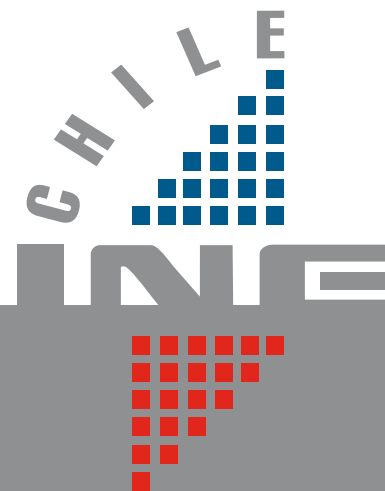


estudios Estadísticos



Instituto Nacional
de Estadísticas

Desestacionalización - X12 ARIMA-
con Efecto Calendario
Índice Supermercados

Septiembre de 2008

N° 12

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS

Desestacionalización -*X12 ARIMA*- con Efecto Calendario Índice Supermercados

JUAN M. CORTEZ OSORIO
ANALISTA ECONÓMICO
DPTO. ESTUDIOS ECONÓMICOS COYUNTURALES

Resumen

El trabajo describe el proceso de desestacionalización de la series económicas, a través de la metodología *X12 ARIMA* de Census Bureau de los Estados Unidos, aplicando el efecto calendario a la realidad de Chile. El trabajo incorpora una aplicación del proceso de desestacionalización a la serie económica “Índice Real de Ventas de Supermercados”, desarrollada por el Instituto Nacional de Estadísticas de Chile.

Abstract

This paper describes the seasonal adjustment procedure of the economic series following the methodology *X12 ARIMA* of the Census Bureau of the United States using the calendar effect applied to the Chilean reality. The procedure of seasonal adjustment is applied to the “Índice Real de Ventas de Supermercados” published by the National Institute of Statistic of Chile.

Índice

| | |
|---|-----------|
| 1. Introducción | 3 |
| 2. Enfoques Utilizados en el Ajuste Estacional | 4 |
| 2.1. Proceso de Desestacionalización | 4 |
| 3. Metodología <i>X12 ARIMA</i> | 6 |
| 3.1. Modulo <i>RegArima</i> | 8 |
| 3.1.1. Modelo General | 9 |
| 3.1.2. Estimación de Modelos <i>RegARIMA</i> | 11 |
| 3.2. Efecto Calendario | 12 |
| 3.2.1. Modelo de días hábiles | 13 |
| 3.2.2. Incorporación de los días feriados | 14 |
| 3.2.3. Interpretación y testeo | 14 |
| 3.3. Modulo <i>X11</i> | 15 |
| 3.3.1. Desestacionalización <i>X11</i> | 16 |
| 3.3.2. Medias Móviles | 17 |
| 3.3.3. Elección de la Media Móvil para estimar la Componente Estacional | 18 |
| 3.3.4. Medias Móviles de Henderson | 18 |
| 3.3.5. Elección de la Media Móvil de Henderson para estimar la componente Tendencia-Ciclo | 19 |
| 3.4. Algoritmo Simple de Desestacionalización | 19 |
| 3.4.1. Algoritmo de base del método <i>X11</i> | 20 |
| 4. Test de Presencia de Estacionalidad y Estadísticas de la Calidad de Ajuste Estacional | 23 |
| 4.1. Test de estacionalidad estable: | 23 |
| 4.2. Test Kruskal-Wallis | 23 |
| 4.3. Test de Estacionalidad Evolutiva | 24 |
| 4.4. Test de Presencia de Estacionalidad Identificable | 24 |
| 4.5. Estadísticas de Calidad de Ajuste | 25 |
| 5. Aplicación del Programa <i>X12 ARIMA</i> al Índice de Ventas Real de Supermercados | 27 |
| 5.1. Análisis Gráfico | 27 |
| 5.2. Modelo <i>ARIMA</i> | 29 |
| 5.2.1. Identificación | 29 |
| 5.2.2. Estimación y verificación | 32 |
| 5.2.3. Análisis de los residuos | 33 |
| 5.2.4. Aplicación del Efecto Calendario | 34 |
| 5.3. Filtrado de la Serie -Supermercados-, a través del Modulo <i>X11</i> | 35 |
| 5.4. Resultados del proceso de desestacionalización -Supermercados-. | 37 |
| 5.4.1. Serie desestacionalizada y sus componentes | 37 |
| 5.4.2. Análisis de la Calidad de Ajuste de la Desestacionalización | 38 |
| 5.5. Serie original v/s serie desestacionalizada | 40 |
| 6. Conclusiones | 42 |
| Anexos | 44 |
| A. Elección de Modelos Serie Supermercados | 44 |
| B. Análisis de los Residuos Modelo (2, 1, 0)(0, 1,1) -Supermercados- | 45 |
| B.1. Análisis gráfico de normalidad de los residuos | 45 |
| B.2. Análisis de raíz unitaria -residuos- | 45 |
| B.3. Análisis de independencia -residuos2- | 45 |
| C. Análisis de Calidad de Ajuste | 46 |
| D. Gráfico de la serie original proyectada hasta diciembre de 2010 -Supermercados- | 46 |

| | |
|---|-----------|
| E. Contribuciones relativas de las componentes a las evoluciones de la serie bruta | 47 |
| F. Cifras Serie de Supermercados y sus Componentes | 47 |

Índice de figuras

| | |
|---|----|
| 1. Esquema del análisis automático de Series Temporales mediante <i>X12 ARIMA</i> | 7 |
| 2. Esquema del proceso del programa <i>X12 ARIMA</i> sobre una series económica | 8 |
| 3. Test de presencia de estacionalidad identificable | 25 |
| 4. Índice de Ventas Reales de Supermercados | 28 |
| 5. Gráfico de las Subseries Estacionales | 28 |
| 6. Gráfico de la ACF y PACF de Supermercados | 29 |
| 7. Gráfico de la primera diferencia y diferencia estacional de orden 12 -Supermercados- . . . | 30 |
| 8. Gráfico de la Serie con una primera diferencia y una diferencia estacional de orden 12 -Supermercados- | 30 |
| 9. Gráficos de las componentes de la serie y la serie desestacionalizada -Supermercados- . . . | 38 |
| 10. Histograma de los residuos y Test <i>qq</i> normal | 45 |
| 11. Proyección serie Supermercados | 46 |

Índice de cuadros

| | |
|--|----|
| 1. Análisis de Varianza de un Factor | 23 |
| 2. Test Dickey Fuller serie original -Supermercados-. | 31 |
| 3. Test Dickey Fuller Aumentado (<i>ADF</i>) serie diferenciada en logaritmo -Supermercados-. . . | 31 |
| 4. Test Phillips-Perron (<i>PP</i>) serie diferenciada en logaritmo -Supermercados-. | 31 |
| 5. Modelo elegido serie diferenciada en logaritmo -Supermercados-. | 32 |
| 6. Test de Normalidad y Ruido Blanco | 33 |
| 7. Estimación del Efecto Calendario | 34 |
| 8. F-tests para estacionalidad -Tabla D8.A-. | 36 |
| 9. Elección de modelo por Método del Análisis de las Diferencias y Cocientes Estacionales. . | 36 |
| 10. Test de presencia de estacionalidad residual, Serie Desestacionalizada. | 39 |
| 11. Test de Estacionalidad Serie Desestacionalizada, desde Tabla D11. | 39 |
| 12. Estadísticas de Calidad del Ajuste Estacional. | 39 |
| 13. Variaciones serie original y desestacionalizada -Supermercados-. | 40 |
| 14. Ranking de los 5 mejores modelos de la serie diferenciada en logaritmo -Supermercados-. . | 44 |
| 15. Elección del modelo serie diferenciada en logaritmo -Supermercados-. | 44 |
| 16. Test Dickey Fuller Aumentado (<i>ADF</i>) -residuos-. | 45 |
| 17. Test de independencia | 45 |
| 18. Test de Estacionalidad Serie Original -Supermercados-. | 46 |
| 19. Contribuciones de las componentes a la evolución de la Serie -Supermercados-. | 47 |
| 20. Serie Original -Supermercados-. | 47 |
| 21. Serie sin efecto calendario, -Tabla B1, Original series (prior adjusted for regARIMA factors)- | 48 |
| 22. Serie Estacional Irregular Supermercados, -Tabla D8 Final unmodified SI ratios-. | 48 |
| 23. Componente Estacional Serie Supermercados -Tabla D10-. | 49 |
| 24. Serie Final Supermercados Desestacionalizada -Tabla D11-. | 49 |
| 25. Serie Final Supermercados Desestacionalizada, forzando los totales anuales -Tabla D11.A-. . | 50 |
| 26. Componente Tendencia Ciclo Serie Supermercados -Tabla D12-. | 50 |
| 27. Componente Irregular Serie Supermercados -Tabla D13-. | 51 |

1. Introducción

La idea básica que sustenta la desestacionalización de las series económicas, es el hecho que a éstas las constituyen varias componentes no observables que pueden, en un momento dado, ser separadas de la serie original. Dichas componentes se utilizan para caracterizar los distintos movimientos que pueden presentar una serie, tales como la tendencia, el ciclo, la estacionalidad y el comportamiento irregular.

Algunas de las causas que pueden generar las fluctuaciones estacionales son: el calendario mismo, dado por el hecho que existen algunas festividades tanto fijas como móviles o las diferencias en la cantidad de días en los meses del año; una segunda causa puede estar dada por fechas importantes que las instituciones tienden a fijar dentro del año para realizar ciertas actividades (i.e. Periodos de vacaciones, de pagos de impuestos, etc.); como tercera causa se podría considerar el efecto de las estaciones del año o clima que, según la temporada pueden generar algún impacto en la producción o las ventas (i.e. las cosechas, ventas de helados, etc.); finalmente, se consideran las expectativas de las fluctuaciones estacionales (i.e. incremento en la producción de juguetes en meses precedentes a Navidad por expectativas de elevadas ventas futuras en diciembre).

Estas cuatro causas y otras más, pueden ocurrir simultáneamente para producir las fluctuaciones estacionales que se pueden observar en una serie de tiempo determinada; lo importante es entender aquí que tales causas pueden ser factores exógenos, de naturaleza no económica, que influyen sobre la variables que se estudia y que muchas veces ocultan las características de la serie relacionadas con aspectos netamente económicos, los cuales constituyen la esencia del análisis de una serie de tiempo económica. Por lo tanto, la desestacionalización permite la identificación de patrones subyacentes y relaciones causales disminuyendo la posibilidad de ser engañados por correlaciones espurias que resulten de influencias estacionales sistemáticas e independientes.

En el presente estudio, se intenta explicar brevemente el proceso de desestacionalización de las series de tiempo, a través, de la metodología *X12 ARIMA* del Census Bureau de Estados Unidos. En el apartado dos, se explican los distintos enfoques utilizados en el ajuste estacional. Luego, se explica brevemente la metodología *X12 ARIMA*, estudiando el modulo *RegArima*, el efecto calendario y el modulo *X11*. En el apartado 4, se presentan los distintos tests de presencia de estacionalidad y las estadísticas de calidad de ajuste estacional que incorpora el programa *X12 ARIMA*. El apartado 5, presenta los resultados del ejercicio de desestacionalización con efecto calendario aplicado a la serie Índice Real de Ventas de Supermercados. Finalmente, se presentan las conclusiones

2. Enfoques Utilizados en el Ajuste Estacional

2.1 Proceso de Desestacionalización

Sea Y_t una serie observada, esta se puede descomponer en varias componentes no observadas, según el siguiente modelo:

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

Donde:

- T_t : Es la componente de tendencia
- C_t : Es la componente ciclo
- S_t : Es la componente de estacionalidad
- I_t : Es la componente irregular

Esta es una idea antigua, de principios del siglo XIX, donde varios economistas como Cournot y Jevons incorporaron relaciones entre la época del año y el comportamiento de la economía, no obstante esta idea se origina en la astronomía¹.

Para Jevons *“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”*.

En el contexto del análisis económico, ya en 1919 Persons propone la descomposición de series de tiempo en estas cuatro componentes².

Los primeros métodos se centraron en dos líneas principales:

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

Por la otra línea, el método determinaba los coeficientes estacionales por medio de medias móviles. Este método, obtiene la tendencia calculando una media móvil centrada de orden 12 y elimina la componente irregular mediante el cálculo de medias de la componente en cada mes, para ajustar los índices de tal forma que su sumatoria sea 1, obteniendo así componentes definitivos.

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

En 1954, Shiskin construye el Census Method I para el Departamento de Censos de los Estados Unidos (gracias a los avances en la informática); método que tenía como base los promedios móviles. Luego, en 1957 se desarrolló el Census Method II, y en 1965 Shiskin, Young y Musgrave propusieron versiones experimentales desde X1 hasta X11.

¹Herschel astrónomo británico relaciono el comportamiento del precio del trigo con la periodicidad observada de las manchas solares, "Desestacionalizar con el método X11", Ladiray y Quenneville, pág. 11, 2001.

²"Elementos teóricos del ajuste estacional de series económicas utilizando X12 ARIMA y TRAMO SEATS", Villareal, Francisco, pág.7, 2005."

El método básico de *X11*, que se describirá más adelante³, tiene problemas en las colas de la serie y los efectos de calendario. Los desarrollos de *X11* no han cambiado la técnica básica de desestacionalización, sino que han permitido atacar esos problemas directamente, mediante técnicas paramétricas para la estimación de las colas de la serie, corrección de efectos calendario, detección de outliers (datos atípicos) y cambios de régimen, entre otros.

En 1970, la popularización de los modelos *ARIMA* por Box y Jenkins permitieron que las herramientas de desestacionalización progresaran en dos rumbos, existiendo una gran variedad de métodos disponibles para realizar el ajuste estacional de las series económicas, no obstante, se pueden distinguir dos tendencias para dicho ajuste, el enfoque no paramétrico (ó empírico) y el enfoque paramétrico (o basados en modelos).

Enfoque no paramétrico.

- Permite estimar los componentes no observados de una serie de tiempo sin recurrir a la especificación de un modelo estadístico para la serie.
 - Usualmente, los componentes se estiman mediante la aplicación sucesiva de filtros lineales, los cuales pueden ser interpretados como regresiones locales en intervalos móviles en el tiempo.
 - La metodología de ajuste estacional más utilizada es la del programa *X12 ARIMA*.

Enfoque paramétrico.

- Se parte de la especificación explícita de un modelo estadístico para la serie de tiempo observada o bien para los componentes. Algunas aplicaciones suponen la existencia de un modelo determinístico; mientras que otros suponen que los modelos que describen el comportamiento de la serie y sus componentes son estocásticos.
 - La metodología más utilizada es *TRAMO SEATS*

La metodología aplicada a este estudio es *X12 ARIMA*.

³Se describe el método *X11* en el apartado 3.3 referente a *X12 ARIMA*, el cual utiliza *X11* para la etapa de desestacionalización.

3. Metodología *X12 ARIMA*

*X12 ARIMA*⁴ es un método basado en promedios móviles, los cuales se sustentan en el dominio del tiempo o en el de frecuencias y logra el ajuste estacional con el desarrollo de un sistema de los factores que explican la variación estacional en una serie. Éste es un programa de código abierto, desarrollado por la oficina del censo de los 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 los Estados Unidos, y *X11 ARIMA* (Dagum 1980, 1988) de la oficina de estadística de Canadá. El programa cuenta con dos módulos: el módulo *RegARIMA*, el cual se encarga de realizar el ajuste previo a la serie, y el módulo *X11* que se encarga de realizar el ajuste estacional propiamente.

