

# DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA METODOLOGÍA X-12 ARIMA

*Álvaro Hernando Chaves Castro\**

## INTRODUCCIÓN

La publicación oficial de estadísticas debe garantizar la calidad, la oportunidad y la cobertura. En el caso de la producción industrial, para lograr ese objetivo, es necesario realizar diferentes ejercicios de consistencia de las cifras; entre ellas, una observación visual de una gráfica y la aplicación de metodologías más complicadas. En efecto, los ejercicios de consistencia deben contener como mínimo la presentación gráfica de los datos y el cálculo de los elementos que permiten monitorear la trayectoria que describe la serie, en este caso la dinámica de la producción industrial.

Dentro de los elementos que sirven para evaluar la trayectoria de las variables en el transcurso del tiempo, se encuentran los componentes no observables, como la tendencia y estacionalidad. De esta forma, presentar el componente estacional, o de tendencia de la serie, puede ser de gran utilidad. Actualmente, los países industrializados y algunos de América Latina, como México y Chile, presentan con los datos originales las series desestacionalizadas y/o de tendencia.

La obtención de las cifras ajustadas por estacionalidad (eliminando el componente estacional) no es un problema desde el punto de vista del cálculo, si se cuenta con los paquetes estadísticos apropiados, como el programa X-12 ARIMA. No obstante, sí puede surgir un problema al momento de ingresar la serie al programa de desestacionalización, en la selección de las opciones que exige. La necesidad de desestacionalizar la serie de la producción industrial a nivel agregado radica, principalmente, en que los componentes no observables se consideran factores exógenos y de naturaleza no económica, que pueden influir sobre la serie y que muchas veces oscurecen las características relacionadas con los aspectos económicos.

Este documento tiene seis secciones. En la primera, se describen algunas razones que justifican la realización del ejercicio de desestacionalización. En la segunda, se describe brevemente la construcción de la serie índice de producción total industrial, es decir del empalme a nivel agregado. En la tercera parte se muestran las especificidades más relevantes de la Muestra Mensual Manufacturera, las cuales determinan algunos

---

\* Magíster en Ciencias Económicas de la Universidad Nacional y Profesor de la Facultad de Economía de la Universidad Externado de Colombia, [alvaro.chaves@uexternado.edu.co](mailto:alvaro.chaves@uexternado.edu.co)

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

factores de tipo estacional que se pueden modelar y eliminar de la serie. La cuarta parte describe un marco teórico fundamentado en la metodología X-12 ARIMA, mostrando algunos antecedentes y los modelos tradicionalmente utilizados. La quinta parte presenta los resultados del ejercicio de desestacionalización. Y, por último, se presentan las conclusiones.

## MOTIVACIÓN DEL EJERCICIO DE DESESTACIONALIZACIÓN

Durante los últimos años, ha existido un interés creciente de los organismos gubernamentales, académicos y gremios industriales por analizar las tendencias de corto plazo de la dinámica industrial colombiana, a partir de las cifras suministradas por la Muestra Mensual Manufacturera (MMM) que produce el DANE. Por otro lado, las estadísticas industriales de la MMM sirven para monitorear el comportamiento reciente del desempeño industrial y comparar dichos resultados con los publicados por otras fuentes secundarias, con el fin de buscar la consistencia de la información de la muestra.

Los índices de producción industrial que se construyen a partir de la MMM, dada su periodicidad mensual, pueden estar afectados por un fenómeno estadístico llamado “estacionalidad”, el cual se puede definir como aquellos movimientos sistemáticos que se repiten con cierta frecuencia. Tales movimientos pueden ser causados, entre otras cosas, por el efecto del calendario cuando algunas festividades están fijadas en fechas determinadas como la navidad; el clima que puede afectar cosechas en el sector agrícola y otros sectores de la industria; y las expectativas de movimientos estacionales cuando el auge en la producción de algunos bienes en los meses previos a navidad se origina en una expectativa de mayores ventas decembrinas. Es importante aclarar que tales causas pueden ser consideradas como factores exógenos –y de naturaleza no económica– que influyen sobre la serie y pueden ocultar características relacionadas con los fenómenos económicos. Por lo anterior, se justifica la desestacionalización de las cifras industriales.

Desconocer este fenómeno puede producir efectos estadísticos que distorsionan la realidad de la dinámica industrial, y los datos pueden malinterpretarse. Un caso particular del fenómeno anterior experimentado por la industria se presentó en los años 2002 y 2005, en la época de la semana santa. Específicamente, para estos años, la semana santa se ubicó en el mes de marzo y no en abril, como normalmente se presenta, lo que produjo una reducción en los días dedicados a la producción normal de la industria. De esta forma, cuando se compara el nivel de producción de algún período con otro que tiene el efecto estacional (en este caso semana santa), el

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

resultado es una baja sensible en los niveles de producción, efecto que es netamente estadístico y no obedece a razones económicas. También existen otros factores estacionales que afectan sensiblemente el comportamiento de la dinámica industrial. Por ejemplo, la longitud de los días al interior del mes, el número de días hábiles o calendario en la industria nacional y el número de días festivos a lo largo del año.

#### EL EMPALME DEL ÍNDICE DE PRODUCCIÓN INDUSTRIAL TOTAL

El ejercicio de empalme de la serie del índice de producción industrial obedece a la necesidad de contar con series largas que permitan monitorear la dinámica de largo plazo o los diferentes cambios estructurales que ha experimentado la industria colombiana. No obstante, la industria colombiana ha sufrido en los últimos años<sup>1</sup> diferentes cambios estructurales que han impedido el cálculo de una forma continua del índice de producción industrial, lo cual impide contar con las series históricas que exige la metodología. Para superar este obstáculo se utilizan los índices de producción empalmados, los cuales están disponibles desde 1980 y se actualizan continuamente. Este empalme es un ejercicio relativamente sencillo y consiste en la aplicación de un cambio de base. Cabe anotar que la base del índice de producción de la clasificación CIU-2 es 1990 = 100, la cual es un promedio de los 12 meses de ese año. No obstante, la base del índice de producción de la CIU-3 es 2001 = 100, y es también un promedio de los 12 meses de ese año. Así, el empalme consiste en realizar un cambio de base que sea consistente con la nueva CIU-3.

En la actualidad se dispone de información desde enero de 1980 hasta la fecha. La serie está en CIU-2 hasta 2000 y a partir de 2001 en CIU-3. La diferencia de CIU requiere un tratamiento especial; como excluir actividades relacionadas con la agricultura –como el desmote de algodón– y algunas actividades propias de la minería; y la ampliación de establecimientos de otros sectores.

#### ESPECIFICIDADES DE LA INFORMACIÓN DERIVADA DE LA MMM

El índice de producción de la Muestra Mensual Manufacturera considera las siguientes especificidades. Casi el 83% de los establecimientos presenta períodos regulares, en el sentido de que reportan información del primer al

---

<sup>1</sup> La transición CIUR-2 a CIUR-3 obedece a la necesidad de ganar una mayor representatividad y cobertura en la medición estadística, y de tener en cuenta los cambios de tipo estructural en la medición de los indicadores industriales.

