

Heterogeneidad de los Índices de
Producción Sectoriales de la Industria
Colombiana

Por: Davinson Stev Abril Salcedo,
Luis Fernando Melo Velandia,
Daniel Parra Amado

Núm. 888
2015

Borradores de ECONOMÍA



tá - Colombia - Bogotá - Col



HETEROGENEIDAD DE LOS ÍNDICES DE PRODUCCIÓN SECTORIALES DE LA INDUSTRIA COLOMBIANA*

DAVINSON STEV ABRIL SALCEDO
(dsabrils@unal.edu.co)

LUIS FERNANDO MELO VELANDIA
(lmelevel@banrep.gov.co)

DANIEL PARRA AMADO
(dparraam@banrep.gov.co)

BANCO DE LA REPÚBLICA

RESUMEN. En este documento se cuantifican medidas estadísticas sobre el comportamiento de los índices de producción industrial sectoriales en Colombia, las cuales permiten caracterizar su heterogeneidad para el período 1990 – 2014. Dentro de los resultados más sobresalientes se destacan: i) existen cambios en las tasas de las expansión y en la volatilidad a nivel sectorial entre décadas, ii) todos los sectores estudiados tienen por lo menos un quiebre estructural, iii) la mayoría de industrias se ven afectadas por los efectos calendario de Semana Santa y días festivos, excepto por la refinación de petróleo, las sustancias químicas y vidrio, y iv) el ciclo económico de gran parte de las industrias se encuentra más vinculado al ciclo de la demanda externa que de la interna, aunque ambos son factores relevantes en la explicación del ciclo industrial sectorial. Los resultados obtenidos en el presente estudio apoyan la presencia de heterogeneidad sectorial dentro de la industria colombiana.

Palabras Clave. Efectos calendario, descomposición de series, ciclos económicos.

Clasificación JEL. C22, C50, E23.

1. INTRODUCCIÓN

La participación relativa de la industria manufacturera en el PIB ha disminuido al pasar de 16,5 % en los años ochenta a 13,5 % entre 2000 y 2012, siendo esto congruente con afirmaciones sobre un proceso de desindustrialización en Colombia desde la década de los setenta y ochentas (Echavarría y Villamizar [2006] y Ortiz et al. [2009]). Este fenómeno se ha observado en general en buena parte de economías desarrolladas y emergentes del mundo. Así, muchos países se han transformado en generadores de servicios, mientras que otros han aprovechado sus recursos naturales para tornarse intensivos en actividades agropecuarias o mineras. Pese a ello, Carranza y Moreno [2013] muestran como en los últimos años la cadena de producción industrial colombiana absorbe alrededor del 35 % de la actividad económica y afirman que no existe evidencia de que la industria haya perdido importancia en la economía durante la última década.

Date: 27 de mayo de 2015.

* Los autores son, en su orden, Asistente de Investigación, Econometrista Principal de la Unidad de Econometría y Profesional Experto 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 a Fernando Arias por compartir los códigos del algoritmo Bry-Boschan utilizado en este documento para los cálculos del ciclo industrial sectorial.

En efecto, la industria manufacturera continúa siendo una de las ramas de actividad con mayor participación en términos de las cuentas nacionales que miden el Producto Interno Bruto (PIB), sólo superado por los servicios de intermediación financiera y los servicios sociales, comunales y personales. Santa-Maria et al. [2013] muestran que el crecimiento de la industria ha presentado una fuerte correlación con el desempeño de la economía colombiana (alrededor de 72 %), y ha sido uno de los sectores generadores de gran cantidad de empleos asalariados formales, con grandes niveles de aprendizaje, y con capacidad de generar productos con un alto valor agregado para el país (Medina et al. [2012]). Cabe señalar que sobre esta rama de actividad se focalizan ciertas políticas gubernamentales, por lo que se torna importante para el hacedor de política el entender no sólo a nivel agregado su comportamiento sino también el desempeño a nivel sectorial.¹

Recientemente, llama la atención que las dinámicas sectoriales al interior de la manufactura son bastante heterogéneas. De esta manera, aunque el índice de producción industrial de la Muestra Mensual Manufacturera (MMM) reportó un crecimiento año corrido de 1,7 %, el desempeño arrojado por las actividades que lo componen mostró fuertes disparidades al interior. Se observó, que algunos sectores tuvieron fuertes disparidades en su crecimiento, por ejemplo, las industrias destinadas a la producción industrial de carrocerías (19,1 %), curtidos de cueros (17,7 %), ingenios (12,5 %), aparatos de uso doméstico (12,2 %) y vehículos automotores (7,7 %) crecieron de manera importante; mientras que otras relacionadas con la transformación de madera (-20,6 %), productos de caucho (-19,9 %) y refinación de petróleo (-13,3 %) cayeron significativamente.

Dada esta discrepancia sectorial, este estudio tiene como objetivo principal cuantificar ciertas medidas estadísticas sobre del comportamiento de los índices de producción industrial sectoriales en Colombia que permitan caracterizar su heterogeneidad para el período 1990 – 2014. Todo ello bajo un enfoque netamente empírico que utiliza diversas metodologías econométricas de series de tiempo. Se destacan dos grupos de medidas calculadas, unas que permiten caracterizar cada uno de los índices sectoriales en términos de su comportamiento y evolución a través del tiempo (cambios en media y varianza, cambios estructurales, persistencia y ciclos económicos), y otras relacionadas con un fenómeno denominado efectos calendario que se enfoca en la estacionalidad.

Para el primer grupo, los resultados muestran evidencia estadística que sugiere que el crecimiento anual sectorial aumento y la volatilidad se redujo en la última década para la mayoría de industrias, en promedio. Asimismo, se encuentra que en todos los sectores que componen la industria manufacturera hay al menos un cambio estructural durante el período 1990 – 2014. En especial, la evidencia estadística implica que 12 de los 27 tipos de industria estudiados presentaron un cambio estructural durante los noventas; el resto lo hizo después del año 2000, concentrándose entre 2005 y 2006. En términos de persistencia, las estimaciones sugieren que la mayoría de industrias presenta una persistencia media-baja (entre 0,3 y 0,5)². Por su parte, los ciclos de la producción industrial son asimétricos y reflejan que para el total de la industria las fases de auge perduran alrededor de 36,4 meses y las de contracción 17,4 meses, en promedio. El ciclo completo de pico a pico, puede alcanzar una duración de 85,7 meses. Adicionalmente, se encontró que los ciclos de producción industrial están vinculados

¹Por ejemplo, en 2013 el gobierno adoptó el Plan de Impulso a la Productividad y el Empleo (PIPE), el cual buscó promover mayor competitividad en sectores relevantes por su generación de empleo como la construcción, la agricultura y la industria. En particular, para la manufactura se eliminaron sobretasas en los costos de la energía y el gas para el sector. El lector puede consultar algunos de los montos y resultados de las políticas implementadas en el PIPE en DNP [2013].

²La persistencia se mide entre 0 y 1: cuando es 1 los choques son permanentes. Las estimaciones obtenidas para todos los sectores de la industria oscilan entre 0,08 y 0,7.

tanto a la demanda interna como a la externa, coincidiendo en mayor magnitud con esta última.

Para el segundo grupo, un hecho estilizado de gran relevancia para la industria son los efectos calendario, los cuales son patrones asociados a fenómenos estacionales no regulares que pueden distorsionar el análisis de coyuntura debido a que impiden determinar con precisión la tendencia de la serie. Melo y Parra [2014] muestran que los efectos calendario sobre la industria son significativos, siendo el más relevante la Semana Santa, seguido por los días feriados. Ambos afectan negativamente la producción, y en el caso de la Semana Santa puede restar a la expansión industrial entre 4,6 % y 5,13 %, en promedio. En este documento se examinan dichos efectos calendario a nivel sectorial, siendo este otro de los aportes a la literatura colombiana.

En general, en cada una de las estimaciones realizadas se evidencia que las sub-ramas que componen la industria pueden ser caracterizadas por diversos patrones que apoyan el estudio de la heterogeneidad en el desempeño económico sectorial.

Este escrito se divide en tres secciones adicionales, la primera describe las metodologías propuestas para abordar el problema de la desestacionalización teniendo en cuenta los efectos calendario y las herramientas estadísticas propuestas para caracterizar algunos de los patrones a lo largo del tiempo de los índices sectoriales de producción industrial, la segunda muestra los principales resultados obtenidos para los diversos sectores que componen la industria colombiana en el período comprendido entre enero de 1990 y septiembre de 2014. Para finalizar, se presentan las principales conclusiones.

2. ASPECTOS METODOLÓGICOS

En esta sección se describen las metodologías que se utilizaron realizar la caracterización estadística de los índices de producción industrial desagregados sectorialmente.

2.1. Cambio estructural. Con el transcurso del tiempo las economías van cambiando su comportamiento debido a factores como la incorporación de nuevas estructuras de producción, cambios tecnológicos, especialización en diversas actividades productivas, aperturas comerciales, adopción de esquemas de política económica (ej: flexibilidad cambiaria, inflación objetivo, etc), entre otros. Todo ello contribuye en alguna medida a que el patrón generador de datos de algunas series macroeconómicas también se vea alterado con el paso de los años.

A continuación se explican brevemente dos pruebas estadísticas que se utilizan para detectar posibles cambios estructurales. Ambas parten de un modelo de regresión lineal, $y_t = x_t' \beta + u_t$ para $t = 1, 2, \dots, T$, donde β son coeficientes asociados a las variables regresoras que se encuentran en el vector (x_t') . La hipótesis nula de las pruebas que se muestran a continuación supone que los coeficientes (β) se mantienen constantes en cada momento del tiempo (t), de tal forma que se garantiza la estabilidad estructural del modelo para la serie de interés (y_t); mientras que la hipótesis alternativa sugiere que los coeficientes cambian en el tiempo.

2.1.1. Prueba CUSUM. Para esta prueba se deben calcular los residuales recursivos del modelo, los cuales son hallados a partir del producto de la estimación de coeficientes y las variables explicativas que se van ajustando en ventanas móviles desde un periodo de tiempo determinado (k) hasta el final

de la muestra $(T)^3$. Así, los residuales recursivos se definen como:

$$\hat{u}_{\{1,i\}} = y_i - \hat{y}_i \quad \text{con} \quad \hat{y}_i = x'_{\{1,i\}} \hat{\beta}^{(1,i)} \quad \text{para} \quad i = (k, k+1, \dots, T) \quad (1)$$

donde y_i es la serie observada para el momento i y \hat{y}_i son los pronósticos que se estiman a partir del producto de los coeficientes recursivos $(\beta^{(1,k)}, \beta^{(1,k+1)}, \dots, \beta^{(1,T)})$ y las variables explicativas en las ventanas móviles de tiempo desde k hasta T $(x'_{\{1,k\}}, x'_{\{1,k+1\}}, \dots, x'_{\{1,T\}})$. Donde: $x'_{\{1,k\}}$ es un vector de variables explicativas con información desde la observación 1 hasta el periodo k y $\beta^{(1,k)}$ es el vector de coeficientes estimado para dicha muestra (entre 1 y k). Por lo tanto, los residuales estandarizados denotados por $\hat{\epsilon}_i$:

$$\hat{\epsilon}_{\{1,i\}} = \frac{\hat{u}_{\{1,i\}}}{\sqrt{1 + x'_{\{1,i\}}(x'_{\{1,i-1\}}x_{\{1,i-1\}})^{-1}x_{\{1,i\}}}} \quad (2)$$

Y la prueba CUSUM se define como la suma acumulada de estos residuales recursivos estandarizados así:

$$CUSUM_t = \sum_j^t \frac{\hat{\epsilon}_{\{1,j\}}}{\epsilon}; \quad j = k, k+1, \dots; \quad t = T \quad (3)$$

Donde $\epsilon = \sqrt{\frac{\sum_{i=k}^T (\hat{\epsilon}_{\{1,i\}} - \bar{\epsilon})^2}{T-k}}$ y $\bar{\epsilon} = \frac{1}{T-k} \sum_{i=k}^T \hat{\epsilon}_{\{1,i\}}$. Ver Ploberger et al. [1989], Ploberger y Krämer [1992] y Zeileis [2005] para ampliar detalles sobre dicha prueba.