En los últimos años, *X12 ARIMA* ha adquirido relevancia en vista de que entre sus innovaciones se encuentran procedimientos basados en modelos *ARIMA* para cada uno de los componentes de la serie de tiempo de interés. Específicamente, considera los modelos *RegARIMA*, los cuales son modelos de regresión cuyos errores siguen un proceso *ARIMA*. Ésta rutina de preajuste trata a los valores extremos y efectos especiales con modelos del tipo *ARIMA*, en el se estima un modelo *ARIMA* estacional (*SARIMA*) para la serie bajo estudio o para una transformación (logarítmica) de la misma⁵. Este modelo se usa para predecir valores de la serie a fin de extender el número de observaciones (predicciones)⁶; simular valores anteriores al primer valor observado (retroproyección); detectar y estimar el efecto calendario en la serie para preajustarla; y detectar y eliminar los valores atípicos (outliers). El esquema del análisis automático de series temporales mediante *X12 ARIMA* antes de realizar el ajuste estacional se presenta en la figura 1.

El módulo *X11* utiliza un filtro lineal como herramienta básica de ajuste estacional, por medio del cual la serie se descompone en tendencia-ciclo, estacionalidad e irregular. Este filtro lineal para la desestacionalización de las series se aplica una vez se haya limpiado la serie de los valores atípicos (outliers), efecto calendario y algún evento especial mediante el módulo *RegArima*. A lo largo de los años, *X12 ARIMA* ha incorporado una importante batería de diagnósticos y control de la valoración de la calidad, a menudo basada en creencias previas sobre como se deberían comportar los componentes (véase Maravall, 2003). Un esquema de ambos módulos se presenta en la figura 2⁷.

Según Dagum (1988), Hernández (1999), y U.S. Census Bureau (2000) el procedimiento *X12 ARIMA* actúa a través de las siguientes etapas⁸ :

1. Eliminación automática de valores atípicos (outliers), y tratamiento de los efectos día laboral, longitud del mes, el efecto Pascua, etc⁹.
2. Extensión de la serie anterior con predicciones, para lo cual prueba cinco modelos *ARIMA* en forma secuencial¹⁰.
3. Aplicación a la serie extendida de los filtros de media móviles y Henderson del *X11* para obtener los componentes estacionales, tendencia-ciclo e irregular¹¹.

⁴Para un análisis más detallado ver “*X12 ARIMA reference Manual*”, U.S. Census Bureau, 2007

⁵Ver “Ajuste estacional de la series económicas de Argentina”, Jorrat, Sal y Catalán, pág. 2.

⁶ Así, cuanto menor sea el error de predicción que se produce al extender la muestra de la serie, menor será la revisión que generan las nuevas observaciones.

⁷Ver “New capabilities and methods of the *X12 ARIMA* seasonal adjustment program” Findley, Monsell, Otto and Chen, Journal of business and economic statistics, 1998.

⁸Ver “Detección de Outliers: Un Ejercicio de Monte Carlo”, Cabrer e Iranzo, pag.4, 2007.

⁹Lo que se conoce como efecto calendario

¹⁰Se puede aplicar a una variedad mucho más amplia de modelos *ARIMA*.

¹¹El 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, la conocida como descomposición canónica, y se maximiza la estabilidad de los componentes tendencia y estacional

Figura 1: Esquema del análisis automático de Series Temporales mediante X12 ARIMA

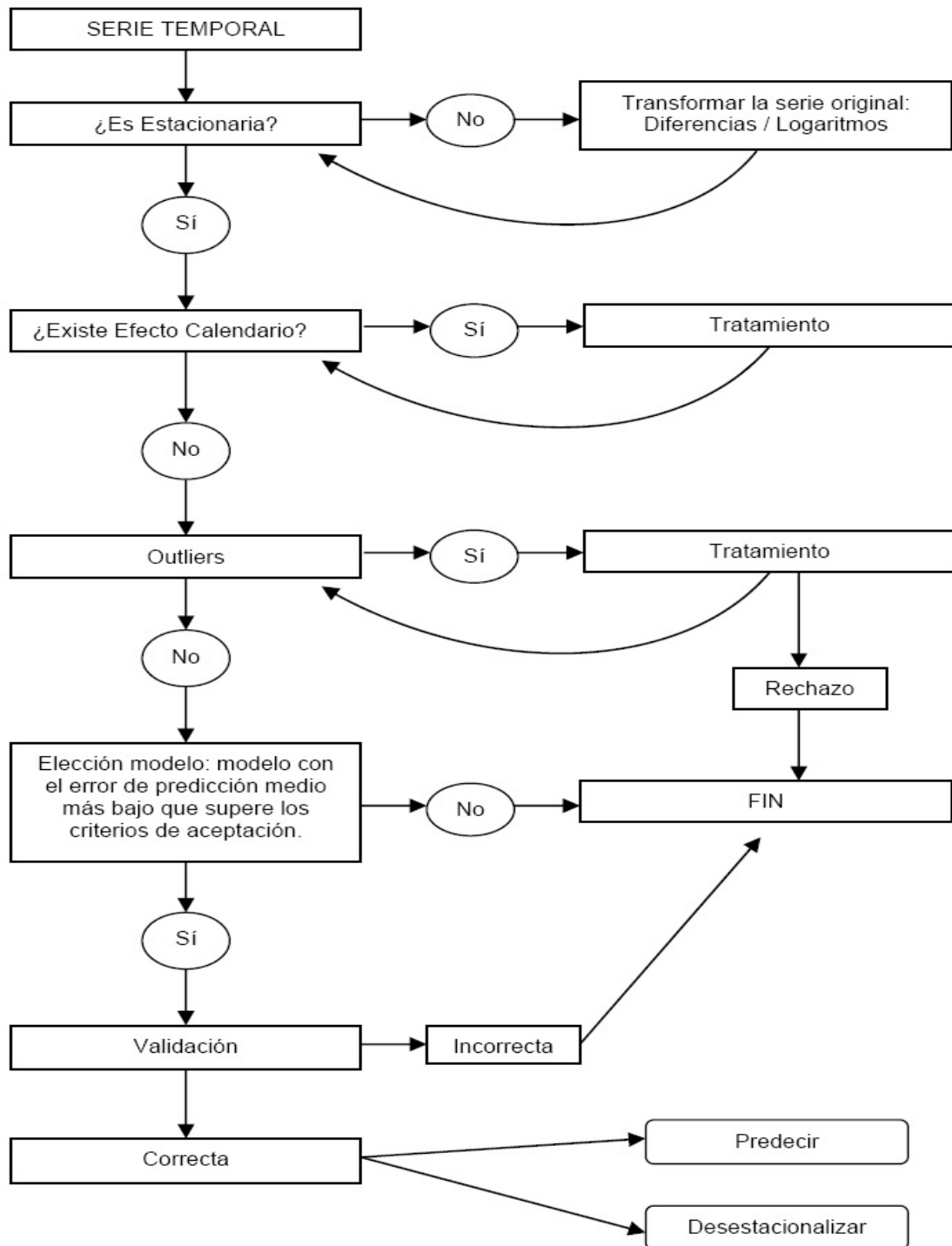
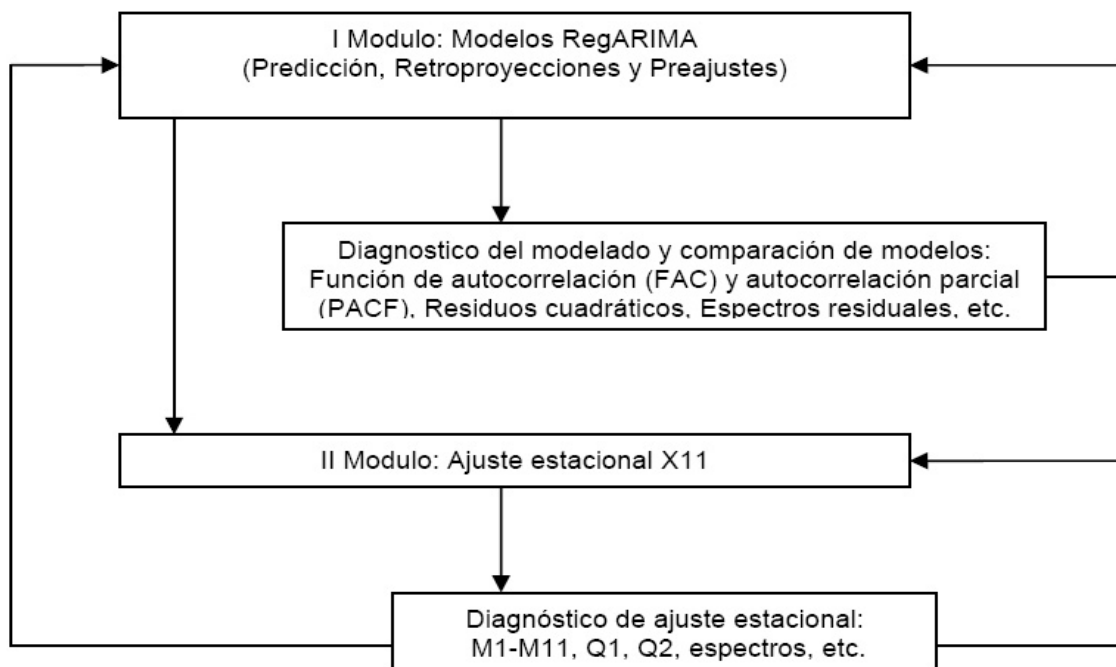


Figura 2: Esquema del proceso del programa *X12 ARIMA* sobre una series económica



3.1 Modulo RegArima

Los modelos RegArima¹² son usados para extender la serie de manera de poder usar medias móviles simétricas para el ajuste estacional¹³, de esta manera se logra una mejor corrección. A su vez, como se menciono anteriormente permite identificar la presencia de efecto calendario o puntos atípicos (outliers), estimarlos y limpiar la serie de sus efectos que distorsionan el resultado del proceso de ajuste estacional.

El método RegARIMA trabaja sobre la base de series estacionarias¹⁴, por lo que en muchos casos es

¹²Para un análisis mas detallado del tema ver: “Desestacionalización del Índice de Producción Física de la Industria Manufacturera -IPVF-”, Jonathan Benavides, 2007. Y “X12 ARIMA, Reference Manual”, U.S. Census Bureau, 2002.

¹³X11 utiliza medias asimétricas para poder realizar el ajuste estacional proceso en el cual se pierden valores extremos de la serie, X12 ARIMA extiende la serie por medio de modelos ARIMA para poder estimar la estacionalidad y la tendencia a través de medias móviles simétricas.

¹⁴Un proceso es estrictamente estacionario, si las propiedades del proceso 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:

$$E(y_1) = E(y_2) = \dots = E(y_T) = \mu$$

$$var(y_1) = var(y_2) = \dots = var(y_T) = \sigma^2$$

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

$$cov(y_1, y_{1+k}) = cov(y_2, y_{2+k}) = \dots = cov(y_{T-k}, y_T) = cov(y_t, y_{t-k})$$

necesario diferenciar la serie con el fin de que siga un proceso estacionario, además para estabilizar la varianza, en numerosas ocasiones es útil transformar la serie utilizando el logaritmo natural previo a la estimación del modelo.

3.1.1. Modelo General

Los modelos *ARIMA*, son procesos que probablemente tengan una tendencia. Este tipo de proceso utiliza la técnica de diferenciación (operador de diferenciación¹⁵) para estabilizar la serie, es decir, para transformar una serie en caso de ser no estacionaria en estacionaria.

Se dice que y_t es un proceso autoregresivo integrado de medias móviles *ARIMA* (p, d, q) si:

$$\phi(B)(1-B)^d y_t = \theta(B)\varepsilon_t \quad (2)$$

Con $\varepsilon_t \sim RB(0, \sigma^2)$, RB: Ruido Blanco¹⁶ (White Noise)

Donde:

- $\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$ Polinomio autoregresivo (*AR*) de orden p
- $\theta(B) = (1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \dots + \theta_q B^q)$ Polinomio de Medias Móviles (*MA*) de orden q
- d : Número de diferenciación para que la serie sea estacionaria
- B : Operador rezago (backward o lag) $\rightarrow y_{t-1} = B y_t$
más general $\rightarrow B^j y_t = B y_{t-j}$
- ε_t : Proviene de una distribución normal con media 0 y varianza σ^2

Los modelos *RegARIMA* son modelos de regresión cuyos errores siguen un proceso *ARIMA*, más específicamente se basan en procesos estacionales autoregresivos integrados de medias móviles (*SARIMA*¹⁷).

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

$$Y_t = X_t' \beta + Z_t \quad (3)$$

¹⁵El operador diferenciador ∇ que actúa sobre una serie de tiempo X_t de manera que:

$$\nabla X_t = (1 - B)X_t = X_t - X_{t-1}$$

$$\text{Más general: } \nabla^d X_t = (1 - B)^d X_t$$

¹⁶Un ruido blanco es una sucesión de variables aleatorias (proceso estocástico) con esperanza (media) cero, varianza constante e independiente para distintos valores de t (covarianza nula).

Se denota el proceso ε_t como ruido blanco si:

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t) &= 0 \\ V(\varepsilon_t) &= \sigma^2 \\ Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s) &= 0 \quad \forall t \neq s \end{aligned}$$

Ver “Desestacionalización del Índice de Producción Física de la Industria Manufacturera -IPVF-”, Jonathan Benavides, pag. 24, 2007.

¹⁷Los modelos *SARIMA* son una modificación de los modelos *ARIMA* para que estos capturen la estacionalidad que presentan algunas series.

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 *ARIMA*.

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

$$\phi(B)\Phi(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D Z_t = \theta(B)\Theta(B^s)\varepsilon_t \quad (4)$$

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 de *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 estacionaria¹⁸
- s : Frecuencia estacional (12 para datos mensuales y 4 para datos trimestrales)

Reemplazando la ecuación (3) -representando los errores del modelo de regresión- en la ecuación (4) se define el modelo general *RegARIMA* que es estimado por *X12 ARIMA* de la siguiente forma:

$$\phi(B)\Phi(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D (Y_t - X'\beta) = \theta(B)\Theta(B^s)\varepsilon_t \quad (5)$$

El modelo *RegARIMA* (5) puede ser pensado como la generalización del modelo *ARIMA* puro (4) que permite la función de regresión media $X'\beta$, o como la generalización del modelo de regresión (3) que permite a los errores Z_t seguir el modelo de *ARIMA* (4). En ese caso, note que el modelo *RegARIMA* implica que primero 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 , luego 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*.

¹⁸ 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 $D = 1$ ó 2 , ya que al diferenciar mas veces el modelo pierde consistencia. Ver "Desestacionalización del Índice de Producción Física de la Industria Manufacturera -IPVF-", Jonathan Benavides, pag. 28, 2007.

3.1.2. Estimación de Modelos *RegARIMA*

Para estimar los modelos *RegARIMA* el programa *X12 ARIMA* puede utilizar estimación por Máxima Verosimilitud (Maximum Likelihood -*ML*-) o por Mínimos Cuadrados (*LS*).

Antes de seleccionar el modelo se requiere que la serie bajo estudio sea estacionaria¹⁹. El orden de integración (o grado de diferenciación), denotado por d , se refiere al número de veces que una serie debe ser diferenciada para obtener una serie estacionaria. El orden de integración define el parámetro d del modelo *ARIMA*. Para la identificación de los modelos se usan las funciones de autocorrelación (*ACF*) y la función de autocorrelación parcial (*PACF*).

Para Modelos *ARIMA* o *SARIMA* lo primero que se debe observar es si la serie tiene tendencia y/o estacionalidad (si presenta estacionalidad identificar el valor de s). Luego, se utiliza la *ACF* y *PACF*.

En el análisis de la parte estacional, si se observa que el decaimiento de las autocorrelaciones en los rezagos múltiplos de s es muy lento, entonces puede ser conveniente diferenciar estacionalmente (D). En la parte regular si se observa que las autocorrelaciones decaen muy lentamente entonces puede ser conveniente diferenciar (d). La serie diferenciada tiene que lucir como estacionaria tanto en su parte regular como estacional.