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

último día de cada mes. El 17% restante se pueden catalogar como establecimientos irregulares.

Por lo anterior, la MMM unifica los períodos de medición con el fin de hacer comparable la información una vez se agrupe en clase industrial y, por consiguiente, garantiza la representatividad nacional a través de la periodicidad de las firmas en días calendario.

Para efectos del ejercicio de desestacionalización se omite la variable días hábiles, bajo el supuesto de que siempre se comparan períodos de igual longitud. No obstante, se realiza un ajuste previo a la serie de producción industrial por días hábiles, dado el efecto significativo que pueden tener en la dinámica industrial<sup>2</sup>.

Al revisar las metodologías de desestacionalización en otros países, encontramos que es común utilizar la metodología estándar X-11 o X-12 ARIMA del Departamento de Censos de los Estados Unidos, realizando pequeños ajustes para incorporar las especificidades y fenómenos estacionales típicos de cada país. En efecto, el programa diseñado para desestacionalizar series de tiempo en Chile –de Bravo et al. (2002)– ha sido ajustada por los días feriados de ese país. Además, contempla las longitudes de días al interior del mes, la duración de la semana santa y los feriados móviles, los cuales son numéricamente menores comparados con los de Colombia.

## MARCO TEÓRICO Y ANTECEDENTES HISTÓRICOS DE LA DESESTACIONALIZACIÓN DE SERIES

La descomposición de las series económicas en tendencia (T), ciclo (C), estacionalidad (S) y parte irregular (I) es una idea antigua. Desde principios del siglo XIX, varios economistas como Cournot y Jevons incorporaron relaciones entre la época del año y el comportamiento de la economía; sin embargo, la idea se origina en la astronomía<sup>3</sup>.

Siguiendo a Ladiray y Quenneville (2001) el origen del modelo de componentes no observables se remonta al siglo XVII, donde los trabajos asociados al cálculo de la posición de los planetas hallaron la explicación a la violación de las leyes de Kepler –sobre la posición de los planetas– en sus fluctuaciones irregulares. Así, se consideró que la posición observada era la suma de la posición teórica más el componente irregular. Igualmente,

---

<sup>2</sup> Las estimaciones del Banco de la República en torno a este fenómeno han mostrado que el efecto de un día hábil más o un día hábil menos afecta a la producción industrial en un 4%.

<sup>3</sup> De acuerdo con Ladiray y Quenneville, el astrónomo británico Herschel relacionó el comportamiento del precio del trigo con la periodicidad observada de las manchas solares.

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

matemáticos como Euler, Lagrange y Laplace intentaron explicar a finales del siglo XVIII y principios del siglo XIX los movimientos periódicos o irregulares.

Estos avances permitieron la noción del proceso estocástico, el cual se derivó del análisis espectral. Los principales aportes se encuentran en los trabajos de Fourier sobre la descomposición de una serie en la suma de sus funciones trigonométricas.

Pese al número de publicaciones sobre descomposición de series económicas a finales del siglo XIX y principios del siglo XX, sólo en 1919 Persons define un método completo de descomposición, formalizando los componentes de la serie como tendencia, ciclo, estacionalidad e irregular.

Los primeros métodos tuvieron dos vertientes principales:

El método de vínculos relativos, desarrollado por Persons, calcula la relación entre  $X_t/X_{t-1}$  en una serie mensual, para los 12 meses, produce la tabla de valores correspondientes, y determina las medianas y las encadena por multiplicación.

Un segundo método utilizado fue la determinación de los coeficientes estacionales a través de medias móviles. Para esto, se calcula una media móvil centrada de orden 12 para obtener la tendencia. El componente irregular se elimina mediante el cálculo de medias de la componente en cada mes, para ajustar los índices de tal forma que su sumatoria sea 1, obteniendo así componentes definitivos.

En los años treinta se desarrollaron técnicas basadas en los modelos de regresión, las cuales fueron rápidamente criticadas por su dificultad para hallar su especificación correcta.

En 1954, Shiskin construye el Census Method I para el Departamento de Censos de los Estados Unidos –gracias a los avances en la informática–; método que tenía como base los promedios móviles. Luego, en 1957 se desarrolló el Census Method II, y en 1965 Shiskin, Young y Musgrave propusieron versiones experimentales desde X-1 hasta X-11.

El método básico de X-11, que se describirá en el siguiente apartado, tiene problemas en las colas de la serie y los efectos de calendario. Los desarrollos de X-11 no han cambiado la técnica básica de desestacionalización, sino que han permitido atacar esos problemas directamente, mediante técnicas paramétricas para la estimación de las colas de la serie, corrección de efectos calendario, detección de *outliers* (datos atípicos) y cambios de régimen, entre otros.

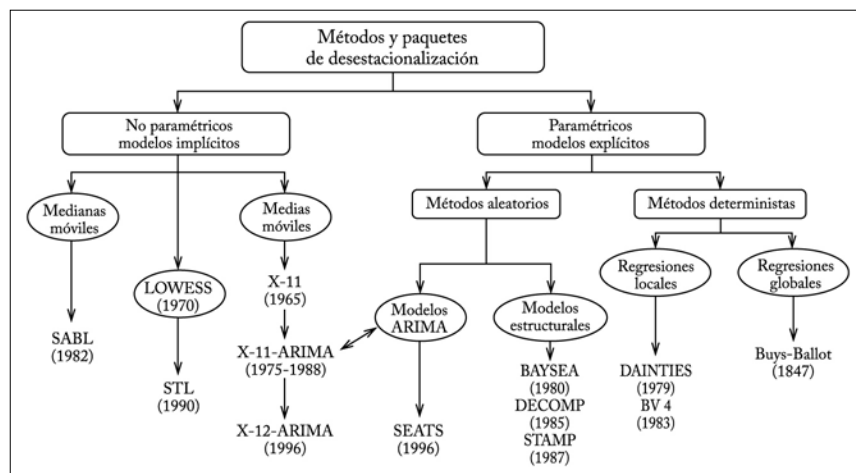
Otros desarrollos han ofrecido métodos y paquetes para hacer desestacionalización en dos direcciones: i) métodos no paramétricos con modelos implícitos a través de medias y medianas móviles y ii) métodos

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

paramétricos de modelos explícitos, sea con modelos que abordan la parte estocástica o la parte determinística.

La gráfica 1 muestra un resumen de los métodos y paquetes de desestacionalización.

Gráfica 1



Fuente: Ladiray y Queneville (2001).

