS, que presenta para dichos meses crecimientos de -10,2% y 2,83%, respectivamente.

Ambos modelos reportan una contracción en marzo de 2013 y una expansión en abril de 2013 menor a las observadas en la serie original, lo que se explica por la incorporación

<sup>8</sup>Febrero de 2014 es el último dato disponible y publicado por el Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE).

<sup>9</sup>Específicamente, la variación anual del IPI desestacionalizado con efectos calendario es -5,4%.

de las variables que modelan los efectos calendario. De hecho, las diferencias en las tasas de crecimiento entre la serie original y las desestacionalizadas son elevadas. En el caso de TRAMO-SEATS, para dichos meses la discrepancia en promedio fue de alrededor de 7 p.p, mientras que en TBATS fue de 4 p.p.

CUADRO 3. Variación anual del IPI (comparación de metodologías)

Fecha	Original	Desestacionalizada con efectos calendario	
		TRAMO-SEATS	TBATS
ene-13	-1.1 %	0.1 %	-2.76 %
feb-13	-5.1 %	-4.7 %	-7.00 %
<b>mar-13</b>	<b>-12.0 %</b>	<b>-5.4 %</b>	<b>-10.22 %</b>
<b>abr-13</b>	<b>8.8 %</b>	<b>1.2 %</b>	<b>2.83 %</b>
may-13	-2.7 %	-2.7 %	-4.16 %
jun-13	-5.0 %	-4.7 %	-6.25 %
jul-13	0.6 %	0.4 %	-0.55 %
ago-13	-3.4 %	-3.4 %	-4.61 %
sep-13	-1.0 %	-1.0 %	-2.02 %
oct-13	0.3 %	0.3 %	-0.46 %
nov-13	-0.8 %	-0.8 %	-1.50 %
dic-13	1.5 %	0.3 %	0.53 %
ene-14	-0.1 %	-0.1 %	-0.19 %
feb-14	2.8 %	2.6 %	3.06 %

Los datos en negrilla corresponden a meses que son afectados por efectos calendario (en particular, semana santa).

Por último, se realizó un ejercicio fuera de muestra con el fin de pronosticar los siguientes dos meses (marzo y abril de 2014) del IPI sin trilla de café. Los modelos sugieren que la industria presentaría una expansión importante en marzo y una caída en abril cuando no se incorporan efectos calendario. En TRAMO-SEATS los crecimientos serían 12,6 % y -5,9 %, mientras que para el TBATS serían 9,4 % y -3,3 %, para los respectivos meses.

Sin embargo, al incorporar los efectos calendario el anterior comportamiento se modera. Se observa que marzo no crecería tanto y, lo más relevante, en abril crecería entre 0,9 % y 1,4 %, en lugar de caer como lo sugieren los modelos sin tener en cuenta los efectos calendario. Esto último, le permite al analista económico confiar en la recuperación reciente que ha presentado la industria colombiana, pese a que seguramente el dato publicado por el DANE para el mes de abril con una alta probabilidad sea negativo.

CUADRO 4. Pronósticos de la variación anual del IPI desestacionalizado

Fecha	Con efectos calendario		Sin efectos calendario	
	TRAMO-SEATS	TBATS	TRAMO-SEATS	TBATS
mar-14	3.7 %	6.1 %	12.6 %	9.4 %
abr-14	0.9 %	1.4 %	-5.9 %	-3.3 %

#### 4. CONCLUSIONES

Las series de tiempo económicas mensuales o trimestrales son influenciadas por fenómenos estacionales regulares y no regulares. Los primeros son aquellos relacionados al componente sistemático de la estacionalidad, mientras que los segundos pueden obedecer a patrones que cambian en el tiempo. Aunque esto parece inicialmente irrelevante porque se podría deducir que todos los meses tienen los mismos feriados todos los años, en algunas ocasiones se presentan situaciones particulares que modifican la disponibilidad de días hábiles para trabajar. Por ejemplo, cuando los feriados se ubican en el fin de semana, en febrero cuando el año es bisiesto ó cuando la semana santa cambia de marzo a abril. Todos estos casos modifican el número de días hábiles en el mes.

Este documento encontró evidencia estadística, para el periodo comprendido entre enero de 1990 y febrero de 2014, que sugiere que la producción industrial en Colombia ha estado influenciada por efectos calendario tales como los días festivos diferentes a domingo y la semana santa. Para ello, se utilizaron la metodología TRAMO-SEATS de Gómez y Maravall [1994, 1996] y TBATS de De~Livera et al. [2011] que ajustan estacionalmente series de tiempo incorporando efectos calendario.