2.1.2. *Prueba Sup-F.* Otra aproximación para la implementación de pruebas de cambio estructural puede ser hallada a través del cálculo del supremo de un conjunto de estadísticos F. Esta alternativa es modelada con base al modelo de regresión lineal mencionado anteriormente y en la que se busca un cambio estructural en la ventana móvil de tiempo establecida entre k y el final de la muestra (T) . Esto es:

$$\beta_i = \begin{cases} \beta_A & \text{si } (1 \leq i \leq i_0) \\ \beta_B & \text{si } (i_0 \leq i \leq T) \end{cases}$$

donde i_0 es algún punto en el cual existe un cambio estructural en el intervalo $(k, T-k)$. En caso de no existir un cambio estructural, entonces los coeficientes estimados β_A y β_B deberían ser iguales. Chow [1960] propuso ajustar dos regresiones independientes para las dos sub-muestras definidas mediante i_0 y evaluarlo a través del siguiente estadístico:

$$F_{i_0} = \frac{u'u - e'e}{e'e/(T-2k)} \quad (4)$$

Donde $e = (u_A, u_B)'$ son los residuos del modelo completo a partir de la estimación separada de los coeficientes en cada sub-muestra. Por su parte, u son los residuos del modelo sin cambio estructural, es decir que los parámetros son ajustados sólo una vez para todas las observaciones⁴. No obstante, si el cambio en la media es desconocida esta prueba no sería apropiada.

Para solucionar este inconveniente (Andrews [1993] y Andrews y Ploberger [1994]) extendieron el test de Chow al calcular las estadísticas F para todos los puntos potenciales de cambios estructurales en un intervalo muestral definido $([\underline{i}, \bar{i}])$. Así, se propone estimar las estadísticas F_{i_0} para cada sub-muestra i para el conjunto de posibles sub-muestras en el intervalo $k < \underline{i} \leq i \leq \bar{i} < T-k$. Finalmente,

³A partir de esto se pueden calcular los pronósticos móviles recursivos de la serie de interés $(\hat{y}_{\{1,k\}}, \hat{y}_{\{1,k+1\}}, \dots, \hat{y}_{\{1,T\}})$.

⁴La implementación de estas pruebas se hizo en el programa R utilizando el paquete strucchange.

se toma el supremo de las estadísticas F_{i_0} .

$$\sup F = \sup_{i \leq i \leq i} F_{i_0} \quad (5)$$

2.2. Nociones de persistencia. Dentro del primer grupo de estadísticos que se utilizan en este documento para modelar la heterogeneidad también se encuentra la noción de persistencia, la cual es importante ya que permite caracterizar sectorialmente como los choques afectan el dinamismo de la industria. Por ejemplo, ante un choque adverso, los sectores donde los choques son persistentes se ven afectados en un grado mayor y su duración perdura más en el tiempo, mientras que por el contrario, cuando la persistencia es baja los choques se diluyen rápidamente. Esto podría ser útil para los hacedores de política ya que en situaciones adversas las medidas sectoriales podrían ser diferenciadas de acuerdo a los sectores en los cuales los choques perduren más en el tiempo.

Siguiendo a Campbell y Mankiw [1987b] la noción de persistencia de una serie temporal se refiere al impacto de largo plazo que perdura en esta serie debido a un choque externo. A continuación se describen brevemente las aproximaciones utilizadas en el presente documento.

2.2.1. *Aproximación ARMA.* Suponga que la serie de tiempo y_t sigue el siguiente proceso:

$$\phi(L)\Delta y_t = \theta(L)\epsilon_t \quad \epsilon_t \sim iid(0, \sigma_\epsilon^2) \quad (6)$$

donde L es el operador de rezago, $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$ con todas sus raíces fuera del círculo unitario, y $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q$, p y q finitos.

A partir de la Ecuación (6), puede derivarse una representación MA del nivel de y_t ⁵. Así,

$$\begin{aligned} y_t &= \phi(L)^{-1} \theta(L) \epsilon_t \\ &= \psi(L) \epsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

donde $\psi(L)$ es el polinomio que contiene los coeficientes de la representación MA pura.

Campbell y Mankiw [1987a] muestran que $\sum_{i=1}^{\infty} \psi_i = A(1)$ puede ser considerada una medida natural de persistencia, donde una serie cuyas innovaciones tienden a disiparse en el tiempo arrojaría valores entre cero y uno. Es posible también obtener valores superiores a uno indicando la magnificación de los choques en un futuro lejano. Luego, la persistencia se podrá expresarse como $A(1) = \phi(1)^{-1} \theta(1)$.

2.2.2. *Aproximación No Paramétrica.* Cochrane [1988] hace uso de las autocovarianzas del proceso diferenciado, eliminando así, los problemas generados cuando el orden del proceso ARMA es pequeño⁶. Este autor propone una medida de persistencia a partir de una *razón de varianzas* o función de autocorrelaciones:

$$V^k = \frac{1}{k+1} \frac{Var(y_t - y_{t-k-1})}{Var(y_t - y_{t-1})} \equiv 1 + 2 \sum_{j=1}^k \left[1 - \frac{j}{k+1} \right] \rho_j, \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (8)$$

⁵En caso de que el proceso presente intercepto, es recomendable extraer primero su tendencia determinística.

⁶Un proceso ARMA de orden pequeño puede sobre-estimar el grado de persistencia.

donde ρ_j son los coeficientes de autocorrelación de Δy_t . Luego, para que esta medida sea comparable con la de Mankiw y Campbell, se utiliza la siguiente expresión:

$$\hat{A}(1) = \sqrt{\frac{\left(\frac{T}{T-k}\right) \hat{V}^k}{1 - \hat{\rho}_1^2}} \quad (9)$$

2.3. Modelación del ciclo económico. Por último, dentro del primer grupo de estadísticos propuestos en este documento se encuentra el estudio del ciclo económico. Esto es importante porque permite caracterizar las asimetrías existentes entre las fases de auge y de recesión a nivel sectorial, así como sus duraciones en términos del número de meses en que cada una de ellas se presenta. Todo ello es relevante para el analista económico ya que permite entender la heterogeneidad en el tamaño de los ciclos económicos industriales a nivel sectorial. Adicionalmente, se propone un ejercicio de concordancia entre los ciclos industriales sectoriales y los ciclos de la demanda (interna como externa), con el fin de cuantificar en que medida ambos se encuentran vinculados, los resultados se muestran en la siguiente sección.

2.3.1. Algoritmo Bry-Boschan. En este documento se trabaja el algoritmo presentado en Bry y Boschan [1971] para determinar puntos de quiebre de una serie de tiempo económica, en este caso los índices de producción industrial por sector. A través de la localización de máximos y mínimos locales, y junto con las siguientes dos reglas: i) una fase no puede durar menos de 6 meses y ii) un ciclo no puede durar menos de 15 meses, se pretende caracterizar las fases del ciclo económico de las diversos índices de producción industrial, en fases de auge y recesión. La metodología puede resumirse en los siguientes pasos (tomado de Arias et al. [2014]):

1. A partir de la serie desestacionalizada, con varianza estable (transformaciones como logaritmo, entre otras) y controlando por valores extremos, se aplica un promedio móvil de orden 12. Luego, se escogen los puntos más altos (bajos) en una vecindad de +/- 5 meses al dato analizado y se impone la restricción que a cada máximo (pico) local le siga un mínimo local (valle) y viceversa. Si existen varios picos (valles) se selecciona el más grande (pequeño) de todos.
2. Utilizando el método de suavizamiento de Spencer para suavizar, se aplican directamente las dos reglas que son el núcleo de la metodología: Se seleccionan los máximos (mínimos) en una vecindad de +/- 5 meses y se restringe a que la duración mínima de un ciclo sea de 15 meses.
3. Se determinan los puntos de quiebre correspondientes a promedios móviles de corto plazo, determinados por los meses de dominancia cíclica.
4. Luego, se calculan los puntos de quiebre en la serie original. Para ello se tiene en cuenta: i) eliminar los ciclos menores a 15 meses, ii) eliminar las fases menores a 5 meses, iii) eliminar los picos y valles muy cercanos al comienzo o final de la serie y iv) identificar los puntos más altos (bajos) en una ventana de +/- 4 meses o lo que diga el criterio de dominancia cíclica.

2.3.2. Índice de concordancia. Con los resultados del algoritmo anterior, se construye un índice de concordancia bajo la metodología propuesta por Harding y Pagan [2002] entre los ciclos de producción industrial por sector y los ciclos de la demanda (externa e interna), los cuales se muestran en la sección de resultados. Con este índice se pretende medir la fracción de tiempo en la que dos series se encuentran en la misma fase (auge ó recesión) y cuantificar la concordancia entre las dos series a través de sus ciclos. Teniendo en cuenta los puntos de quiebre identificados como picos y valles, se calcula una variable binaria $S_{y,t}$ que toma el valor de 1 cuando el ciclo se encuentra en fase expansiva

y 0 en fase recesiva. Luego, se define el índice de concordancia (IC) entre las series j y r como⁷:

$$IC_{j,r} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [S_{j,t}S_{r,t} + (1 - S_{j,t})(1 - S_{r,t})]$$

El índice permite concluir si las variables de estudio pueden ser consideradas como pro-cíclicas, si el índice es igual a uno, o contra-cíclicas si es igual a cero. Similar a Arias et al. [2014], se calcula un índice de concordancia bajo el supuesto de independencia de los ciclos de las variables de estudio. Como lo plantea Haavio [2012], si la fase del ciclo de producción industrial del sector i es independiente de la fase del ciclo de la demanda (ya sea interna o externa), el índice de concordancia se mide como la probabilidad incondicional de que la actividad industrial de un sector esté en recesión por la probabilidad incondicional de que el ciclo de la demanda lo esté, más el producto de los complementos de estas probabilidades incondicionales. La formulación está dada por:

$$IC_{j,r} = \left(\frac{\sum_{t=1}^T S_{j,t}}{T} \right) \left(\frac{\sum_{t=1}^T S_{r,t}}{T} \right) + \left(1 - \frac{\sum_{t=1}^T S_{j,t}}{T} \right) \left(1 - \frac{\sum_{t=1}^T S_{r,t}}{T} \right)$$

Por último, se calcula un índice de concordancia a partir de rezagos y adelantos de la serie del ciclo de producción industrial del sector i , lo cual se busca calcular el índice de concordancia condicionado a una expansión o contracción del ciclo de demanda (ya sea externa o interna). Esta medida corresponde a la probabilidad condicional de que el ciclo de producción industrial del sector i se encuentre en una fase expansiva (recesiva) dada una expansión (contracción) de la demanda (externa o interna).

2.4. Efectos calendario. En el segundo grupo de estadísticas propuestas en este documento se encuentran las mediciones de los efectos calendario, los cuales están asociados a la estacionalidad de las series. Esto se torna relevante para el análisis de coyuntura debido a que dichos patrones estacionales son diferentes a nivel sectorial y podrían no permitir una correcta lectura de las tendencias como se mencionó en la introducción.

2.4.1. Metodología (TBATS). De Liviera et al. [2011] introduce una representación trigonométrica de los componentes estacionales basados en series de Fourier. Permitiendo de este modo, mejorar las estimaciones de la metodología BATS desarrollada por Taylor en 2010, la cual es una generalización de los Modelos Estado-Espacio (MEE) estacionales por innovaciones.

Inicialmente, para remover posibles no linealidades y estabilizar la varianza la serie de tiempo y_t se hace uso de la transformación Box-Cox (Ver Box y Cox [1964] y Cajiao et al. [2014]). Luego esta serie puede ser expresada como:

$$y_t^{(\omega)} = \begin{cases} \frac{y_t^\omega - 1}{\omega} & \text{si } \omega \neq 0 \\ \log(y_t) & \text{si } \omega = 0 \end{cases} \quad (10)$$

$$y_t^{(\omega)} = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \sum_{i=1}^T s_{t-m_i}^{(i)} + d_t \quad (11)$$

⁷ j indica cada uno de los 27 sectores de producción industrial y r indica ya sea la demanda externa o la demanda interna.

$$l_t = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \alpha d_t \quad (12a)$$

$$b_t = (1 - \phi)b + \phi b_{t-1} + \beta d_t \quad (12b)$$

$$s_t^{(i)} = \sum_{j=1}^{k_i} s_{j,t}^{(i)} = s_{t-m_i}^{(i)} + \gamma_i d_t \quad (12c)$$

$$d_t = \sum_{i=1}^p \varphi d_{t-1} + \sum_{i=1}^q \theta_i \epsilon_i + \epsilon_t \quad (12d)$$

donde $y_t^{(\omega)}$ es la serie transformada con Box-Cox, y_t es la observación en el momento t , l_t es el nivel de corto plazo en el periodo t , b es la tendencia a largo plazo, b_t es la tendencia a corto plazo en el período t , $s_t^{(i)}$ representa la i -ésima componente estacional en el momento t , los periodos estacionales están, dados por m_1, m_2, \dots, m_T , d_t puede ser un modelo $ARMA(p, q)$, con ϵ_t como un proceso gaussiano ruido blanco con media cero y varianza constante σ^2 . Los parámetros de suavizamiento están dados por α, β, ϕ y γ_i para $i = 1, \dots, T$. A esta clase de modelos se les conoce como *BATS* y es la generalización de los modelos de innovación estacionales de múltiples periodos que pueden ser no enteros y con efectos calendario compuestos⁸. Ahora, el componente estacional $s_t^{(i)}$ puede ser expresado como:

$$s_t^{(i)} = \sum_{j=1}^{k_i} s_{j,t}^{(i)} \quad (13a)$$

$$s_{j,t}^{(i)} = s_{j,t-1}^{(i)} \cos \lambda_j^{(i)} + s_{j,t-1}^{*(i)} \sin \lambda_j^{(i)} + \gamma_1^{(i)} d_t \quad (13b)$$

$$s_{j,t}^{*(i)} = -s_{j,t-1}^{(i)} \sin \lambda_j^{(i)} + s_{j,t-1}^{*(i)} \cos \lambda_j^{(i)} + \gamma_2^{(i)} d_t \quad (13c)$$

donde, $s_{j,t}^{(i)}, s_{j,t}^{*(i)}$ describen el nivel y el crecimiento estocástico del i -ésimo componente estacional, respectivamente; $\gamma_1^{(i)}$ y $\gamma_2^{(i)}$ son parámetros de suavizado, $\lambda_j^{(i)} = 2\pi j/m_i$; y k es el número de armónicos requeridos por el i -ésimo componente estacional, con $k_i = m_i/2$ o $k_i = (m_i - 1)/2$ para valores pares o impares respectivamente⁹. Al incorporarse el componente estacional (13a) en (12a) y (22) se obtiene una representación conocida como *Trigonometric exponential smoothing state space with Box-Cox transformation, ARMA errors, Trend and Seasonal components (TBATS)*¹⁰.