### PRINCIPIOS DE LA METODOLOGÍA X-12 PARA LA DESESTACIONALIZACIÓN DE SERIES DE TIEMPO

La desestacionalización de series con frecuencias menores a un año (mensuales y trimestrales) busca descomponer a la serie original en varios elementos, los cuales no son observados directamente y tienen que ser estimados a partir de los datos observados de la serie original. Los componentes no observables son la tendencia-ciclo, la estacionalidad y la irregularidad. No obstante, existen otros elementos que contribuyen a explicar la variación de la serie observada, dentro de los cuales están los feriados móviles (la semana santa), la longitud de los meses y la frecuencia de los distintos días de la semana que ocurren en un mes.

Para apreciar los componentes no observables de las series es conveniente representar cada una de las series a través de un modelo que puede ser multiplicativo o aditivo<sup>4</sup>, así:

<sup>4</sup> El término multiplicativo implica que cada uno de los componentes no observables de la serie entran en forma de producto, y aditivo implica que los componentes entran al modelo como sumas.

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

$$Y_t = T_t \times C_t \times E_t \times K_t \times I_t \quad (1)$$

donde:

$Y_t$  = serie original a desestacionalizar.

$T_t$  = componente de tendencia que agrupa los movimientos de largo plazo originados por factores de crecimiento o decrecimiento de la actividad económica industrial.

$C_t$  = componente cíclico que muestra las variaciones o desviaciones de la variable alrededor de su tendencia de largo plazo.

$E_t$  = estacionalidad, movimientos sistemáticos que se repiten en ciertos períodos del año, como los ciclos agrícolas, vacaciones, etc.

$K_t$  = efecto calendario que determina el impacto de la estructura del calendario sobre una serie. Por ejemplo, el efecto sobre la producción industrial cuando los meses tienen un número diferente de días hábiles o trabajados.

$I_t$  = componente de irregularidad, que resulta de errores estadísticos o de eventos accidentales y que no se repiten frecuentemente.

Un modelo aditivo para la serie original se puede obtener al aplicar logaritmos a ambos lados de la ecuación en (1):

$$y_t = t_t + c_t + e_t + k_t + i_t \quad (2)$$

donde las letras minúsculas representan los logaritmos de los componentes descritos anteriormente.

De acuerdo con Bravo et al. (2002) existen tres criterios para seleccionar el modelo apropiado, a saber: i) el tipo de modelo que se adopte depende de la naturaleza de la serie que se este utilizando, por ejemplo un índice de ventas o producción será multiplicativo y una serie expresada en logaritmos o en tasa de crecimiento será aditivo como en (2); ii) a partir de la gráfica de la serie, si ésta tiene una estacionalidad creciente con tendencia se debe optar por un modelo multiplicativo, y si es estable se elige un aditivo y iii) según los indicadores de bondad de ajuste estadística del modelo.

El método X-12 original (no paramétrico) de desestacionalización de series mensuales y/o trimestrales se basa en un principio de estimación iterativa de los diferentes componentes utilizando promedios móviles. Estas medias móviles sirven para estimar los principales componentes de la serie y eliminar los componentes no deseados. De acuerdo a lo anterior, Ladiray y Quenneville (2001) citan un ejemplo de una serie constituida por una tendencia y un componente irregular, si esta tendencia es lisa, los valores de la serie alrededor de la fecha  $t$  deben aportar una información sobre el valor de esa tendencia en el instante  $t$  y debe ser posible utilizar una media de esos valores para obtener una estimación.

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

Según esto autores, la media móvil de coeficientes  $\{\theta_i\}$  se define de la siguiente manera:

$$M(X_t) = \hat{C}_t = \sum_{i=-p}^{+f} \theta_i X_{t+i} \quad (3)$$

Entonces, el valor de la serie bruta ( $X_t$ ) en el instante  $t$  es reemplazado por la media ponderada de  $p$  valores pasados de la serie, del valor actual y de  $f$  valores futuros de la serie. Por consiguiente, las medias móviles son filtros lineales que permiten eliminar o atenuar las oscilaciones asociadas a algunas frecuencias.

A continuación se describe brevemente la filosofía del algoritmo con el cual trabaja el método X-12.

Consideremos la serie mensual logaritmo del índice de producción industrial  $ipr_t$  que se puede descomponer aditivamente como  $y_t = t_t + c_t + e_t + k_t + i_t$ . Antes de utilizar el algoritmo X-12 la serie debe ser corregida por el efecto calendario; sea  $ipr_t = (t_t + c_t + e_t + i_t)$  la serie corregida de efecto calendario<sup>5</sup>. El algoritmo realiza los siguientes pasos para desestacionalizar la serie  $ipr_t$ .

Estimación de la tendencia con la ayuda del promedio móvil  $M_{tc}$ :

$$t_t^{(1)} = M_{tc}(ipr_t) \quad (4)$$

donde el promedio móvil  $M_{tc}$  se elige con el fin de reproducir la tendencia (incluido el ciclo) eliminando el componente estacional e irregular.

Estimación del componente estacional e irregular:

$$(e_t + i_t) : (e_t + i_t)^{(1)} = ipr_t - t_t^{(1)} \quad (5)$$

Estimación del componente estacional por promedio móvil  $M_s$ :

$$e_t^{(1)} = M_s(ipr_t - t_t^{(1)}) \quad (6)$$

$$i_t^{(1)} = ipr_t - t_t^{(1)} - e_t^{(1)} \quad (7)$$

---

<sup>5</sup> En el presente ejercicio se corrigió la serie original de producción industrial por el efecto de los días hábiles mediante un ajuste econométrico en donde se estima la producción industrial en función de la serie de días hábiles.

<sup>6</sup> Los superíndices corresponden a cada una de las etapas del proceso. Por ejemplo, el (1) representa la primera estimación (iteración) de cada uno de los componentes.



DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

En este punto, la idea es suavizar el componente  $(e_t + i_t)^{(1)}$  de cada mes para extraer la evolución del coeficiente estacional del mes respectivo. Así, el promedio móvil  $M_s$  deberá reproducir el componente estacional de cada mes y reducir la mayor cantidad posible del componente irregular. Finalmente, los coeficientes estacionales son normalizados.

Estimación de la serie corregida de las variaciones estacionales y del efecto calendario:

$$ipr_t^{sa} = (t_t^{(1)} + i_t^{(1)}) = ipr_t - e_t^{(1)} \quad (8)$$

La dificultad de este algoritmo recae finalmente en la elección de los promedios móviles  $M_{1c}$  y  $M_s$ .

#### DESCRIPCIÓN DEL ALGORITMO

Siguiendo a Ladiray y Quenneville (2001), el método X-12 no hace más que llevar a cabo este algoritmo, utilizando medias móviles cuidadosamente elegidas y afinando, poco a poco, las estimaciones de los componentes a través de las iteraciones del algoritmo. Por tanto, según ellos, es posible definir el algoritmo de base X-12 como un doble uso consecutivo del algoritmo, cambiando secuencialmente las medias móviles utilizadas. Este algoritmo se desarrolla en dos etapas, principalmente. En la primera, se realizan recursivamente los diferentes promedios móviles, y en la segunda se especifica y estima un modelo ARIMA para la serie original, con el fin de realizar pronósticos para recuperar la pérdida de observaciones producto de la generación de promedios móviles.