Los resultados arrojados muestran que mediante el uso de ambas metodologías, la producción industrial está afectada negativamente por las variables que evalúan los efectos calendario, siendo el más relevante la semana santa. En general, cuando se implementan el TRAMO-SEATS y TBATS, la diferencia entre las tasas de crecimiento respecto a la serie original son, en promedio, 1,36 % para el primero y 2,82 % para el segundo. La semana santa tiene un impacto promedio de 5,13 % y 4,60 %, respectivamente. Por último, cuando la semana santa cambia de abril a marzo, esto tiene un efecto de 7,78 % en TRAMO-SEATS y 5,13 % en TBATS sobre el crecimiento anual del IPI sin trilla de café.

## REFERENCIAS

- BURDISSO, T., E. BLANCO, Y M. SARDI (2010): "El ajuste estacional y los efectos del calendario doméstico en un agregado monetario para Argentina," *Ensayos Económicos*, 57(58), 145–186.
- DAGUM, E. (1988): "The X-11-ARIMA seasonal adjustment method," Statistics document, Statistic Canada.
- DE LIVERA, A. M., R. J. HYNDMAN, Y R. D. SNYDER (2011): "Forecasting time series with complex seasonal patterns using exponential smoothing," *Journal of the American Statistical Association*, 106(496), 1513–1527.
- FINDLEY, D., B. MONSELL, W. BELL, M. OTTO, Y B. CHEN (1998): "New capabilities and methods of the X-12-ARIMA seasonal adjustment program," *Journal of Business and Economic Statistics*, 16(2), 127–152.
- FLAIG, G. (2003): "Time Series Properties of the German Monthly Production Index," Discussion paper, CESifo Working Paper.
- GÓMEZ, V., Y A. MARAVALL (1994): "Estimation, Prediction, and Interpolation for Nonstationary Series with the Kalman Filter," *Journal of the American Statistical Association*, 89(426), 611–624.
- (1996): "Programs TRAMO (Time series regression with arima noise, missing observations, and outliers) and SEATS (Signal extraction in arima time series). Instructions for the User," Documento de trabajo, Ministerio de Hacienda España.
- (2001a): "Automatic modeling methods for univariate series," en *A course in time series analysis*, ed. por D. Peña, G. C. Tiao, y R. Tsay, pp. 171–201. Wiley Online Library.
- (2001b): "Seasonal adjustment and signal extraction in economic time series," en *A course in time series analysis*, ed. por D. Peña, G. C. Tiao, y R. Tsay, pp. 202–247. Wiley Online Library.
- GÓMEZ, V., Y A. MARAVALL (2001): "Seasonal adjustment and signal extraction in economic time series," *Peña, D., et al*, pp. 202–246.
- MARAVALL, A., Y D. PÉREZ (2011): "Applying and interpreting model-based seasonal adjustment, the Euro Area industrial production series," Documentos de Trabajo 1116, Banco de España.
- MCÉLROY, T. (2011): "A nonparametric method for asymmetrically extending signal extraction filters," *Journal of Forecasting*, 30(7), 597–621.
- MORALES, E., A. ESPASA, Y M. ROJO (1992): "Univariate methods for the analysis of the industrial sector in Spain," *Investigaciones Económicas*, 16(1), 127–149.
- PARRA, D., Y J. PIRAJAN (2013): "Efectos Calendario sobre la Actividad Económica en Colombia," Informe de Inflación, Recuadro 1 2013–06, Banco de la República.
- VILLAREAL, F. (2005): "Elementos teóricos del ajuste estacional de series económicas utilizando X-12-ARIMA y TRAMO-SEATS," Documento de trabajo, CEPAL- División de estadística y proyecciones económicas.