Por otra parte, Hyndman et al. [2008, chap. 3] probó que la estimación de estos parámetros y coeficientes por máxima verosimilitud gaussiana no es apropiado, dado que también se deben estimar conjuntamente los parámetros de transformación ω y los coeficientes del modelo *ARMA*. Por lo tanto, la estimación de los parámetros se debe realizar utilizando una función de *Verosimilitud Condicional*. La verosimilitud condicional de los datos observados $\mathcal{Y} = (y_1, \dots, y_n)$ derivada bajo la afirmación de que $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, implica que la p.d.f. de la serie original sea:

$$p(y_t | x_0, \vartheta, \sigma^2) = p(y_t^{(\omega)} | x_0, \vartheta, \sigma^2) \prod_{t=1}^n y_t^{\omega-1} = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{\frac{n}{2}}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^n \epsilon_t^2\right) \prod_{t=1}^n y_t^{\omega-1} \quad (14)$$

⁸Los efectos calendarios compuestas brindan la opción de incorporar diferentes tipos de calendario (e.g. georgiano, chino, hebreo, etc.).

⁹Un modelo *TBATS* requiere la estimación de $2(k_1 + k_2 + \dots + k_T)$ valores estacionales iniciales, un número mucho más pequeño que el número de parámetros estacionales en *BATS*. La mayoría de componentes estacionales requerirá de pocos armónicos, lo cual reduce el número de parámetros a ser estimados. La selección del número de armónicos para cada frecuencia estacional se encuentra explicada en De~Liviera et al. [2011].

¹⁰Su representación estado-espacio puede verse en De~Liviera et al. [2011] y Melo y Parra [2014].

donde x_0 es un vector de variables semilla y ϑ es un vector que contiene los coeficientes Box-Cox, de suavizamiento y los del modelo *ARMA*. Ahora se puede demostrar que la log-verosimilitud estará dada por:

$$\mathcal{L}(x_0, \vartheta, \sigma^2) = -\frac{n}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^n \epsilon_t^2 + (\omega - 1) \sum_{t=1}^n \log(y_t) \quad (15)$$

donde un estimador de σ^2 puede definirse como:

$$\hat{\sigma}^2 = n^{-1} \sum_{t=1}^n \epsilon_t^2 \quad (16)$$

Sustituyendo (16) en (15), se tiene que¹¹

$$\mathcal{L}^*(x_0, \vartheta) = n \log \left(\sum_{t=1}^n \epsilon_t^2 \right) - 2(\omega - 1) \sum_{t=1}^n \log(y_t) \quad (17)$$

Dado que la relación entre cada error y x_0 es lineal, se puede estimar el vector semilla x_0 a través del método de mínimos cuadrados ordinarios. Luego, De~Liviera et al. [2011] muestra que es posible reducir la dimensión de la función de verosimilitud como problema de optimización numérica. Se debe entonces minimizar la siguiente ecuación respecto a ϑ .

$$\mathcal{L}^*(\vartheta) = n \log(SSE^*) - 2(\omega - 1) \sum_{t=1}^n \log y_t \quad (18)$$

donde SSE^* es el valor de la suma de errores al cuadrado que optimiza el valor de los parámetros dados.¹²

Después de la estimación y posterior descomposición, se extraen los residuales de pronóstico de la metodología $\hat{\epsilon}_t = \hat{y}_t - y_t$. Luego, el efecto calendario en t estará dado por λZ_t , donde $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_j)$ son los coeficientes asociados al efecto calendario $Z_t' = (z_{1,t}, \dots, z_{j,t})$; $z_{d,t} = TD_{d,t} - \overline{TD}_d$ con $TD_{d,t}$ que denota el valor de la variable d en el periodo t para $d = (1, \dots, j)$, \overline{TD}_d es su promedio en el periodo de estimación y j es el número de variables utilizadas para capturar el efecto calendario.

Posteriormente, 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:

$$y_t^* = \hat{y}_t - \sum_{i=1}^T \hat{s}_{t-1}^{(i)} - \hat{\lambda} Z_t$$

2.4.2. *Metodología (TRAMO-SEATS)*. La metodología de TRAMO-SEATS¹³ propuesta por Gómez y Maravall [1994, 1996] modela una serie de tiempo observada $\{y_t\}_{t=1}^T = \{y_1, y_2, \dots, y_T\}$ mediante la siguiente ecuación:

$$y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i D_i(L) d_{t,i} + \sum_{j=1}^m \beta_j cal_{t,j} + x_t \quad (19)$$

¹¹Partiendo de que la verosimilitud es concentrada, se multiplica por -2 y se omiten términos constantes.

¹²La selección del modelo se hace a través del criterio de información de Akaike (*AIC*).

¹³TRAMO 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, y_t es explicada por los datos atípicos (*outliers*) ($\sum_{i=1}^n \alpha_i D_i(L) d_{t,i}$), por los denominados efectos calendario ($\sum_{j=1}^m \beta_j cal_{t,j}$) y por un ARIMA (x_t) que se ajusta para estimar los componentes tendenciales, estacionales e irregulares. L es el operador rezago, $D_i(L)$ es un polinomio que refleja el tipo de *outlier*¹⁴, $d_{t,i}$ 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. β_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 diferentes a domingo en un determinado mes y otra asociada a la ocurrencia de la Semana Santa.

El procedimiento 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 e identificar los ordenes del modelo ARIMA para x_t . El proceso ARIMA es especificado con sigue:

$$\phi(L)\delta(L)x_t = \theta(L)\varepsilon_{xt} \quad (20)$$

donde $\phi(L)$, $\delta(L)$ y $\theta(L)$ son polinomios finitos en L y ε_{xt} es una perturbación estocástica que se supone proviene de una distribución normal independiente e idénticamente distribuida con media cero y varianza constante (σ_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:

$$\phi(L) = (1 + \phi_1 L + \dots + \phi_p L^p)(1 + \Phi_1 L^s + \dots + \Phi_P L^{s \times P}) \quad (21a)$$

$$\delta(L) = (1 - L)^d (1 - L^s)^D \quad (21b)$$

$$\theta(L) = (1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q)(1 + \Theta_1 L^s + \dots + \Theta_Q L^{s \times Q}) \quad (21c)$$

donde s indica el número de observaciones por año y 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 ordenes de los autorregresivos regulares y estacionales, d y D es el número de diferencias regulares y estacionales y q y Q son los ordenes 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 *ouliers*, es decir busca determinar el orden del polinomio $\delta(L)$ de la ecuación (21b) sobre x_t . El proceso identifica tanto las raíces regulares como las estacionales mediante un algoritmo que prueba un número máximo de dos diferencias regulares y una estacional en la ecuación (21b). Es decir, $d \leq 2$ y $D \leq 1$. Una vez se cuenta con una serie estacionaria ($\delta(L)x_t$) se determinan los ordenes de los polinomios restantes ($\phi(L)$ y $\theta(L)$). 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)

¹⁴Para un *outlier* aditivo (AO) se tiene que $D_i(L) = 1$, para uno transitorio (TC) se tiene que $D_i(L) = \frac{1}{1 - 0,7L}$ y para uno de cambio de nivel (LS) se tiene que $D_i(L) = \frac{1}{1 - L}$.

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 $\phi(L)$, $\delta(L)$ y $\theta(L)$ que se asocian a w_t y v_t .

3. HECHOS ESTILIZADOS Y PRINCIPALES RESULTADOS

A continuación se muestran los resultados de las metodologías estadísticas comentadas en la sección anterior. Se hace el análisis del comportamiento de los diferentes sub-sectores industriales durante el periodo comprendido entre enero de 1990 y septiembre de 2014. Para ello se trabaja con los índices de producción industrial por actividad económica de la muestra mensual manufacturera (MMM) producida por el DANE.

3.1. Comportamiento reciente. En los últimos tres años la industria en Colombia ha mostrado un estancamiento que contrasta con el desempeño relativamente favorable que ha presentado la economía colombiana en conjunto. En términos de las cuentas nacionales producidas por el DANE, el sector manufacturero creció 0,5 % en promedio entre 2012 – 2014. Por el contrario, para los mismos periodos el PIB y la demanda interna reportaron expansiones de 4,5 % y 5,6 % en promedio, respectivamente.

Al analizar el comportamiento reciente de la industria manufacturera se puede apreciar que el deterioro industrial desde 2012 obedece a la conjunción de varios factores, con duración e impacto diferenciado: i) la presencia de ciertos choques de oferta, que se han presentado en distintos meses en diversas industrias; ii) una menor demanda externa y una demanda interna menos dinámica, y iii) competencia de las importaciones. Cabe señalar que el pobre desempeño de la industria no solo atañe a Colombia sino que es un fenómeno a escala mundial.

En el primer caso, en el tercer trimestre se encuentran ejemplos en sectores como el de químicos, donde se reportaron dificultades de disponibilidad de materias primas, y en el de refinerías de petróleo, el cual se vio afectado el cierre por mantenimientos programados y modernización de la refinería de Cartagena. Asimismo, durante 2013 el grupo de aceites y grasas, ingenios y minerales no metálicos también reportaron problemas de oferta asociados con el transporte, reubicación de cultivos, entre otros.

En relación al segundo aspecto, aunque las exportaciones mundiales crecieron en promedio entre 2012 y 2014 alrededor de 2,7 %¹⁵, las relacionadas con productos manufacturados presentaron un crecimiento nulo, de hecho en 2013 se contrajeron 1,5 %. A este respecto, Santa-Maria et al. [2013] indica que la industria colombiana y la de otras economías emergentes se vio afectada por los efectos de la desaceleración de la economía mundial y de una marcada apreciación de las monedas frente al dólar estadounidense. No debe olvidarse que también el sector sufrió un choque en las ventas al exterior por el cierre comercial con Venezuela a partir 2008. Por su parte, aunque la demanda interna se ha mantenido en crecimiento a tasas relativamente altas, su ritmo de expansión disminuyó al

¹⁵De acuerdo con cifras del Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis (CPB).

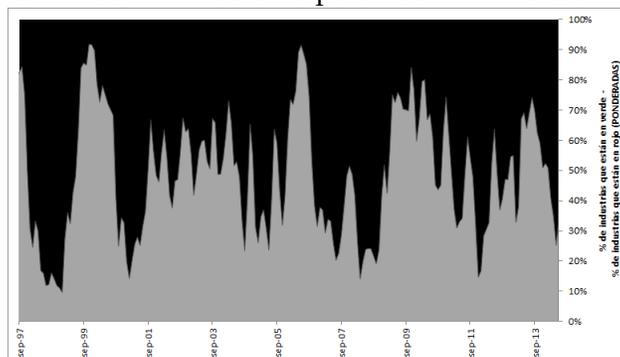
compararla con 2011 ya que pasó de crecer 7,0 % a 5,6 % en promedio durante 2012 – 2014.

Por último, a pesar de un crecimiento positivo de las exportaciones industriales colombianas (16,5 % en volúmenes), las empresas reportaban una competencia más agresiva por parte de los productos importados tanto en los mercados mundiales como en el mercado interno. De acuerdo con la Asociación Nacional de Empresarios (ANDI), más del 80 % de las empresas encuestadas manifestaron haber sido fuertemente afectadas por la competencia de importaciones. Adicionalmente, también en la encuesta de la ANDI se encuentran que otros obstáculos que perciben los industriales para el funcionamiento de su actividad están relacionados con el tipo de cambio y el acceso a insumos.