El algoritmo, para el caso de series con frecuencia mensual, es el siguiente:

Estimación de la tendencia utilizando un promedio móvil de 2 x 12:

$$t_t^{(1)} = M_{2 \times 12}(ipr_t) \quad (9)$$

Este promedio móvil conserva las tendencias lineales, elimina la estacionalidad y minimiza la varianza de la perturbación.

Estimación del componente estacional e irregular:

$$(e_t + i_t)^{(1)} = ipr_t - t_t^{(1)} \quad (10)$$

Estimación del componente estacional con un promedio móvil de 3 x 3 sobre cada mes:

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

$$e_t^{(1)} = M_{3 \times 3} (ipr_t - t_t^{(1)}) \quad y \quad (11)$$

$$i_t^{(1)} = ipr_t - t_t^{(1)} - e_t^{(1)} \quad (12)$$

El promedio móvil de 3 x 3 conserva los componentes lineales y es de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} M_{3 \times 3} &= \frac{1}{3} (B^4 + I + B^{-4}) \\ &= \frac{1}{9} (B^8 + 2B^4 + 3I + 2B^{-4} + B^{-8}) \end{aligned} \quad (13)$$

Finalmente, los coeficientes estacionales son normalizados de forma tal que la suma sobre un período de doce meses sea nula, es decir:

$$\overline{e_t^{(1)}} = e_t^{(1)} - M_{2 \times 12} (e_t^{(1)}).$$

Estimación de la serie corregida de las variaciones estacionales:

$$ipr_t^{sa} = ipr_t - \overline{e_t^{(1)}} \quad (14)$$

Esta primera estimación de la serie corregida de las variaciones estacionales tiene, por construcción, menos estacionalidad.

Estimación de la tendencia por un promedio móvil de Henderson sobre 13 términos:

$$t_t^{(2)} = M_{13}^H (ipr_t^{sa(t)}) \quad (15)$$

Estimación del componente estacional e irregularidad:

$$(e_t + i_t)^{(2)} = ipr_t - t_t^{(2)} \quad (16)$$

Estimación del componente estacional con la ayuda de un promedio móvil de 3 x 5:

$$e_t^{(2)} = M_{3 \times 5} (ipr_t - t_t^{(2)}) \quad e \quad i_t^{(2)} = ipr_t - t_t^{(2)} - e_t^{(2)} \quad (17)$$

El promedio utilizado tiene siete términos y conserva los componentes lineales. Los coeficientes estacionales se normalizan de la siguiente forma:

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
Álvaro Hernando Chaves Castro

$$\overline{e_t^{(2)}} = e_t^{(2)} - M_{2 \times 12}(e_t^{(2)}) \quad (18)$$

Estimación de la serie corregida de las variaciones estacionales:

$$ipr_t^{sa(2)} = ipr_t - \overline{e_t^{(2)}} \quad (19)$$

Adicionalmente, el proceso X-12 tiene una rutina para detectar las observaciones atípicas (*outliers*) presentes en la serie, las cuales se calculan en la etapa dos, siete y ocho.

La metodología X-12 se apoya en la modelación ARIMA para realizar los diferentes promedios móviles, que permiten el alisamiento de la serie original en las diferentes etapas. Con los modelos ARIMA se realizan proyecciones fuera de muestra para trabajar con promedios móviles centrados y reducir las discrepancias de las revisiones que surgen al introducir un dato adicional.

Una vez que se dispone de las proyecciones derivadas del modelo ARIMA, se selecciona el modelo que describe de mejor manera la serie de tiempo. Los modelos pueden ser aditivos o multiplicativos como los que se presentan en las ecuaciones (1) y (2).

Después de seleccionar el modelo se pueden estimar los distintos componentes de una serie de tiempo. En el siguiente cuadro se pueden observar las diferentes etapas de la metodología X-12 ARIMA.

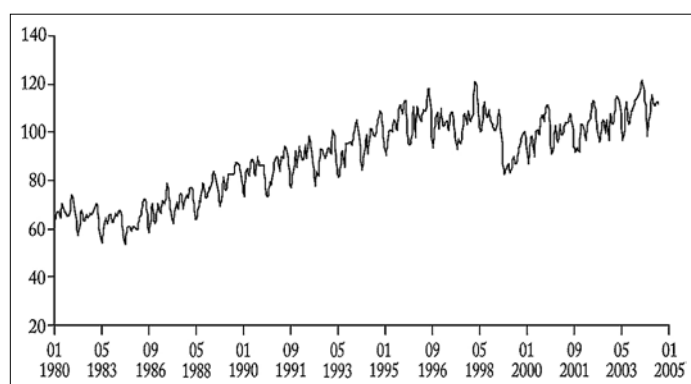
Cuadro 1

ETAPA A:	Ajustes previos - Para efectos conocidos e importantes - Para días hábiles
ETAPA B:	Primera corrección automática de la serie - Estimación de la componente irregular - Detección y corrección automática de los puntos atípicos - Corrección de los efectos de días hábiles
ETAPA C:	Segunda corrección automática de la serie - Estimación de la componente irregular - Detección y corrección automática de los puntos atípicos - Corrección de los efectos de días hábiles
ETAPA D:	Desestacionalización 1. Cálculo de la serie desestacionalizada provisoria 2. Alisado de la serie desestacionalizada con una media móvil de Henderson y nueva estimación de los coeficientes estacionales 3. Cálculo de la serie desestacionalizada definitiva, extracción del componente tendencia-ciclo y del componente irregular
ETAPA E:	Componentes corregidos de los valores muy atípicos
ETAPA F:	Evaluaciones de la calidad de la desestacionalización
ETAPA G:	Gráficas

## RESULTADOS DEL EJERCICIO DE DESESTACIONALIZACIÓN

Antes de mostrar los resultados del ejercicio es importante describir las características estadísticas que tiene la serie de producción industrial en el tiempo. La gráfica 2 muestra la serie de producción real industrial para el total nacional sin trilla de café, durante el período enero de 1980 a julio de 2005.

Gráfica 2  
Índice de producción real sin trilla de café



Fuente: Muestra Mensual Manufacturera –MMM– DANE. Índice empalmado.

La serie exhibe claramente un patrón estacional bastante marcado a lo largo del tiempo, caracterizado por la presencia de ciclos cortos que se repiten periódicamente. En efecto, el significativo patrón estacional caracteriza de manera similar ciertos períodos del año, reflejando menores niveles de producción en enero, abril y junio, y fuertes incrementos en febrero, mayo, julio y octubre. Es importante resaltar, dado que la serie tiene bastantes observaciones, que se puede realizar una buena estimación del ciclo industrial a partir de la metodología X-12 ARIMA. Este tipo de patrones estacionales pueden estar influenciados por los factores climáticos, el efecto del calendario, la longitud de los días en el mes y los feriados móviles, entre otros.

