

Documentos de trabajo

Desestacionalización del Índice de
Actividad del Comercio al por
Menor (IACM)
Metodología X13 ARIMA SEATS
para el efecto calendario

Autores:

Juan Manuel Cortez Osorio
Felipe Ignacio Martin Castillo

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS

Av. Presidente Bulnes 418, Santiago de Chile

Teléfono: 562 2892 4000

Correo: ine@ine.cl

Facebook: [@ChileINE](https://www.facebook.com/ChileINE)

Twitter: [@INE_Chile](https://twitter.com/INE_Chile)

Juan Manuel Cortez Osorio
Felipe Ignacio Martin Castillo
Subdirección Técnica

Los autores agradecen la colaboración/comentarios de María Mercedes Jeria, subdirectora técnica del INE; Beatriz Berríos, sectorialista del Índice de Actividad del Comercio, e Ismael Andrade, jefe del Departamento de Estudios Económicos Coyunturales.

Los Documentos de Trabajo del INE están dirigidos a investigadores, académicos, estudiantes y público especializado en materias económicas, y tienen como objetivo proporcionar un análisis exhaustivo sobre aspectos conceptuales, analíticos y metodológicos claves de los productos estadísticos que elabora la institución y, de esta forma, contribuir al intercambio de ideas entre los distintos componentes del Sistema Estadístico Nacional.

Las interpretaciones y opiniones que se expresan en los Documentos de Trabajo pertenecen en forma exclusiva a los autores y colaboradores y no reflejan necesariamente el punto de vista oficial del INE ni de la institución a la que pertenecen los colaboradores de los documentos.

El uso de un lenguaje que no discrimine ni marque diferencias entre hombres y mujeres ha sido una preocupación en la elaboración de este documento. Sin embargo, y con el fin de evitar la sobrecarga gráfica que supondría utilizar en castellano “o/a” para marcar la existencia de ambos sexos, se ha optado por utilizar -en la mayor parte de los casos- el masculino genérico, en el entendido de que todas las menciones en tal género representan siempre a hombres y mujeres, abarcando claramente ambos sexos.

Desestacionalización del Índice de Actividad del Comercio al por Menor (IACM) Metodología X13 ARIMA SEATS para el efecto calendario

Resumen

El documento describe el proceso de desestacionalización de las series económicas mediante la metodología X13 ARIMA SEATS del Census Bureau de Estados Unidos, incorporando en el análisis el efecto calendario chileno y su aplicación al Índice de Actividad del Comercio al por Menor, que elabora el Instituto Nacional de Estadísticas de Chile.

Abstract

This paper describes the seasonal adjustment procedure of the economic series following the methodology X13 ARIMA SEATS of the Census Bureau of the United States using the calendar effect applied to the Chilean case. The procedure of seasonal adjustment is applied to the volume index of retails sales published by the National Statistical Institute of Chile.

Palabras clave: Índice de Actividad del Comercio al por Menor, desestacionalización, efecto calendario, X13 ARIMA.

	Presentación	6
1	Introducción	8
2	Antecedentes generales	9
3	Metodología X13 ARIMA	11
3.1	Módulo RegARIMA	13
3.1.1	Modelo general	14
3.1.2	Efecto calendario	16
3.1.3	Modelación y comparación de modelos para proyección	21
3.2	Módulo X11	23
3.2.1	Test de estacionalidad	24
3.2.2	Desestacionalización X11	24
3.2.3	Elección de la media móvil para estimar la componente estacional	24
3.2.4	Elección de la media móvil de Henderson para estimar la componente tendencia-ciclo	25
3.2.5	Proceso de desestacionalización	25
3.2.6	Diagnóstico del ajuste estacional	27
4	Aplicación X13 ARIMA SEATS al Índice de Actividad del Comercio al por Menor	28
4.1	Análisis gráfico	28
4.2	Elección del efecto calendario	31
4.3	Elección del modelo SARIMA	33
4.4	Serie desestacionalizada y sus componentes	33
4.4.1	Prueba de bondad de ajuste	34
5	Conclusión	35
	Referencias	37
	Anexos	40
A.	Test de estacionalidad	40
B.	Componentes irregular y estacional del índice de Actividad del Comercio al por Menor	41

Presentación

El Instituto Nacional de Estadísticas (INE), en el constante compromiso de mejorar sus metodologías para satisfacer la necesidad de información de sus usuarios y de ajustar continuamente la producción estadística a los estándares internacionales, pone a disposición del público el estudio “Desestacionalización del Índice de Actividad del Comercio al por Menor (IACM) Metodología X13 ARIMA SEATS para el efecto calendario”, que es parte del Proyecto Cambio de Año Base 2013 (CAB 2013).

El IACM es un índice de volumen y se calcula mediante la fórmula de Laspeyres, con período base promedio año 2014=100 y base de ponderaciones año 2013. Su objetivo es medir la evolución mensual de la actividad del comercio minorista, a través de las ventas a precios constantes de las empresas que se clasifican en esta actividad y operan dentro del territorio nacional.

Construido a partir de las líneas de productos (LDP) minoristas del Índice de Actividad del Comercio (IAC), el IACM es un índice coyuntural, que incluye todas las líneas de productos de la división 47 (comercio al por menor, excepto el de vehículos automotores y motocicletas) y solo las ventas de las LDP minoristas de la división 45 (comercio al por mayor y al por menor y reparación de vehículos automotores): “vehículos automotores livianos nuevos”, “vehículos automotores usados” y “repuestos”.

El carácter coyuntural del índice y la oportunidad de su publicación lo convierten en un índice fundamental para usuarios de los sectores público y privado, siendo un insumo para los cálculos del Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC) y de las Cuentas Nacionales Trimestrales calculadas por el Banco Central de Chile (BCCCh). Asimismo, constituye un antecedente importante para la formación de expectativas de los agentes económicos respecto de la evolución de la actividad económica del sector.

El Departamento de Estudios Económicos Coyunturales (DEEC) de la Subdirección Técnica del INE, a través de la Unidad de Economía Cuantitativa (UEC), aplicó el

ajuste estacional a las series económicas¹ del INE, por medio de la metodología X13 ARIMA SEATS del Census Bureau de Estados Unidos, con corrección de efecto calendario y acorde con la realidad chilena. La metodología de ajuste estacional se basó en el desarrollo de un sistema de factores que explican la variación estacional de la serie del IACM.

Dada la relevancia del índice, consideramos importante realizar el estudio de desestacionalización del IACM para un adecuado análisis longitudinal del sector y de las comparaciones en el tiempo de la actividad del comercio minorista.

Esto, dado a que hay varias causas que pueden generar estacionalidad de la serie y provocar importantes variaciones en los niveles de ventas del comercio al por menor en ciertos meses del año. Entre ellas están:

- En diciembre, las festividades de Navidad y fin de año, pues se incrementa la demanda por juguetes, productos textiles, productos electrónicos, aparatos de uso doméstico, tecnológicos y alimentos, bebidas alcohólicas y no alcohólicas.
- En septiembre, las celebraciones de Fiestas Patrias.
- En marzo, el retorno a clases de los estudiantes y el término del período estival, entre otros.

La composición de los días de la semana en el mes también puede hacer variar las ventas minoristas. Los datos muestran que en la industria del *retail* las mayores ventas se realizan los viernes, sábados, domingos y festivos, por lo que un día adicional de estos impacta positivamente en sus ventas.

En este contexto, el presente estudio busca describir el proceso de desestacionalización de la serie del IACM, proporcionando las bases teóricas de ajuste estacional, a través de la metodología X13 ARIMA SEATS aplicado al efecto del calendario nacional.

¹ Estas series corresponden a los siguientes índices vinculados con los sectores económicos de industrias: Índice de Producción Industrial (IPI), Índice de Producción Manufacturera (IPMan), Índice de Producción Minera (IPMin) e Índice de Electricidad, Gas y Agua (IPEGA), y a los relacionados con el comercio minorista: Índice de Supermercados (ISUP) e Índice de Actividad del Comercio al por Menor (IACM).

1 Introducción

La idea que sustenta el ajuste estacional de las series económicas, y en este caso del IACM, es que toda serie estadística es el resultado de una combinación de componentes, y que la caracterización de los movimientos de una serie en el tiempo, tales como su tendencia, sus ciclos, su estacionalidad y su comportamiento irregular, pueden ser caracterizados aislándolos de la serie original.

La estacionalidad presente en el IACM, al igual que en otras series de la actividad económica, se refiere a movimientos sistemáticos que se repiten con una intensidad similar en la misma temporada cada año. Por tanto, sobre la base de movimientos pasados de la serie del IACM, en circunstancias normales, es esperable que se repitan.

Estas fluctuaciones estacionales pueden ser causadas por diversos motivos, entre los cuales podemos destacar las estaciones del año o el clima que, según la temporada, pueden generar algún impacto en la producción o las ventas (i.e. las cosechas, las ventas de helados, etc.); las fechas que las instituciones tienden a fijar dentro del año para realizar ciertas actividades (i.e. períodos de vacaciones, de pagos de impuestos, etc.); el efecto calendario que producen algunas festividades, sean fijas o móviles, como la Navidad y Semana Santa, o las diferencias en la cantidad de días en los meses del año, y las expectativas de fluctuaciones estacionales (i.e. incremento en la producción de juguetes en los meses previos a Navidad, por expectativas de elevadas ventas en diciembre), entre otros.

Es importante aclarar que estas causas pueden ser consideradas como factores exógenos de naturaleza no económica que influyen sobre la serie del IACM, y pueden ocultar o distorsionar características relacionadas con los fenómenos económicos, que constituyen el foco del análisis de una serie de tiempo económica.

Por tanto, se necesita contar con datos ajustados estacionalmente para tener una serie del IACM que dé cuenta del real comportamiento económico del comercio minorista, que también permita identificar patrones subyacentes y relaciones causales, así como disminuir la posibilidad de interpretaciones erróneas, producto

de correlaciones espurias, resultantes de influencias estacionales sistemáticas e independientes. Para realizar este proceso, se busca aislar los componentes (tendencia, ciclo, estacionalidad e irregular) de la serie original con el fin de identificar sus respectivos movimientos en la serie del IACM.