Una vez que se tienen los valores de d y/o D , se determinan los valores de p , P , q y Q ayudados por la *ACF* y *PACF*. En la práctica esto no es fácil, así que su determinación se realiza por ensayo y error.

Para la elección del modelo, se estima una serie determinada de modelos *SARIMA* parsimoniosos entre varios modelos, de ellos se elije el mejor de acuerdo a algunos criterios²⁰ de decisión:

1. Elegir el modelo con menor $\hat{\sigma}$
2. Criterio de Información de Akaike (AIC)
3. Criterio de información bayesiana Schwarz (BIC)

Por otro lado, los residuos del modelo *RegARIMA* que estiman a ε_t (ecuación (5)) deben ser ruido blanco en el sentido de que el estadístico Q de Ljung-Box deje hacia la derecha por lo menos el 5% de probabilidad. Donde Q se distribuye como una $\chi^2(h - m)$, h es 24 para las series mensuales y 12 para las trimestrales, respectivamente, y m es el número de parámetros estimados en el modelo²¹. El estadístico Q se obtiene:

$$Q = n(n + 2) \sum_{k=1}^h \frac{r_k^2}{n - k}$$

Donde n es el número de observaciones, y r_k es la autocorrelación de orden k de los residuos del *regARIMA*.

El programa *X12 ARIMA* se basa por defecto en 5 modelos²² *SARIMA*, los cuales son los siguientes:

¹⁹Para identificar si la serie es o no estacionaria se pueden realizar los test de raíces unitarias de Dickey Fuller (*DF*), Dickey Fuller Aumentado (*ADF*) y Philips Perron (*PP*).

²⁰El criterio AIC conduce generalmente al modelo de mayor orden en ese sentido el criterio BIC es mejor.

²¹Ver "Ajuste estacional de series Económicas de Argentina", Jorrat, Paz y Catalán, pag.4.

²²*X12 ARIMA* permite la incorporación de muchos más modelos para la elección del mejor de ellos.

-
1. (0 1 1) (0 1 1)
 2. (0 1 2) (0 1 1)
 3. (2 1 0) (0 1 1)
 4. (0 2 2) (0 1 1)
 5. (2 1 2) (0 1 1)

Otro criterio de decisión es elegir el mejor modelo como aquel con menor error de predicción promedio entre los que satisfagan el test de Ljung-Box.

3.2 Efecto Calendario

Los efectos de calendario²³ se consideran que influyen particularmente a las series de tiempo mensuales que se obtienen como agregados de datos diarios, es decir se supone que en los datos diarios existe una cierta periodicidad semanal completamente determinista que debería transmitirse a la serie mensual mediante el proceso de agregación, sin embargo, debido a que (i) los meses no tienen el mismo número de días, (ii) un mismo mes, al paso del tiempo, presenta variaciones respecto al número de días específicos de la semana (lunes, por ejemplo) que contiene, y (iii) existen festividades, tanto movibles como fijas, en las que la actividad económica se detiene. 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 Abril del 2006 y Abril del 2007) puede ser parcialmente explicada por el hecho de que estos dos meses difieren en la cantidad de días lunes, martes, ..., domingo, un ejemplo familiar son las ventas de la industria de retail, donde las mayores ventas son hechas los días viernes y sábados en relación a los demás días de la semana, además las ventas más altas se realizan en los meses que contienen cinco viernes y/o sábados que otros con cuatro. 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. Es por ello que, generalmente, cuando se considera que esos efectos son estadísticamente significativos, se los retira de la serie durante el proceso de desestacionalización.

Una gran atención se ha dado a la estimación y ajuste de los datos por este efecto. Es por ello que en *X12 ARIMA* se incluye la opción de realizarlo.

La forma de ajustar este efecto es realizar una estimación preliminar del componente irregular, y luego efectuar una regresión de mínimos cuadrados con siete factores representativos de las ponderaciones de los días de la semana²⁴. Una vez estimadas las ponderaciones se realiza el pre-ajuste por efecto de días de actividad sobre la serie original, previamente al proceso de desestacionalización.

Antes de continuar con la discusión sobre los efectos de los días laborales, hay que entender ciertos rasgos del calendario. El hecho que los meses del año tengan una cantidad de días diferentes da origen a la variación o efecto por longitud del mes. Nosotros estamos familiarizados con el hecho que los meses varíen en longitud 31 días, 30 días y el mes de febrero que tiene la particularidad de tener una longitud de 28 días y 29 días para los años bisiestos²⁵. Otro factor a considerar son los feriados móviles que pueden variar en un año a otro (i.e. La pascua de resurrección puede variar entre el 22 de marzo y el 25 de abril).

²³ Para una revisión más detallada ver "Estimating trading-day variation in monthly economic time serie", Young, Bureau of the Census, 1965. Y "New capabilities and methods of the *X12 ARIMA* seasonal adjustment program", Findley, Monsell, Otto and Chen, Journal of business and economic statistics, 1998

²⁴ El modelo de regresión utilizado considera seis variables independientes para estimar los siete ponderadores, ya que se incorpora la restricción que la suma de las ponderaciones sea igual a 1.

²⁵ El calendario agrega cada cuatro años un día adicional (29 de febrero).

X12 ARIMA permite incluir variables regresoras para poder estimar los efectos del calendario mismo a las series económicas, para dicho efecto el programa tiene incorporado una gran gama de variables de regresión predefinidas además de la opción de incorporar otras variables a ser definidas por el usuario que permiten estimar diferentes tipos de modelos. No obstante lo anterior, existe el problema de que el calendario incorporado en el programa *X12 ARIMA* es de acuerdo a las festividades del calendario de los Estados Unidos y no se ajusta a la realidad del caso Chileno, por lo que se incorporó un modulo que permite estimar el modelo con los días del calendario Chileno incorporando una matriz con el número de días y feriados existentes según el calendario nacional.

3.2.1. Modelo de días hábiles

De acuerdo al modelo de días hábiles²⁶, 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.

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

Donde:

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

La ecuación (6) se reescribe de la siguiente forma:

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

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

Eliminando los componentes estacionales y de tendencia de la ecuación (7) se obtiene el modelo propuesto por Young²⁷:

$$K_t = \sum_{i=1}^6 \tilde{\beta}_i (X_{it} - X_{7t}) + \bar{\beta} LY_t \quad (8)$$

Donde:

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

²⁶Ver “Desestacionalización de series económicas: El procedimiento usado por el Banco Central de Chile”, Bravo H., Luna L., Correa V. y Ruiz F.

²⁷Ver “Estimating trading-day variation in monthly economic time serie”, Young, Bureau of the Census, 1965

3.2.2. Incorporación de los días feriados

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

$$K_t = \sum_{i=1}^7 \beta_{it}^{(1)} X_{it}^{(1)} + \sum_{t=1}^6 \beta_{it}^{(2)} X_{it}^{(2)} \quad (9)$$

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 (9) 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:

$$K_t = \sum_{i=1}^7 \beta_i^{(1)} X_{it}^{(1)} + \bar{\beta}_1 \sum_{i=1}^6 X_{it}^{(2)} \quad (10)$$

De forma equivalente al modelo sin días feriados, la ecuación (10) se puede descomponer en:

$$K_t = \sum_{i=1}^6 \tilde{\beta}_i^{(1)} (X_{it}^{(1)} - X_{7t}) + \bar{\beta}_1 N_t^{(2)} + \bar{\beta}_2 LY_t \quad (11)$$

Donde:

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

3.2.3. Interpretación y testeo

Los coeficientes de la ecuación (11) se interpretan de la siguiente forma:

- $\tilde{\beta}_i$: 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 $\bar{\beta}_1 - \tilde{\beta}_i$, el cual depende del tipo de día “ i ” no trabajado (lunes, martes, miércoles, jueves, viernes o sábados).

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

$$Y_t^* = Y_t - K_t = Y_t - \sum_{i=1}^6 \tilde{\beta}_i^{(1)} (X_{it}^{(1)} - X_{7t}) + \bar{\beta}_1 N_t^{(2)} + \bar{\beta}_2 L Y_t \quad (12)$$

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

Se dispone de los test *t-student*, para someter a prueba la nulidad de un coeficiente estimado y del test *F-Fisher*, para someter a prueba la existencia de un efecto global debido a los días hábiles:

Las hipótesis a testear son las siguientes:

$H_0 : \tilde{\beta}_1^{(1)} = \dots = \tilde{\beta}_6^{(1)}$, que corresponde a la ausencia de efecto calendario ligado a la repartición de los días.

$H_0 : \tilde{\beta}_1^{(1)} = \dots = \tilde{\beta}_6^{(1)} = \bar{\beta}^{(1)} = 0$ [$\beta_1 = \dots = \beta_7 = 0$], que mide la ausencia de efecto calendario.

$H_0 : \tilde{\beta}_1^{(1)} = \dots = \tilde{\beta}_5^{(1)}, \bar{\beta}_6^{(1)} = 0$, que considera un efecto calendario estructural en los días laborales.

3.3 Modulo X11

El modulo $X11^{28}$ 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, el ciclo, la componente estacional, la componente irregular y algunas componentes asociadas al efecto calendario como los días hábiles y/o efecto pascua, etc.

La tendencia: representa la evolución de la serie a lo largo del tiempo.

El ciclo: movimiento liso, casi periódico en torno de la tendencia, que pone en evidencia una sucesión de etapas de crecimiento y de recesión.

$X11$ no separa esas dos componentes, por lo que nos referiremos a la componente tendencia-ciclo (C_t) para conservar la notación de $X11$.

Estacional (S_t): fluctuaciones infra anuales (mensuales o trimestrales) que se repiten año a año de manera más o menos regular.

Días hábiles (D_t): mide el impacto sobre la serie de la composición diaria del mes o del trimestre.

Efecto Pascua²⁹ (E_t): mide el efecto de la fiesta pascua la cual tiene la característica de ser un feriado móvil.

Irregular (I_t): mide todas las fluctuaciones más o menos erráticas que no son incluidas en las componentes precedentes.

En $X12$ *ARIMA* las componentes son definidas de manera implícita por las herramientas que sirven para estimarlas, el método considera dos modelos de descomposición:

- Modelo aditivo: $Y_t = C_t + S_t + D_t + E_t + I_t$

²⁸Para un análisis detallado del modulo X11 ver, “Desestacionalizar con el método X11”, Ladiray y Quenneville, 2001.

²⁹En el presente estudio no se aborda el efecto pascua en forma independiente, sino que se incorpora dentro de la matriz de número de días al mes y feriados, los días correspondientes a dicha fecha en el respectivo mes (marzo o abril) de acuerdo al año que corresponda.

- Modelo multiplicativo: $Y_t = C_t \cdot S_t \cdot D_t \cdot E_t \cdot I_t$

A la vez se podrían aplicar otros modelos de descomposición.

- Modelo log-aditivo: $\log Y_t = \log C_t + \log S_t + \log D_t + \log E_t + \log I_t$
- Modelo pseudo-aditivo: $Y_t = C_t \cdot (S_t + D_t + E_t + I_t - 1)$

Para la selección del modelo apropiado, una vez realizadas las proyecciones y retroproyecciones de la serie derivadas del modelo ARIMA, existen tres criterios de decisión³⁰:

1. Dependiendo de la naturaleza de la serie que se utilice será el tipo de modelo que se adopte, por ejemplo para un índice de ventas o producción será multiplicativo y para una serie expresada en logaritmos o tasa de variación será aditivo.
2. Según el gráfico de la serie, si esta tiene estacionalidad creciente con tendencia se debe optar por un método multiplicativo y si ésta es estable por uno aditivo.
3. Según los indicadores de bondad de ajuste³¹.

Adicionalmente, se puede usar el “Método del Análisis de las Diferencias y Cocientes Estacionales”, esta técnica permite determinar el tipo de modelo a utilizar según el cual se combinan las componentes del análisis clásico de las series de tiempo por medio de la comparación de los coeficientes de variación de Person de las series de diferencias ($d = y_t - y_{t-p}$) y cocientes ($c = y_t/y_{t-p}$) estacionales, con $p = 12$ si la serie es mensual y $p = 4$ si la misma es trimestral. Los coeficientes de variación se expresan como:

- Coeficiente de variación en diferencias: $CV_d = \frac{S_d}{\bar{Y}_d}$
- Coeficiente de variación en cocientes: $CV_c = \frac{S_c}{\bar{Y}_c}$

Donde S_d y S_c son las desviaciones estándar para las series en diferencias y cocientes respectivamente, similarmente \bar{Y}_d e \bar{Y}_c son las medias de las series en diferencias y cocientes.

La regla de elección del modelo es:

- Si $CV_d > CV_c$ el modelo será multiplicativo
- Si $CV_d < CV_c$ el modelo será aditivo.

3.3.1. 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.

³⁰Ver “Desestacionalización de series económicas: El procedimiento usado por el Banco Central de Chile”, Bravo H., Luna L., Correa V. y Ruiz F

³¹Ver apartado 4 “Test de Presencia de Estacionalidad y Estadísticas de la Calidad de Ajuste Estacional”

3.3.2. Medias Móviles

Una media móvil³² (MA) es un operador lineal definido como una combinación lineal de rezagos, es decir:

$$MA(Y_t) = \sum_{k=-p}^{+f} \theta_k Y_{t+k} \quad (13)$$

El valor al instante t de la serie bruta es reemplazado por una media ponderada de los p valores pasados de la serie; el valor actual y los f valores futuros de la serie. El grado de la media móvil está dado por la cantidad $p + f$ y el orden de la MA está dado por la cuantía $p + f + 1$.

Si $p = f$, es decir cuando se emplean tantos puntos pasados como futuros, se dice que la media móvil es centrada. Adicionalmente, si la MA es centrada, y $\forall k, \theta_{-k} = \theta_k$ la media móvil es simétrica.

Generalmente se consideran medias móviles de orden $m = n \times p + 1$, las cuales son definidas por³³:

$$MA(Y_t)_m = \frac{1}{m} (Y_{t-p} + \dots + Y_t + \dots + Y_{t+p}) \quad (14)$$

Adicionalmente, se pueden definir medias móviles centradas y simétricas de orden par ($m = n \times p$) definidas por:

$$MA(Y_t)_m = \frac{1}{m} \left(\frac{1}{2} Y_{t-p} + Y_{t-(p-1)} + \dots + Y_t + \dots + Y_{t+(p-1)} + \frac{1}{2} Y_{t+p} \right) \quad (15)$$

Esta media móvil de orden par es en efecto una media móvil de orden impar, la cual se notara $MA_{n \times p}$ y se define como sigue:

$$MA(Y_t)_{n \times p} = \frac{1}{n \times p} (Y_{t-p} + 2Y_{t-(p-1)} + \dots + 2Y_t + \dots + 2Y_{t+(p-1)} + Y_{t+p}) \quad (16)$$

Ejemplos:

- Media móvil de 2×4 , la cual permite estimar una tendencia para series trimestrales es de la siguiente forma:

$$MA(Y_t)_{2 \times 4} = \frac{1}{8} (Y_{t-2} + 2Y_{t-1} + 2Y_t + 2Y_{t+1} + Y_{t+2})$$

³²Para un análisis detallado de las medias móviles ver, "Desestacionalizar con el método X11", Ladiray y Quenneville, 2001 y "Desestacionalización del Índice de Producción Física de la Industria Manufacturera -IPVF-", Jonathan Benavides, pag. 33-39, 2007.