En la serie también se perciben posibles cambios estructurales, los cuales deben tenerse en cuenta en el desarrollo del ejercicio de desestacionalización. En efecto, en la gráfica 3 se pueden observar algunos posibles quiebres estructurales de la serie de producción, los cuales se han estimado mediante la construcción de variables *dummies* que toman el valor de uno (1) para describir el período donde se presenta el quiebre y cero en los demás casos. Específicamente, los quiebres que se quieren detectar son los

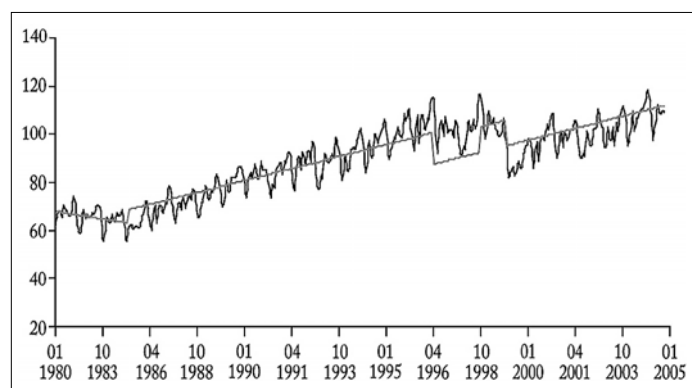
DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

cambios en el nivel y la pendiente de la serie, tal como lo revela la gráfica. Entre 1998 y 1999, la producción industrial presentó un cambio de nivel, con una recuperación clara a partir del año 2000 cuando retorna lentamente hacia la senda de producción que había alcanzado en períodos anteriores. Este cambio en la serie se ha atribuido a la crisis que sufrió la economía en este período, con factores que afectaron negativamente la demanda de los consumidores y la escasez de liquidez en el sector financiero, lo cual se manifestó en una caída del PIB.

#### MODELOS DE DATOS CON ESTACIONALIDAD

La técnica de Box-Jenkins (1976) es frecuentemente utilizada para modelar series de tiempo que presentan patrones de tipo estacional. La diferencia con la modelación univariada tradicional radica en que los coeficientes estacionales de la función de autocorrelación simple (FAS) y la función de autocorrelación parcial (FAP) aparecen en los rezagos  $s$ ,  $2s$ ,  $3s$ ,..., antes que en los rezagos 1, 2, 3, es decir durante las estaciones.

Gráfica 3



Fuente: cálculos propios con base en la Muestra Mensual Manufacturera –MMM–, DANE. Índice empalmado.

Por ejemplo, en el caso de la producción industrial, dos modelos puramente estacionales para datos mensuales podrían estar dados por

$$y_t = a_{12}y_{t-12} + \varepsilon_t \quad (20)$$

y

$$y_t = \varepsilon_t + \beta_{12}\varepsilon_{t-12} \quad (21)$$

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

En la práctica, la identificación de los modelos es complicada debido a que la trayectoria estacional interactúa con la trayectoria no estacional en los datos. Por consiguiente, la FAS y la FAP para un proceso que combina componentes estacionales y no estacionales reflejarán ambos elementos.

Alternativamente, la introducción de un coeficiente autorregresivo en el rezago 12 podría utilizarse para capturar la estacionalidad de la serie, así:

$$y_t = a_1 y_{t-1} + a_{12} y_{t-12} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (22)$$

Los modelos (20) y (21) tratan los coeficientes estacionales de forma aditiva, en el sentido que los coeficientes AR y MA se suman a los períodos estacionales. Adicionalmente, se pueden utilizar modelos estacionales de tipo multiplicativo que permitan la interacción de los componentes ARMA y estacionales. Estos pueden tener la siguiente estructura:

$$(1 - a_1 L)y_t = (1 + \beta_1 L)(1 + \beta_{12} L^{12})\varepsilon_t \quad (23)$$

$$(1 - a_1 L)(1 - a_{12} L^{12})y_t = (1 + \beta_1 L)\varepsilon_t \quad (24)$$

La ecuación (23) difiere de (22) ya que permite que el término autorregresivo en el rezago 1 interactúe con el componente autorregresivo estacional en el rezago 12. De acuerdo con Enders (1995), muchos investigadores prefieren una estructura multiplicativa debido a que se puede capturar una trayectoria de interacción más rica con un pequeño número de coeficientes.

A continuación se presentan los principales resultados del ejercicio de desestacionalización para la serie producción industrial desde enero de 1980 hasta julio de 2005.

#### ANÁLISIS GRÁFICO DE LA SERIE

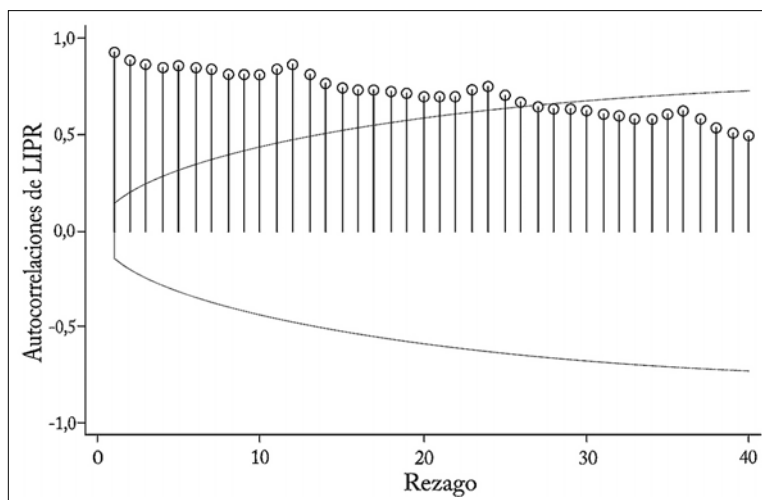
El primer paso consiste en analizar gráficamente el comportamiento de la serie durante el período, mediante el uso de las funciones de autocorrelación simple (FAS), la autocorrelación parcial (FAP) y los respectivos correlogramas de sus componentes estacionales. Esta etapa coincide con la metodología Box-Jenkins (1976). La gráfica 4 muestra el correlograma de la serie de producción industrial.

Nótese que en el correlograma de la producción, los coeficientes de autocorrelación en los rezagos 12 (mes de diciembre), 24 (mes de diciembre), 36 (mes de diciembre) y 48 (mes de diciembre) descienden lentamente hacia cero, y los picos estacionales en esos meses presentan un

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

salto que se repite en esos rezagos y decaen en los dos siguientes meses, como es característico en la producción industrial. En los coeficientes de autocorrelación de los rezagos 4 (mes de abril), 28 (mes de abril) y 40 (mes de abril) es donde la estacionalidad alcanza el pico más bajo; en términos de la producción existen caídas durante este período que se pueden atribuir al efecto de la semana santa.

Gráfica 4



Fuente: cálculos propios con base en la Muestra Mensual Manufacturera –MMM–, DANE. Índice empalmado.