Este estudio busca explicar cómo la desestacionalización permite identificar ciertos patrones y efectos que pueden alterar el real comportamiento de las series económicas, evitando interpretaciones distorsionadas del análisis coyuntural de estas.

El documento se organiza en cinco secciones. En la primera se dan a conocer antecedentes generales del proceso de ajuste estacional, con una reseña histórica del tratamiento de las series temporales a partir de la descomposición de estas. Luego se explican los distintos enfoques utilizados en el ajuste estacional. Posteriormente se expone la metodología X13 ARIMA SEATS del Census Bureau de Estados Unidos, específicamente en los módulos RegARIMA y X11. Finalmente se hace la desestacionalización para el efecto calendario aplicado a la serie de comercio minorista (IACM) y se entregan los resultados del ejercicio.

2 Antecedentes generales

La desestacionalización está asociada a la idea de que las series de tiempo son las resultantes de una combinación de componentes no observables. Este concepto se plantea a mediados del siglo XIX, cuando varios economistas -como Cournot (1838) y Jevons (1862)-, en sus análisis de las series de tiempo, relacionan los períodos del año con el comportamiento de la economía.

En efecto, para Jevons (1862) sostiene que:

“Toda fluctuación periódica, ya sea diaria, semanal, trimestral o anual, debe ser detectada y evidenciada, no solamente para estudiarla, sino también porque esas variaciones periódicas deben ser evaluadas y eliminadas para hacer resaltar aquellas que, irregulares o no periódicas, son probablemente más importantes e interesantes (Jevons, 1862)”.

Una de las primeras ideas que surgen para aislar estas componentes fue dada por Pearson (1919), quien postula que las series de tiempo constan de cuatro componentes (Villarreal, 2005): tendencia de largo plazo, movimiento cíclico, movimiento estacional y variación residual.

Hoy en día es usual descomponer una serie de tiempo Y_t observada, en varias componentes no observadas, según el siguiente modelo (Ladiray y Quenneville, 2001):

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t \quad (1)$$

Donde:

- T_t (Componente de tendencia): representa la evolución de la serie a lo largo del tiempo.
- C_t (Componente ciclo): movimiento liso, casi periódico en torno de la tendencia, que pone en evidencia una sucesión de etapas de crecimiento y de recesión.

En la práctica, resulta complejo aislar la tendencia del componente cíclico. El método $X11^2$ no separa estas dos componentes, por lo que nos referiremos a la componente tendencia-ciclo (TC_t) para conservar la notación de $X11$.

- S_t (componente estacional): fluctuaciones con menor periodicidad que las anuales (mensuales o trimestrales) que se repiten año a año de manera más o menos regular.
- I_t (componente irregular): mide todas las fluctuaciones erráticas, no incluidas en las componentes anteriores.

En 1954, gracias a los avances en la informática, Shiskin (1954) construye el Census Method I para el Departamento de Censos de Estados Unidos. Este método tenía como base los promedios móviles. Luego, en 1957 se desarrolla el Census Method II, y en 1965 Shiskin, Young y Musgrave (1965) proponen versiones experimentales

² El método $X11$ se explica en la sección 3.2 "Módulo $X11$ ".

desde X_1 hasta X_{11} .

En 1970, la popularización de los modelos ARIMA por Box y Jenkins (1970) permite que las herramientas de desestacionalización progresen y exista una gran variedad de métodos disponibles para realizar el ajuste estacional.

Sin embargo, se pueden distinguir dos enfoques para dicho ajuste.

- *Enfoque no paramétrico*: permite estimar las componentes no observadas de una serie de tiempo sin recurrir a la especificación de un modelo estadístico para la serie. La metodología de ajuste estacional más utilizada es la del programa X13 ARIMA.
- *Enfoque paramétrico*: parte de la especificación explícita de un modelo estadístico para la serie de tiempo observada o bien para sus componentes. La metodología más utilizada es TRAMO SEATS.

Actualmente, en el programa X13 ARIMA SEATS se encuentran disponibles ambos enfoques de ajuste estacional. Para la desestacionalización de las series económicas coyunturales, el INE utiliza el enfoque no paramétrico a través del programa X13 ARIMA SEATS, lo que también se ve reflejado en el ajuste estacional para el IACM en lo referido más específicamente al efecto del calendario nacional en la serie.

3 Metodología X13 ARIMA

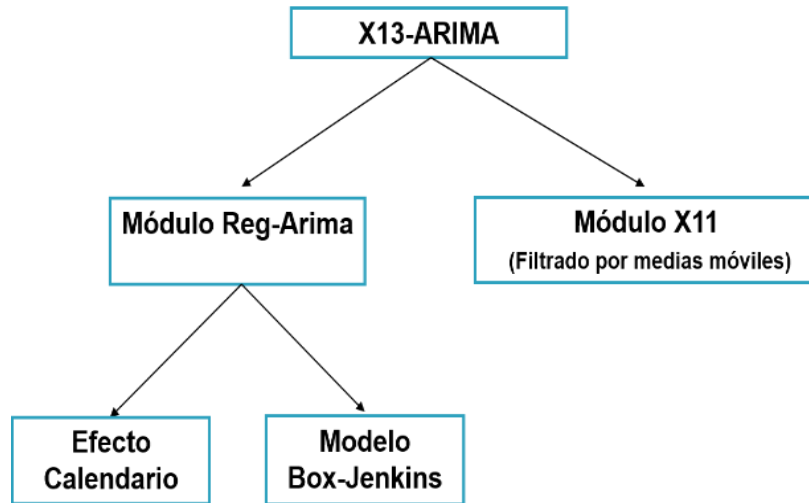
X13 ARIMA (U.S. Census Bureau, 2013) es un método basado en promedios móviles, que se sustentan en el dominio del tiempo o en el de frecuencias, y logra el ajuste estacional con el desarrollo de un sistema de factores que explican la variación estacional en una serie.

Es un programa de código abierto, desarrollado por la Oficina del Censo de Estados Unidos (U.S. Census Bureau 2000) a partir de los programas de ajuste estacional Census X-11 (Shishkin, 1967) de la Oficina del Censo de Estados Unidos,

y X11 ARIMA (Dagum 1980, 1988) de la oficina de estadística de Canadá.

El programa cuenta con dos módulos: el módulo RegARIMA, que se encarga de realizar el ajuste previo a la serie, y el módulo X11, que se encarga de efectuar el ajuste estacional propiamente tal. Ver figura 1.

Figura 1: Módulo programa X13 ARIMA



Fuente: elaboración propia.

El módulo X11 utiliza un filtro lineal como herramienta básica de ajuste estacional, por medio del cual se aíslan los componentes de tendencia-ciclo, estacionalidad e irregular de la serie. Este filtro lineal para la desestacionalización de las series se aplica una vez que se haya limpiado la serie de los valores atípicos o *outliers*, efecto calendario y algún evento especial mediante el módulo RegArima.

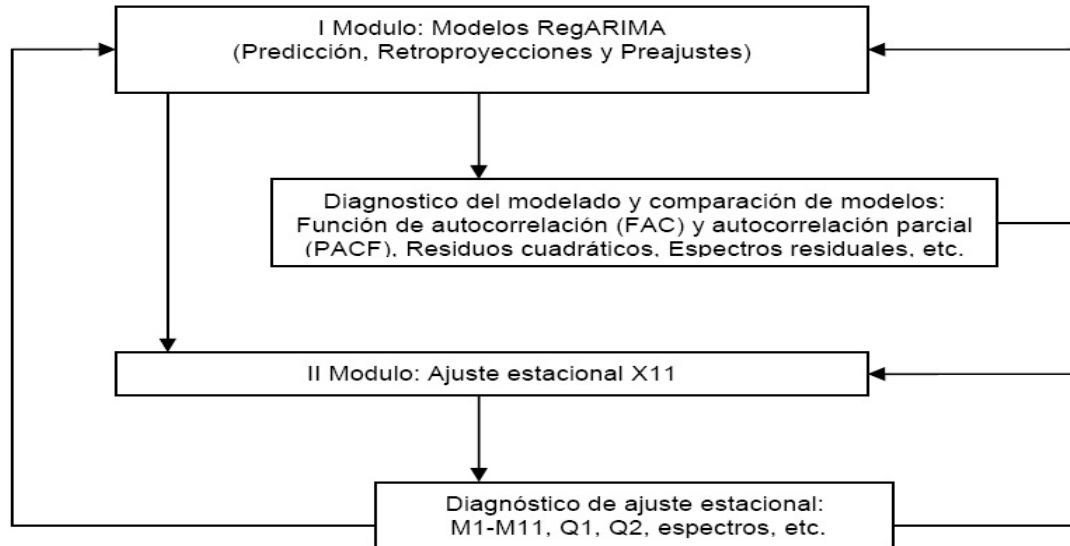
El proceso X13 ARIMA, según distintos autores y tal como expresa Cortez (2008), opera de acuerdo con las siguientes etapas:

- Eliminación automática de valores atípicos o *outliers*, y tratamiento de los efectos calendario (día laboral, duración del mes, efecto de Semana Santa).
- Extensión de la serie anterior con predicciones, para lo cual prueba una variedad de modelos SARIMA en forma secuencial.
- Aplicación de los filtros de media móviles y Henderson del módulo X11 a la serie extendida para obtener las componentes estacionales, tendencia-ciclo e

irregular³.

Un esquema que sintetiza el proceso de la metodología X13 ARIMA (Findley, Monsell, Otto and Chen, 1998) se ilustra en la figura 2.

Figura 2: Esquema del proceso del programa X13 ARIMA sobre una serie económica



Fuente: Findley et.al. (1998).