## APÉNDICE A. DESESTACIONALIZACIÓN DEL ÍNDICE DE PRODUCCIÓN INDUSTRIAL SIN TRILLA DE CAFÉ

FIGURA 3. Índice de Producción Industrial - TRAMO-SEATS

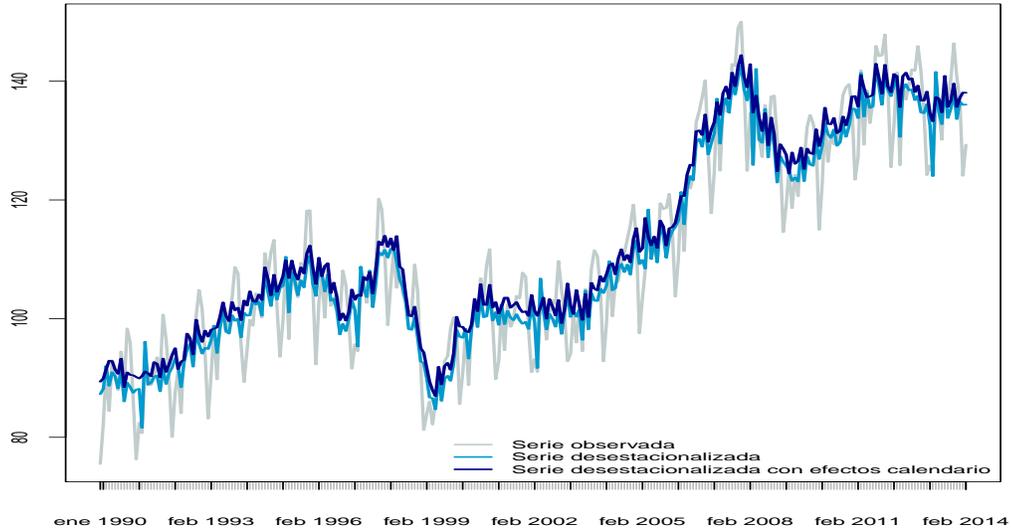
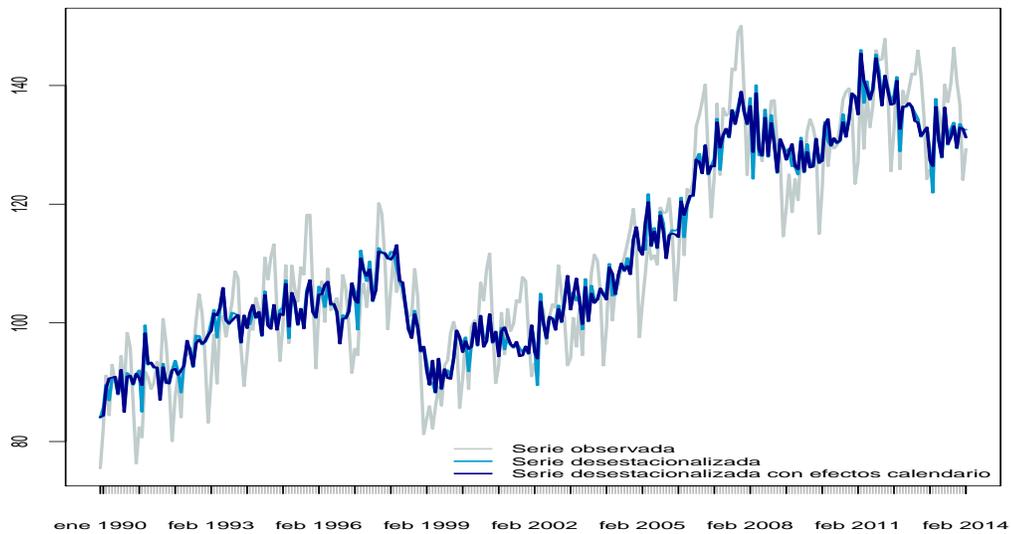