#### ESTACIONARIEDAD, IDENTIFICACIÓN Y ESTIMACIÓN DEL MODELO

En esta etapa del ejercicio de desestacionalización se debe garantizar la estacionariedad de la serie mediante su transformación por medio de un operador de diferencias ordinarias o estacionales y el logaritmo de la misma para estabilizar la varianza.

Transformamos la serie aplicando la primera diferencia ordinaria y la diferencia estacional de orden 12 a la serie logaritmo de la producción industrial<sup>7</sup>. La implicación de esta transformación para la producción industrial es que la diferencia estacional exhibirá una menor varianza que la diferencia ordinaria. En la producción industrial colombiana, la fuerte estacionalidad de la producción muestra que entre diciembre y diciembre las variaciones no son tan pronunciadas comparadas con las variaciones

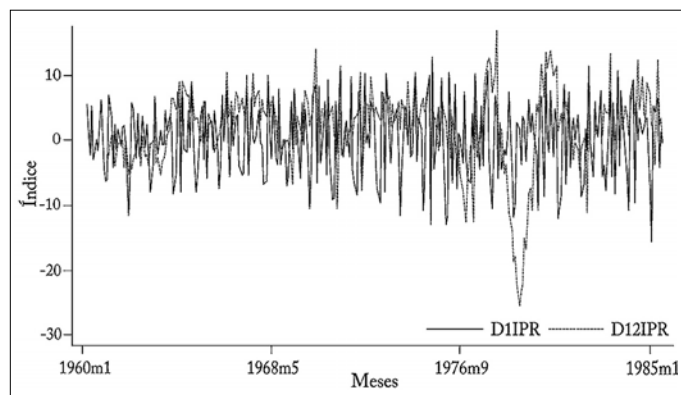
<sup>7</sup> La definición de la primera diferencia ordinaria y estacional de orden 12 de la serie está dada por  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  y  $\Delta^{12} y_t = y_t - y_{t-12}$ , respectivamente.

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

experimentadas en el período enero–diciembre, las cuales exhiben caídas significativas en la actividad industrial.

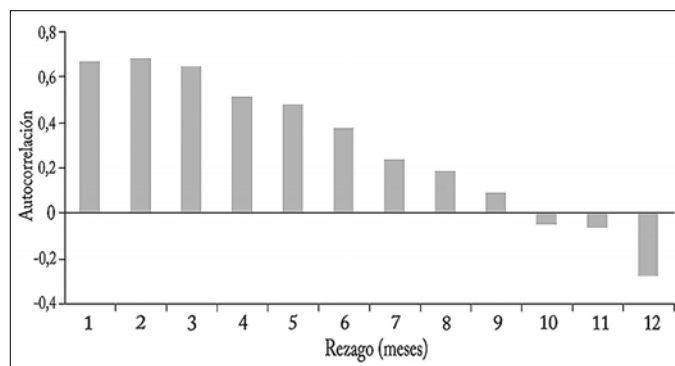
La gráfica 5 muestra la primera diferencia y la diferencia estacional o de orden 12 para la serie de producción, en donde la diferencia estacional presenta una menor variación y podría ser más fácil de identificar y estimar.

Gráfica 5  
Primera diferencia (D1IPR) y diferencia estacional de la producción (D12IPR)



Fuente: cálculos propios con base en la Muestra Mensual Manufacturera –MMM–, DANE. Índice empalmado.

Gráfica 6  
Primeras doce autocorrelaciones de la tasa de crecimiento anual de la producción



Fuente: cálculos propios con base en la Muestra Mensual Manufacturera –MMM–, DANE. Índice empalmado.

La diferencia del logaritmo de orden 12 o la tasa de crecimiento anual de la producción industrial muestra la trayectoria de la función de autocorrelación



DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

simple, caracterizada por una tendencia decreciente (ver gráfica 6). Además, en el cuadro 2, se observa que los valores de las autocorrelaciones son menores que la unidad, lo cual podría sugerir que la tasa de crecimiento anual del índice de producción industrial es una serie estacionaria.

De acuerdo con los resultados de contraste de raíz unitaria ordinaria, mediante la prueba aumentada de Dickey y Fuller (1981) y Phillips & Perron (1988) para la serie de producción, se concluye que la tasa de crecimiento anual o la diferencia de logaritmos de orden 12 de la producción es una serie estacionaria, lo cual sugiere modelar la serie utilizando esta transformación.

Cuadro 2

Autocorrelación	$\rho_1$	$\rho_2$	$\rho_3$	$\rho_4$	$\rho_5$	$\rho_6$	$\rho_7$	$\rho_8$	$\rho_9$	$\rho_{10}$	$\rho_{11}$	$\rho_{12}$
Rezago	0,6673	0,6818	0,645	0,5151	0,4768	0,3759	0,2335	0,1849	0,0922	-0,046	-0,064	-0,273

Fuente: cálculos propios con base en la Muestra Mensual Manufacturera –MMM–, DANE. Índice empalmado.

No obstante, la diferencia de orden 12 o estacional puede eliminar la presencia de una raíz estacional en la serie, pero no puede remover la presencia de una raíz ordinaria. Por ello, también se realizó el contraste de la presencia de una raíz en la frecuencia estacional, utilizando la prueba de Hylleberg et al. (1990) para series con frecuencia mensual. Los resultados de esta prueba indican la ausencia de una raíz estacional para la diferencia ordinaria del logaritmo del índice de producción industrial y para la diferencia estacional de orden 12 del logaritmo de la producción. Sin embargo, se evidencia la existencia de una raíz estacional para el nivel de la serie, es decir para el logaritmo de la producción industrial.

De acuerdo con la gráfica 5, se puede apreciar que la diferencia estacional o de orden 12 del nivel de la serie de producción, no elimina completamente la varianza en el tiempo de la serie. Con el fin de garantizar la estacionariedad de la serie y pasar a la etapa de identificación del modelo apropiado para su estimación, aplicamos la primera diferencia de la diferencia estacional de la serie, es decir  $(1-L)(1-L)^{12}y_t$ . El correlograma de la serie de producción industrial transformada de esta manera se presenta en la gráfica 7. De acuerdo con la FAS y la FAP, las propiedades de esta serie son mucho más acordes con la metodología Box-Jenkins. Los primeros 10 coeficientes de autocorrelación alternan sus signos (positivos-negativos), lo que podría sugerir un modelo MA (1). Los coeficientes de autocorrelación significativos en los rezagos 11 y 23 podrían sugerir la presencia de componentes estacionales multiplicativos o aditivos. Cabe mencionar que la identificación del modelo es un poco complicada cuando se tienen series

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

mensuales con observaciones bastante significativas, como la que estamos analizando.