3.1 Módulo RegARIMA

RegARIMA (Cortez, 2008 y U.S. Census Bureau, 2013) es el primer paso del procesamiento de las series con la metodología X13 ARIMA. En él se estima un modelo para la media, donde se captura el efecto calendario, datos atípicos (*outliers*), efecto de días feriados, entre otros, con la finalidad de eliminar elementos observables de la serie que distorsionan el resultado del proceso de ajuste estacional.

El modelo estimado se usa para extender la serie (proyección) o para estimar valores anteriores al primer valor observado (retroproyección), cuando las observaciones mensuales o trimestrales consideran menos de 15 años, de manera de poder emplear

³ El objetivo de la extracción de señales es estimar los componentes no observables de tal manera que se maximice la varianza del componente irregular y se minimice la de los otros componentes. Es decir, se eliminan los ruidos de cada uno de los componentes y se trasladan (suman) al componente irregular, con lo que se obtiene una descomposición única, conocida como descomposición canónica, y se maximiza la estabilidad de los componentes tendencia y estacional.

medias móviles simétricas para el ajuste estacional⁴ y de esta forma lograr una mejor corrección.

El método RegARIMA trabaja sobre la base de series estacionarias⁵ y, por tanto, con frecuencia es necesario diferenciar la serie con el fin de que siga un proceso estacionario. Además, para estabilizar la varianza, en ocasiones es útil transformar la serie aplicando el logaritmo natural, previo a la estimación del modelo.

3.1.1 Modelo general

Los modelos RegARIMA son modelos de regresión cuyos errores siguen un proceso ARIMA, que se basan en procesos estacionales autorregresivos integrados de medias móviles (SARIMA⁶).

Sea Y_t una serie de tiempo observada (con $t = 0, 1, 2, \dots, T$), que obedece un proceso del tipo:

⁴ X11 utiliza medias asimétricas para poder realizar el ajuste estacional, proceso en el cual se pierden valores extremos de la serie. X13 ARIMA extiende la serie por medio de modelos ARIMA para poder estimar la estacionalidad y la tendencia a través de medias móviles simétricas.

⁵ Un proceso es estrictamente estacionario, si las propiedades de él no son afectadas por un cambio en el origen del tiempo; es decir:

$$p(y_t, y_{t+1}, \dots, y_T) = p(y_{t+k}, y_{t+1+k}, \dots, y_{T+k})$$

Con k arbitrario.

En particular, si $p(y_t) = p(y_{t+k})$, la estacionariedad implica que la distribución marginal de probabilidad en t es la misma que la distribución marginal para cualquier $t+k$. En otras palabras, la distribución marginal del proceso estocástico no depende del tiempo, lo que a su vez implica que tanto la media como la varianza de y deben ser constantes:

$$\begin{aligned} E(y_1) &= E(y_2) = \dots = E(y_T) = \mu \\ \text{var}(y_1) &= \text{var}(y_2) = \dots = \text{var}(y_T) = \sigma^2 \end{aligned}$$

Si consideramos a y_t e y_{t-1} , la estacionariedad también implica que todas las distribuciones bivariadas $p(y_t, y_{t+k})$ no dependen de t . Luego, las covarianzas son función solo de k (la distancia entre las observaciones):

$$\begin{aligned} \text{covar}(y_1, y_{1+k}) &= \text{covar}(y_2, y_{2+k}) = \dots = \text{covar}(y_{T-k}, y_T) = \\ &\text{covar}(y_t, y_{t-k}) \end{aligned}$$

⁶ Los modelos SARIMA son una modificación de los modelos ARIMA para que estos capturen la estacionalidad que presentan algunas series.

$$Y_t = X' \beta + Z_t \quad (2)$$

Donde:

- $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_n)'$: Es un vector de coeficientes de regresión.
- $X = (X_1, \dots, X_n)$: Es un vector de n regresores determinísticos observados con Y_t .
- Z_t : Es una variable estocástica que obedece un proceso SARIMA.

Z_t son los errores de la regresión ($Z_t = Y_t - X' \beta$), los que siguen un proceso SARIMA ($p d q$) ($P D Q$) definido por:

$$\phi(B)\Phi(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D Z_t = \theta(B)\Theta(B^s)\varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{Con } \varepsilon_t \sim RB(0, \sigma^2)$$

Donde:

- $\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$ Polinomio AR de orden p .
- $\Phi(B^s) = (1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{ps})$ Polinomio AR estacional de orden P .
- $\theta(B) = (1 - \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \dots + \theta_q B^q)$ Polinomio MA de orden q .
- $\Theta(B^s) = (1 - \Theta_1 B^s + \Theta_2 B^{2s} + \dots + \Theta_Q B^{Qs})$ Polinomio de MA estacional de orden Q .
- d : Número de diferenciación para que la serie sea estacionaria.
- D : Número de diferenciación estacional para que la serie sea estacionaria (Benavides, 2007)⁷.
- s : Frecuencia estacional (12 para datos mensuales y 4 para datos trimestrales).

Reemplazando la ecuación (2) -representando los errores del modelo de regresión- en la ecuación (3) se define el modelo general RegARIMA, que es estimado por X13

⁷ D está definido como: $\nabla_s^D X_t = (1 - B^s)^D X_t$ donde, D asume valores enteros (1,2,...). Si se trabaja con un modelo estacional puro, se diferencia la serie para tornarla estacionaria. En la práctica se trabaja generalmente con valores $D=1$ o 2, ya que al diferenciar más veces el modelo pierde consistencia.

ARIMA de la siguiente forma:

$$\phi(B)\Phi(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D(Y_t - X'\beta) = \theta(B)\Theta(B^s)\varepsilon_t \quad (4)$$

El modelo RegARIMA (4) puede ser pensado como la generalización del modelo ARIMA puro, que permite la función de regresión media $X'\beta$, o como la generalización del modelo de regresión (2), que permite a los errores Z_t seguir el modelo ARIMA (3).

En ese caso, se observa que el modelo RegARIMA implica que:

1. Los efectos de la regresión (efecto calendario y valores atípicos) son sustraídos de Y_t para obtener la media cero de la serie Z_t .
2. Los errores Z_t son diferenciados para transformarlos en una serie estacionaria que sigue un proceso estacionario ARMA que se usa, una vez estimado, para extender la serie original por medio de las predicciones y retroproyecciones del modelo ARMA.

3.1.2 Efecto calendario

El efecto calendario (Young, 1965 y Findley et al., 1998) influye particularmente sobre las series de tiempo mensuales que se obtienen como agregados de datos diarios. Por tanto, se asume que en los datos diarios existe una cierta periodicidad semanal completamente determinística que debería transmitirse a la serie mensual mediante el proceso de agregación. Sin embargo, no todos los meses presentan las mismas características debido a que:

1. Los meses no tienen el mismo número de días.
2. Un mismo mes, al paso del tiempo, presenta variaciones respecto al número de días específicos de la semana que contiene (viernes, por ejemplo).
3. Existen festividades, tanto móviles como fijas, en las que la actividad económica se detiene en algunos sectores o aumenta en otros.

El componente de efectos calendarios engloba todos aquellos efectos determinísticos producto de la composición del calendario de un país.

Algunas series económicas pueden estar fuertemente influenciadas por la

composición diaria del mes: un sábado de más o de menos en un mes puede hacer variar de manera no despreciable cualquier índice mensual. Esos efectos de los días hábiles, así como la estacionalidad, pueden hacer delicadas las comparaciones de los valores de la serie entre un mes y otro de un mismo año, o las comparaciones de los valores de un mismo mes entre un año dado y otro. La diferencia en los valores estimados para un mes dado en dos años consecutivos (por ejemplo mayo de 2016 y mayo de 2017) puede ser parcialmente explicada por el hecho de que estos dos meses difieren en la cantidad de días (lunes, martes,..., domingo).

En el comercio minorista, en particular en la industria del *retail*, las mayores ventas son hechas los viernes, sábados y domingos. Además, en Chile las ventas más altas se realizan en los meses que contienen cinco viernes, sábados y/o domingos que otros meses con solo cuatro de estos días. Este fenómeno es conocido como “efecto días de actividad” y su remoción equivale a homogeneizar la serie en este sentido, a efectos de hacer comparables iguales meses de distintos años. Una gran atención se ha dado a la estimación y ajuste de los datos por este efecto, siendo una opción dentro de la metodología X13 ARIMA.

La forma de ajustar este efecto es realizar una estimación preliminar a la proyección y retroproyección mediante la modelación SARIMA, y luego estimar los factores representativos de las ponderaciones de los distintos efectos calendario⁸ que se quieran capturar. Una vez estimadas las ponderaciones, se hace el preajuste por efecto de días de actividad sobre la serie original, previamente al proceso de desestacionalización.

X13 ARIMA contiene una amplia gama de variables explicativas para poder estimar los efectos calendario a las series económicas, además de la opción de incorporar otras variables a ser definidas por el usuario, que permiten estimar diferentes tipos de modelos.

No obstante, persiste el problema en el programa X13 ARIMA del calendario incorporado, el cual se basa en festividades de un calendario estándar y no se ajusta a la realidad del caso chileno, por lo que se diseñan variables que permiten estimar el modelo según el calendario nacional, incorporando una matriz con el número de días, feriados existentes y otras variables que hagan posible capturar otros efectos

⁸ El modelo de regresión estándar utilizado considera seis variables independientes para estimar los siete ponderadores de los días de la semana, ya que se incorpora la restricción que la suma de las ponderaciones sea igual a 1.

determinísticos.

A continuación se presenta el modelo general de efecto calendario (modelo de días hábiles) (Bravo, Luna, Correa y Ruiz, 2002 y Cortez, 2008) aplicados a nuestra realidad nacional. De acuerdo con el modelo de días hábiles, admitiremos a continuación que el *i*-ésimo día de la semana tiene un efecto β_i en donde $i=1$ designa el lunes, $i=2$ el martes, ..., e $i=7$ el domingo.

$$K_t = \sum_{i=1}^7 \beta_i X_{it} \quad (5)$$

Donde:

- K_t : es un factor atribuible al efecto calendario en el mes t .
- X_{it} : es el número de días de tipo i en el mes t .