³³Ver "Desestacionalización de series económicas: El procedimiento usado por el Banco Central de Chile", Bravo H., Luna L., Correa V. y Ruiz

- Media móvil de 2×12 , la cual permite estimar una tendencia para series mensuales es de la siguiente forma:

$$MA(Y_t)_{2 \times 12} = \frac{1}{24} (Y_{t-6} + 2Y_{t-5} + \dots + 2Y_t + \dots + 2Y_{t+5} + Y_{t+6})$$

- Media Móvil de 3×3 :

$$MA(Y_t)_{3 \times 3} = \frac{1}{9} (Y_{t-2} + 2Y_{t-1} + 3Y_t + 2Y_{t+1} + Y_{t+2})$$

- Media Móvil de 3×9 :

$$MA(Y_t)_{3 \times 9} = \frac{1}{27} (Y_{t-5} + 2Y_{t-4} + 3Y_{t-3} + \dots + 3Y_t + \dots + 3Y_{t+3} + 2Y_{t+4} + Y_{t+5})$$

Los dos primeros ejemplos permiten eliminar la estacionalidad, mantener las tendencias lineales y reducir las varianzas de un ruido blanco.

3.3.3. 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.

El criterio de elección es el siguiente³⁴:

- 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 3×3
- Si MSR se sitúa entre 2,5 y 5, se recomienda adoptar una media móvil estacional 3×5
- Si MSR es superior a 7, el componente estacional es fijado de acuerdo al valor promedio de la serie sin tendencia-ciclo.

3.3.4. Medias Móviles de Henderson

Las medias móviles de Henderson³⁵ son empleadas en $X11$ para extraer la tendencia de una estimación de la serie corregida de variaciones estacionales. Se basa en el operador $H = \sum (\nabla^3 \theta_i)^2$, en donde ∇ es el operador de primeras diferencias, para evaluar la suavidad de la curva de los coeficientes. Esta cantidad es nula cuando los coeficientes θ_i se encuentran sobre una parábola, y en el caso general, H mide la distancia entre la parabólica y la forma funcional que define los θ_i . Henderson buscó medias móviles centradas, de orden impar, que conservan los polinomios de grado 2, y que minimizan la función H :

³⁴Ver "Desestacionalización de series económicas: El procedimiento usado por el Banco Central de Chile", Bravo H., Luna L., Correa V. y Ruiz, pág 16, 2002.

³⁵Para un análisis detallado de las medias móviles ver, "Desestacionalizar con el método X11", Ladiray y Quenneville, 2001 y "Desestacionalización del Índice de Producción Física de la Industria Manufacturera -IPVF-", Jonathan Benavides, 2007.

$$\begin{aligned}
\min H &= \sum (\nabla^3 \theta_i)^2 \\
\text{s.a.} & \\
\sum_{i=p}^p \theta_i &= 1, \quad \sum_{i=p}^p i \theta_i = 0, \quad \sum_{i=p}^p i^2 \theta_i = 0
\end{aligned} \tag{17}$$

Lo cual entrega como resultado:

$$\theta_i = \frac{315 \left((n-1)^2 - i^2 \right) (n^2 - i^2) \left((n+1)^2 - i^2 \right) (3n^2 - 16 - 11i^2)}{8n (n^2 - 1) (4n^2 - 1) (4n^2 - 9) (4n^2 - 25)}$$

Estas medias móviles no tienen propiedades especiales con respecto a la eliminación de la estacionalidad, sin embargo suavizan las series relativamente bien y conservan las tendencias cuadráticas en forma local.

3.3.5. Elección de la Media Móvil de Henderson para estimar la componente Tendencia-Ciclo

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.

El criterio de elección es el siguiente³⁶:

- 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.

3.4 Algoritmo Simple de Desestacionalización

Sea Y_t la serie corregida por efecto calendario, expresada como:

$$Y_t = C_t + S_t + I_t \tag{18}$$

El algoritmo realiza los siguientes pasos para desestacionalizar la serie Y_t .

1. Estimación de la tendencia-ciclo por media móvil:

$$C_t^{(1)} = MA_0(Y_t)$$

La media móvil es elegida de manera de reproducir la tendencia-ciclo, eliminando la componente estacional y reduciendo al máximo la componente irregular

³⁶Ver "Desestacionalización de series económicas: El procedimiento usado por el Banco Central de Chile", Bravo H., Luna L., Correa V. y Ruiz, pág 16, 2002.

-
2. Estimación de la componente estacional-irregular:

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

3. Estimación de la componente estacional por media móvil sobre cada mes:

$$\begin{aligned} S_t^{(1)} &= MA_1 \left[(S_t + I_t)^{(1)} \right] \\ \therefore I_t^{(1)} &= (S_t + I_t)^{(1)} - S_t^{(1)} = Y_t - C_t^{(1)} - S_t^{(1)} \end{aligned}$$

En este punto, la idea es suavizar los valores de la componente estacional-irregular $(S_t + I_t)^{(1)}$ de cada mes para extraer la evolución del coeficiente estacional del mes respectivo. La media móvil utilizada en esta etapa deberá reproducir lo mejor posible la componente estacional de cada mes y reducir la mayor cantidad posible la componente irregular. Finalmente, los coeficientes estacionales son normalizados, imponiendo por ejemplo que la suma de los mismos sea nula.

4. Estimación de la serie corregida de variaciones estacionales y efecto calendario:

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

La única dificultad reside entonces en la selección de las medias móviles utilizadas en las etapas 1 y 3.

3.4.1. Algoritmo de base del método X11

El método X11³⁷ no hace más que llevar este algoritmo, utilizando medias móviles cuidadosamente elegidas y afinando, poco a poco, las estimaciones de las componentes a través de las iteraciones del algoritmo. Por tanto, es posible definir el algoritmo de base X11 como un doble uso consecutivo del algoritmo, cambiando secuencialmente las medias móviles utilizadas.

El algoritmo³⁸, para el caso de series con frecuencia mensual, es el siguiente:

1. Estimación de la tendencia utilizando una media móvil de 2×12 :

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

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.

³⁷Ver “Desestacionalización de la Producción Industrial con la metodología X12 ARIMA”, Chaves.

³⁸Solo 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.

2. Estimación del componente estacional e irregular:

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

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

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

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

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

4. Estimación de la serie corregida de variaciones estacionales:

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

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

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

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

6. Estimación de la componente estacional e irregular:

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

7. Estimación de la componente estacional con la media móvil 3×5 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.

$$\begin{aligned}\tilde{S}_t^{(2)} &= S_t^{(2)} - MA_{2 \times 12} \left(S_t^{(2)} \right) \\ \therefore I_t^{(2)} &= (S_t + I_t)^{(2)} - \tilde{S}_t^{(2)}\end{aligned}$$

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

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

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

4. Test de Presencia de Estacionalidad y Estadísticas de la Calidad de Ajuste Estacional

$X12$ *ARIMA* permite calcular varios test, paramétricos y no paramétricos, para evaluar la presencia de estacionalidad.

Frente a las hipótesis nula y alternativa:

$$H_0 : m_1 = m_2 = \dots = m_k$$

$$H_1 : m_p \neq m_q \text{ (Para al menos un par } (p, q))$$

En donde, m_1, \dots, m_k son las medias estacionales estables para los 12 meses o los 4 trimestres, se proponen los siguientes test de estacionalidad para evaluar la prueba de hipótesis anterior.

4.1 Test de estacionalidad estable:

Es una prueba paramétrica que se funda en el análisis de la varianza de un factor.

| Cuadro 1: Análisis de Varianza de un Factor | | | | |
|---|-------------------|--------------------|--------------------|-----|
| | Suma de cuadrados | Grados de libertad | Media de cuadrados | F |
| Entre meses | SST_r | $k - 1$ | $SST_r / k - 1$ | f |
| Residuos | SSE | $n - k$ | $SSE / n - k$ | |
| Total | SST | | | |

Si la cantidad calculada f con los datos de la serie es mayor que el valor crítico de $F_{(k-1, (n-k))}$ se concluye que existe una influencia significativa del factor estacionalidad (es decir las medias mensuales no son todas iguales). Esto también se puede ver mediante el p -value que entrega la tabla de salida del programa $X12$ *ARIMA* en donde se llega a la misma conclusión si este es menor que 0.001.

4.2 Test Kruskal-Wallis

En este test se admite que los datos provienen de k muestras independientes A_1, A_2, \dots, A_k ($k = 4$ si la serie es trimestral o $k = 12$ si la serie es mensual) de tamaño n_1, n_2, \dots, n_k respectivamente.

Es un test no paramétrico que se apoya en la siguiente estadística:

$$W = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{j=1}^k \frac{S_j^2}{n_j} - 3(n+1) \sim \chi_{(k-1)}^2$$

En donde, S_j es la suma de los rangos de las observaciones de la muestra A_j , en la serie de las $n = \sum_{j=1}^k n_j$ observaciones.

Si se admite la hipótesis nula, esta cantidad sigue una distribución Chi-cuadrado, con $k - 1$ grados de libertad.

4.3 Test de Estacionalidad Evolutiva

En este test las hipótesis a testear, para determinar si existe estacionalidad evolutiva son las siguientes:

$$H_0 : b_1 = b_2 = \dots = b_n \text{ (No existe ninguna componente estacional evolutiva)}$$

$$H_1 : b_p \neq b_q \text{ (Para al menos un par } (p, q))$$

La prueba que se basa en el análisis de la varianza con dos factores.

$$|SI_{ij} - \bar{X}| = X_{ij} = b_i + m_j + e_{ij}$$

Donde:

- m_j designa el efecto del mes o del trimestre j ($j = 1, \dots, k$).
- b_i designa el efecto del año i ($i=1, \dots, N$), siendo N el número de años completos.
- e_{ij} representa el efecto residual.
- \bar{X} designa a la media de la serie. En el caso de trabajar con un modelo multiplicativo la media será igual a 1.

El test se funda en la descomposición $S^2 = S_A^2 + S_B^2 + S_R^2$, donde se define:

- S^2 como la suma de los cuadrados, $S^2 = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n (X_{ij} - \bar{X}_{..})^2$ con $\bar{X}_{..} = \frac{1}{kn} \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n X_{ij}$
- S_A^2 como la suma de los cuadrados intermeses, $S_A^2 = n \sum_{j=1}^k (\bar{X}_{.j} - \bar{X}_{..})^2$ con $\bar{X}_{.j} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{ij}$
- S_B^2 como la suma de los cuadrados interaños, $S_B^2 = k \sum_{i=1}^n (\bar{X}_{i.} - \bar{X}_{..})^2$ con $\bar{X}_{i.} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k X_{ij}$
- S_R^2 como la suma residual de los cuadrados, $S_R^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k (X_{ij} - \bar{X}_{i.} - \bar{X}_{.j} + \bar{X}_{..})^2$

Con esto se puede someter a la hipótesis de que la estacionalidad evoluciona en el transcurso de los años, con el siguiente estadístico:

$$F_M = \frac{S_B^2 / (n-1)}{S_R^2 / ((n-1)(k-1))} \sim F_{(n-1); (k-1)(n-1)}$$

4.4 Test de Presencia de Estacionalidad Identificable

Se construye a partir de los valores de uno de los test paramétrico de estacionalidad estable (que llamaremos F_S) y del test de estacionalidad evolutiva (F_M).

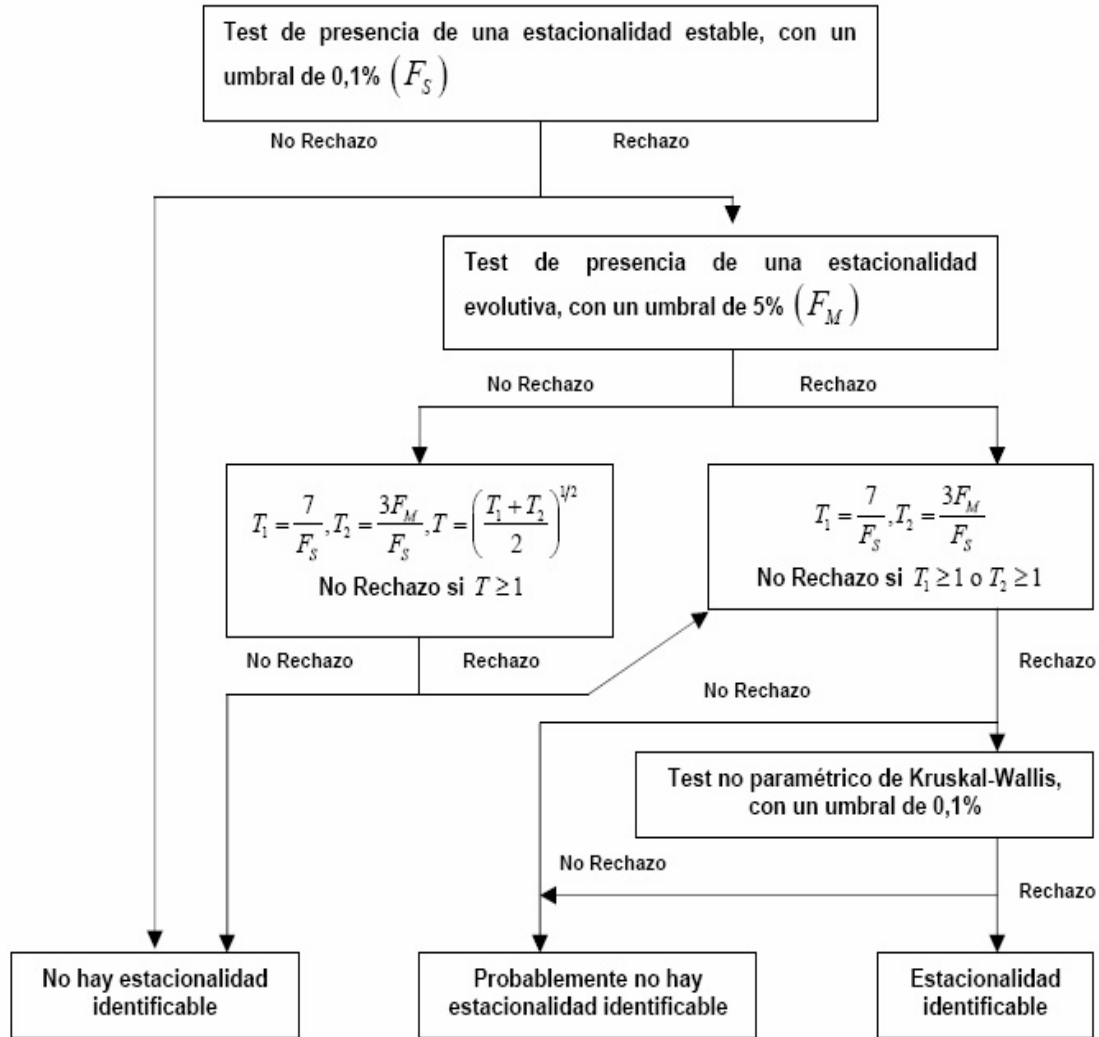
El estadístico se calculará como:

$$T = \left(\frac{T_1 + T_2}{2} \right)^{1/2}, \text{ donde } T_1 = \frac{7}{F_S} \text{ y } T_2 = \frac{3F_M}{F_S}$$

Sí el estadístico $T \geq 1$ No rechazo H_0 , por lo que no hay estacionalidad identificable.

Se puede realizar un test combinado, utilizando los test mencionados anteriormente para resolver la cuestión de presencia de estacionalidad identificable, el cual se ilustra en la figura 3.

Figura 3: Test de presencia de estacionalidad identificable



4.5 Estadísticas de Calidad de Ajuste

El programa *X12 ARIMA* presenta once estadísticas³⁹ que permiten evaluar la calidad del ajuste estacional realizado. Esas estadísticas varían entre 0 y 3, pero se aceptan sólo los valores menores a 1, es decir, mientras más pequeños son estos valores mejor es su comportamiento. Se construye un indicador sintético de la calidad de la desestacionalización por combinación de estos indicadores. Las once estadísticas son:

- Estadística M1: Evalúa la contribución de la componente irregular a la varianza total, en un periodo de tres meses.