Por lo anterior, se sugiere la estimación de los siguientes modelos:

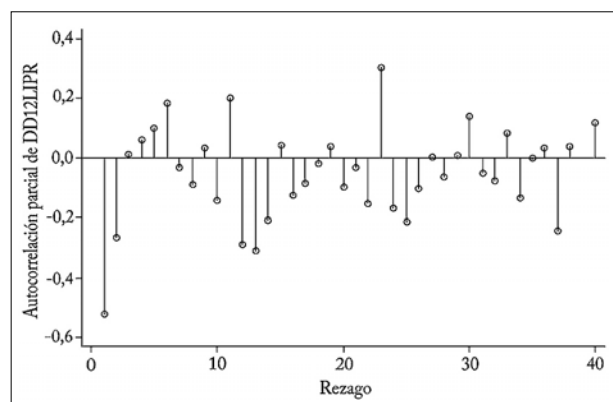
$$\text{Modelo autorregresivo: } (1-L^2)(1-L)(1-a_{12}L^{12})y_t = (1+\beta_1L)\varepsilon_t \quad (25)$$

$$\text{Media móvil aditivo: } (1-L^2)(1-L)y_t = (1+\beta_1L + \beta_{12}L^{12})\varepsilon_t \quad (26)$$

La estimación puntual de los coeficientes de los modelos sugieren la presencia de estacionariedad en la variable, puesto que son menores que la unidad. Esto quedó garantizado en las pruebas de raíces unitarias y estacionales, las cuales sugieren que la diferencia estacional (de orden 12) del logaritmo de la producción industrial es una serie estacionaria. Sin embargo, el diagnóstico derivado de las estadísticas sobre los residuos sugieren que el modelo 1, que representa la ecuación (24) (autorregresivo), es preferible al segundo. En efecto, de acuerdo con la prueba de Portmanteau y el periodograma de los residuales no se logra rechazar la hipótesis nula de que los residuos estimados del modelo son ruido blanco.

#### Gráfica 7

Comportamiento de la producción industrial observado y desestacionalizado



Fuente: cálculos propios con base en la Muestra Mensual Manufacturera –MMM–, DANE. Índice empalmado.

En conclusión, el mejor modelo para ser utilizado en el ejercicio de desestacionalización es el que presenta la ecuación (24), es decir un modelo AR (12, 0, 1).

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

Cuadro 3

Coeficientes	Modelo 1	Modelo 2
$a_{12}$	-0,435 (-9,11)*	
$\beta_1$	-0,785 (-12,79)*	-0,385 (-10,1)*
$\beta_{12}$		-0,796 (-18,08)*
SSR	4,260	3,670
AIC	-3,428	-3,761
BIC	-3,260	-3,722
Pormanteau: Q (12) statistic	14,0012 (0,3006)*	27,6410 (0,0062)*

Fuente: cálculos propios con base en la Muestra Mensual Manufacturera –MMM–, DANE. Índice empalmado. (\*) significativo al 1%.

#### DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL

El proceso de destacionalización de la serie de producción industrial utilizando el programa X-12 ARIMA va desde enero de 1980 hasta julio de 2005. De acuerdo con las estadísticas de calidad de ajuste estacional, se optó por un modelo de tipo multiplicativo, el cual utiliza un promedio móvil de 3 x 3 en la primera iteración y un promedio móvil de 3 x 5 para la segunda iteración, con los cuales se pueden obtener los factores estacionales finales. El modelo ARIMA seleccionado fue un autorregresivo de orden 12 con una diferencia estacional de orden 12, como el que describe la ecuación (25).

En la gráfica 8 se presenta el resultado del ejercicio de desestacionalización de la serie de producción industrial total, el cual sigue cada una de las etapas descritas en el cuadro 1. La gráfica compara la serie original y la serie ajustada por el componente estacional, es decir filtrada por las diferentes estaciones que afectan la producción industrial. La serie ajustada es más suave y esta libre de picos o saltos que se repiten periódicamente, y permite ver la tendencia de corto plazo o los puntos de giro que experimenta la dinámica industrial.

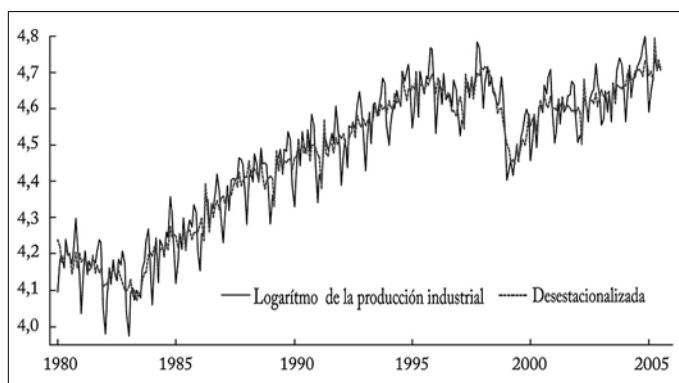
Por otro lado, la serie ajustada por estacionalidad mantiene otros componentes importantes, como la tendencia de largo plazo y los ciclos que experimenta la actividad industrial. En efecto, la producción industrial a comienzos de los años ochenta experimentó un quiebre en la pendiente, caracterizada por un aumento que se mantuvo hasta mediados de la década de los noventa y un cambio de nivel derivado de la recesión de finales de 1998. Lo anterior se evidencia con los resultados de la prueba de raíces

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

unitarias con quiebre estructural sugerida por Perron (1989), que indica la presencia de dos cambios estructurales que son estadísticamente significativos y diferentes de cero.

En la gráfica 8 se evidencian ciclos expansivos y recesivos de la dinámica industrial. Se destacan tres fases claramente diferenciadas en la actividad industrial. La primera comprende una fase recesiva que comienza enero de 1980 y termina en agosto de 1983, cuando la actividad industrial toca fondo. La segunda fase, caracterizada por una rápida recuperación y auge industrial, comprende el período entre octubre de 1983 y mediados de la década de los noventa. La última fase de recesión de la actividad económica industrial comprende el período octubre de 1998 y culmina más o menos en marzo de 1999. Finalmente, la trayectoria que ha seguido la producción industrial ha sido de recuperación sostenida a partir del año 2000 con una tendencia creciente hasta julio de 2005.

Gráfica 8  
Comportamiento observado y desestacionalizado de la producción industrial



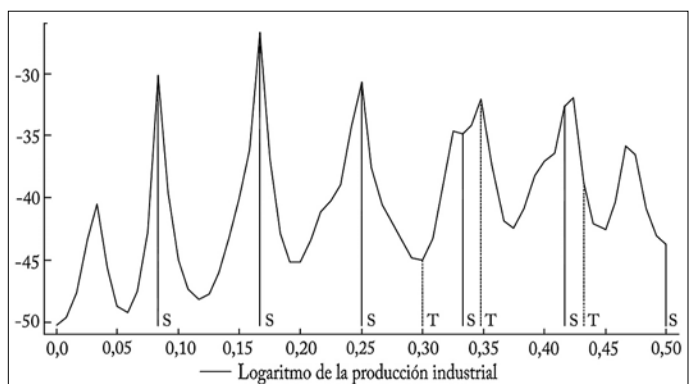
Fuente: cálculos propios con base en la Muestra Mensual Manufacturera –MMM–, DANE. Índice empalmado.