La ecuación (5) se reescribe de la siguiente forma:

$$K_t = \sum_{i=1}^6 \tilde{\beta}_i (X_{it} - X_{7t}) + \bar{\beta} N_t \quad (6)$$

Donde N_t es el número total de días del mes t .

La ecuación (6) se puede reescribir con la transformación propuesta por Young (1965):

$$K_t = \sum_{i=1}^6 \tilde{\beta}_i (X_{it} - X_{7t}) + \bar{\beta} LY_t \rightarrow (\text{Young}) \quad (7)$$

Donde:

$$LY_t = \begin{cases} -0,25 & \text{si } t \in \text{febrero año no bisiesto} \\ 0,75 & \text{si } t \in \text{febrero año bisiesto} \\ 0 & \text{si } t \notin \text{al mes de febrero} \end{cases}$$

El efecto calendario, incluido los días feriados, se puede descomponer en:

$$K_t = \sum_{i=1}^7 \beta_i^{(1)} X_{it}^{(1)} + \sum_{i=1}^6 \beta_{it}^{(2)} X_{it}^{(2)} \quad (8)$$

Donde:

- $X_{it}^{(1)}$: número de días no feriados del tipo i en el mes t .
- $X_{it}^{(2)} = X_{it} - X_{it}^{(1)}$: número de días feriados del tipo i en el mes t (el domingo no se considera feriado).

En la ecuación (8) los vectores asociados a los días feriados presentan poca variabilidad, por lo cual es coherente agregar los días feriados en un solo vector, es decir:

$$K_t = \sum_{i=1}^7 \beta_i^{(1)} X_{it}^{(1)} + \bar{\beta}_1 \sum_{i=1}^6 X_{it}^{(2)} \quad (9)$$

De forma equivalente al modelo sin días feriados, la ecuación (9) se puede descomponer en:

$$K_t = \sum_{i=1}^6 \tilde{\beta}_i^{(1)} (X_{it}^{(1)} - X_{7t}) + \bar{\beta}_1 N_t^{(2)} + \bar{\beta}_2 LY_t \quad (10)$$

Donde:

- $N_t^{(2)} = \sum_{i=1}^6 X_{it}^{(2)}$: número de días feriados del mes t .

Los coeficientes de la ecuación (10) se interpretan de la siguiente forma:

- $\tilde{\beta}_i^{(1)}$: efecto asociado al tipo de día no feriado i en un mes determinado. Es decir, mide los cambios sobre la serie promedio, derivado del hecho de tener o no un día más del tipo i .

- $\bar{\beta}_1$: efecto asociado a los días feriados en un mes determinado. Es decir, mide los cambios sobre la producción, derivado del hecho de tener o no un día feriado (con una estructura de días trabajados constante).
- $\bar{\beta}_2$: efecto tamaño del mes (asociado a los años bisiestos).

Es importante destacar que los meses del año tienen un número de días fijos y, por lo tanto, un día feriado adicional va acompañado necesariamente con la disminución de un día trabajado del tipo i . Es decir, el efecto total sobre la producción derivado del hecho de tener un día feriado adicional será igual a $\bar{\beta}_1 - \tilde{\beta}_i^{(1)}$, el cual depende del tipo de día i no trabajado (lunes, martes, miércoles, jueves, viernes o sábado).

Finalmente, la serie corregida del efecto calendario (días trabajados y feriados) se define como:

$$Y_t^* = Y_t - K_t = \sum_{i=1}^7 \beta_i^{(1)} (X_{it}^{(1)} - X_{7t}) + \bar{\beta}_1 N_t^{(2)} + \bar{\beta}_2 L Y_t$$

$$Y_t^* = \frac{Y_t}{K_t} \quad (\text{Caso modelo multiplicativo})$$

En donde Y_t^* representa la serie corregida del efecto del calendario.

Un modelo simplificado al modelo de días hábiles (que incorpora X13 ARIMA) utiliza solo un regresor, el que refleja el efecto de días de la semana en contraste con días de fin de semana.

$$K_t = \tilde{\beta}_0 \left((Week_t) - \frac{a}{b} (Weekend_t) \right) + \bar{\beta}_1 N_t^2 + \bar{\beta}_2 L Y_t$$

Donde:

- $Week_t$: número de días de semana en el mes t .
- $Weekend_t$: número de días de fin de semana en el mes t .
- a : cantidad de días de semana. $a=5$ para semana de lunes a viernes, $a=4$ para semana de lunes a jueves.
- b : cantidad de días de fin de semana. $b=2$ para fin de semana de sábado a domingo, $b=3$ para fin de semana de viernes a domingo.

El supuesto subyacente a este modelo es que todos los días de la semana tienen efectos idénticos, así como los días de fin de semana tienen similares efectos. En el caso del IACM del INE se consideró días de semana de lunes a jueves y fin de semana de viernes a domingo⁹.

Para encontrar la estimación del efecto fin de semana se debe multiplicar por $-\frac{a}{b}$ al estimador de días de semana.

Existen otros efectos que reflejan eventos específicos y que distorsionan el real valor de un índice en un mes determinado. Estos se pueden incluir en una variable ficticia para el control de valores atípicos generados por fenómenos con efectos transitorios que desaparecen al período siguiente, cuya notación se expresa de la siguiente manera:

$$AO_t = \begin{cases} 1 & \text{Sucede un evento } x \text{ en em mes } t. \\ 0 & \text{En otro caso.} \end{cases}$$

El programa X13 ARIMA incorpora otros tipos de variables ficticias (U.S. Census Bureau, 2013) para el tratamiento de *outliers*, asociados a fenómenos con efectos transitorios que desaparecen luego de un cierto número de períodos y otros con efectos permanentes o saltos de nivel.

Con estas variables de efecto calendario se conforma un modelo de regresión para la media del índice que se busca desestacionalizar.

3.1.3 Modelación y comparación de modelos para proyección

Una vez eliminado el efecto calendario de la serie, se deben realizar las proyecciones y retroproyecciones de la misma, para aplicar las medias móviles simétricas en el proceso de ajuste estacional propiamente tal (módulo X11). Para esto, se utiliza la

⁹ Se supone que, en el caso del comercio minorista -principalmente en supermercados y grandes tiendas-, el efecto asociado a los días viernes es positivo, al igual que sábados y domingos.

metodología Box-Jenkins que selecciona, estima y proyecta mediante modelación SARIMA (Cortez, 2008 y U.S. Census Bureau, 2013).

Esta metodología requiere que antes de seleccionar un modelo se pruebe la estacionariedad¹⁰ de la serie, es decir, con media y varianza constante en el tiempo y que las covarianzas no dependan del tiempo. El orden de integración (o grado de diferenciación), denotado por d^m , se refiere al número de veces que una serie debe ser diferenciada para obtener una serie estacionaria dentro de la modelación ARIMA.

Para la identificación de los modelos se usan las funciones de autocorrelación (ACF) y la función de autocorrelación parcial (PACF) de la serie, analizando sus puntos máximos y la tasa a la cual decrecen a través del tiempo para determinar el orden autorregresivo (parte AR), y el orden de las medias móviles (parte MA). Estas funciones sirven además para determinar si es necesario diferenciar la serie, ya que de observarse en ellas un decaimiento muy lento, es conveniente diferenciar (d).

En el análisis de la parte estacional se debe determinar que si el decaimiento de las autocorrelaciones en los rezagos múltiplos de S^{12} es muy lento, puede ser conveniente diferenciar estacionalmente (D). Al igual que en la parte regular, se deben observar sus puntos máximos y su grado de decaimiento en los múltiplos de S , para analizar los procesos AR estacional y MA estacional de la modelación SARIMA.

La serie diferenciada en d y/o D debe tener las propiedades de estacionariedad antes descritas tanto en su parte regular como estacional, es decir, media y varianza constante en el tiempo. La determinación de los valores $(p,d,q)(P,D,Q)^S$ mediante el análisis de las ACF y PACF, en la práctica, no es sencilla, ya que se realiza mediante ensayo y error. Sin embargo, el *software* X13 ARIMA SEATS posee un sistema de selección automático el que, dentro de una gama de alrededor de 30 modelos estimados, escoge los cinco mejores, acorde con criterios de selección usualmente utilizados¹³, seleccionando el de mejor ajuste.

¹⁰ Para identificar si la serie es o no estacionaria se pueden realizar los test de raíces unitarias Augmented Dickey–Fuller o Phillips–Perron.

¹¹ Ver inicio sección 3.1.

¹² S es igual a 12 en series mensuales y a 4 en series trimestrales.

¹³i.e BIC, Criterio de Información Bayesiano y AIC, Criterio de Información Akaike.

En la aplicación que se presenta en la sección 4, además de la selección automática de modelos, se realizó un análisis de las proyecciones de los cinco mejores modelos seleccionados a través del error cuadrático medio (ECM), así como un proceso de análisis de los residuos de esta modelación, verificando que posean las características de ruido blanco, es decir, que estos sean normales y con varianza constante, lo cual se observa a partir del test de normalidad¹⁴ y del test de independencia¹⁵.

3.2 Módulo X11

El módulo X11 (Ladiray y Quenneville, 2001) permite analizar las series mensuales y trimestrales, a través de un principio de estimación iterativa de las diferentes componentes. Esa estimación se hace en cada etapa mediante el uso de medias móviles adecuadas.

Las componentes principales que pueden aparecer en algún momento de la descomposición de la serie son la tendencia-ciclo (TC_t), la componente estacional (S_t), la componente irregular (I_t) y algunas componentes asociadas al efecto calendario (EC_t) como los días hábiles y/o efecto pascua, entre otros.