Para examinar el desempeño reciente se realizó un ejercicio con el cual se estima la dinámica de las diversas actividades mediante la descomposición de las series de tiempo con la metodología de TRAMO-SEATS mencionada anteriormente. A partir de este procedimiento, se estima el componente tendencial de cada rama de la industria (se agregaron los 43 sub-sectores en las 27 ramas de mayor importancia (Cuadro 3 del Apéndice A) y luego se plantean los siguientes criterios: i) se asigna color negro a aquel sector industrial donde la tendencia de la producción cae mensualmente por dos meses consecutivos; ii) gris, cuando la tendencia aumenta mensualmente por dos meses consecutivos, y iii) blanco, en otro caso (Gráfico 4 del Apéndice C). Como resultado se observa que las industrias relacionadas con las actividades de edición llevan más de cuatro años en recesión, mientras que otras como otros químicos, plásticos y refinación de petróleo vienen contrayéndose desde hace un año.

En el anterior ejercicio, el lector puede ver el comportamiento sectorial individualmente pero no se puede concluir cómo estos resultados determinan el desempeño agregado. Para ello se construye un índice de difusión ponderado a partir del ejercicio previo. En este se suman las áreas grises con las negras del Gráfico 4 del Apéndice C, teniendo en cuenta la ponderación asignada a cada industria, es decir es una suma ponderada que sugiere una aproximación al porcentaje de la industria que crece o decrece dentro del total. Como resultado en el Gráfico 1 se aprecia que entre el 40 % y el 50 % de la industria se estaría contrayendo si tenemos en cuenta únicamente su componente tendencial. Asimismo, aunque en los últimos tres años la industria presentó un pobre desempeño, el porcentaje de industrias que se contrae en el margen (negro) es inferior al compararlo con otros períodos de contracción, tales como a finales de los años noventa o la crisis financiera internacional de 2008.

GRÁFICO 1. Difusión a partir de TRAMO-SEATS



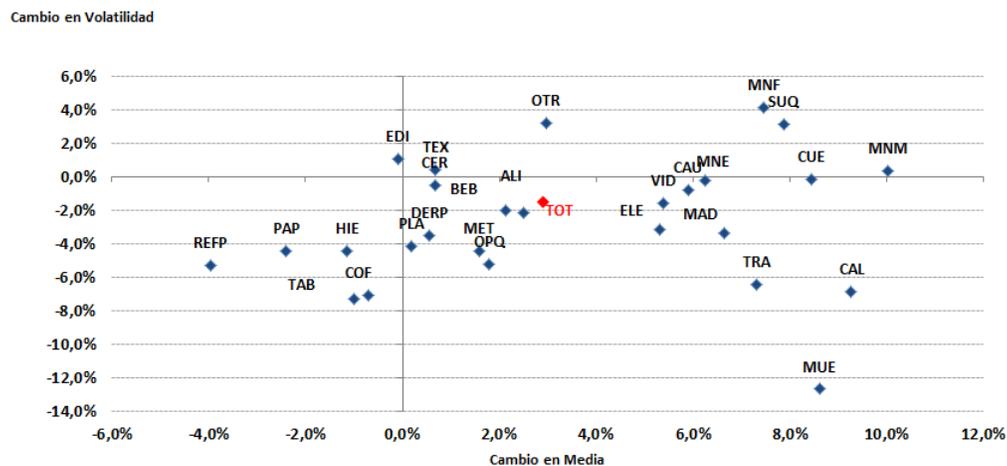
3.2. Cambio estructural, Persistencia y Cambios en media y varianza. En el Cuadro 6 del Apéndice D se aprecian los resultados de las pruebas de cambio estructural presentadas en la sección 2.1 Se

puede observar que para todos los sectores, las pruebas muestran evidencia estadística de la existencia de un cambio estructural. Para 12 de los 27 sectores propuestos en el presente estudio se aprecia un cambio estructural en la década de los noventa, en donde 1998 se destaca como el año en el cual hay presencia de más cambios estructurales. Tal es el caso de las industrias relacionadas con la producción de calzado, de edición, otros productos químicos, derivados del petróleo, vidrio y productos metálicos. Cabe señalar que durante hacia finales de los noventa la economía colombiana presenciaba una de sus mayores crisis económicas. No obstante, en los restantes 15, se observa un cambio estructural en la siguiente década. Se debe resaltar que 7 de ellos agrupan un cambio estructural entre 2005 y 2006; por ejemplo, las industrias textiles, las de refinación de petróleo, papel, plásticos, minerales no metálicos y maquinaria (eléctrica y no eléctrica).

Teniendo en cuenta que existen esos cambios estructurales, se realizó un ejercicio sencillo en el cual se tomaron dos sub-muestras, 1990 – 1999 y 2003 – 2014, y se calcularon las medias y las volatilidades (desviación estándar) de los crecimientos anuales para cada uno de los 27 sectores (Cuadro 7 del Apéndice D). Se destaca que en la mayoría de ellos (en 21 de 27 sectores), el patrón que ha regido el comportamiento sectorial es un aumento en sus tasas de expansión anual y una disminución de su volatilidad, en promedio.

A nivel sectorial se destacan los siguientes resultados: en las industrias de muebles, calzado y transporte se aprecian los mayores cambios en media y varianza, siendo los sectores que se expanden, en promedio, más ahora que en la década de los noventa y cuya volatilidad ha disminuido significativamente; lo que es una característica deseable para el desarrollo industrial ya que el mayor crecimiento está acompañado de mayor estabilidad¹⁶. Por su parte, sectores como confecciones, hierro y tabaco aunque presentaron disminuciones en su volatilidad, también crecen en menores proporciones respecto a la década pasada. Por último, en sectores como los metales no ferrosos y las sustancias químicas que se expanden con mayor dinamismo ahora, también se observa una mayor variabilidad en su comportamiento (Ver Gráfico 2).

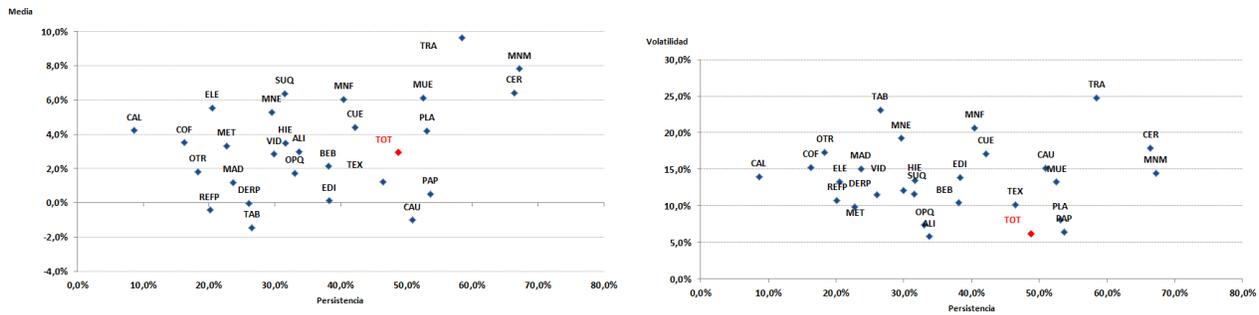
GRÁFICO 2. Cambios de volatilidad



¹⁶Una economía menos volátil permite a los agentes tomar decisiones de gasto e inversión con menor incertidumbre, por lo que genera mayor estabilidad y suaviza los ciclos económicos.

Adicionalmente, se encuentra que los sectores con mayor persistencia son las industrias de minerales no metálicos, cerámica y transporte. Por el contrario, los de menor persistencia, en los cuales un choque perdura menos son las industrias de calzado, confecciones, maquinaria eléctrica y el grupo de otras industrias (Cuadro 8 del Apéndice D). Adicionalmente, los resultados obtenidos sugieren que la mayoría de sectores presentan una persistencia media-baja (entre 0,2 y 0,5). Además, como lo muestra el Gráfico 3 los sectores de mayor persistencia se caracterizan por presentar expansiones altas acompañadas de una variabilidad elevada. Por último, estos gráficos también ilustran acerca de la heterogeneidad existente a nivel de sub-ramas de la industria respecto al nivel agregado (*TOT*). En especial, la mayoría de sectores que componen la industria presentan una menor persistencia que la estimada para el total sectorial, aunque también una mayor volatilidad que el nivel agregado.

GRÁFICO 3. Dispersión Media (Izquierda) y Dispersión Volatilidad (Derecha)



y de la demanda externa se encuentran en la misma fase, mientras que el 63,1 % del tiempo los ciclos de la industria y de la demanda interna estarían en igual fase. No obstante, si se calcula la concordancia condicionada, las dos medidas anteriores se aumentan a 77,2 % y 72,6 %, respectivamente. De esta manera, un resultado relevante sugiere que el ciclo económico de la industria estaría vinculada en mayor magnitud a la demanda externa.

CUADRO 1. Índice de concordancia del ciclo de la demanda (externa e interna) respecto al ciclo de la producción industrial sectorial

Sectores	Respecto a la demanda externa*				Respecto a la demanda interna**			
	No condicionado	Condicionado			No condicionado	Condicionado		
	Total	Total	Expansión	Contracción	Total	Total	Expansión	Contracción
Total	65,4 %	77,2 %	98,9 %	28,8 %	63,1 %	72,6 %	91,1 %	31,3 %
Alimentos	59,5 %	62,2 %	92,5 %	13,1 %	58,0 %	74,5 %	97,5 %	37,4 %
Bebidas	54,2 %	54,1 %	90,2 %	9,5 %	53,6 %	57,1 %	87,4 %	19,8 %
Tabaco	41,7 %	39,4 %	87,4 %	7,7 %	43,0 %	36,3 %	75,7 %	10,3 %
Textiles	52,3 %	62,5 %	100,0 %	20,5 %	52,0 %	56,4 %	88,3 %	20,5 %
Confecciones	51,4 %	61,4 %	100,0 %	20,0 %	51,2 %	50,6 %	83,6 %	15,2 %
Cuero	46,4 %	47,5 %	91,5 %	10,6 %	47,0 %	45,2 %	82,2 %	14,2 %
Calzado	43,3 %	49,0 %	97,2 %	14,6 %	44,3 %	47,5 %	88,0 %	18,5 %
Madera	45,5 %	54,1 %	100,0 %	17,4 %	46,2 %	47,1 %	85,2 %	16,7 %
Muebles	49,5 %	59,1 %	100,0 %	19,1 %	49,6 %	62,2 %	96,9 %	28,2 %
Papel	53,0 %	61,0 %	97,8 %	18,3 %	52,5 %	58,7 %	89,9 %	22,5 %
Imprentas	52,3 %	57,9 %	95,6 %	15,6 %	52,0 %	59,5 %	91,2 %	23,8 %
Sustancias químicas	60,7 %	67,6 %	95,7 %	18,9 %	59,1 %	63,7 %	87,8 %	22,1 %
Otros químicos	58,6 %	67,2 %	97,5 %	20,6 %	57,3 %	67,2 %	92,4 %	28,4 %
Refinerías de petróleo	48,6 %	56,4 %	98,4 %	17,2 %	48,8 %	42,5 %	77,6 %	9,7 %
Derivados del petróleo	51,1 %	44,8 %	84,2 %	3,2 %	50,9 %	50,2 %	83,5 %	15,1 %
Caucho	48,0 %	57,1 %	100,0 %	18,4 %	48,3 %	56,4 %	92,7 %	23,5 %
Plásticos	67,3 %	74,1 %	95,1 %	21,6 %	64,6 %	70,3 %	88,1 %	25,7 %
Cerámica	66,0 %	72,6 %	95,0 %	20,5 %	63,6 %	70,3 %	89,0 %	26,9 %
Vidrio	73,5 %	74,9 %	91,2 %	13,0 %	69,9 %	80,3 %	90,7 %	40,7 %
Minerales no metálicos	60,7 %	69,9 %	97,6 %	22,1 %	59,1 %	70,7 %	93,3 %	31,6 %
Hierro y acero	56,4 %	67,6 %	100,0 %	22,9 %	55,4 %	63,7 %	91,3 %	25,7 %
Metales no ferrosos	57,9 %	50,2 %	83,9 %	0,0 %	56,7 %	58,7 %	85,8 %	18,3 %
Productos metálicos	65,7 %	73,7 %	96,1 %	22,8 %	63,3 %	79,2 %	95,6 %	41,8 %
Maquinaria no eléctrica	63,9 %	66,8 %	92,5 %	14,1 %	61,7 %	76,8 %	95,4 %	38,8 %
Maquinaria eléctrica	59,8 %	62,5 %	92,5 %	13,3 %	58,3 %	64,1 %	88,8 %	23,5 %
Transporte	58,3 %	64,5 %	95,5 %	17,5 %	57,0 %	64,5 %	90,4 %	25,2 %
Otras	48,3 %	50,6 %	92,7 %	11,9 %	48,5 %	51,4 %	87,1 %	18,5 %

* Se tomó el índice de exportaciones mundiales del Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis (CPB).