Además, la gráfica muestra que la serie tendencia-ciclo permite diferenciar cada uno de los puntos de giro, tanto de corto como de largo plazo de la dinámica industrial; lo que permite distinguir mejor las fases de auge o recesión que oculta la mayoría de veces la serie original de producción industrial, debido a la presencia de patrones estacionales que se repiten con cierta frecuencia. Las estaciones se destacan en el mes de diciembre (en donde se tienen incrementos de producción significativa) y en los meses de enero y febrero (en donde se observa un relajamiento en la actividad industrial). Lo anterior se observa más claramente en la gráfica 9, donde se presenta el espectro de la serie y se describen las diferentes estaciones que

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

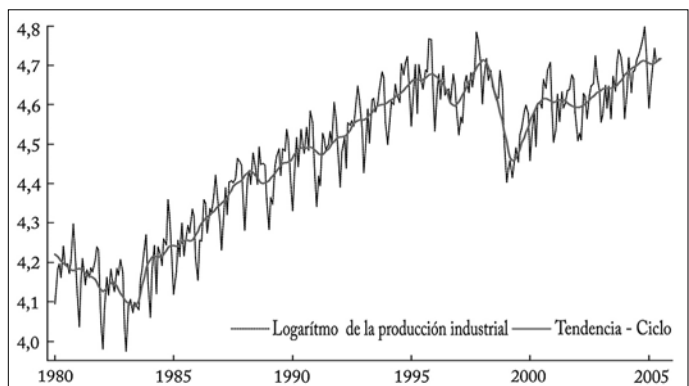
afectan a la dinámica industrial. El ciclo industrial de la serie a lo largo del período de análisis se presenta en la gráfica 10.

Gráfica 9  
Espectro y tendencia-ciclo de la producción industrial



Fuente: cálculos propios con base en Muestra Mensual Manufacturera –MMM–, DANE. Índice empalmado.

Gráfica 10  
Componente observado y tendencia-ciclo de la producción industrial



Fuente: cálculos propios con base en Muestra Mensual Manufacturera –MMM–, DANE. Índice empalmado.

#### EVALUACIÓN DE LA DESESTACIONALIZACIÓN

De acuerdo con los resultados de la prueba F para la presencia de estacionalidad en la serie de producción industrial, suponiendo estacionalidad estable en el tiempo, se evidencia su presencia a un nivel de significancia del 1%. Además, con la prueba no paramétrica de Kruskal-

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

Wallis, se corrobora la presencia de componentes estacionales en la producción industrial; en el sentido de que no se logra rechazar la hipótesis nula de presencia de estacionalidad estable al 1% de significancia.

Por otro lado, de acuerdo con los estadísticos que miden la contribución relativa de la varianza de cambios porcentuales de cada componente sobre la serie original, se evidencia que la contribución relativa del componente irregular explica cerca del 50% de la varianza porcentual de la producción industrial (estadístico  $M1 = 0,475$ ). Cabe destacar que el tamaño de las fluctuaciones en el componente estacional sobre la serie original fue del 42%. También se destaca, a partir de los indicadores de calidad estadística del ajuste estacional, que el cambio año a año en el componente irregular comparado con el cambio anual en el componente estacional es del 60%.

Finalmente, y de acuerdo con la gráfica 9, se visualiza la existencia significativa de los días hábiles (que son los picos del espectro) en el comportamiento de la serie.

#### COMENTARIOS FINALES

Este trabajo utilizó la metodología de desestacionalización en la serie índice de producción real de la industria, utilizando el programa X-12 ARIMA. Para ello, se filtró el componente estacional de la serie original durante el período comprendido entre enero de 1980 y julio de 2005.

Al aplicar las diferentes etapas del método de desestacionalización, se evidenció la presencia de tendencia y varianza en la serie original de la producción industrial. En efecto, las pruebas de raíz unitaria ordinaria y estacional mostraron que el logaritmo de la serie presenta una raíz ordinaria y una raíz estacional, mientras que la diferencia ordinaria y la diferencia estacional se caracterizan por ser series estacionarias. Además, se evidenció la presencia de quiebres estructurales en la serie a lo largo del tiempo. Específicamente, existen dos cambios estructurales importantes que resultaron estadísticamente significativos. El primero se presentó entre enero de 1980 y agosto de 1983, y se caracteriza por la presencia de un cambio en la pendiente de la serie. El segundo se presentó en octubre de 1998, y es un cambio en el nivel de la serie, la cual retorna a la misma tendencia que traía antes del cambio, lo que sugiere que la serie de producción es estacionaria alrededor de una tendencia, tal como lo muestra la prueba de Perron.

El mejor modelo ARIMA para desestacionalizar la serie es un autorregresivo puro con una diferencia de orden 12 en el componente

DESESTACIONALIZACIÓN DE LA PRODUCCIÓN INDUSTRIAL CON LA  
METODOLOGÍA X-12 ARIMA  
*Álvaro Hernando Chaves Castro*

estacional. Además, se optó por un método multiplicativo derivado de las pruebas de calidad estadística.

De otro lado, se encontró la presencia de fuertes patrones estacionales en la serie de producción industrial, los cuales se deben tener presentes al momento de analizar la serie. Asimismo, la serie presenta claras fases de auge y recesión que se pueden observar a través de su componente de tendencia-ciclo. Estos factores podrían referirse al efecto de la semana santa y la estructura del calendario (días hábiles), entre otros, los cuales se deben tener en cuenta para futuros ejercicios de desestacionalización.

Para terminar vale la pena hacer dos sugerencias. Primero, para obtener una buena representación, la serie se debe modelar utilizando un modelo ARIMA univariado con cada una de sus intervenciones. Y segundo, para capturar especificidades de los componentes estacionales, se recomienda avanzar en el ejercicio de desestacionalización a nivel de clases industriales.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bravo, H.; L. Luna, V. Correa y F. Ruiz. 2002. “Desestacionalización de series económicas: el procedimiento utilizado por el Banco Central de Chile”, *Documentos de Trabajo* 177, Santiago de Chile, Banco Central de Chile.
- Box, G. y J. Gwilym. 1976. *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, San Francisco, University of Wisconsin.
- Beaulieu, J. y J. Miron. 1992. “Seasonal Unit Roots in Aggregate US Data”, *NBER Technical Paper Series* 126.
- Dickey, D. y F. Wayne. 1981. “Likelihood Ratio Statistics for Autorregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica* 49.
- Enders, W. 1995. *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc, First Edition.
- Hylleberg, S.; R. Engle; C. Granger y B. Yoo. 1990. “Seasonal Integration and Cointegration”, *Journal of Econometrics* 44.
- Ladiray, D. y Quenneville, B. 2001. “Desestacionalizar con el Método X-11”, *Methodologica* 8-9.
- Perron, P. 1989. “The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis”, *Econometrica* 57.
- Phillips, M. y P. Perron. 1988. “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika* 75.