FIGURA 4. Índice de Producción Industrial - TBATS



APÉNDICE B. ALGUNOS COMPONENTES DE LA ESTIMACIÓN TRAMO-SEATS

FIGURA 5. Componente estacional - TRAMO-SEATS

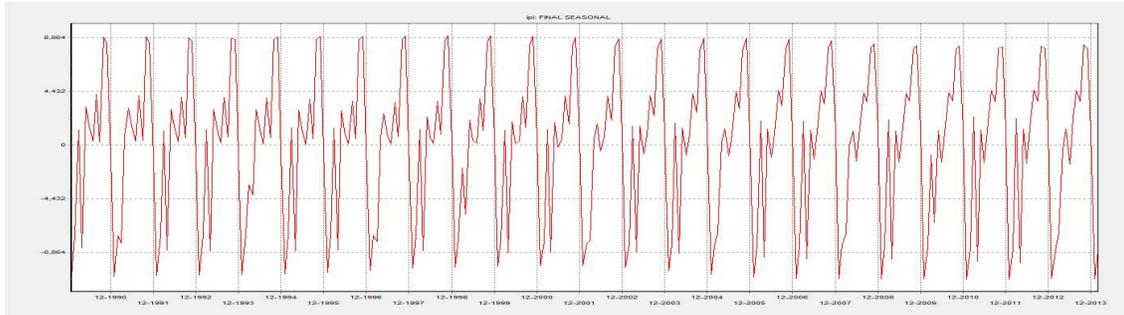


FIGURA 6. Componente cíclico - TRAMO-SEATS

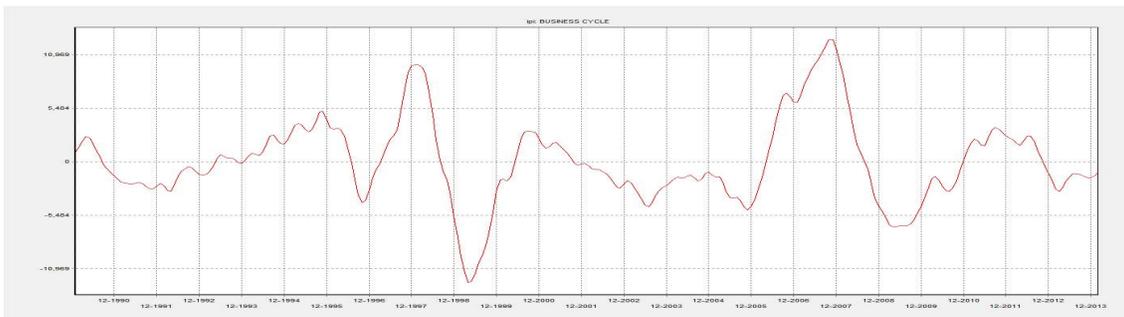
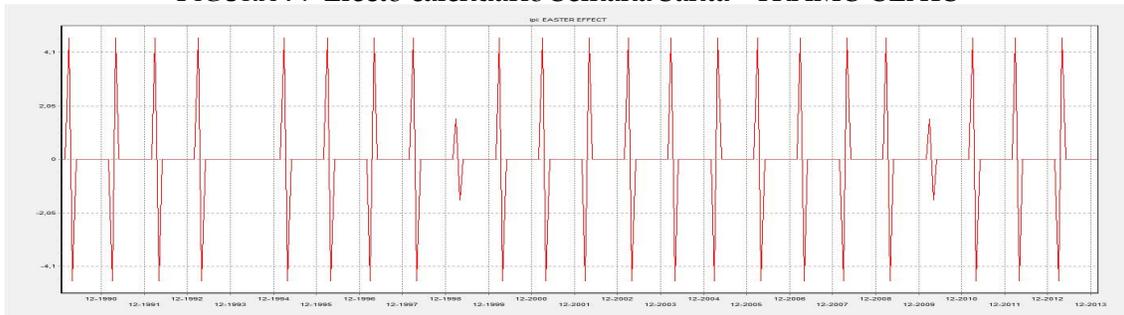


FIGURA 7. Efecto calendario Semana Santa - TRAMO-SEATS



## APÉNDICE C. ALGUNOS COMPONENTES DE LA ESTIMACIÓN TBATS

FIGURA 8. Componente estacional - TBATS

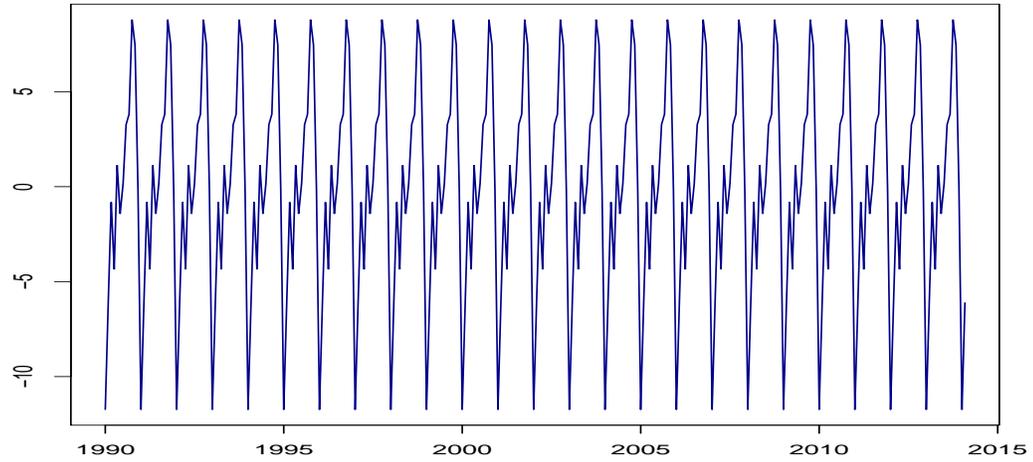


FIGURA 9. Componente cíclico - TBATS