En X13 ARIMA SEATS, los componentes son definidos de manera implícita por las herramientas que sirven para estimarlas. Los dos principales modelos de descomposición¹⁶ que el método considera son:

- Modelo aditivo: $Y_t = TC_t + S_t + I_t + EC_t$
- Modelo multiplicativo: $Y_t = TC_t \cdot S_t \cdot I_t \cdot EC_t$

Para comenzar el proceso de desestacionalización, se debe realizar un análisis de distintos criterios que dan cuenta de una mejor calidad de ajuste estacional, los que

¹⁴ Para identificar si los residuos son o no normales se pueden realizar los test de normalidad Jarque-Bera o Shapiro-Wilk.

¹⁵ Para identificar si los residuos son o no independientes se pueden realizar los test de independencia Ljung-Box, o Box-Pierce.

¹⁶ Se pueden aplicar otros modelos de descomposición como un Log-Aditivo o Pseudo-Aditivo.

se detallan en los siguientes apartados.

3.2.1 Test de estacionalidad

Los test para determinar la presencia de estacionalidad que incorpora el programa X12 ARIMA son tanto paramétricos como no paramétricos. Entre estos test se encuentran los Test de Estacionalidad Estable, Test de Kruskal-Wallis, Test de Estacionalidad Evolutiva y el Test de Presencia de Estacionalidad Identificable, el cual se construye a partir de los test de Estacionalidad Estable y Estacionalidad Evolutiva. Se puede realizar un test combinado, utilizando los test mencionados anteriormente para resolver la presencia de estacionalidad estable (Cortez, 2008).

3.2.2 Desestacionalización X11

El método de desestacionalización X11 emplea medias móviles para estimar los principales componentes de una serie: la tendencia-ciclo y la estacionalidad. Este método permite realizar una estimación no paramétrica de la componente estacional con la ayuda de las medias móviles.

3.2.3 Elección de la media móvil para estimar la componente estacional

El programa selecciona automáticamente, según el valor de la razón de estacionalidad móvil $MSR=I/S$, la media móvil a utilizar (mes por mes) en la estimación de la componente estacional, donde I designa las variaciones absolutas mensuales en la parte irregular de la serie y S designa las variaciones absolutas mensuales de la estacionalidad de la serie.

El criterio de elección es el siguiente (Bravo et al., 2002):

- Si MSR es inferior a 1,5, conviene adoptar una media móvil estacional 3.
- Si MSR se sitúa entre 1,5 y 2,5, se recomienda adoptar una media móvil estacional 3x3.
- Si MSR se sitúa entre 2,5 y 5, se recomienda adoptar una media móvil

estacional 3x5.

- Si MSR se sitúa entre 5 y 7, se recomienda adoptar una media móvil estacional 3x9.
- Si MSR es superior a 7, el componente estacional es fijado de acuerdo con el valor promedio de la serie sin tendencia-ciclo.

3.2.4 Elección de la media móvil de Henderson para estimar la componente tendencia-ciclo

Las medias móviles de Henderson (Ladiray y Quenneville, 2001 y Benavides, 2007) son empleadas en X_{11} para extraer la tendencia de una estimación de la serie corregida de variaciones estacionales.

El programa selecciona automáticamente, según el valor de la razón I/C , la media móvil de Henderson a utilizar en la estimación de la componente tendencia-ciclo, donde I designa las variaciones absolutas mensuales en la parte irregular de la serie y C designa las variaciones absolutas mensuales de la tendencia de la serie.

El criterio de elección (Bravo et al., 2002) es el siguiente:

- Si I/C es inferior a 1,0, conviene adoptar una media móvil de Henderson de 9 términos.
- Si I/C se sitúa entre 1,0 y 3,5, se recomienda adoptar una media móvil de Henderson de 13 términos.
- Si I/C es superior 3,5, se recomienda adoptar una media móvil de Henderson de 23 términos.

3.2.5 Proceso de desestacionalización

El método X_{11} utiliza un algoritmo base de descomposición de series, empleando medias móviles cuidadosamente elegidas y afinando, poco a poco, las estimaciones de las componentes a través de las iteraciones del algoritmo (Cortez, 2008). Por tanto, es posible definir el algoritmo de base X_{11} como un doble uso consecutivo del

algoritmo, cambiando secuencialmente las medias móviles utilizadas.

El algoritmo¹⁷, para el caso de series con frecuencia mensual, es el siguiente:

1. Estimación de la tendencia utilizando una media móvil de 2x12:

$$TC_t = MA_{2 \times 12}(Y_t)$$

Esta media móvil de 13 términos utilizada en esta etapa conserva las tendencias lineales, elimina la estacionalidad constante de orden 12 y minimiza la varianza de la parte irregular.

2. Estimación del componente estacional e irregular:

$$(S_t + I_t)^{(1)} = Y_t - TC_t^{(1)}$$

3. Estimación de la componente estacional con una media móvil de 3x3 sobre cada mes:

$$(S_t)^{(1)} = MA_{3 \times 3}[(S_t + I_t)^{(1)}]$$

Los coeficientes estacionales son normalizados de manera tal que la suma de los mismos, para todo período de 12 meses, sea aproximadamente nula.

$$(\tilde{S}_t)^{(1)} = (S_t)^{(1)} - MA_{2 \times 12}(S_t^{(1)})$$

4. Estimación de la serie corregida de variaciones estacionales:

$$Y_t^{(SA(1))} = (TC_t - I_t)^{(1)} = Y_t - \tilde{S}_t^{(1)}$$

Esta primera estimación de la serie corregida de las variaciones estacionales tiene,

¹⁷ Solo se describe la opción por defecto del X11, no obstante, X12 ARIMA permite asignar diferentes medias móviles para el cálculo de la estacionalidad y de la tendencia-ciclo.

por construcción, menos estacionalidad.

5. Estimación de la tendencia-ciclo con la media móvil de Henderson de 13 términos:

$$TC_t^{(2)} = H_{13} \left(Y_t^{(SA(1))} \right)$$

6. Estimación de la componente estacional e irregular:

$$(S_t + I_t)^{(2)} = Y_t - TC_t^{(2)}$$

7. Estimación de la componente estacional con la media móvil 3x5 sobre cada mes:

$$(S_t)^{(2)} = MA_{3 \times 5} \left[(S_t + I_t)^{(2)} \right]$$

Los coeficientes estacionales son normalizados de manera tal que la suma de los mismos, para todo período de 12 meses, sea aproximadamente nula.

$$\tilde{S}_t^{(2)} = (S_t)^{(2)} - MA_{2 \times 12} \left((S_t)^{(2)} \right)$$

$$\therefore I_t^{(2)} = (S_t + I_t)^{(2)} - \tilde{S}_t^{(2)}$$

8. Estimación de la serie corregida de las variaciones estacionales:

$$Y_t^{(SA(2))} = (TC_t - I_t)^{(2)} = Y_t - \tilde{S}_t^{(2)}$$

Adicionalmente, el método X11 tiene una rutina para detectar las observaciones atípicas (*outliers*) que presenta la serie (etapa 3, 7 y 8).

3.2.6 Diagnóstico del ajuste estacional

Luego de realizar el procedimiento de desestacionalización de la serie bajo estudio, el programa X13 ARIMA entrega información para efectuar análisis posteriores, tales

como los componentes tendencia-ciclo, irregular y estacional, así como la serie ajustada por estacionalidad, la serie original y la serie transformada, entre otras.

Adicionalmente, el programa X13 ARIMA incluye diagnósticos para validar la calidad de nuestros resultados:

- Los estadísticos M ($M1$ al $M11$) (Ladiray y Quenneville, 2001) permiten evaluar la calidad del ajuste estacional realizado. El estadístico global de calidad Q es una combinación lineal de las estadísticas M . Estos estadísticos varían entre 0 y 3, pero se aceptan solo los valores inferiores a 1, es decir, mientras más pequeño su valor, mejor es su ajuste.
- Análisis espectral, para revelar la presencia de efectos estacionales o efectos de calendario.

4 Aplicación X13 ARIMA SEATS al Índice de Actividad del Comercio al por Menor

En este apartado se presentan los principales resultados del proceso de ajuste estacional aplicado al IACM, con el objetivo de limpiar la serie de factores estacionales y calendario, a través del programa de desestacionalización X13 ARIMA SEATS, aplicando el efecto calendario a la realidad nacional. La serie utilizada es el IACM empalmado, a partir de enero de 2005 hasta diciembre de 2017.

4.1 Análisis gráfico

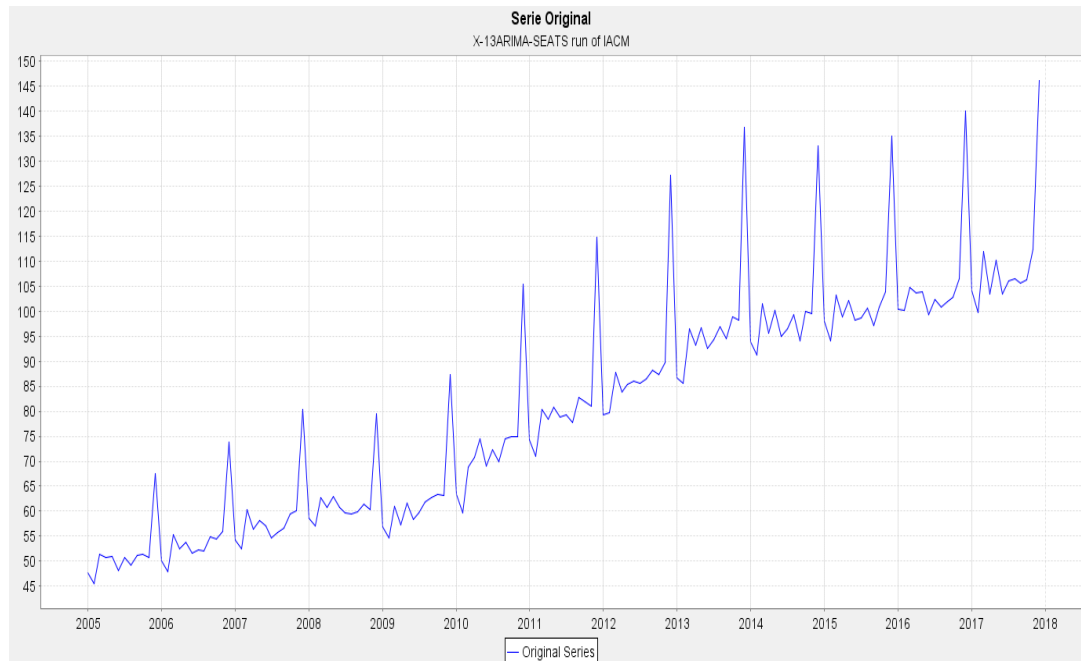
Al revisar el comportamiento del IACM (ver gráfico 1), se nota una tendencia creciente del índice, en la cual no se observa una media estable a través del tiempo, por lo que no se podría decir que la serie sea estacionaria¹⁸. Además, hay un cambio de tendencia y nivel a partir de 2010, con una velocidad de crecimiento mayor que la

¹⁸ Para el proceso de desestacionalización se requiere que la serie sea estacionaria.

registrada en el período 2005-2009, la que se mantiene hasta 2013. Además, se aprecia una variación estacional mayor en los meses de diciembre en relación con la observada en los años previos a 2010.