** Se tomó el índice mensualizado de la demanda interna de cuentas nacionales del DANE.

Fuente: Cálculos propios

Sin embargo, al calcular dicha concordancia condicionada para cada fase se encuentra que: i) el ciclo de la industria y el ciclo de la demanda externa están en expansión en 98,9 % al mismo tiempo, ii) el ciclo de la industria y el ciclo de la demanda externa están en contracción en 28,8 % conjuntamente, iii) respecto al ciclo de la demanda interna y de la industria, las estimaciones sugieren una concordancia de 98,9 % en auge y de 31,3 % en recesión. De esta manera, se observa que la coordinación de los ciclos se presenta en mayor medida en las fases de expansión. A nivel sectorial también se mantienen los anteriores resultados.

Por último, cabe señalar que las fases de recesión de los ciclos de la demanda interna parecen tener una mayor concordancia con las de los índices industriales sectoriales. Se destaca como las actividades relacionadas con productos metálicos, vidrio y maquinaria no eléctrica respecto a la demanda interna están 41,8 %, 40,7 % y 38,8 % del tiempo en la misma fase de contracción. Por tanto, se aprecia que tanto los ciclos de la demanda interna como los de la externa juegan un rol importante en la explicación del ciclo económico de las industrias a nivel sectorial, esto pese a que podrían existir otros

factores que no se encuentran en el análisis anterior que permitirían explicar en mayor medida las fases de contracción.

3.4. Efectos calendario. Los resultados obtenidos mediante las metodologías descritas en la sección 2.4 muestran que la mayoría de industrias se ven afectadas por los efectos calendario de Semana Santa y días festivos, a excepción de sub-sectores como refinación de petróleo, sustancias químicas y vidrio (Cuadro 9 del Apéndice D). Los coeficientes encontrados tanto por la metodología TBATS como TRAMO-SEATS señalan que la Semana Santa tienen una magnitud mayor que la de los días feriados¹⁸. Por ejemplo, para el total de la industria los estimadores asociados a la Semana Santa son $-2,54$ y $-9,07$ en cada método, mientras que los relacionados con los días feriados son $-0,83$ y $-1,10$, respectivamente. En el Cuadro 2 se aprecia que los sectores más afectados en su tasa de expansión anual por los efectos calendario son tabaco, confecciones, cuero, maquinaria eléctrica y el grupo de otras industrias. Asimismo, se observa que los mayores impactos sobre las tasas de crecimiento de la industria se dan cuando la Semana Santa cambia de mes de un año al otro, ya sea de marzo a abril o viceversa.

Para estimar el impacto de los efectos calendario se calcularon las diferencias en valor absoluto de la tasa de crecimiento anual de las series originales de los índices de producción industrial (no desestacionalizada) respecto a las variaciones anuales de las series ajustadas estacionalmente y modelando los efectos calendario (incorporando dummies para la Semana Santa y el número de días feriados en el mes). Así, las cuatro medidas¹⁹ propuestas miden los cambios en las variaciones anuales de las series no desestacionalizadas respecto a la serie desestacionalizada:²⁰ i) incorporando los efectos calendario de Semana Santa y días feriados para todos los meses, ii) vinculando únicamente los meses en los cuales se presenta la Semana Santa, iii) tomando las fechas en las cuales se reportan días feriados, y iv) ligando sólo los meses en que la Semana Santa cambió de un año a otro (ya sea de marzo a abril, ó viceversa).

En el caso del índice total, para las metodologías TBATS y TRAMO-SEATS se tiene que en promedio las diferencias en las variaciones anuales de la serie original y la desestacionalizada modelando efectos calendario son $2,825\%$ y $1,929\%$, respectivamente. Esto indica que sí en un determinado mes la industria está reportando un crecimiento anual de 5% en la serie original, al modelar la estacionalidad y los efectos calendario probablemente la expansión podría ser corregida a $2,175\%$ y $3,071\%$, respectivamente²¹.

También llama la atención, los cálculos de las columnas (2) y (4) relacionados con los meses en que se presenta Semana Santa. En el primer caso, se tiene que las diferencias en valor absoluto en las tasas de crecimiento industrial entre la serie original y la ajustada estacionalmente incluyendo efectos calendario para los meses de Semana Santa es $4,393\%$ y $5,171\%$, de acuerdo con cada método. Por ejemplo, sí un analista económico observa un crecimiento de 10% en los meses de marzo o abril, no debería ser demasiado optimista sobre el dinamismo sectorial ya que si se descuentan los efectos calendario seguramente la expansión fue de aproximadamente sólo la mitad del dato original

¹⁸Las estimaciones para estas dos metodologías se presentan en los Cuadros 4 y 5 del Apéndice B.

¹⁹Columnas (1) a (4).

²⁰El cálculo se realiza como la diferencia de los valores absolutos de las variaciones anuales de la serie original y las desestacionalizadas incorporando efectos calendario.

²¹La diferencia en valor absoluto entre 5% y $2,825\%$ es $2,175\%$ para el TBATS. Ésto también puede ser verificado para TRAMO-SEATS.

CUADRO 2. Impacto de Efectos Calendario sobre la producción industrial

Sector	TBATS				TRAMO-SEATS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Total	2.835	4.393	2.780	4.924	1.929	5.171	1.718	7.752
Alimentos	0.723	2.577	0.598	4.130	1.286	4.526	1.058	6.769
Bebidas	2.206	2.976	2.048	3.318	2.025	3.117	1.853	3.337
Tabaco	2.449	5.818	2.164	8.869	10.637	13.469	10.912	16.583
Textiles	0.966	3.867	0.784	6.402	3.321	7.241	3.180	10.693
Confecciones	9.097	10.336	8.958	11.437	1.930	7.552	1.527	11.548
Cuero	3.658	7.036	3.588	9.851	2.733	7.560	2.521	11.309
Calzado	1.175	4.244	1.001	7.094	2.967	6.395	2.849	9.614
Madera	2.056	3.013	2.029	4.085	1.498	4.512	1.335	6.242
Muebles	0.913	3.402	0.771	5.755	2.713	6.912	2.512	10.525
Papel	0.727	2.140	0.587	3.135	1.072	3.398	0.919	5.197
Imprentas	1.887	4.335	1.705	6.085	1.539	4.827	1.340	7.281
Sustancias químicas	0.221	0.792	0.193	1.334	1.736	1.951	1.669	1.711
Otros químicos	1.487	4.112	1.354	6.394	3.409	7.478	3.211	10.389
Refinerías de petróleo	0.507	0.708	0.444	1.035	0.702	0.562	0.660	0.523
Derivados del petróleo	1.945	2.973	1.883	3.618	1.646	4.945	1.446	7.222
Caucho	0.828	3.280	0.672	5.430	1.768	7.006	1.430	10.587
Plásticos	1.201	3.645	1.088	5.535	1.919	5.878	1.781	8.729
Cerámica	0.442	1.681	0.376	2.777	0.129	0.044	0.145	0.034
Vidrio	0.482	0.899	0.451	1.388	0.515	0.629	0.521	0.528
Minerales no metálicos	1.219	3.709	1.050	5.440	1.559	5.057	1.337	7.871
Hierro y acero	1.158	4.293	0.974	7.138	1.778	4.657	1.675	6.960
Metales no ferrosos	0.858	3.202	0.730	5.408	4.669	5.073	4.810	5.690
Productos metálicos	0.978	3.492	0.829	5.813	2.181	5.853	1.930	8.323
Maquinaria no eléctrica	1.268	4.627	1.061	7.696	2.615	8.950	2.259	13.568
Maquinaria eléctrica	3.396	6.361	3.250	7.987	2.474	6.641	2.302	10.028
Transporte	1.516	5.176	1.316	8.621	2.993	9.376	2.729	14.126
Otras	4.974	7.472	4.732	10.400	2.750	6.974	2.428	9.451

Variaciones anuales de las series no desestacionalizadas respecto a la serie desestacionalizada que vincula:

- 1: Los efectos calendarios totales (Semana Santa y días feriados).
- 2: Los meses en los cuales se presenta la Semana Santa.
- 3: Las fechas en las cuales se reportan días feriados.
- 4: Los meses en que la Semana Santa cambió de un año a otro (ya sea de marzo a abril, ó viceversa).

(5,607 % y 5,171 %, respectivamente)²². En el caso opuesto, si en uno de esos meses la industria se contrae 10 % en la serie original, el analista no debería sobre-reaccionar ya que podría estimarse que la disminución fue menor a la reportada, alrededor de $-5,607\%$ y $-5,171\%$. En ambos ejemplos la Semana Santa exacerba la dinámica de corto plazo de la industria, por lo que se dificulta vislumbrar algún cambio de tendencia y complica su análisis de la coyuntura.

Por su parte, la columna (4) presenta el mayor efecto sobre las expansiones anuales de la producción industrial, 4,924 % y 7,752 % para TBATS y TRAMO-SEATS. Este último fenómeno ocurre cada cuatro años cuando la Semana Santa pasa del habitual marzo al mes de abril, y el año inmediatamente posterior (al pasar de abril nuevamente a marzo).

²²La diferencia en valor absoluto entre 10 % y 4,393 % es 5,607 % para el TBATS. Se puede realizar el mismo cálculo para TRAMO-SEATS.

Por último, los resultados sectoriales arrojan nuevamente la heterogeneidad existente en las diversas actividades que componen la industria, en este caso a través de la medición de los efectos calendario. Por ejemplo, en el caso de la refinería de petróleo la Semana Santa tiene un escaso efecto alrededor de medio punto porcentual²³ mientras que para las actividades de tabaco²⁴ y confecciones²⁵ el efecto es considerablemente mayor.

4. CONCLUSIONES

Dada la discrepancia sectorial que se observa en los índices de producción industrial este estudio logró cuantificar ciertas medidas estadísticas sobre del comportamiento de las diversas actividades que componen la industria manufacturera de Colombia, lo que permitió caracterizar su heterogeneidad para el período 1990 – 2014. Todo ello bajo un enfoque netamente empírico que utiliza diversas metodologías estadísticas. Se destacan dos grupos de medidas calculadas, unas que permiten caracterizar cada uno de los índices sectoriales en términos de su comportamiento y evolución a través del tiempo (tales como cambios en media y varianza, cambios estructurales, persistencia y ciclos económicos), y otras relacionadas con un fenómeno denominado efectos calendario que se enfoca en la estacionalidad no sistemática.

Para el primer grupo, aunque los resultados muestran evidencia estadística que sugiere que el crecimiento anual sectorial aumento y la volatilidad se redujo en la última década para la mayoría de industrias, en promedio. Los hallazgos a nivel sectorial sugieren que mientras actividades relacionadas con la producción de minerales no metálicos, calzado y muebles elevaron significativamente su ritmo de expansión en la última década, por el contrario otras afines con la producción de tabaco, papel, impresión y edición y hierro disminuyeron su variación anual. Al mismo tiempo, en algunos otros no hay cambios significativos en los crecimientos anuales como los grupos de textiles, plásticos y cerámicas. En términos de variabilidad, las industrias de sustancias químicas, de metales no ferrosos y actividades de impresión y edición son más volátiles en los últimos diez años frente a la década de los noventas, mientras que el resto de ramas reportaron reducciones, siendo las más importantes las de grupos como muebles, confecciones y tabaco.

Asimismo, se encuentra que en todos los sectores que componen la industria manufacturera hay al menos un cambio estructural durante el período 1990 – 2014. En especial, la evidencia estadística apunta a que 12 de los 27 tipos de industria estudiados presentaron un cambio estructural durante los noventas; el resto lo hizo después del año 2000, concentrándose entre 2005 y 2006. Por otra parte, en términos de persistencia, los sectores industriales en donde los choques podrían prolongarse por más tiempo son los minerales no metálicos (0,67), cerámica (0,66) y transporte (0,58), mientras que en los de calzado (0,08), confecciones (0,16) y otras industrias (0,18) la mayoría de choques tienden a ser transitorios y se diluyen más rápido. En general, las estimaciones sugieren que la mayoría de industrias presenta una persistencia media-baja (entre 0,2 y 0,5).