³⁹Para un análisis detallado de las estadísticas de la calidad del ajuste estacional ver, "Desestacionalizar con el método X11", Ladiray y Quenneville, 2001.

-
- Estadística M2: Evalúa la contribución de la componente irregular a la varianza de la serie bruta previamente desestacionalizada.
 - Estadística M3: Mide la contribución de la componente irregular a la evolución de la serie desestacionalizada, la cual no debe ser muy importante para poder extraer la componente tendencia ciclo.
 - Estadística M4: Prueba la presencia de autocorrelación con la duración media de las secuencias de la componente irregular.
 - Estadística M5: Evalúa el número de meses que son necesarios para que las variaciones absolutas de la componente Tendencia-Ciclo tengan mayor importancia que las de la componente irregular.
 - Estadística M6: Mide la evolución anual de la componente irregular en relación de la evolución de la componente estacional. Si la razón I/S es baja, la media 3×5 no es lo bastante flexible como para seguir el movimiento estacional.
 - Estadística M7: Test combinado para la presencia de una estacionalidad identificable, visto en el apartado anterior, mide la variabilidad la componente estacional en relación a la magnitud de la componente estacional.
 - Estadística M8: Amplitud de las variaciones del componente estacional.
 - Estadística M9: Cambios lineales del componente estacional.
 - Estadística M10: Equivalente a M8, medida sobre los años recientes (i.e últimos tres años).
 - Estadística M11: Equivalente a M9, medida sobre los años recientes (i.e últimos tres años).

Finalmente, el programa calcula una estadística global de calidad que es una combinación lineal de las estadísticas M1 hasta M11. Se obtiene así:

$$Q = \frac{10M1 + 12M2 + 10M3 + 8M4 + 11M5 + 10M6 + 18M7 + 7M8 + 7M9 + 4M10 + 4M11}{100}$$

5. Aplicación del Programa *X12 ARIMA* al Índice de Ventas Real de Supermercados

El Índice General de Ventas de Supermercados, es un indicador mensual que mide la evolución de las ventas netas de supermercados⁴⁰. El indicador es de carácter censal y considera como unidades estadísticas los establecimientos que teniendo tres o más cajas registradoras se caracterizan por comercializar al menudeo una o varias líneas de productos de consumo a través del sistema de autoservicio.

Dicho valor total se determina agregando las ventas mensuales de todos los establecimientos individualizados en el Directorio a niveles comunales, regionales y nacional.

Las ventas de supermercado varían mes a mes por diferentes causas, que pueden ser ocasionadas por los aspectos económicos que las generan o por razones exógenas, de naturaleza no económica que provocan el comportamiento estacional de las ventas.

Algunas de las causas estacionales que se pueden mencionar son el incremento en las ventas de supermercados en ciertos meses, producto del aumento del consumo en fiestas patrias, navidad, día de la madre, etc.; el efecto pagos, que dependiendo del día que se genere el pago de las remuneraciones, las personas realizaran las compras el mismo mes o las desplazarán al mes siguiente⁴¹; el número de días de la semana que tiene un mes, un viernes y/o sábados de más en un mes, generan un incremento en las ventas de la industria de supermercados; el clima es otro factor que determina el comportamiento del consumidor, en verano las canastas de consumo difieren a las adquiridas en meses de invierno; etc..

El objetivo del estudio, es limpiar la serie de estos hechos estacionales y otros más, a través del programa de desestacionalización *X12 ARIMA*, aplicando el efecto calendario a la realidad nacional.

Para esto se utilizó el Índice General de Ventas de Supermercados, a partir de enero de 1991 hasta diciembre de 2007.

5.1 Análisis Gráfico

Revisando el comportamiento de las ventas reales de supermercado⁴² en el gráfico de la serie, figura 4, se puede observar una tendencia creciente del indicador, en la cual no se puede observar una media estable a través del tiempo, por lo que no se podría decir que la serie sea estacionaria⁴³.

Por otro lado, se puede observar en la serie, figura 4, un marcado patrón estacional, donde los peaks más altos representan las ventas de supermercados en el mes de diciembre de cada año producto de las festividades de navidad y año nuevo, en las cuales las familias realizan cenas para la ocasión, además a finales de la década de los noventa los supermercados comenzaron a ampliar sus líneas de productos, comercializando por ejemplo juguetes, productos textiles y electrodomésticos, los cuales claramente tienen una fuerte demanda para el periodo de navidad. Además, se puede observar que las ventas decaen en los meses de enero y febrero, producto del periodo de vacaciones, y vuelven a mostrar un peak en marzo generado por el retorno de vacaciones e inicio de clases, otro peak en la serie se observa en los meses de septiembre, debido a la celebración de las fiestas patrias, en las cuales las familias aprovechan los días festivos realizando almuerzo y cenas para la celebración.

Los periodos estacionales, mencionados en el párrafo anterior, se pueden apreciar más claramente en el gráfico de Índice de Ventas Real por Año, figura 4, en el cual se observa un peak en los meses de marzo y diciembre. Septiembre por su parte en todos los periodos existe incremento en las ventas respecto a los meses de agosto.

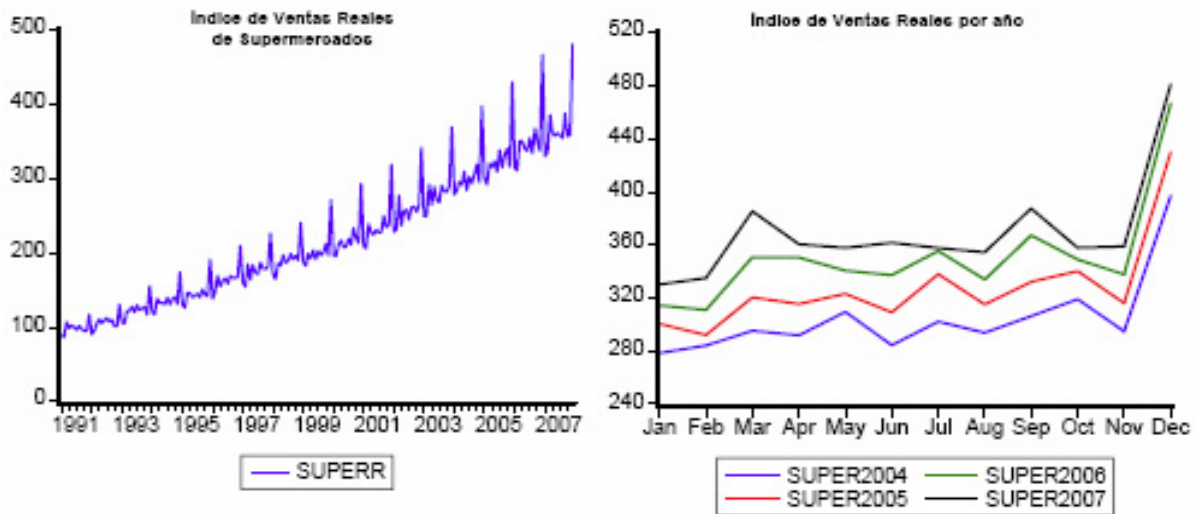
⁴⁰Excluidos el IVA y otros impuestos a la compraventa, además de los descuentos y las devoluciones.

⁴¹Si el pago se realiza el último día hábil del mes y éste se produce un día miércoles, el común de las personas realizarán sus compras el fin de semana siguiente, el cual corresponde al siguiente mes de la fecha de pago.

⁴²Las cifras del indicador se presentan en el anexo F, cuadro 20 "Serie Original Índice de Ventas Real de Supermercados"

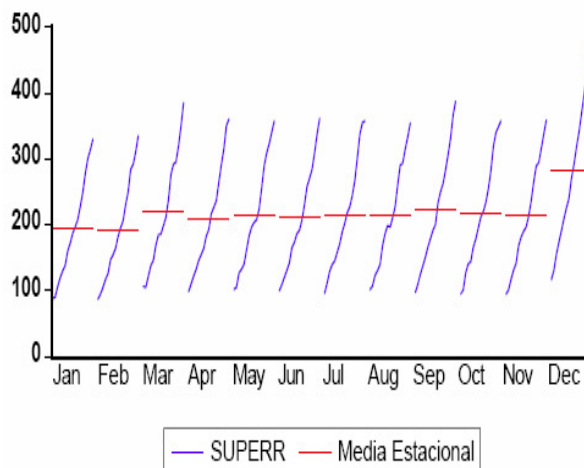
⁴³Para el proceso de desestacionalización se requiere que la serie sea estacionaria

Figura 4: Índice de Ventas Reales de Supermercados



Otra forma de observar si la serie es estacional o no, es revisando el gráfico de las subseries estacionales mensuales, figura 5, éste muestra el crecimiento estacional (línea vertical) 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 los meses de diciembre son mucho mayores que al resto de los meses, al igual que su media. En los meses de marzo y septiembre, se registran unas medias levemente mayores al resto y se observa un nivel de ventas mas alto en esos meses, por su parte en los meses de enero y febrero se aprecian medias menores respecto a los otros meses.

Figura 5: Gráfico de las Subseries Estacionales

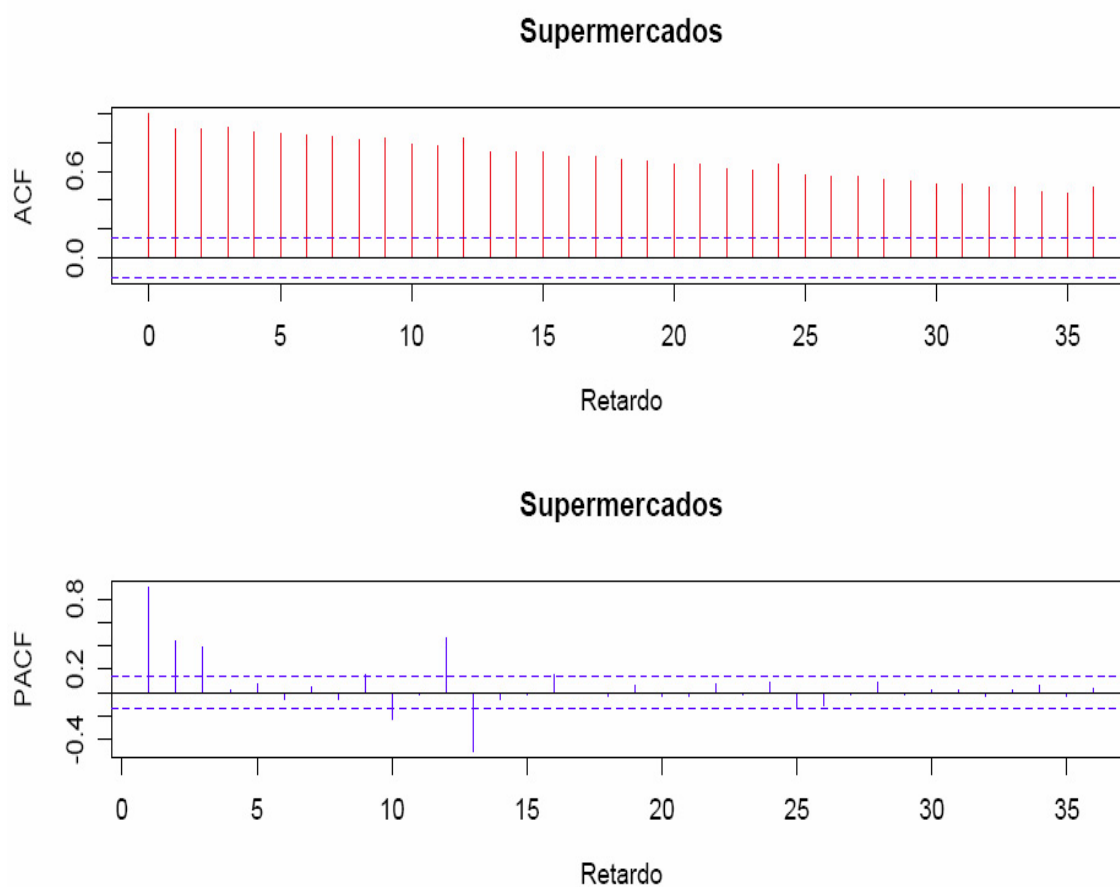


Visualizando el gráfico de la Función de Autorrelación (ACF) de la serie original, figura 6, encontramos que decrecen lentamente, lo que puede indicar que la serie sigue un proceso autorregresivo y presenta raíz unitaria, es decir, la serie sería no estacionaria y debiese ser diferenciada para transformarla en una serie que si lo sea.

Por otro lado, en la *ACF* se aprecian peaks estacionales en los rezagos 12, 24 y 36 los cuales corresponden a los meses de diciembre, lo cual también se puede observar en menor grado para los rezagos 3, 15 y 27 (mes de marzo), y para los rezagos 9, 21 y 33 (mes de septiembre). Lo anterior, podría indicar que la serie presenta una media móvil estacional.

A su vez, la Función de Autocorrelación Parcial (*PACF*) indicaría que la series sigue un proceso autorregresivo de orden 3.

Figura 6: Gráfico de la *ACF* y *PACF* de Supermercados



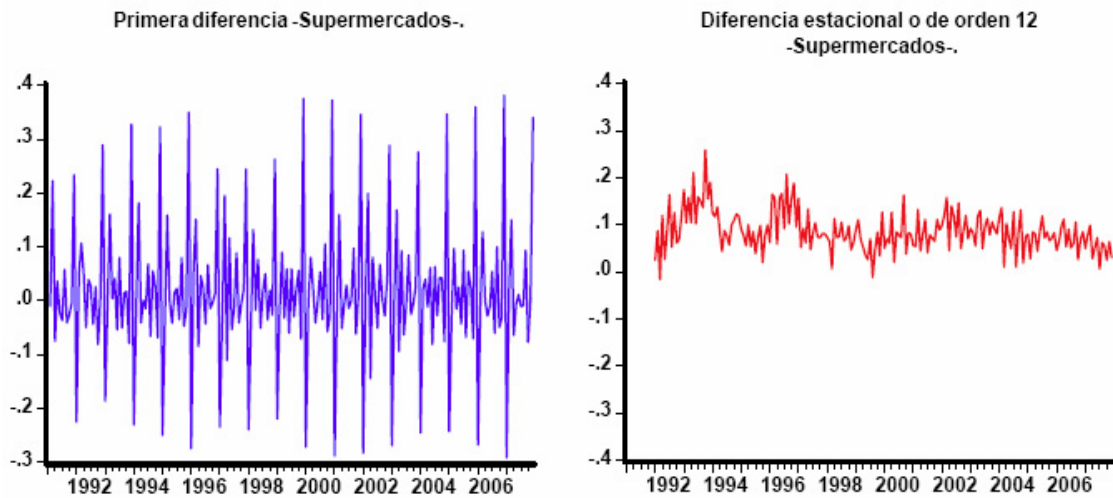
5.2 Modelo *ARIMA*

En esta etapa, se utiliza la técnica de Box Jenkins (1976) para modelar las series de tiempo que presentan patrones de tipo estacional y poder modelar un proceso *ARIMA* que permita realizar las proyecciones y retroproyecciones para la utilización de medias móviles simétricas y reemplazar los valores que sean identificados como valores atípicos (outliers).

5.2.1. Identificación

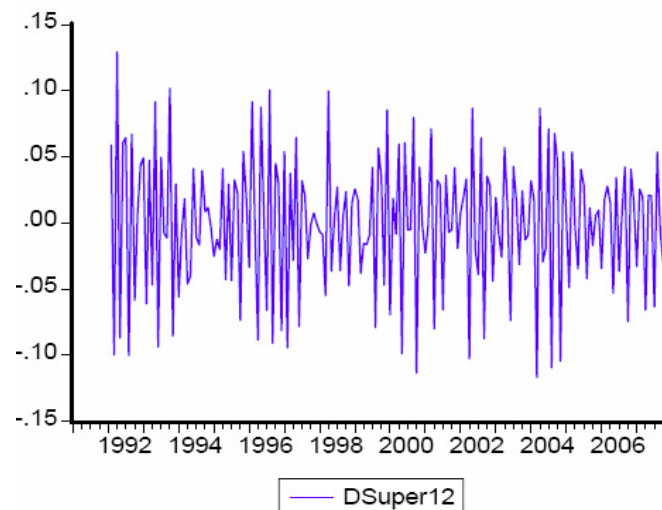
En esta etapa del ejercicio de desestacionalización, como se mencionó anteriormente, se debe garantizar la estacionariedad de la serie mediante su transformación por medio de un operador de diferencias ordinarias y/o estacionales y el logaritmo de la misma para estabilizar la varianza.