A partir de 2014 se ve una desaceleración en la actividad, aunque manteniendo las variaciones estacionales en magnitudes similares al período 2010-2013.

Gráfico 1: Índice de Actividad del Comercio al por Menor

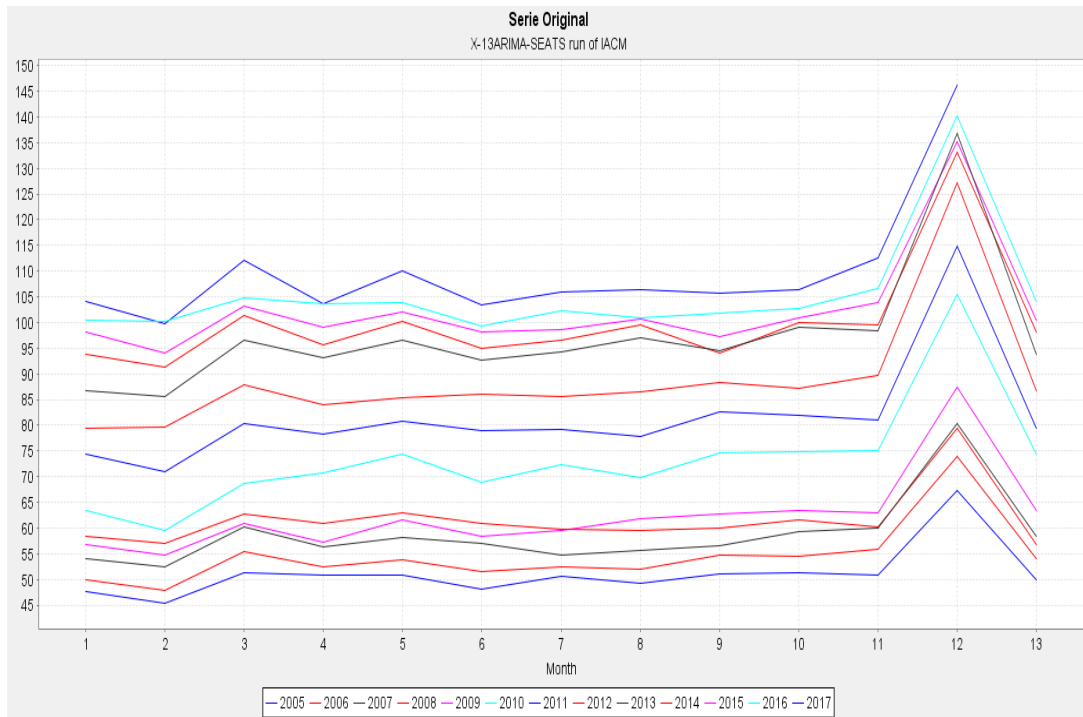


Fuente: elaboración propia.

En relación con la estacionalidad de la serie, se puede observar un marcado patrón, donde los valores más altos representan las ventas del comercio minorista en diciembre de cada año, producto de un incremento en la demanda por las festividades de Navidad y Año Nuevo, caracterizadas por las compras de productos alimenticios y bebidas alcohólicas y no alcohólicas y por las compras de juguetes, productos textiles, electrodomésticos, etc. Además, se puede apreciar que las ventas decaen en enero y febrero, producto del período de vacaciones, y vuelven a mostrar un *valor elevado* en marzo, generado por el retorno de vacaciones e inicio de clases.

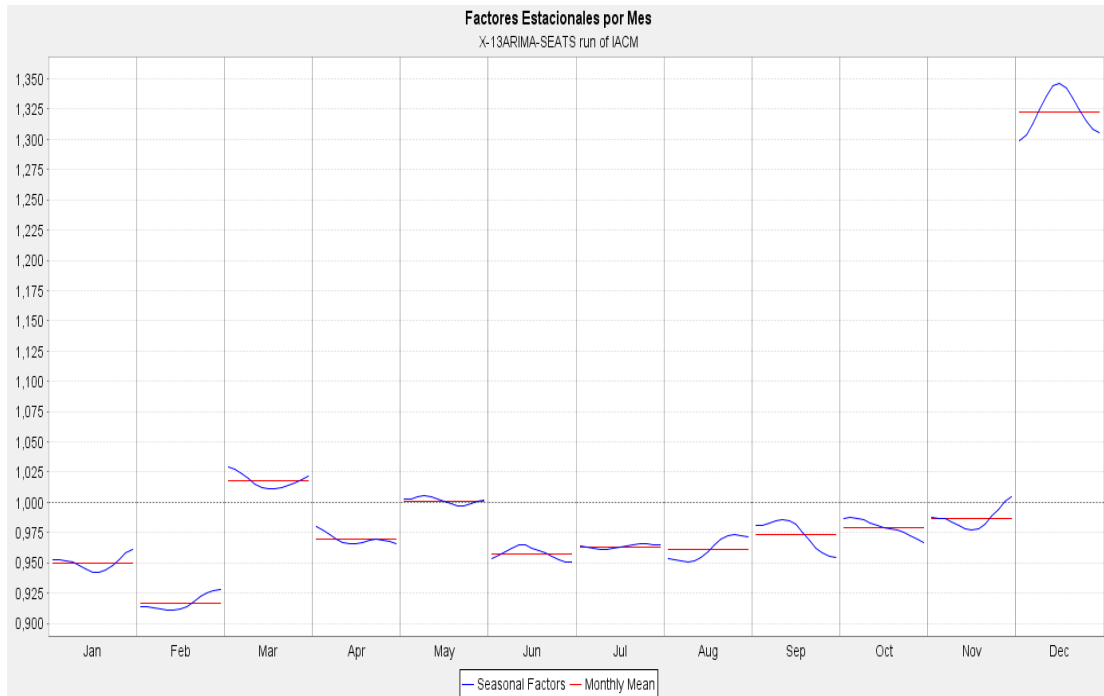
Los períodos estacionales, mencionados en el párrafo anterior, se pueden ver más claramente en el gráfico 2, del IACM por año, en el cual se observan valores elevados en marzo y diciembre.

Gráfico 2: Índice de Actividad del Comercio al por Menor



Fuente: elaboración propia.

Gráfico 3: Factores estacionales



Fuente: elaboración propia.

Otra forma de ver si la serie es estacional o no es revisar el gráfico 3, de los factores estacionales mensuales. Ahí se muestra el crecimiento estacional de las ventas por cada mes con su respectiva media estacional (línea horizontal). Para que las series no sean estacionales, se esperaría que sus medias estacionales fuesen similares, situación que no se observa en el gráfico, donde las ventas para diciembre son mucho mayores que el resto de los meses, al igual que su media. En marzo se registra una media levemente mayor que el resto y un nivel de ventas más alto; por su parte, en enero y febrero se aprecian medias menores que en los otros meses.

La estacionalidad observada en los gráficos anteriores debe ser corroborada por los test estadísticos señalados en el apartado 3.2.1 “Test de estacionalidad”, y así comprobar si la serie es estacional o no.

En la tabla 4, anexo A, se presentan los resultados de las pruebas de estacionalidad (tabla D.8 del X13 ARIMA SEATS). El test de presencia de estacionalidad estable, con un nivel de significancia de un 0,1%, concluye que existe suficiente evidencia estadística como para rechazar H_o , por lo que las medias estacionales no son estables, es decir, existe estacionalidad. Por su parte, con un nivel de significancia de 1%, el test no paramétrico de estacionalidad estable rechaza H_o , por lo que existe estacionalidad estable. Contrariamente, el test de presencia de estacionalidad evolutiva, con un nivel de significancia de 5%, infiere que no existe evidencia estadística para rechazar H_o , es decir, no existe ningún componente estacional móvil. Finalmente, el test combinado de presencia de estacionalidad identificable presentó estacionalidad en la serie de IACM.

4.2 Elección del efecto calendario

En la elección del efecto calendario se utilizó la variable semana v/s fin de semana, asumiendo que los días de lunes a jueves poseen un comportamiento similar, el cual difiere de los días viernes a domingo, que tendrían un comportamiento dispar (mayores ventas) en relación con los primeros, pero similar entre ellos, se incorporó

la variable año bisiesto y los efectos posterremoto¹⁹ a través de variables *dummy*. Además, se consideró una variable “cambio de nivel” (*level shift*) para febrero de 2010, dado lo observado en el análisis gráfico. En la modelación de este índice, la variable feriados no fue incluida en el modelo final, ya que sus resultados eran inconsistentes con la teoría económica (signo negativo, contrario a lo que en teoría se esperaría en el comercio minorista), así como con la teoría estadística (al estimarlo, no era estadísticamente significativo)²⁰. Los resultados se pueden observar en la tabla 1.