Los ciclos de la producción industrial son asimétricos, para el total de la industria las fases de auge perduran alrededor de 36,4 meses mientras que las de contracción 17,4 meses, en promedio. El ciclo completo de pico a pico, puede alcanzar una duración de 85,7 meses. A nivel sectorial, los ciclos de

²³0,708 % para TBATS y 0,562 % para TRAMO-SEATS.

²⁴5,818 % para TBATS y 13,469 % para TRAMO-SEATS.

²⁵10,336 % para TBATS y 7,552 % para TRAMO-SEATS.

mayor duración se presentan en industrias relacionadas con minerales no metálicos (29,8,20,2 y 90 meses, respectivamente) y maquinaria eléctrica (32,2,20,4 y 86,5), mientras que los de menor se observan en derivados de petróleo (14,8,13,7 y 42,25) y confecciones (16,8,14,6 y 48,5).

Adicionalmente, los ciclos de producción industrial se encuentran vinculados tanto al ciclo de la demanda externa como al de la interna, las estimaciones sugieren una mayor concordancia de ambos ciclos en las fases de expansión que en las de contracción. Esto podría deberse a que en las fases de recesión podrían existir factores importantes que no fueron considerados en el anterior análisis, tales como el comportamiento del tipo de cambio, el acceso a materias primas, el acceso a diferentes mercados, entre otros. Por ejemplo, los resultados obtenidos indican que el 77,2 % del tiempo el ciclo de los índices de producción industrial sectorial coincide en la misma fase que el ciclo de la demanda externa y en un 72,6 % se encuentran en la misma fase con el ciclo de la demanda interna. Pero la concordancia condicionada arroja que en las fases recesivas, mientras el 28,8 % del tiempo los ciclos de producción y demanda externa están en contracción, el 31,3 % del tiempo los ciclo de producción y demanda interna están en dicha fase. A nivel sectorial, en industrias como el plástico y el vidrio, la sincronización de los ciclos de producción y demanda externa están alrededor de 74,1 % y 74,9 %, respectivamente. Respecto a la sincronización con la demanda interna, las mayores se presentan en productos metálicos y maquinaria no eléctrica, 79,2 % y 76,8 %, respectivamente. Por el contrario, en la industria de tabaco tanto los ciclos de la demanda externa como interna coinciden en menos del 40 % de las veces con el ciclo de producción. En general, se observa gran heterogeneidad en la estructura de los ciclos de producción de las diversas ramas de actividad.

Por último, se encuentra que la mayoría de industrias se ven afectadas por los efectos calendario de Semana Santa y días festivos, excepto por la refinación de petróleo, las sustancias químicas y vidrio. En las industrias relacionadas con transporte, maquinaria no eléctrica y muebles se observa que los coeficientes asociados a los efecto calendario son mayores, que el resto de ramas. Las actividades en las cuales la Semana Santa impacta de manera más importante son tabaco, confecciones, cuero, maquinaria (eléctrica y no eléctrica) y transporte. Se observa que los mayores impactos sobre las tasas de crecimiento de la industria se dan cuando la Semana Santa cambia de mes de un año al otro, ya sea de marzo a abril o viceversa.

En general, en cada una de las estimaciones realizadas y descritas en el presente documento se evidencia que las sub-ramas que componen la industria pueden ser caracterizadas por diversos patrones, lo que apoya la importancia del estudio de la heterogeneidad en el desempeño económico sectorial.

REFERENCIAS

- ANDREWS, D. W. K. (1993): "Tests for parameter instability and structural change with unknown change point," *Econometrica*, 61, 821?–856.
- ANDREWS, D. W. K., Y W. PLOBERGER (1994): "Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative," *Econometrica*, 62, 1383–?1414.
- ARIAS, F., C. GAITÁN, Y J. LÓPEZ (2014): "Las entidades financieras a lo largo del ciclo de negocios: es el ciclo financiero sensible al ciclo de negocios," Borradores de Economía 815, Banco de la República.
- BOX, G. E. P., Y D. R. COX (1964): "An Analysis of Transformations," *Journal of the Royal Statistical Society*, 26(2), 211–252.
- BROCKWELL, P., Y R. DAVIS (1991): *Time Series: Theory and Methods*. Springer, 1st edn.
- BRY, G., Y C. BOSCHAN (1971): "Cyclical analysis of time series: selected procedures and computer programs," Discussion Paper 20.
- CAJIAO, S., L. F. MELO, Y D. PARRA (2014): "Pronósticos para una economía menos volátil: El caso colombiano," Borradores de Economía 821, Banco de la República.
- CAMPBELL, J. Y., Y N. G. MANKIW (1987a): "Are Output Fluctuations Transitory?," *The Quarterly Journal of Economics*, 102(4), 857–80.
- (1987b): "Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations," *American Economic Review*, 77(2), 111–17.
- CARRANZA, J., Y S. MORENO (2013): "Tamaño y estructura vertical de la cadena de producción industrial colombiana desde 1990," Borradores de Economía 751, Banco de la República.
- CHOW, G. (1960): "Test of equality between sets of coefficients in two linear regressions," *Econometrica*, 28(1), 591–605.
- COCHRANE, J. H. (1988): "How Big is the random walk in GNP," *Journal of Political Economy*, 96(5), 893–920.
- DE LIVIERA, A. M., R. HYNDMAN, Y R. SNYDER (2011): "Forecasting Time Series With Complex Seasonal Patterns Using Exponential Smoothing," *Journal of the American Statistical Association*, 106(496), 1513–1527.
- DNP (2013): "Balance de resultados: enfoque nacional 2013," Reporte de resultados: Plan de desarrollo 2010-2014, Departamento Nacional de Planeación, Dirección de Seguimiento y Evaluación de Políticas Públicas.
- ECHAVARRÍA, J., Y M. VILLAMIZAR (2006): "El proceso colombiano de desindustrialización," Borradores de Economía 589, Banco de la República.
- GÓMEZ, V., Y A. MARAVALL (1994): "Estimation, Prediction, and Interpolation for Nostationary 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.
- (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.
- HAAVIO, M. (2012): "Financial Cycles and Business Cycles: Some Stylized Facts," Working paper 01-2012, Bank of Finland.
- HARDING, D., Y A. PAGAN (2002): "Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation," *Journal of Monetary Economics*, 1(49), 365–381.
- HYNDMAN, R., A. B. KOEHLER, J. K. ORD, Y R. D. SNYDER (2008): *Forecasting with exponential smoothing: the state space approach*. Springer.

- 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.
- MEDINA, C., C. POSSO, J. TAMAYO, y E. MONSALVE (2012): "Dinámica de la demanda laboral en la industria manufacturera colombiana 1993-2009: una estimación panel VAR," en *El mercado de trabajo en Colombia: Hechos, tendencias e instituciones*, ed. por L. E. Arango, y F. Hamann. Banco de la República.
- MELO, L. F., y D. PARRA (2014): "Efectos calendario sobre la producción industrial en Colombia," Borradores de Economía 820, Banco de la República.
- ORTIZ, C., J. URIBE, y H. VIVAS (2009): "Transformación industrial, autonomía tecnológica y crecimiento económico: Colombia 1925-2005," Archivos de Economía 352, Departamento Nacional de Planeación.
- PLOBERGER, W., y W. KRÄMER (1992): "The CUSUM test with OLS residuals," *Econometrica*, 60(2), 271–285.
- PLOBERGER, W., W. KRÄMER, y K. KONTRUS (1989): "A new test for structural stability in the linear regression model," *Journal of econometrics*, 40(1), 307–318.
- SANTA MARIA, M., M. PERFETTI, G. PIRAQUIVE, V. NIETO, J. TIMOTE, y E. CÉSPEDES (2013): "Evolución de la industria en Colombia," Archivos de Economía 402, Departamento Nacional de Planeación.
- 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.
- ZEILEIS, A. (2005): "A unified approach to structural change test based on ML scores, F statistics, and OLS residuals," *Econometric reviews*, 24(4), 445–466.

APÉNDICE A. DESCRIPCIÓN DE LAS SERIES

Cuadro 3: Participación sectorial en la industria

Series originales			27 agrupaciones utilizadas en este trabajo		
Códigos CIU (Rev.3)	Clases Industriales	Participación implícita (MMM)	Participación en la producción bruta total (EAM)	Grupos	Participación por grupo
1500	Total Nacional.	100.0 %	100.0 %	Total	100.0 %
1510	Producción, transformación y conservación de carne y pescado.	4.3 %	3.8 %	Alimentos (ALI)	25.8 %
1520	Elaboración de aceites y grasas; transformación de frutas, legumbres, hortalizas.	2.5 %	2.1 %		
1530	Productos lácteos.	3.7 %	3.1 %		
1540	Productos de molinería y almidones.	5.9 %	4.3 %		
1550	Productos de panadería.	1.6 %	nd		
1570	Ingenios, refinerías de azúcar y trapiches.	3.2 %	2.0 %		
1580	Otros productos alimenticios.	4.5 %	6.9 %		
1590	Bebidas.	5.4 %	5.7 %	Bebidas (BEB)	5.4 %
1600	Productos de tabaco.	0.4 %	0.3 %	Tabaco (TAB)	0.4 %
1720	Hilatura, tejeduría y acabado de productos textiles.	1.4 %	1.1 %	Textiles (TEX)	3.5 %
1740	Otros productos textiles.	0.7 %	0.8 %		
1750	Tejidos y artículos de punto.	1.4 %	0.2 %		
1800	Prendas de vestir, confecciones.	3.0 %	3.0 %	Confecciones (COF)	3.0 %
1910	Curtido y preparado de cueros.	0.2 %	0.0 %	Cuero (CUE)	0.4 %
1930	Artículos de viaje, bolsos y artículos similares.	0.2 %	0.3 %		
1920	Fabricación de calzado.	0.5 %	0.5 %	Calzado (CAL)	0.5 %
2000	Transformación de la madera.	0.4 %	0.4 %	Madera (MAD)	0.4 %
2100	Papel, cartón y sus productos.	4.1 %	3.2 %	Papel (PAP)	4.1 %
2200	Actividades de edición, impresión y servicios relacionados.	1.9 %	1.2 %	Edición (EDI)	1.9 %
2321	Refinación del petróleo.	5.8 %	22.4 %	Refinación de petróleo (REFP)	5.8 %
2322	Derivados del petróleo fuera de refinería.	0.4 %	0.1 %	Derivados de petróleo (DERP)	0.4 %
2410	Sustancias químicas básicas, fibras sintéticas y artificiales.	6.3 %	4.4 %	Sustancias Químicas (SUQ)	6.3 %
2420	Otros productos químicos.	9.3 %	8.1 %	Otros productos químicos (OPQ)	9.3 %
2510	Productos de caucho.	0.5 %	0.4 %	Caucho (CAU)	0.5 %
2520	Productos de plástico.	5.3 %	3.6 %	Plástico (PLA) Vidrio (VID)	5.3 % 1.0 %
2610	Vidrio y sus productos.	1.0 %	0.7 %		
2691	Productos de cerámica no refractaria, para uso no estructural.	0.4 %	nd	Cerámica (CER)	0.4 %
2699	Productos minerales no metálicos.	8.2 %	4.4 %	Minerales no metálicos (MNM)	8.2 %
2710	Industrias básicas de hierro y acero; fundición de metales.	2.5 %	2.9 %	Hierro y acero (HIE)	2.5 %
2720	Industrias básicas de metales preciosos y metales no ferrosos.	1.2 %	2.4 %	Metales no ferrosos (MNF)	1.2 %
2800	Fabricación de productos elaborados de metal.	2.0 %	2.3 %	Productos metálicos (MET)	2.0 %
2910	Maquinaria de uso general.	0.7 %	1.4 %	Maquinaria no eléctrica (MNE)	1.1 %
2920	Maquinaria de uso especial.	0.4 %	0.4 %		
2930	Aparatos de uso doméstico.	0.8 %	0.6 %	Maquinaria eléctrica (ELE)	2.8 %
3100	Maquinaria y aparatos eléctricos.	1.6 %	1.0 %		
3200	Equipos y aparatos de radio, televisión y comunicaciones.	0.2 %	0.0 %		
3300	Aparatos e instrumentos médicos, ópticos y de precisión.	0.1 %	0.0 %		

Continúa en la siguiente página

Cuadro 3 – Continuación de la página anterior

Códigos CIIU (Rev.3)	Clases Industriales	Participación implícita (MMM)	Participación en la producción bruta total (EAM)	Grupos	Participación por grupo
3410	Vehículos automotores y sus motores.	3.0 %	2.3 %		
3420	Carrocerías para vehículos automotores.	0.3 %	0.4 %		
3430	Partes, piezas y accesorios para vehículos automotores.	0.5 %	0.4 %	Transporte (TRA)	6.2 %
3500	Fabricación de otros tipos de equipo de transporte.	2.4 %	1.0 %		
3610	Fabricación de muebles.	1.1 %	0.9 %	Muebles (MUE)	1.1 %
3690	Otras industrias manufactureras.	0.5 %	0.9 %	Otras (OTR)	0.5 %

MMM: Muestra Mensual Manufacturera.