Figura 7: Gráfico de la primera diferencia y diferencia estacional de orden 12 -Supermercados-



En la figura 7, se presentan los gráficos de la serie venta de supermercados reales transformada, aplicando la primera diferencia y diferencia estacional de orden 12 a la serie en logaritmo de supermercados⁴⁴. Se puede observar claramente que la diferencia estacional presenta una menor varianza que la primera diferencia. En las ventas reales de supermercados, la pronunciada estacionalidad en la industria muestra que las variaciones en doce meses no son tan pronunciadas comparadas con las variaciones mensuales, las cuales al generarse fuertes incrementos en las ventas en ciertos periodos estacionales, provocan variaciones mensuales significativas de naturaleza no económica⁴⁵.

Figura 8: Gráfico de la Serie con una primera diferencia y una diferencia estacional de orden 12 - Supermercados-



⁴⁴La primera diferencia y la diferencia estacional de orden 12 esta dada por $\nabla^1 x_t = x_t - x_{t-1}$ y $\nabla^{12} x_t = x_t - x_{t-12}$, respectivamente, con $x_t = \log(\text{Serie})$

⁴⁵El Índice Real de Ventas de Supermercados para los meses de diciembre, registraron variaciones positivas que fluctúan aproximadamente entre 23% y 38% respecto a los meses de noviembre, y para los meses de enero las ventas mensuales disminuyeron entre 19% y 29% en referencia a los meses de diciembre, efecto provocado por las altas ventas de supermercados registradas en dicho mes.

Como se mencionó en el apartado 5.1, las ventas reales de supermercados no muestran un proceso estacionario de acuerdo al análisis gráfico, por lo que se optó en diferenciar la serie en logaritmo con el propósito de que la serie transformada siga un proceso estacionario, lo cual se puede observar en el gráfico de la primera diferencia de las ventas reales de supermercados, figura 7, en la cual se aprecia un comportamiento más estacionario y sin tendencia. Sin embargo, observamos que aún existe estacionalidad, por lo que a la serie diferenciada se le debe aplicar una diferencia estacional de orden 12 para eliminar los ciclos, la figura 8, muestra la serie en logaritmo de supermercados con una primera diferencia y una diferencia estacional de orden 12⁴⁶, en la cual no se observa una estacionalidad marcada.

Como la observación directa de la serie, así como el estudio del correlograma, son instrumentos empíricos para detectar la presencia de raíz unitaria, estos pueden ser imprecisos por lo que es necesario apoyarse en contraste apropiados para la detección de presencia de estacionariedad.

Para detectar la presencia de raíz unitaria en la serie, con el fin de detectar si la serie es o no estacionaria, los test aplicados son el Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) y el Phillips- Perron Unit Root Test (PP). Ambos test se construyen bajo la hipótesis nula (H_0) de existencia de raíz unitaria, por lo que si no rechazamos H_0 , la serie sería no estacionaria.

En un comienzo se realizaron los test a la serie original, donde el resultado del test de Dickey Fuller Aumentado, cuadro 2, mostró un $p - value$ de 21,5%, no rechazando H_0 , es decir, presencia de raíz unitaria, por lo cual la serie no sería estacionaria.

Cuadro 2: Test Dickey Fuller serie original -Supermercados-.

| Augmented Dickey-Fuller Test | | | |
|-------------------------------------|----------------------|------------------|----------------|
| Data | Dickey-Fuller | Lag order | p-value |
| Supermercados | -2,8623 | 5 | 0,2148 |
| alternative hypothesis: stationary | | | |

Luego se realizó la transformación logarítmica a la serie original con el fin de estabilizar su varianza y se aplicó una deferenca de primer orden, donde los test de Dickey Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron (PP) rechazaron la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria, ver cuadro 3 y 4, lo cual concuerda con el análisis gráfico, figura 7, donde se observa un comportamiento estacionario de la serie, aunque con ciertos patrones estacionales que pueden ser eliminados con una diferencia estacional (orden 12).

Cuadro 3: Test Dickey Fuller Aumentado (ADF) serie diferenciada en logaritmo -Supermercados-.

| Augmented Dickey-Fuller Test | | | |
|---|----------------------|------------------|----------------|
| Data | Dickey-Fuller | Lag order | p-value |
| diff(Log(Supermercados)) | -10,0387 | 5 | 0,01 |
| alternative hypothesis: stationary | | | |
| (*):p-value smaller than printed p-value in: adf.test(diff(Log(super.ts))) | | | |

Cuadro 4: Test Phillips-Perron (PP) serie diferenciada en logaritmo -Supermercados-.

| Phillips-Perron Unit Root Test | | | |
|--|-------------------------------|------------------|--------------------|
| Data | Dickey-Fuller Z(alpha) | Lag order | p-value (*) |
| diff(Log(Supermercados)) | -221,0454 | 4 | 0,01 |
| alternative hypothesis: stationary | | | |
| (*): p-value smaller than printed p-value in: adf.test(diff(Log(super.ts))) | | | |

⁴⁶Ésta esta dada por $\nabla^1 \nabla^{12} x_t$

Adicionalmente, a través del programa *X12 ARIMA*, el cual indicó que la serie debe tener una diferencia regular y una diferencia estacional, se realizó la elección del mejor modelo a utilizar según el criterio de información bayesiana Schwarz (*BIC*), donde se estimaron 20 modelos y se realizó un ranking de los cinco mejores modelos, el modelo elegido fue un *SARIMA* (2, 1, 0)(0, 1, 1), es decir, un modelo autorregresivo de orden 2, con una diferencia ordinaria, una diferencia estacional y una media móvil estacional ⁴⁷.

El modelo a estimar se expresa como:

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)Y_t = (1 - \Theta_1 B^{12})\varepsilon_t$$

Donde Y_t es la serie estacionaria $\nabla^1 \nabla^{12} \log(\text{Supermercados})$

5.2.2. Estimación y verificación

El modelo elegido fue estimado por máxima verosimilitud cuyos resultados se muestran en el cuadro 5, donde los parámetros estimados son:

$$\begin{aligned} \phi_1 &= -0,757 \\ \phi_2 &= -0,2671 \\ \Theta_1 &= 0,5881 \end{aligned}$$

Cuadro 5: Modelo elegido serie diferenciada en logaritmo -Supermercados-.

| ARIMA Model: (2 1 0)(0 1 1)12, Nonseasonal differences: 1, Seasonal differences: 1 | | | | | |
|---|------------|-----------------|-----------------------|-----------|-------------------|
| Parameter | Lag | Estimate | Error estándar | t | Pr > t |
| Nonseasonal AR | 1 | -0,757 | 0,06916 | -10,9456 | 0,00000 |
| | 2 | -0,2671 | 0,06892 | -3,8755 | 0,00015 |
| Seasonal MA | 12 | 0,5881 | 0,05722 | 10,2779 | 0,00000 |
| | Variance | 0,61253E-03 | | BIC | |
| | SE of Var | 0,62679E-04 | | 1245,7329 | |

El modelo se puede escribir como:

$$Y_t = -0,757Y_{t-1} - 0,2671Y_{t-2} - 0,5581\varepsilon_{t-12} + \varepsilon_t$$

Una vez estimado el modelo a utilizar para realizar las proyecciones⁴⁸ y retroproyecciones para el uso de medias móviles simétricas y predecir valores en el caso de que se encuentren datos atípicos (outliers) para el proceso de desestacionalización, se deben analizar los parámetros, los residuos y ver la calidad del ajuste del modelo *SARIMA*. El análisis principal se centra en los residuos, pero se debe considerar el análisis de la bondad del ajuste del modelo estimado y el análisis de los parámetros del modelo.

⁴⁷Ver anexo A, "Elección de modelos serie Supermercados".

⁴⁸Estas proyecciones son generadas para el uso de medias móviles simétricas y no con el fin de predecir la serie, que podría utilizar una técnica más adecuada; en el anexo D, se presenta el gráfico de la serie de supermercados y su proyección hasta el año 2010, en el cual se observa como se va ampliando el intervalo de confianza a través del tiempo.

Al observar el cuadro 5, considerando que los parámetros se distribuyen como una *t – student*, bajo la hipótesis nula de que los parámetros estimados son iguales a cero⁴⁹ y considerando que los p-valores son menores al 5 %, existe suficiente evidencia estadística como para rechazar H_0 , por lo que podemos decir que los parámetros estimados son significativos.

5.2.3. Análisis de los residuos

El modelo estimado, requiere que sus residuos sean ruido blanco (white noise), para verificar esa condición es necesario que los mismos sean independientes (no correlacionados) y ocasionalmente que sigan una distribución normal⁵⁰.

Para contrastar la presencia de ruido blanco, se aplicó a los residuos del modelo el test de independencia de Ljung Box y los tests de normalidad de Jarque Bera y Shapiro-Wilk, como se puede observar en el cuadro 6, los residuos son independientes ya que de acuerdo a su p-value no se rechaza la hipótesis nula de independencia, además el test de Jarque Bera y Shapiro Wilk nos indicarían que los residuos siguen un comportamiento normal, asimismo si observamos el histograma de los residuos y el test normal QQ plot⁵¹, se puede observar que la serie tiene un comportamiento normal, por lo que se podría decir que los residuos son ruido blanco, además los residuos son estacionarios de acuerdo al test de Dickey Fuller⁵² y los residuos al cuadrado también son independientes⁵³, lo que confirmaría la existencia de ruido blanco.

De acuerdo a lo expuesto y recordando que los parámetros del modelo son significativos, se puede decir que el modelo estimado cumple con los requisitos para poder modelar el índice bajo estudio.

Cuadro 6: Test de Normalidad y Ruido Blanco

| Jarque Bera Test | | | |
|-------------------|----------------------|---------|---------------------------------|
| Data | X-squared | df | p-value |
| Residuos | 0.1786 | 2 | 0.9146 |
| H_0 : | Existe normalidad | | H_1 : No existe normalidad |
| Shapiro Wilk Test | | | |
| Data | W | p-value | |
| Residuos | 0.9965 | 0.9291 | |
| H_0 : | Existe normalidad | | H_1 : No existe normalidad |
| Box-Pierce test | | | |
| Data | X-squared | df | p-value |
| Residuos | 0.0247 | 1 | 0,6192 |
| H_0 : | Existe independencia | | H_1 : No existe independencia |

⁴⁹Las hipótesis a testear para ver la significancia de los parámetros son:

$$H_0 : \phi_i = 0 \forall i = 1, 2$$

$$H_1 : \phi_i \neq 0$$

$$H_0 : \Theta_1 = 0$$

$$H_1 : \Theta_1 \neq 0$$

Si rechazamos H_0 , a un nivel de significancia de α %, implica que los parámetros estimados son distintos de cero y por lo tanto son significativos

⁵⁰Ver “Análisis Econométrico”, 3^{ra} ed., Pág. 710, Green

⁵¹Ver anexo B.1. Análisis gráfico de normalidad de los residuos.

⁵²Ver anexo B.2. Análisis de raíz unitaria -residuos-.

⁵³Ver anexo B.3. Análisis de independencia -residuos2-.

5.2.4. Aplicación del Efecto Calendario

Utilizando el programa *X12 ARIMA* del Census Bureau, se procedió a estimar el efecto calendario, considerando el calendario Chileno entre los años 1985 y 2011, con el fin de estimar todos aquellos efectos determinísticos que genera la composición del calendario Chileno. En el cuadro 7, se presentan los resultados de la estimación del modelo de regresión de efecto calendario.

Cuadro 7: Estimación del Efecto Calendario

| Regression Model | | | | |
|--|--------------------|-------------------------------|---------------|---------|
| Variable | Parámetro estimado | Error estandar | t-value | P-value |
| Constant | -0.0002 | 0.00040 | -0.39 | 0,6970 |
| Bisiesto | 0.0289 | 0.01000 | 2.86 | 0,0043 |
| User defined: | | | | |
| Lunes | -0.0034 | 0.00272 | -1.26 | 0,2092 |
| Martes | -0.0145 | 0.00249 | -5.82 | 0,0000 |
| Miércoles | -0.0019 | 0.00250 | -0.75 | 0,4542 |
| Jueves | -0.0042 | 0.00258 | -1.61 | 0,1090 |
| Viernes | -0.0008 | 0.00263 | -0.31 | 0,7569 |
| Sábado | 0.0102 | 0.00267 | 3.82 | 0,0002 |
| Feriatos | 0.0081 | 0.00255 | 3.16 | 0,0018 |
| Valor Crítico (5 %) = | 1.96 | Valor Crítico (10 %) = | 1.645 | |
| Chi-squared Tests for Groups of Regressors | | | | |
| | df | Chi-Square | P-Value | |
| User-defined | 7 | 141.43 | 0.0000 | |
| Combined Regressors (1) | 8 | 150.29 | 0.0000 | |

(1): Combined Trading Day and Leap Year Regressors

De acuerdo a los resultados del modelo de regresión, considerando que los parámetros del modelo siguen una distribución *t - student* y con un nivel de significancia de 5 %, se puede decir, que los coeficientes asociados a los días de la semana martes, sábados y festivos son significativos, al igual que el coeficiente asociado a los años bisiestos, sin embargo, los parámetros estimados para los días lunes, miércoles⁵⁴, jueves y viernes no fueron significativos, es decir no existe evidencia estadística como para decir que dicho parámetros son distintos de cero. No obstante lo anterior, los parámetros definidos por el usuario (user-defined), asociados a los días de la semana y feriatos (trading day) fueron significativos en su conjunto, al igual que dichos parámetros junto con el año bisiesto (combined trading day and leap year regressors), que globalmente fueron significativos con un p-value menor al 1 %. Además, los signos de los coeficientes fueron los esperados, a excepción del coeficiente asociado al día viernes, negativos para los días lunes, martes, miércoles y jueves, lo que implicaría una disminución en las ventas de supermercados por un día adicional de éstos, ya que la mayor parte de los consumidores trabajan y no disponen del tiempo necesario como para realizar sus compras, razón por la cual prefieren trasladarlas a los fines de semanas y festivos, lo cual concuerda con los signos esperados asociados a los días sábados, domingo y festivos, los cuales fueron positivos, reflejando incrementos en las ventas de supermercados, debido principalmente al tiempo que se dispone para poder realizar las compras, ya que la mayoría de las personas no trabajan los fines de semanas y al incremento de consumo de ciertos productos comercializados por la industria (i.e. ventas de bebidas alcohólicas) generadas por las posibles reuniones que realicen los consumidores. Por su parte, el coeficiente asociado al día viernes no fue del signo esperado, éste fue negativo⁵⁵, aunque no significativo con un *p - value* de 75,69 %.

Como se menciono, en el apartado 3.2.3 “Interpretación y Testeo”, la serie corregida del efecto calendario (días trabajados, feriatos y año bisiesto) se define como:

⁵⁴El día miércoles se puede considerar significativo con un nivel de significancia cercano al 11 %.