Tabla 1: Estimación del efecto calendario

Modelo de Regresión				
Variable	Parámetro estimado	Error estándar	t-valor	p-valor
Leap year	0,0263	0,008	3,3	0,001
AO2010,feb	-0,0364	0,018	-2,1	0,042
LS2010,feb	0,0199	0,018	1,1	0,269
AO2010,apr	0,0523	0,015	3,5	0,001
AO2010,may	0,0352	0,014	2,6	0,011
lun-jue	-0,0021	0,001	-3,7	0,000
vie-dom	0,0028	-	-	-

: Parámetro obtenido indirectamente desde el parámetro asociado a lun-jue (-0,0023(-4/3)).

Fuente: elaboración propia.

Considerando que los *p-valor* de los parámetros estimados son menores al 5% (a excepción de cambio de nivel, *LS2010.feb*), existe evidencia estadística para rechazar H_0 , es decir, los parámetros asociados al año bisiesto, terremoto y calendario fueron significativos. El coeficiente asociado al terremoto de febrero de 2010 fue negativo, lo que está acorde con el hecho de que parte del comercio cerró dos días en el mes por el evento natural. Por su parte, los parámetros asociados al efecto posterremoto fueron positivos (abril y mayo de 2010), lo que reflejaría que existió un rezago en la reposición de enseres durables. En tanto, un año bisiesto aumenta las ventas del comercio minorista, ya que su parámetro es positivo, mientras que un día de lunes a jueves posee un efecto negativo sobre el índice, al contrario que un día de viernes a

¹⁹ Se consideró que el terremoto de febrero de 2010 tuvo un efecto en el IACM de febrero (negativo) y de los meses posteriores. En abril y mayo se evidenciaron importantes alzas en las ventas del sector, producto de la reposición de enseres domésticos posterremoto.

²⁰ Existe la hipótesis de que al analizar el índice de forma desagregada, ciertas clases de actividad tienen efectos contrarios entre ellas, como, por ejemplo, la industria automotriz respecto a los supermercados.

domingo, que incrementaría las ventas del sector.

Si bien el cambio de nivel no fue significativo, se optó por dejar la variable dado el análisis gráfico presentado y a que entregaba mejores resultados en las proyecciones y en el proceso de ajuste estacional.

4.3 Elección del modelo SARIMA

El modelo SARIMA seleccionado para las proyecciones (retroproyecciones) fue un (110) (012)¹², con un orden de integración ordinaria y estacional (diferenciación de la variable en t respecto a $t-1$ y luego a $t-12$). Además, el modelo presenta un proceso autorregresivo de orden 1 ($t-1$) y un proceso de media móvil estacional de orden 2 ($t-12$ y $t-24$). Los resultados se observan en la tabla 2.

Tabla 2: Estimación modelos SARIMA IACM

Modelo ARIMA (1 1 0)(0 1 2)					
Diferencia ordinaria: 1, diferencia estacional: 1					
Variable	Lag	Parámetro estimado	Error estándar	t-valor	p-valor
AR no estacional	1	-0,5269	0,070	-7,5	0,0000
MA estacional	12	0,3530	0,084	4,2	0,0000
MA estacional	24	0,2748	0,084	3,3	0,0014

Fuente: elaboración propia.

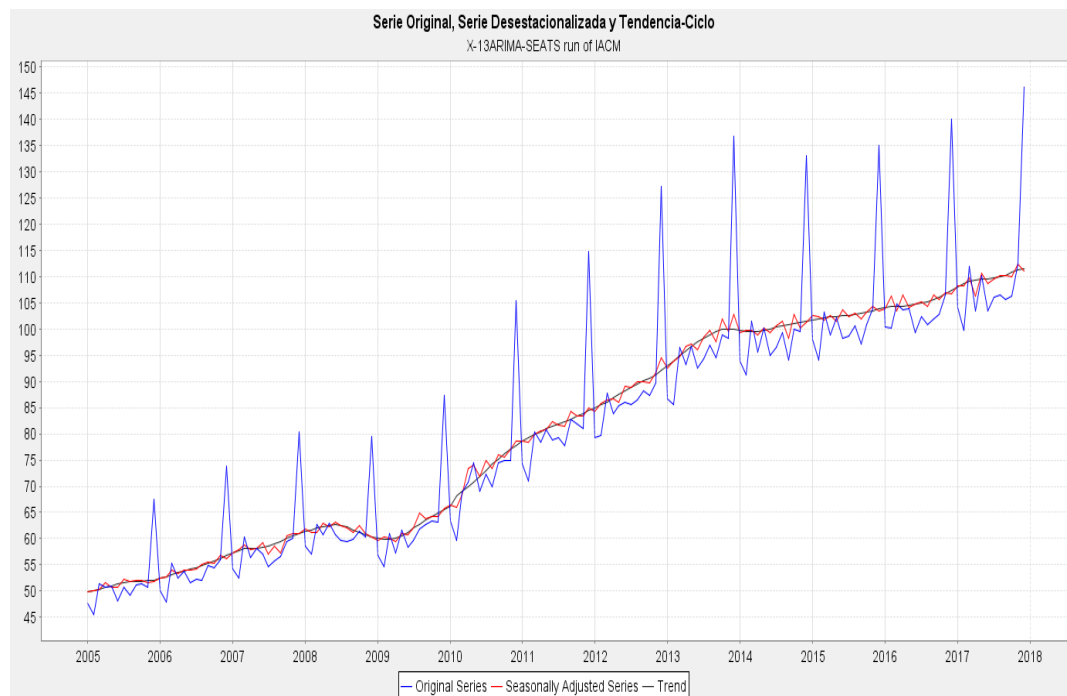
Si observamos los *p-valor* en la tabla 2, se puede ver que los parámetros asociados al proceso autorregresivo ordinario y las medias estacionales de orden 1 y 2 son significativos al 5%, rechazando la hipótesis nula H_0 de que los coeficientes sean iguales a cero.

4.4 Serie desestacionalizada y sus componentes

Una vez finalizado el proceso de ajuste previo de la serie (calendario y *outliers*) y realizadas las proyecciones y retroproyecciones (SARIMA), se ejecuta el proceso de ajuste estacional, a través de filtros por medias móviles (módulo X11). El resultado del proceso de ajuste estacional por medio del programa X13 ARIMA SEATS se puede

observar en el gráfico 4, de la serie desestacionalizada, donde se observa la serie original (línea azul) del IACM junto con su respectiva serie desestacionalizada (línea roja) y la componente de tendencia-ciclo (línea negra). Ahí se advierte que la serie desestacionalizada es más suave y no se ven las importantes alzas y bajas que muestra la serie original, provocados por la estacionalidad de la serie. Esto permite apreciar el comportamiento económico de corto plazo (de un mes a otro), con los puntos de giro que presenta la dinámica de la actividad de comercio minorista, la tendencia de corto y largo plazo y los ciclos económicos que experimenta la actividad.

Gráfico 4: Índice de Actividad del Comercio al por Menor desestacionalizado



Fuente: elaboración propia.

Los componentes irregular y estacional de la serie se presentan en el anexo B: “Componentes irregular y estacional del Índice de Actividad del Comercio al por Menor”.

4.4.1 Prueba de bondad de ajuste

Antes de dar por terminado el proceso de ajuste estacional, se debe evaluar la calidad de dicho ajuste, por medio de los once estadísticos M y los dos estadísticos Q mencionados en el apartado 3. Sus resultados se pueden observar en la tabla 3.

Los estadísticos M y Q son inferiores a 1, por lo que la bondad del ajuste estacional satisface con los criterios deseables, cumpliendo con un buen ajuste acorde a estos resultados.

Tabla 3: Calidad de ajuste estacional, IACM

Estadísticos M y Q	
M01	0,127
M02	0,065
M03	0,281
M04	0,797
M05	0,294
M06	0,300
M07	0,088
M08	0,239
M09	0,087
M10	0,331
M11	0,315
Q	0,240
Q2	0,260

Fuente: elaboración propia.

5 Conclusión

Este trabajo es una aplicación de la metodología de desestacionalización con efecto calendario, mediante el programa X13 ARIMA SEATS, para el Índice de Actividad del Comercio al por Menor (IACM). El efecto calendario aplicado corresponde a la realidad chilena, permitiendo aislar la serie de los efectos de días laborables, año bisiesto, efecto terremoto, entre otros, y ajustarla antes del proceso de desestacionalización.

No obstante, considerar los feriados del calendario chileno no fue significativo ni de signo esperado (positivo), por lo que no se consideró en el modelo final. Se planteó la hipótesis de que existen ciertas actividades del comercio minorista que se pueden contraponer en relación con los días festivos y anular el efecto en la serie agregada, como ocurre con las ventas de vehículos automotores y con las ventas de supermercados. Lo anterior se debe abordar en estudios futuros, por medio del

método indirecto de ajuste estacional.

La serie desestacionalizada permite realizar análisis de los comportamientos mensuales y anuales de la serie, despejando el efecto de factores de naturaleza no económica que puedan ocurrir en algún mes en particular e independiente de los días laborales que posea y/o del número de días que tenga el mes.

Durante el proceso de desestacionalización del IACM del INE se aplicó un proceso que consta de un conjunto de etapas.

- En una primera etapa se estimaron los parámetros del modelo de regresión de efecto calendario. Se observó que la mayoría de los coeficientes fueron significativos, comprobando la importancia de limpiar la serie de dichos efectos y se corrigió la serie de posibles *outliers* presentes en la misma.
- Luego, al desestacionalizar la serie previamente ajustada de efecto calendario y *outliers* (tabla B1, del programa X13 ARIMA SEATS), se apreció que el comportamiento de la misma no presenta la estacionalidad evidenciada en la serie original, mostrando una menor volatilidad.
- Por otra parte, la calidad del ajuste estacional medida por los estadísticos M fue aceptable en todos los indicadores, concluyendo que el proceso de desestacionalización con efecto calendario fue correcto, logrando suavizar la serie y mostrando el comportamiento de la serie de hechos netamente económicos.

Por último, se considera fundamental extender la metodología de ajuste estacional para todas las series económicas, de manera de abordar los distintos fenómenos que puedan distorsionar su análisis coyuntural.