EAM: Encuesta Anual Manufacturera.

nd: No disponible.

Fuente: DANE- MMM

APÉNDICE B. ESTIMACIONES DE LAS METODOLOGÍAS TBATS Y TRAMO-SEATS

En este apéndice se presenta los resultados de las estimaciones asociadas a las metodologías TBATS y TRAMO-SEATS para el Índice de Producción Industrial agregado (Total) y los 27 sub-sectores industriales analizados en este documento.

Los resultados obtenidos a través de la metodología TBATS, y que pueden verse en el Cuadro 4, se enmarcan en la descomposición de una serie temporal, dada por²⁶:

$$y_t^{(\omega)} = l_{t-1} + \phi b_{t-1} + \sum_{i=1}^T s_{t-m_i}^{(i)} + d_t \quad (22)$$

donde $y_t^{(\omega)}$ es la serie transformada con Box-Cox; l_t es el nivel de la serie que depende de la estimación de los parámetros de suavizamiento ϕ y α ; b_t es la tendencia que requiere estimar ϕ y β ; $s_t^{(i)}$ representa la i -ésima componente estacional que necesita de γ , s y k ; y d_t es un modelo $ARMA(p, q)$.

Por su parte, la estimación de la metodología TRAMO-SEATS mostrada en el Cuadro 5 parte de expresar y_t como:

$$y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i D_i(L) d_{t,i} + \sum_{j=1}^m \beta_j cal_{t,j} + x_t \quad (23)$$

$$\phi(L)\delta(L)x_t = \theta(L)\varepsilon_{xt} \quad (24)$$

con

$$\phi(L) = (1 + \phi_1 L + \dots + \phi_p L^p)(1 + \Phi_1 L^s + \dots + \Phi_P L^{s \times P}) \quad (25)$$

$$\delta(L) = (1 - L)^d (1 - L^s)^D \quad (26)$$

$$\theta(L) = (1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q)(1 + \Theta_1 L^s + \dots + \Theta_Q L^{s \times Q}) \quad (27)$$

donde $\phi(L)$, $\delta(L)$ y $\theta(L)$ son polinomios finitos en L , $\varepsilon_{xt} \stackrel{i.i.d}{\sim} N(0, \sigma^2)$, s indica el número de observaciones por año y 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 ordenes de los autoregresivos regulares y estacionales, d y D es el número de diferencias regulares y estacionales y q y Q son los ordenes de media móvil de la parte regular y de la estacional. Adicionalmente, las pruebas de diagnostico sobre los residuales mostradas en el Cuadro 5 son:

- SE(res): Errores estándar.
- BIC : Criterio de Información Bayesiano.
- Q-val: Prueba Ljung-Box Pierce para verificar autocorrelación.
- N-test: Prueba Jarque-Bera de normalidad.
- SK(t): t-valor para H_0 : Asimetría = 0.
- KUR(t): t-valor para H_0 : Curtosis = 3.
- QS: Prueba Pierce Qs para autocorrelación estacional.
- Q2: Estadística Q para autocorrelación en residuales al cuadrado.
- RUNS: Prueba t de aleatoriedad.

²⁶Las formas funcionales de cada componente temporal fueron mostrados en la Sección 2.4.1 de este documento.

CUADRO 4. Estimación de los parámetros de la metodología *TBATS*

	ω	ϕ	α	β	γ_1	γ_2	<i>AR</i> (1)	<i>AR</i> (2)	<i>AR</i> (3)	<i>AR</i> (4)	<i>MA</i> (1)	<i>MA</i> (2)	<i>MA</i> (3)	$\{s_1, k_1\}$	$\{s_2, k_2\}$
Total	1	1.000	0.009	0.000	0.000	0.000	0.187	0.281	0.498					{12, 5}	{72, 3}
Alimentos	1		0.451											{12, 5}	
Bebidas	0	0.800	0.156	0.006	0.275		-0.375				0.768			12	
Tabaco	1		0.447		0.000	-0.000								{12, 5}	
Textiles	0	1.000	0.421	0.000	0.000	-0.000								{12, 5}	
Confecciones	0		0.120		-0.000	0.000								{12, 5}	{84, 6}
Cuero	1	0.933	0.404	-0.014	0.224									12	
Calzado	0	0.951	0.043	0.005	-0.000	-0.000	0.379				0.161	0.368		{12, 5}	
Madera	0		0.399		0.144									6	
Muebles	0		0.394		0.000	-0.000								{12, 5}	
Papel	1	0.994	0.475	-0.003	0.000	0.000								{12, 2}	
Imprentas	0	0.800	0.395	-0.035	0.191									12	
Sustancias químicas	0	0.996	0.055	0.004	0.000	-0.000	0.601							{12, 5}	
Otros químicos	1		0.343		0.000	-0.000								{12, 4}	
Refinerías de petróleo	1		0.256		0.000	-0.000								{12, 5}	
Derivados del petróleo	0	0.800	0.448	-0.079	0.204									12	
Caucho	0	0.990	0.339	0.008	0.000	-0.000								{12, 5}	
Plásticos	1	1.000	0.416	0.000	-0.000	0.000								{3, 1}	{12, 3}
Cerámica	0		0.717		0.000	-0.000								{12, 3}	
Vidrio	1		0.638		0.000	-0.000								{12, 5}	
Minerales no metálicos	1		0.606		0.000	-0.000								{12, 5}	
Hierro y acero	0	1.000	0.413	0.000	0.000	-0.000								{12, 3}	
Metales no ferrosos	0	1.000	0.454	0.000	0.000	0.000								{12, 3}	
Productos metálicos	0		0.092		0.000	-0.000			0.510					{12, 5}	
Maquinaria no eléctrica	0		0.383		0.000									12	
Maquinaria eléctrica	0		0.294		0.000	0.000	-0.687	-0.708	0.271		0.821	0.912		{12, 3}	{24, 1}
Transporte	0	1.000	0.599	0.000	0.000	-0.000								{12, 5}	
Otras	0	1.000	0.233	0.001	0.000		-0.015	-0.379	0.575	-0.327	0.327	0.478	-0.406	12	

- Este cuadro muestra los parámetros estimados por la metodología *TBATS*; donde ω es el parámetro de transformación Box-Cox, ϕ es un parámetro de amortiguación de la tendencia, α , β y γ_i son parámetros de suavizamiento, los coeficientes *AR* y *MA* modelan el término de error (d_t).
- Las dos últimas columnas muestran la componente estacional y su respectivo armónico k . Las componentes estacionales se eligieron a través del *AIC* de cada estimación. Para ello, se utilizó un grupo de frecuencias estacionales, elegidas por medio de periodogramas suavizados. Para más detalle, véase Brockwell y Davis [1991].
- Las filas sombreadas marcan las series estimadas por la metodología *BATS*, esto dado un mejor ajuste.

Fuente: Cálculos propios.

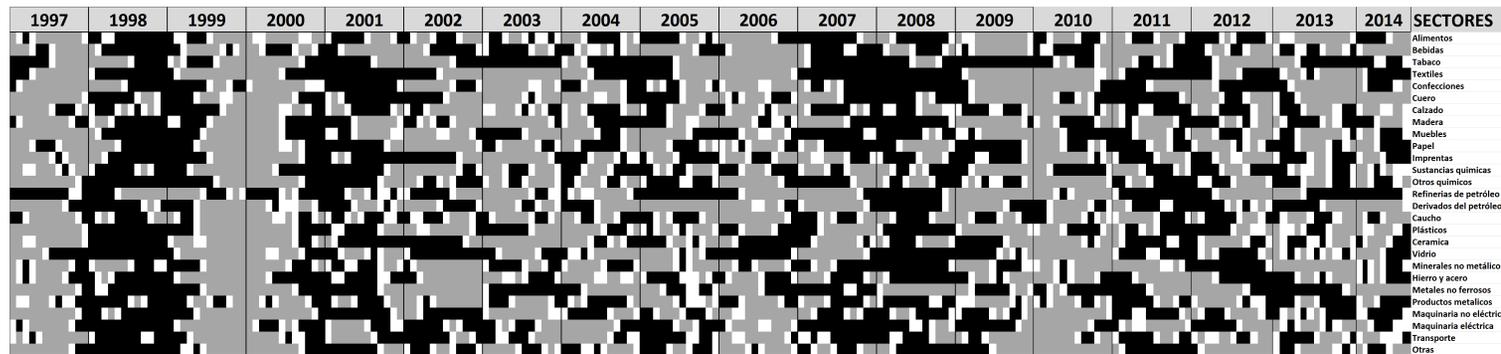
CUADRO 5. Modelos obtenidos mediante la metodología TRAMO-SEATS

Índices de Producción	ARIMA regular			ARIMA estacional			Pruebas de diagnóstico								
	P	D	Q	BP	BD	BQ	SE(res)	BIC	Q-val	N-test	SK(t)	KUR(t)	QS	Q2	RUNS
Total	3	1	1	0	1	1	2.91	2.25	48.74	2.23	1.49	-0.11	1.29	31.40	-0.36
Alimentos	3	1	1	0	1	1	3.84	2.82	26.07	0.34	-0.33	-0.48	0.50	18.73	-0.24
Bebidas	3	1	1	0	1	1	7.52	4.20	31.59	25.20	-2.64	4.27	0.00	71.54	-0.36
Tabaco	2	1	1	1	0	0	14.77	5.53	25.13	2.69	1.60	-0.35	0.00	26.25	-0.35
Textiles	2	1	0	1	1	1	0.05	-6.03	33.05	3.61	1.31	-1.38	0.00	19.63	-1.20
Confecciones	0	1	1	0	1	1	0.10	-4.44	31.95	1.02	-0.80	0.62	2.42	15.31	-0.96
Cuero	0	1	1	0	1	1	0.10	-4.44	26.66	19.30	-2.61	3.54	0.00	29.04	-0.48
Calzado	2	1	1	0	1	1	0.11	-4.31	58.46	0.03	0.14	-0.08	1.26	55.14	0.00
Madera	0	1	1	0	1	1	0.11	-4.30	26.60	0.26	-0.05	-0.51	0.02	22.35	0.12
Muebles	0	1	1	0	1	1	0.11	-4.41	31.38	8.68	-1.28	2.65	0.55	77.35	0.84
Papel	0	1	1	0	1	1	3.74	2.79	30.42	14.00	2.61	2.67	0.00	17.54	-0.60
Imprentas	0	1	1	0	1	1	0.09	-4.80	23.49	1.69	-0.01	1.30	0.17	60.60	-0.60
Sustancias quimicas	3	2	1	0	1	1	0.07	-5.20	35.54	31.20	1.80	5.29	0.00	42.76	1.08
Otros quimicos	2	1	0	0	1	1	6.04	3.71	45.58	4.48	1.84	1.05	1.88	41.85	0.36
Refinerias de petróleo	0	1	1	0	1	1	8.14	4.26	22.71	1.52	0.27	1.20	0.46	30.29	-0.12
Derivados del petróleo	0	1	1	0	1	1	0.10	-4.45	28.00	13.20	1.64	3.25	1.15	33.56	-0.84
Caucho	2	1	1	0	1	1	0.08	-4.97	26.67	4.91	-0.87	2.04	2.19	42.20	-0.60
Plásticos	2	1	1	0	1	1	5.51	3.51	40.07	1.73	-0.54	-1.20	5.48	36.61	-0.72
Ceramica	0	1	1	0	0	0	0.09	-4.75	23.50	4.16	0.52	1.97	2.05	37.99	-0.35
Vidrio	0	1	2	0	1	1	7.74	4.19	28.50	5.64	-0.29	2.36	0.00	48.42	-1.56
Minerales no metálicos	0	1	1	0	1	1	8.36	4.31	21.61	13.10	0.84	3.53	0.17	9.49	0.00
Hierro y acero	0	1	1	0	1	1	0.08	-4.91	24.94	8.82	-0.52	2.92	0.00	36.40	-0.36
Metales no ferrosos	0	1	1	1	0	0	0.11	-4.27	30.79	0.54	-0.57	-0.47	0.00	27.02	-0.23
Productos metalicos	3	1	1	0	1	1	0.08	-4.89	35.27	7.34	2.16	1.64	0.02	24.18	-0.72
Maquinaria no eléctrica	0	1	1	0	1	1	0.12	-4.22	30.34	22.80	4.62	1.21	0.01	35.24	-0.48
Maquinaria eléctrica	0	1	1	0	1	1	0.08	-5.01	28.66	3.53	0.37	1.84	1.49	32.33	-0.36
Transporte	1	1	0	0	1	1	0.10	-4.56	34.65	6.89	-1.12	2.38	0.27	26.19	0.60
Otras	0	1	1	0	1	1	0.12	-4.15	33.45	1.07	0.93	-0.45	0.25	32.12	-0.24

Fuente: Cálculos propios.