⁵⁵En la industria del Retail se esperarían mayores ventas asociadas a un día viernes adicional.

$$Y_t^* = Y_t - K_t = Y_t - \sum_{i=1}^6 \tilde{\beta}_i^{(1)} (X_{it}^{(1)} - X_{7t}) + \tilde{\beta}_1 N_t^{(2)} + \tilde{\beta}_2 LY_t \quad (23)$$

La serie corregida por efecto calendario, se presenta en el anexo F (cuadro 21), con esta serie se realiza el proceso de desestacionalización propiamente tal, a través de la metodología X11, cuyo algoritmo se presentó en el apartado 3.3 “Modulo X11”.

5.3 Filtrado de la Serie -Supermercados-, a través del Modulo X11

Antes de realizar el proceso de desestacionalización de la serie, se debe testear si la serie es estacional o no, si bien en el apartado 5.1 “Análisis Gráfico”, se evidencio visualmente que la serie tendría un comportamiento estacional, no obstante, esto debe ser corroborado por los test estadísticos presentados en el apartado 4 “Test de presencia de estacionalidad y Estadísticas de la calidad de ajuste estacional”, dicho test se aplican sobre la componente estacional-irregular⁵⁶ sin modificaciones (tabla D.8 del X12), adicionalmente se calculó el test de estacionalidad estable a la serie original ajustada por efecto calendario (tabla B.1 (prior adjusted RegARima)), evidenciado la presencia de estacionalidad de la serie⁵⁷.

En el cuadro 8, se presenta los resultados de los tests de presencia de estacionalidad estable, de presencia de estacionalidad evolutiva y el no paramétrico de Kruskal-Wallis, para determinar si la serie es estacional, se debe seguir el esquema presentado en la figura 3⁵⁸, el cual muestra los pasos a seguir para identificar estacionalidad en la serie, a dicho esquema que utiliza los tres test mencionados anteriormente se le conoce como “Test de presencia de estacionalidad identificable”.

Siguiendo el esquema, primero se realiza el test de presencia de estacionalidad estable, con un nivel de significancia de un 0,1 %, como se observa en el cuadro 8, el $p - value$ es menor al 0,1 %, por lo que existe suficiente evidencia estadística como para rechazar H_0 ⁵⁹, por lo que las medias estacionales no son estables, es decir, existe estacionalidad. El segundo paso a seguir es realizar el test de presencia de estacionalidad evolutiva, con un nivel de significancia de 5 %, dicho test presenta un $p - value$ de 42 %, por lo que no existe evidencia estadística para rechazar H_0 ⁶⁰, es decir, no existe ninguna componente estacional evolutiva, no obstante lo anterior, el esquema plantea ver el estadístico T , T_1 y T_2 , cuyos resultados se presentan a continuación⁶¹:

$$T_1 = \frac{7}{F_S} = \frac{7}{226,253} = 0,0309$$

$$T_2 = \frac{3F_M}{F_S} = \frac{3 \cdot 1,04}{226,253} = 0,0138$$

$$T = \left(\frac{T_1 + T_2}{2} \right)^{1/2} = \left(\frac{0,0309 + 0,0138}{2} \right)^{1/2} = 0,1495$$

De acuerdo al test de presencia de estacionalidad identificable, si el estadístico $T \geq 1$ no rechaza H_0 , es decir, no hay estacionalidad identificable, en el caso de la serie de supermercado el valor del estadístico fue de 0,1495, por lo que rechazamos H_0 , luego para asegurarse de los resultados se deben observar los T_1 y T_2 por separado, en el caso que $T_1 \geq 1$ o $T_2 \geq 1$, no se rechaza H_0 y probablemente no exista estacionalidad identificable, en caso contrario, como es el caso de Supermercados donde $T_1, T_2 < 1$, se rechaza H_0 y se debe pasar a la ultima etapa de evaluación mediante el test no paramétrico de Kruskal-Wallis⁶², cuyo resultado indica que la serie de Supermercados presenta estacionalidad identificable, con un $p - value$ menor a 0,1 %, rechazando H_0 , por lo que las medias estacionales no son estables, concluyendo que la

⁵⁶Ver cuadro 22, anexo F “Serie Irregular Estacional Supermercados”

⁵⁷Ver cuadro 18, anexo C

⁵⁸Ver página 25 del presente documento

⁵⁹Ver apartado 4 “Test de Presencia de Estacionalidad y Estadísticas de la Calidad de Ajuste Estacional”

⁶⁰Ver apartado 4.3, “Test de Estacionalidad Evolutiva”

⁶¹Ver apartado 4.4, “Test de Presencia de Estacionalidad Identificable”

⁶²Ver apartado 4.2, “Test Kruskal-Wallis”

Cuadro 8: F-tests para estacionalidad -Tabla D8.A-

| Test for the presence of seasonality assuming stability, | | | | |
|--|----------------|--------------------|----------------|----------|
| | Sum of Squares | Degrees of Freedom | Mean Square | F-Value |
| Between months | 12405,74 | 11 | 1127,79 | 226,25** |
| Residual | 957,05 | 192 | 4,98 | |
| Total | 13362,79 | 203 | p-value | 0,0000 |

** : Seasonality present at the 0,1 per cent level

| Moving Seasonality Test | | | | |
|-------------------------|----------------|--------------------|----------------|---------|
| | Sum of Squares | Degrees of Freedom | Mean Square | F-Value |
| Between Years | 58,08 | 16 | 3,63 | 1,04 |
| Error | 614,87 | 176 | 3,49 | |
| | | | p-value | 0,4182 |

* : No evidence of moving seasonality at the five percent level

| Nonparametric Test for the Presence of Seasonality Assuming Stability | | |
|---|--------------------|---------------------|
| Kruskal-Wallis Statistic | Degrees of Freedom | Probability Level * |
| 154,0067 | 11 | 0,0000 |

* : Seasonality present at the one percent level

COMBINED TEST FOR THE PRESENCE OF IDENTIFIABLE SEASONALITY

IDENTIFIABLE SEASONALITY PRESENT

serie de Supermercados tiene un comportamiento estacional por lo que se puede comenzar con el proceso de desestacionalización a través del algoritmo X11 del programa X12 *ARIMA*.

Antes de realizar la desestacionalización debemos determinar que tipo de modelo sigue la serie, un modelo multiplicativo o un modelo aditivo, para especificarlo en el programa X12 *ARIMA* para que realice el proceso. Al ser un índice de ventas y al ver el gráfico de la serie original (figura 4), la cual muestra una estacionalidad creciente y tendencia, se podría decir que la serie sigue un modelo multiplicativo⁶³, sin embargo, es recomendable utilizar el “Método de Análisis de las Diferencias y Cocientes Estacionales”⁶⁴, cuya regla de decisión es si el coeficiente de variación en diferencias (CV_d) es mayor al coeficiente de variación en cocientes (CV_c) el modelo sera multiplicativo, en caso contrario la serie sigue un modelo aditivo. En el cuadro 9, se presentan las desviaciones estándar, las medias y los coeficientes de variación en diferencias y en cocientes, donde se puede observar que el $CV_d > CV_c$, por lo que la serie de supermercados sigue un modelo multiplicativo.

Cuadro 9: Elección de modelo por Método del Análisis de las Diferencias y Cocientes Estacionales.

| | Diferencias | Cocientes |
|---------------------------|-------------|-----------|
| Desviación Estándar | 8,52 | 0,04 |
| Media | 16,89 | 1,09 |
| Coefficiente de Variación | 0,50 | 0,04 |

Finalmente, determinando que la serie tiene estacionalidad, estableciendo el tipo de modelo a utilizar⁶⁵ y una vez que la serie ya fue limpiada de los efectos calendarios y outliers⁶⁶, se procede con el filtrado

⁶³Ver apartado 3.3, “Modulo X11”

⁶⁴Idem

⁶⁵Un modelo multiplicativo o un modelo aditivo

⁶⁶Con todas las implicancias expuestas en el apartado 5.2

de la serie, es decir, con el proceso de desestacionalización propiamente tal, a través del módulo *X11*⁶⁷ del programa *X12 ARIMA*, el cual utiliza medias móviles, cuyos resultados finales se presentan en la siguiente sección.

5.4 Resultados del proceso de desestacionalización -Supermercados-

En este apartado se presentan los resultados finales del proceso de desestacionalización con efecto calendario, presentando las diferentes componentes del Índice de Ventas Reales de Supermercados, los diferentes tests de presencia de estacionalidad a la serie desestacionalizada, así como los test de calidad de ajuste que entrega el programa *X12 ARIMA*, comparando la desestacionalización con efecto calendario v/s sin efecto calendario y presentando ambas series, original y desestacionalizada, para el periodo 2006-2007 con sus respectivas tasas de variación, a fin de realizar un análisis comparativo entre ambas.

5.4.1. Serie desestacionalizada y sus componentes

En la figura 9, se presentan las diferentes componentes⁶⁸ de la serie de supermercados junto con la serie desestacionalizada.

La componente de tendencia-ciclo, gráfico a), presenta un comportamiento totalmente creciente lo que muestra como ha sido el desarrollo y crecimiento de la industria de supermercados, el cual ha sido expansivo, un punto a destacar es que entre el año 1998 y 2000 la curva de tendencia fue más plana, lo que refleja una desaceleración en el crecimiento de la industria producto de la crisis asiática, luego a partir del año 2000 hasta principios de 2006 vuelve a tener un nivel de crecimiento más prolongado, lo que muestra una fuerte expansión del sector, periodo en el cual se generaron la mayor cantidad de aperturas de establecimientos, finalmente en el año 2007 la curva de tendencia se torna algo más plana que en el resto del periodo, que si bien a continuado la política de apertura de la industria, podría indicar que se está alcanzando la etapa de madurez de la misma.

En el gráfico b) se presenta la componente estacional de la serie del Índice Real de Ventas de Supermercados, donde se puede observar que para todos los años diciembre es el mes que presenta la estacionalidad más pronunciada, esto debido a las festividades de navidad y año nuevo, lo cual genera un fuerte incremento en las ventas de la industria de Supermercados (i.e. Productos para realizar las cenas y reuniones que se generan en la fecha y el aumento de la demanda de juguetes y artículos textiles, electrónicos, etc., que venden las principales cadenas de la industria), en los meses de marzo también se observa una estacionalidad al alza pronunciada, generadas por el regreso de las personas de vacaciones y la entrada de los estudiantes a clases, lo que genera un incremento en las ventas (i.e. útiles escolares, uniformes, etc.), por su parte los meses de enero y febrero presentan una estacionalidad a la baja generada principalmente por que en dicho periodo la mayor parte de las personas toman sus vacaciones, finalmente el mes de septiembre no se observa una estacionalidad marcada como era de esperar, aunque siempre existe un incremento respecto al mes de agosto.

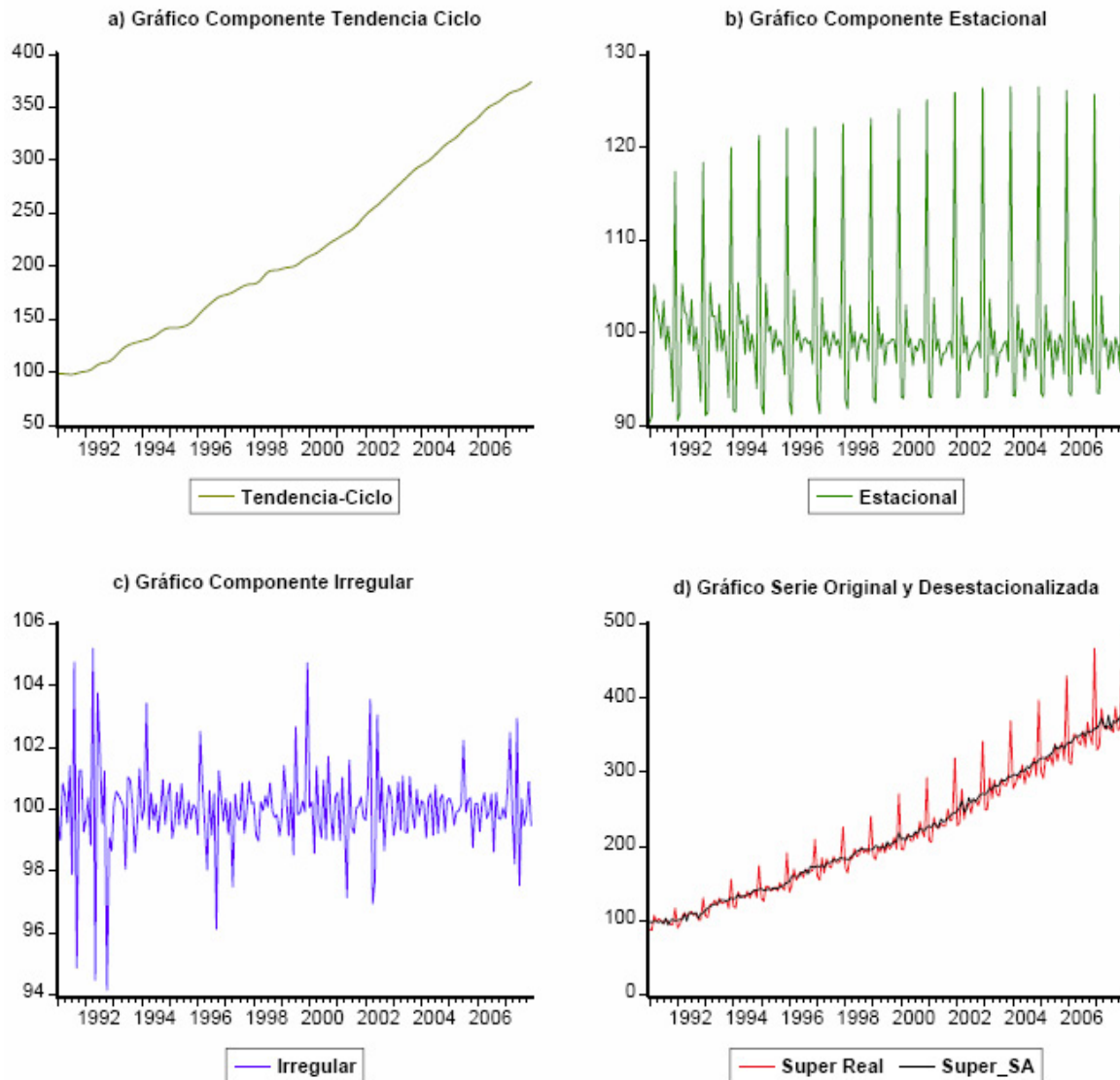
La componente irregular se observa en el gráfico c), la cual no tiene un comportamiento muy marcado, mostrando mayor volatilidad entre los años 1991 y 1993, siendo ésta más reducido para el periodo posterior.

Finalmente en el gráfico d), se presenta el resultado del proceso de desestacionalización por medio del programa *X12 ARIMA*, en el cual se muestra la serie original (línea roja) de supermercados junto con su respectiva serie desestacionalizada (línea negra), en él se observa que la serie desestacionalizada es más suave y no se observan los altos peaks y simas que muestra la serie original provocados por la estacionalidad de la serie, lo que permite ver el comportamiento económico de corto plazo (de un mes a otro), con los puntos de giro que presenta la dinámica de la industria de Supermercados, la tendencia de corto y largo plazo, y los ciclos económicos que experimenta la actividad (la cual ha sido claramente expansiva).

⁶⁷Ver apartado 3.3, "Módulo *X11*"

⁶⁸En el anexo F, se presentan los datos de cada una de las componentes de la serie de supermercados

Figura 9: Gráficos de las componentes de la serie y la serie desestacionalizada -Supermercados-



En el cuadro 19 (anexo E), se presentan las contribuciones relativas de las componentes a las evoluciones de la serie bruta, para un plazo d dado⁶⁹. En dicho cuadro, se puede observar que la componente estacional es la que más contribuye en los primeros meses de evolución de la serie, a la inversa de lo que sucede con la componente de tendencia-ciclo que contribuye más en los últimos meses de evolución de la serie.