Referencias

Bell W. y Martin D., *Modeling Time-Varying Trading-Day Effects in Monthly Time Series*, Census Bureau and Howard University. Recuperado de <https://www.census.gov/ts/papers/jsm2004dem.pdf>

Benavides, J. (2007). *Desestacionalización del Índice de Producción Física de la Industria Manufacturera*, Universidad de Santiago de Chile.

Box G. E. P. y Jenkins, G. M. (1970), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden-Day, San Francisco.

Bravo H., Luna L., Correa V. y Ruiz F. (2002). *Desestacionalización de Series Económicas: El Procedimiento Utilizado por el Banco Central de Chile*. Santiago, Banco Central de Chile. Recuperado de <http://www.bcentral.cl/-/desestacionalizacion-de-series-economicas-el-procedimiento-usado-por-el-banco-central-de-chi-2>.

Bortagues P. y Pacheco J. (2004). *Adopción del Programa de Ajuste Estacional X12 ARIMA*, Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de Argentina.

Camones F., Miranda L., Ordoñez E. y Vasquez J. (2002), *Desestacionalización de Series Económicas*, Instituto Nacional de Estadística e Informática, Perú.

Cortez Juan M. (2008). *Desestacionalización -X12 ARIMA- con efecto calendario Índice de Supermercados*, Instituto Nacional de Estadísticas de Chile.

Cortez J., Oñate L. y Paste W. (2013). *Desestacionalización de las Series Coyunturales de Sectores Económicos*, Instituto Nacional de Estadísticas de Chile.

Cournot A. (1838). *Recherches sur les principes mathématiques de la théorie des richesses*, Librairie philosophique J. Vrin, ed. de 1980, Paris.

Dagum, E. B. (1980), *The X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method*, Statistique Canada, Catalogue 12-564E.

Dagum, E. B. (1988), *The X11-ARIMA/88 Seasonal Adjustment Method*, *Methodology Branch*, Statistics Canada, Ottawa ON, Canada

Espasa A. y Martínez J. (1998). *Tendencia y ciclos en la economía española*, Universidad Carlos III de Madrid.

Eurostat (2015). ESS guidelines on seasonal adjustment. *Manuals and Guidelines*.
Doi:10.2785/317290.

European Central Bank (2003). *Seasonal Adjustment*. Recuperado de <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/statseasonaladjustmenten.pdf>

Findley D. (2006). *Modeling Stock Trading Day Effects Under Flow Day-of-Week Constraints*, US Census Bureau.

Findley D. y Hood C. (2000). *X-12-ARIMA and its Application to Some Italian Indicator Series*, U.S. Census Bureau. Recuperado de <https://www.census.gov/ts/papers/x12istat.pdf>

Findley D., Monsell B., Bell W., Otto M. y Chen B. (1998). *New capabilities and methods of the x12 ARIMA seasonal adjustment program*, U.S. Bureau of Census. Recuperado de <https://www.census.gov/ts/papers/jbes98.pdf>.

García M., Linaza N., Olaeta H. (2005). *Nuevos Métodos de corrección y Desestacionalización en Estadísticas Coyunturales*, Instituto Vasco de Estadísticas (Eustat). Recuperado de http://www.eustat.eus/documentos/datos/pon_06_c.pdf

Greene W. H. (1999), *Análisis Económico*, 3ra edición, Prentice Hall.

Hamilton J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

Jevons, W.S. (1862). *On the Study of Periodic Commercial Fluctuations, Investigations in currency and finance*. London: Macmillan, 1884.

Jorrat, J. M., L. Sal Paz y M. J. Catalán. (2002). “Ajuste Estacional de las Series Económicas de Argentina”. Anales XXXVII Reunión Anual Asociación Argentina de Economía Política.

Kikut A. y Ocampo A. (2005). *Ajuste estacional de series económicas con Tramo/Seats y Census X12-Arima*, Banco Central de Costa Rica.

Ladiray D., Quennveville B. (2000-2001). *Desestacionalizar con el método X11*, Université Libre de Bruxelles,.

Office for National Statistics (2007). *Guide to Seasonal Adjustment with X-12-ARIMA*.

Persons, W. M. (1919), Indices of Business Conditions, Review of Economic Statistics, 1, 5-107

Shiskin , J., Young, A. y Musgrave, J. C. (1967), The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program, Washington DC, Technical Paper no 15, *Bureau of the Census*, US Department of Commerce.

Soto R. (2000). *Ajuste Estacional e Integración en Variables Macroeconómicas*. Banco Central de Chile.

U.S. Census Bureau (2013). X13 ARIMA SEATS Reference Manual

U.S. Census Bureau, *Seven Papers for New Users of X13 ARIMA SEATS*. Recuperado de <http://www.census.gov/srd/www/x13as/papers4newusers.html>

Villareal F. (2005). *Elementos Teóricos del Ajuste Estacional de Series Económicas utilizando X12 ARIMA y TRAMO SEATS*. CEPAL.

Young A. (1965). *Estimating Trading Day Variation in Monthly Economic Time Series*, U.S. Bureau of the Census.

Anexos

A. Test de estacionalidad

Tabla 4: Estimación modelos SARIMA IACM

Test de presencia de estacionalidad asumiendo estabilidad				
	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Media de cuadrados	F-Valor
Entre meses	15983,0716	11	1361,35	608,056**
Residual	344,10166	144	2,18	
Total	16327,173	155	p-valor	0,0000

** : Estacionalidad presente al 0,1 por ciento de significancia

Test no paramétrico de presencia de estacionalidad asumiendo estabilidad		
Estadístico	Grados de libertad	P-valor
Kruskal-Wallis		
135,7028	11	0,0000 *

* : estacionalidad presente al 1 por ciento de significancia

Test de estacionalidad móvil				
	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Media de cuadrados	F-Valor
Entre años	22,4523	13	1,727	0,864
Error	309,9277	143	2,167	
			p-valor	0,4662 ***

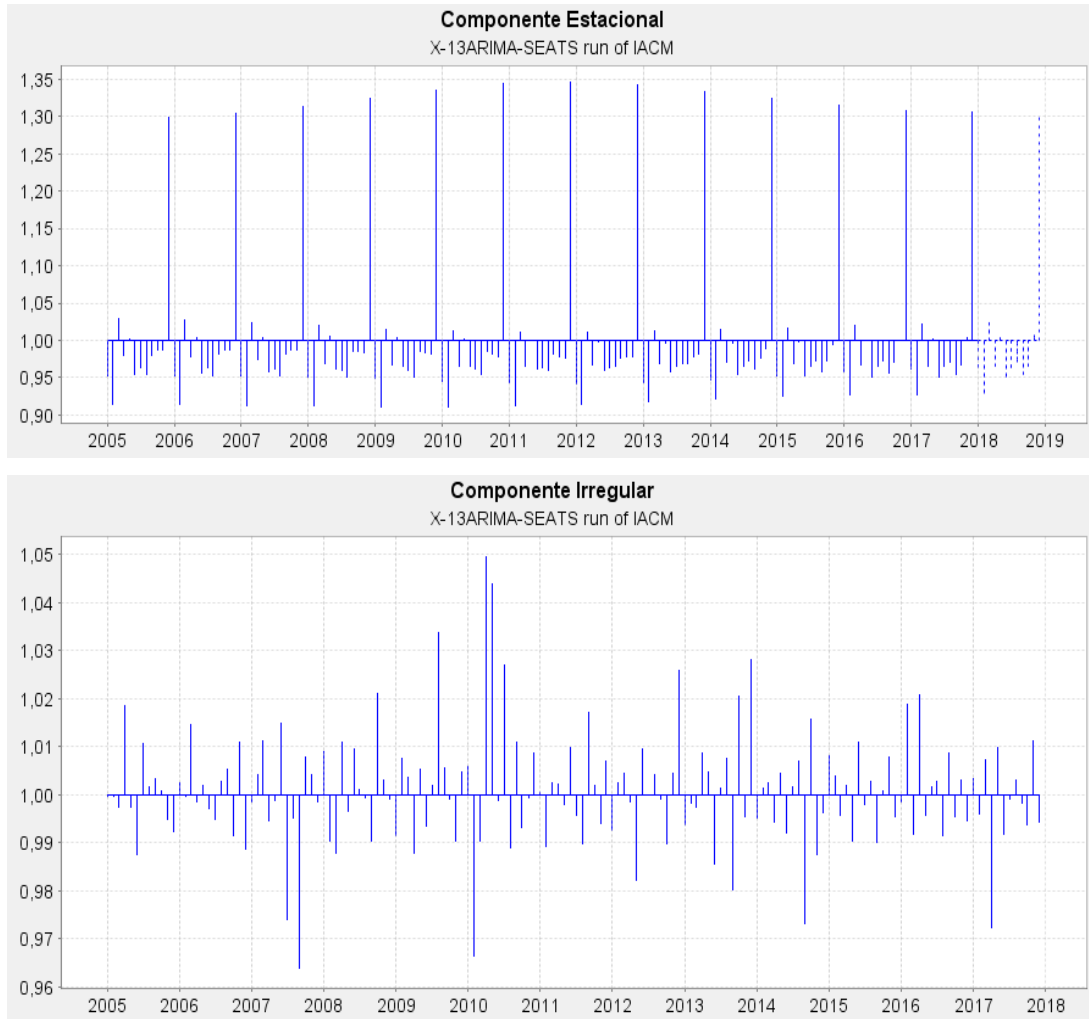
*** : No se evidencia estacionalidad móvil al 5 por ciento de significancia

TEST COMBINADO PARA LA PRESENCIA DE ESTACIONALIDAD IDENTIFICABLE
PRESENCIA DE ESTACIONALIDAD IDENTIFICABLE

Fuente: elaboración propia.

B. Componentes irregular y estacional del índice de Actividad del Comercio al por Menor

Gráfico 5: Descomposición de la serie IACM



Fuente: elaboración propia.