APÉNDICE C. EVOLUCIÓN DEL COMPONENTE TENDENCIAL

GRÁFICO 4. Componente tendencial obtenido a través de TRAMO-SEATS



Se asigna color negro a aquel sector industrial donde la tendencia de la producción cae mensualmente por dos meses consecutivos; gris, cuando la tendencia aumenta mensualmente por dos meses consecutivos, y blanco, en otro caso.

APÉNDICE D. OTRAS ESTIMACIONES Y RESULTADOS

CUADRO 6. Identificación de cambios estructurales

Sectores	CUSUM	p-valor	Sup F	p-valor	Fecha quiebre
Total	3.45	0.00	199.37	0.00	1998(7)
Alimentos	3.14	0.00	193.04	0.00	1999(4)
Bebidas	2.99	0.00	205.20	0.00	2003(4)
Tabaco	2.63	0.00	23.52	0.00	2010(1)
Textiles	2.29	0.00	86.63	0.00	2006(5)
Confecciones	2.17	0.00	67.30	0.00	1997(9)
Cuero	3.63	0.00	205.72	0.00	1995(5)
Calzado	3.81	0.00	343.36	0.00	1998(12)
Madera	3.70	0.00	211.54	0.00	1995(12)
Muebles	3.85	0.00	394.72	0.00	1995(12)
Papel	3.10	0.00	184.94	0.00	2006(12)
Imprentas	2.24	0.00	56.06	0.00	1998(12)
Sustancias químicas	3.59	0.00	434.41	0.00	2002(12)
Otros químicos	3.31	0.00	24.27	0.00	1998(12)
Refinerías de petróleo	3.06	0.00	141.95	0.00	2005(10)
Derivados del petróleo	2.16	0.00	7.51	0.00	1998(6)
Caucho	3.81	0.00	260.13	0.00	1996(8)
Plásticos	3.21	0.00	137.64	0.00	2006(5)
Cerámica	3.29	0.00	20.35	0.00	2001(12)
Vidrio	3.16	0.00	141.35	0.00	1998(6)
Minerales no metálicos	3.88	0.00	392.20	0.00	2005(12)
Hierro y acero	2.65	0.00	144.34	0.00	2004(2)
Metales no ferrosos	3.29	0.00	252.17	0.00	2002(9)
Productos metálicos	3.06	0.00	171.27	0.00	1998(9)
Maquinaria no eléctrica	2.88	0.00	87.53	0.00	2006(5)
Maquinaria eléctrica	3.53	0.00	216.32	0.00	2006(4)
Transporte	2.65	0.00	77.59	0.00	2004(10)
Otras	2.20	0.00	7.59	0.00	2004(9)

Fuente: Cálculos propios

CUADRO 7. Cambios en media y varianza para la variación anual

Sector	Muestra: 1990-1999		Muestra: 2003-2014		Cambios en:	
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar
Total	0.0 %	7.7 %	2.9 %	6.2 %	2.9 %	-1.5 %
Alimentos	0.5 %	7.9 %	3.0 %	5.8 %	2.5 %	-2.2 %
Bebidas	0.0 %	12.5 %	2.1 %	10.4 %	2.1 %	-2.0 %
Tabaco	-0.5 %	30.4 %	-1.5 %	23.1 %	-1.0 %	-7.3 %
Textiles	0.5 %	9.7 %	1.2 %	10.1 %	0.7 %	0.4 %
Confecciones	4.2 %	22.4 %	3.5 %	15.2 %	-0.7 %	-7.1 %
Cuero	-4.1 %	17.2 %	4.4 %	17.1 %	8.5 %	-0.1 %
Calzado	-5.1 %	20.9 %	4.2 %	14.0 %	9.3 %	-6.9 %
Madera	-5.5 %	18.4 %	1.2 %	15.0 %	6.7 %	-3.4 %
Muebles	-2.5 %	25.9 %	6.1 %	13.2 %	8.6 %	-12.7 %
Papel	2.9 %	10.8 %	0.5 %	6.4 %	-2.4 %	-4.4 %
Imprentas	0.2 %	12.8 %	0.1 %	13.9 %	-0.1 %	1.1 %
Sustancias químicas	-1.5 %	8.5 %	6.4 %	11.6 %	7.9 %	3.1 %
Otros químicos	-0.1 %	12.5 %	1.7 %	7.3 %	1.8 %	-5.2 %
Refinerías de petróleo	3.5 %	16.0 %	-0.4 %	10.7 %	-4.0 %	-5.3 %
Derivados del petróleo	-0.6 %	15.0 %	0.0 %	11.5 %	0.5 %	-3.5 %
Caucho	-6.9 %	15.9 %	-1.0 %	15.1 %	5.9 %	-0.8 %
Plásticos	4.0 %	12.3 %	4.2 %	8.1 %	0.2 %	-4.2 %
Cerámica	5.7 %	18.4 %	6.4 %	17.9 %	0.7 %	-0.5 %
Vidrio	-2.5 %	13.6 %	2.8 %	12.1 %	5.4 %	-1.6 %
Minerales no metálicos	-2.2 %	14.1 %	7.8 %	14.5 %	10.0 %	0.4 %
Hierro y acero	4.6 %	17.8 %	3.5 %	13.4 %	-1.1 %	-4.4 %
Metales no ferrosos	-1.4 %	16.5 %	6.1 %	20.7 %	7.5 %	4.2 %
Productos metálicos	1.7 %	14.3 %	3.3 %	9.8 %	1.6 %	-4.4 %
Maquinaria no eléctrica	-1.0 %	19.5 %	5.3 %	19.2 %	6.3 %	-0.2 %
Maquinaria eléctrica	0.2 %	16.4 %	5.5 %	13.3 %	5.3 %	-3.2 %
Transporte	2.3 %	31.2 %	9.6 %	24.8 %	7.3 %	-6.4 %
Otras	-1.2 %	14.1 %	1.8 %	17.3 %	3.0 %	3.2 %

Fuente: Cálculos propios.

CUADRO 8. Estimación de la persistencia por sectores

Sectores	Aprox. ARMA*	Aprox. No Paramétrica**
Total	0.48774	0.49288
Alimentos	0.33729	0.39876
Bebidas	0.38141	0.43768
Tabaco	0.26551	0.3275
Textiles	0.46435	0.37445
Confecciones	0.16272	0.18305
Cuero	0.42178	0.41164
Calzado	0.08617	0.41079
Madera	0.23674	0.32048
Muebles	0.52551	0.37301
Papel	0.53637	0.62945
Imprentas	0.3832	0.34823
Sustancias químicas	0.31553	0.38412
Otros químicos	0.33071	0.3465
Refinerías de petróleo	0.20141	0.36335
Derivados del petróleo	0.26081	0.25218
Caucho	0.50972	0.4173
Plásticos	0.53123	0.43669
Cerámica	0.66418	0.45209
Vidrio	0.29919	0.33882
Minerales no metálicos	0.67236	0.79991
Hierro y acero	0.3162	0.37697
Metales no ferrosos	0.40457	0.39455
Productos metálicos	0.22708	0.24879
Maquinaria no eléctrica	0.29618	0.26701
Maquinaria eléctrica	0.20553	0.29731
Transporte	0.58476	0.41809
Otras	0.18307	0.18102

* Metodología Campbell & Mankiw (1987).

** Metodología Cochrane (1988).

Fuente: Cálculos propios.

CUADRO 9. Estimación de los efectos calendario (Semana Santa y días festivos)

Sectores	ω^*	TBATS				TRAMO-SEATS			
		Semana Santa		Días festivos		Semana Santa		Días festivos	
		Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value
Total	1	-2.54	0.00	-0.83	0.00	-9.07	0.00	-1.10	0.00
Alimentos	1	-2.56	0.00	-0.93	0.00	-7.97	0.00	-1.37	0.00
Bebidas	1	-1.82	0.04	-0.69	0.10	-3.02	0.01	-1.60	0.02
Tabaco	1	-5.45	0.00	-1.68	0.14	-18.76	0.00	-4.21	0.00
Textiles	0	-3.81	0.00	-1.07	0.03	-11.57	0.00	-1.99	0.00
Confecciones	0	-2.36	0.04	-1.04	0.07	-12.59	0.00	-0.82	0.25
Cuero	0	-4.28	0.00	-2.07	0.01	-12.43	0.00	-4.11	0.00
Calzado	0	-5.67	0.06	-2.20	0.06	-14.02	0.00	-4.44	0.00
Madera	0	-2.23	0.22	-2.73	0.05	-9.95	0.00	-1.31	0.24
Muebles	0	-5.64	0.09	-2.05	0.09	-18.66	0.00	-3.35	0.04
Papel	1	-1.69	0.00	-0.65	0.03	-5.30	0.00	-0.88	0.02
Imprentas	0	-3.11	0.02	-0.62	0.13	-8.37	0.00	-1.20	0.14
Sustancias químicas	0	-1.06	0.11	-0.50	0.16			-0.58	0.27
Otros químicos	1	-4.06	0.00	-1.64	0.00	-12.64	0.00	-3.63	0.00
Refinerías de petróleo	1	-0.52	0.57	0.40	0.48			0.70	0.74
Derivados del petróleo	0	-2.25	0.05	-0.54	0.18	-9.69	0.00	-1.37	0.18
Caucho	0	-4.56	0.02	-1.27	0.06	-16.74	0.00	-1.14	0.14
Plásticos	1	-3.38	0.00	-1.28	0.00	-9.92	0.00	-3.11	0.00
Cerámica	0	-1.10	0.06	-0.43	0.14			0.35	0.86
Vidrio	1	-0.87	0.34	-0.35	0.54			0.18	0.58
Minerales no metálicos	1	-4.65	0.00	-1.82	0.00	-12.49	0.00	-2.22	0.01
Hierro y acero	0	-4.32	0.01	-1.66	0.02	-7.94	0.00	-3.24	0.00
Metales no ferrosos	0	-4.68	0.05	-1.94	0.05	-12.66	0.00	-3.41	0.01
Productos metálicos	0	-4.38	0.01	-1.86	0.03	-12.88	0.00	-3.02	0.01
Maquinaria no eléctrica	0	-5.82	0.02	-2.06	0.03	-19.55	0.00	-3.48	0.03
Maquinaria eléctrica	0	-5.65	0.01	-2.26	0.01	-12.88	0.00	-3.90	0.00
Transporte	0	-6.96	0.01	-2.75	0.02	-21.18	0.00	-5.65	0.00
Otras	0	-0.85	0.22	-0.37	0.27	-10.79	0.00	-0.75	0.29

* 0 indica la aplicación de la transformación logarítmica y 1 mantiene la serie en niveles.

- Las zonas sombreadas corresponden a coeficientes no significativos al 10 %.

Fuente: Cálculos propios.

CUADRO 10. Fases del ciclo económico de los sectores según el algoritmo Bry-Boschan

Sectores	Número de Meses		
	De pico a pico (ciclo completo)*	En auge en un ciclo*	En recesión en un ciclo*
Total	85.7	36.4	17.4
Alimentos	61.1	23.0	14.7
Bebidas	62	21.3	18.0
Tabaco	63.3	18.8	26.0
Textiles	56.8	19.6	18.0
Confecciones	48.5	16.8	14.6
Cuero	66.4	20.6	25.5
Calzado	55.6	16.3	22.7
Madera	64	18.8	23.5
Muebles	53.5	18.3	20.3
Papel	50.8	16.9	16.0
Imprentas	63	20.2	20.3
Sustancias químicas	74.2	27.3	18.0
Otros químicos	48.8	15.6	14.0
Refinerías de petróleo	55	17.5	19.1
Derivados del petróleo	42.25	14.8	13.7
Caucho	60.5	20.3	20.5
Plásticos	59.3	26.4	11.6
Ceramica	55.8	21.4	10.4
Vidrio	75	34.3	11.7
Minerales no metálicos	90	29.8	20.2
Hierro y acero	58.2	19.3	17.3
Metales no ferrosos	59.4	22.7	15.4
Productos metálicos	63	27.1	12.2
Maquinaria no eléctrica	63.3	25.1	13.7
Maquinaria eléctrica	86.5	32.2	20.4
Transporte	69.8	26.0	17.2
Otras	48.5	13.6	17.9

* Meses en promedio.

Fuente: Cálculos propios.



Este documento puede ser
consultado en
[http://www.banrep.gov.co/
publicaciones/pub_borra.htm](http://www.banrep.gov.co/publicaciones/pub_borra.htm)