5.4.2. Análisis de la Calidad de Ajuste de la Desestacionalización

Una vez realizado el proceso de desestacionalización se debe corroborar a través de los tests de presencia de estacionalidad residual, los cuales se presentan en forma resumida en el cuadro 10, cuyos resultados indican que no hay evidencia de estacionalidad en la serie completa a un nivel de significancia de 1%, además para los últimos tres años tampoco se identifica estacionalidad en la serie tanto al 5% como al 1%, lo que indica que la serie no presenta estacionalidad.

⁶⁹Con $d = 12$ para una serie mensual

Cuadro 10: Test de presencia de estacionalidad residual, Serie Desestacionalizada.

| Test for the presence of residual seasonality. | |
|---|--|
| No evidence of residual seasonality in the entire series at the 1 per cent level. $F = 0.88$ | |
| No evidence of residual seasonality in the last 3 years at the 1 per cent level. $F = 0.35$ | |
| No evidence of residual seasonality in the last 3 years at the 5 per cent level. | |
| Note: sudden large changes in the level of the adjusted series will invalidate the results of this test for the last three year period. | |

Adicionalmente, se calculó el test de de presencia de estacionalidad estable para la serie desestacionalizada, a través de análisis de varianza de un factor, cuadro 11, el cual presentó un p -value de 99,99% por lo que claramente se rechaza H_0 de presencia de estacionalidad estable, por lo que no existe estacionalidad identificable⁷⁰.

Cuadro 11: Test de Estacionalidad Serie Desestacionalizada, desde Tabla D11.

| Test for the presence of seasonality assuming stability, | | | | |
|--|----------------|--------------------|----------------|---------|
| | Sum of Squares | Degrees of Freedom | Mean Square | F-Value |
| Between months | 4670,98 | 11 | 424,63 | 1,84 |
| Residual | 1429042,65 | 192 | 7442,93 | |
| Total | 1433713,13 | 203 | p-value | 0,9999 |

Luego de determinar que la serie ajustada no posee un comportamiento estacional, el programa $X12$ $ARIMA$ entrega un conjunto de tests estadísticos⁷¹ (estadísticos M) para determinar la calidad de ajuste estacional, en el cuadro 12 se presentan los resultados de los tests de calidad de ajuste para la serie desestacionalizada con efecto calendario y sin efecto calendario, a modo de comparar la calidad del ajuste entre ellas, estas estadísticas varían entre 0 y 3, pero se aceptan sólo valores menores a 1.

Cuadro 12: Estadísticas de Calidad del Ajuste Estacional.

| F3. Monitoring and Quality Assessment Statistics * | |
|--|-----------------------------------|
| Con efecto calendario | Sin Efecto Calendario |
| $M1 = 0,132$ | $M1 = 0,772$ |
| $M2 = 0,098$ | $M2 = 0,862$ |
| $M3 = 0,118$ | $M3 = 1,796$ |
| $M4 = 0,604$ | $M4 = 0,734$ |
| $M5 = 0,317$ | $M5 = 0,834$ |
| $M6 = 0,212$ | $M6 = 0,490$ |
| $M7 = 0,150$ | $M7 = 0,176$ |
| $M8 = 0,467$ | $M8 = 0,317$ |
| $M9 = 0,239$ | $M9 = 0,198$ |
| $M10 = 0,389$ | $M10 = 0,237$ |
| $M11 = 0,323$ | $M11 = 0,218$ |
| Q Accepted = 0,25 | Q Accepted = 0.65 |
| Q (sin M2) Accepted = 0,27 | Q (sin M2) Accepted = 0.62 |

Para la serie desestacionalizada con efecto calendario, todos los estadísticos ($M1$ a $M11$) fueron aceptables, es decir, menores a 1, a modo de ejemplo, si los estadísticos $M1$ (mide la contribución relativa de la componente irregular en un periodo de tres meses) y $M2$ (mide la contribución de la componente

⁷⁰Ver apartado 4, "Test de Presencia de Estacionalidad y Estadísticas de la Calidad de Ajuste Estacional"

⁷¹Ver apartado 4.5, "Estadísticas de Calidad de Ajuste"

irregular a la varianza de las serie bruta previamente desestacionalizada) no fuesen aceptables, la componente irregular no podría ser separada fácilmente de la componente estacional, cuando $M3$ falla implica que la componente irregular es muy grande comparado con la componente tendencia-ciclo, y por lo tanto es difícil separar la componente tendencia-ciclo, etc.. Comparando la serie desestacionalizada con efecto calendario v/s sin efecto calendario, se puede observar que la calidad del ajuste con efecto calendario es mejor en todos los estadísticos M respecto al ajuste sin efecto calendario, además el estadístico $M3$ falla en el ajuste sin efecto calendario.

Por otro lado, el estadístico global $Q1$ que es un promedio ponderado de las once estadísticas M y el estadístico global $Q2$ (sin el estadístico $M2$), para ambos casos, con efecto calendario y sin efecto calendario fueron aceptables, por lo que se puede decir que la desestacionalización con efecto calendario y sin efecto calendario del Índice de Ventas Reales de Supermercados son correctas, aunque si se comparan ambos procesos de desestacionalización, el con efecto calendario entrega una mejor calidad de ajuste que el proceso de desestacionalización sin efecto calendario.

5.5 Serie original v/s serie desestacionalizada

A continuación, se presenta una comparación entre la serie original y la serie desestacionalizada de supermercados para los años 2006 y 2007:

Cuadro 13: Variaciones serie original y desestacionalizada -Supermercados-.

| | Variación | | | | Desest. | Variación | | | |
|--------|-----------|---------|----------|-------|---------|-----------|----------|-------|--|
| | Original | Mensual | 12 meses | Acum. | | Mensual | 12 meses | Acum. | |
| Ene-06 | 314,4 | -26,9 | 4,6 | 4,6 | 340,9 | 0,6 | 7,2 | 7,2 | |
| Feb-06 | 311,0 | -1,1 | 6,5 | 5,5 | 340,3 | -0,2 | 6,8 | 7,0 | |
| Mar-06 | 350,7 | 12,8 | 9,5 | 6,9 | 346,0 | 1,7 | 8,8 | 7,6 | |
| Abr-06 | 350,5 | -0,1 | 11,1 | 8,0 | 349,6 | 1,0 | 8,9 | 7,9 | |
| May-06 | 340,6 | -2,8 | 5,4 | 7,4 | 349,1 | -0,2 | 8,0 | 7,9 | |
| Jun-06 | 337,2 | -1,0 | 9,1 | 7,7 | 351,5 | 0,7 | 7,7 | 7,9 | |
| Jul-06 | 355,4 | 5,4 | 5,1 | 7,3 | 355,1 | 1,0 | 5,8 | 7,6 | |
| Ago-06 | 333,8 | -6,1 | 6,0 | 7,2 | 349,7 | -1,5 | 5,8 | 7,4 | |
| Sep-06 | 367,2 | 10,0 | 10,5 | 7,6 | 357,5 | 2,2 | 7,1 | 7,3 | |
| Oct-06 | 349,0 | -4,9 | 2,6 | 7,0 | 356,0 | -0,4 | 6,0 | 7,2 | |
| Nov-06 | 337,7 | -3,2 | 6,8 | 7,0 | 357,5 | 0,4 | 7,7 | 7,2 | |
| Dic-06 | 466,6 | 38,2 | 8,5 | 7,2 | 360,7 | 0,9 | 6,5 | 7,2 | |
| Ene-07 | 330,1 | -29,2 | 5,0 | 5,0 | 361,4 | 0,2 | 6,0 | 6,0 | |
| Feb-07 | 335,0 | 1,5 | 7,7 | 6,4 | 366,9 | 1,5 | 7,8 | 6,9 | |
| Mar-07 | 385,4 | 15,0 | 9,9 | 7,6 | 374,5 | 2,1 | 8,2 | 7,4 | |
| Abr-07 | 360,6 | -6,4 | 2,9 | 6,4 | 365,5 | -2,4 | 4,5 | 6,6 | |
| May-07 | 357,8 | -0,8 | 5,1 | 6,1 | 360,7 | -1,3 | 3,3 | 6,0 | |
| Jun-07 | 361,6 | 1,1 | 7,2 | 6,3 | 378,5 | 4,9 | 7,7 | 6,3 | |
| Jul-07 | 357,7 | -1,1 | 0,6 | 5,4 | 359,5 | -5,0 | 1,2 | 5,5 | |
| Ago-07 | 354,5 | -0,9 | 6,2 | 5,5 | 370,8 | 3,1 | 6,0 | 5,6 | |
| Sep-07 | 387,5 | 9,3 | 5,5 | 5,5 | 368,8 | -0,5 | 3,2 | 5,3 | |
| Oct-07 | 357,8 | -7,7 | 2,5 | 5,2 | 371,4 | 0,7 | 4,3 | 5,2 | |
| Nov-07 | 358,9 | 0,3 | 6,3 | 5,3 | 376,8 | 1,4 | 5,4 | 5,2 | |
| Dic-07 | 481,0 | 34,0 | 3,1 | 5,1 | 373,0 | -1,0 | 3,4 | 5,1 | |

Acum: Acumulada; Desest: Serie desestacionalizada

En el cuadro 13, se puede observar como se reduce la volatilidad en la variación mensual de la serie original, al realizar el proceso de desestacionalización de la misma. La serie desestacionalizada, al limpiar la serie de aquellos fenómenos de naturaleza no económica, presenta variaciones mensuales más ajustada.

A modo de ejemplo, en el mes de diciembre de 2007 las ventas reales de supermercados mostraron un crecimiento mensual de 34,0%, esta alta variación se debe principalmente al efecto estacional que presenta la serie en los meses de diciembre debido a las festividades de Navidad y Año Nuevo, lo que no muestra aspectos netamente económicos del comportamiento de la misma, éstos se evidencian al limpiar la serie de dichos factores estacionales. Al observar la serie desestacionalizada para igual mes, la variación mensual alcanzó a -1,0%, lo que reflejó que la actividad del sector realmente decreció, esta variación fue muy inferior a la registrada en la serie original, por lo que de los 34,0% de variación mensual, cerca de 35 puntos porcentuales son explicados por la componente estacional.

6. Conclusiones

La investigación presenta la metodología de desestacionalización con efecto calendario, a través del programa *X12 ARIMA*. Lo importante es que el efecto calendario se puede aplicar a la realidad Chilena, considerando los feriados del calendario chileno, permitiendo limpiar la serie de los efectos de días laborables, feriados, año bisiesto, etc., y ajustarla antes del proceso de desestacionalización.

La serie desestacionalizada, permite realizar comparaciones homogéneas mes a mes y entre meses del año o año diferente, independientemente del mes particular del indicador, de los días laborables que posea y/o si este año es o no bisiesto.

Se aplicó el proceso de desestacionalización sobre la serie de Supermercados calculada por el INE mensualmente. En una primera etapa, se estimaron los parámetros del modelo de regresión de efecto calendario, donde se observó que la mayoría de los coeficientes fueron significativos, comprobando la importancia de limpiar la serie de dichos efectos. Luego al desestacionalizar la serie previamente ajustada de efecto calendario y outliers (tabla B1), se observó que el comportamiento de la misma no presenta la estacionalidad evidenciada en la serie original, mostrando una menor volatilidad.

Además, al ver la calidad del ajuste medida por los estadísticos M se comprobó que el ajuste de la serie desestacionalizada con efecto calendario fue aceptable y comparada con la desestacionalización sin efecto calendario, la calidad de la misma es más pronunciada.

Se considera que sería un gran aporte al análisis, instrumentar y aplicar el programa *X12 ARIMA* para la desestacionalización de las series económicas producidas por el INE, u otro método similar. Asimismo, se deben desarrollar otros enfoques, aplicando otros modelos de efecto calendario, a modo de comparar la calidad de ajuste.

Por último, se recomienda establecer un programa de investigación continua sobre los métodos de ajuste estacional.

Referencias

- [1] Ladiray D., Quenneville B., *Desestacionalizar con el método X11*, Université Libre de Bruxelles, 2000-2001.
- [2] Benavides Jonathan, *Desestacionalización del Índice de Producción Física de la Industria Manufacturera*, Universidad de Santiago de Chile, Octubre 2007.
- [3] Bravo H., Luna L., Correa V., Ruiz F., *Desestacionalización de Series Económicas: El Procedimiento Utilizado por el Banco Central de Chile*, Banco Central de Chile, Agosto 2002.
- [4] Villareal Francisco G., *Elementos Teóricos del Ajuste Estacional de Series Económicas utilizando X12 ARIMA y TRAMO SEATS*, CEPAL, Diciembre 2005.
- [5] U.S. Census Bureau, *X12 ARIMA Reference Manual*, Julio 2002.
- [6] Young Allan, *Estimating Trading Day Variation in Monthly Economic Time Series*, Bureau of the Census, Abril 1965.
- [7] Jorrat J., Paz L., Catalán M., *Ajuste Estacional de las Series Económicas de Argentina*, Universidad Nacional de Tucumán.
- [8] Bortagues P., Pacheco J., *Adopción del Programa de Ajuste Estacional X12 ARIMA*, Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de Argentina, 2004.
- [9] Chaves Álvaro H., *Desestacionanlización de la Producción Industrial con la Metodología X12 ARIMA*, Universidad Externado de Colombia.
- [10] Guerrero Victor M, *Desestacionalización de Series de Series de Tiempo Económicas, Una Introducción a la Metodología*, Banco de Mexico, Agosto 1993.
- [11] Kikut Ana, Ocampo Andrea, *Ajuste estacional de series económicas con Tramo/Seats y Census X12-Arima*, Banco Central de Costa Rica, Marzo 2005.
- [12] Camones F., Miranda L., Ordoñez E, Vasquez J., *Desestacionalización de Series Económicas*, Instituto Nacional de Estadística e Informática, Perú.
- [13] Bortagues P., Pacheco J., *Ajuste Estacional de las Series de Oferta y Demanda globales*, Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de Argentina, 2004.
- [14] Garcia M., Linaza N., Olaeta H., *Nuevos Métodos de corrección y Desestacionalización en Estadísticas Coyunturales*, Instituto Vasco de Estadísticas.
- [15] Espasa Antoni, Martinez J., *Tendencia y ciclos en la economía española*, Universidad Carlos III.
- [16] William R., Donald E., *Modeling Time-Varying Trading-Day Effects in Monthly Time Series*, Census Bureau and Howard University.
- [17] Findley David, *Modeling Stock Trading Day Effects Under Flow Day-of-Week Constraints*, Census Bureau, 2006.
- [18] *Seasonal Adjustment*, European Central Bank, 2003.
- [19] Soto Raimundo, *Ajuste Estacional e Integración en Variables Macroeconómicas*, Banco Central de Chile, junio 2000.
- [20] Findley David, *X-12-ARIMA and its Application to Some Italian Indicator Series*, Census Bureau.
- [21] Geen William H., *Análisis Econométrico*, 3^a Prentice Hall.
- [22] Hamilton J., *Time Series Analysis*, 3^a Prentice Hall.

Anexos

A. Elección de Modelos Serie Supermercados

Cuadro 14: Ranking de los 5 mejores modelos de la serie diferenciada en logaritmo -Supermercados-.

Best Five ARIMA Models Chosen
by Automatic Modeling
For variable datos

| Rank | Estimated Model | BIC | BIC2 |
|------|--------------------|---------|---------|
| 1 | (2, 1, 0)(0, 1, 1) | 1187,86 | -4,476 |
| 2 | (0, 1, 1)(0, 1, 1) | 1189,34 | -4,4680 |
| 3 | (0, 1, 2)(0, 1, 1) | 1190,02 | -4,4645 |
| 4 | (1, 1, 1)(0, 1, 1) | 1190,19 | -4,4636 |
| 5 | (2, 1, 1)(0, 1, 1) | 1192,84 | -4,4497 |

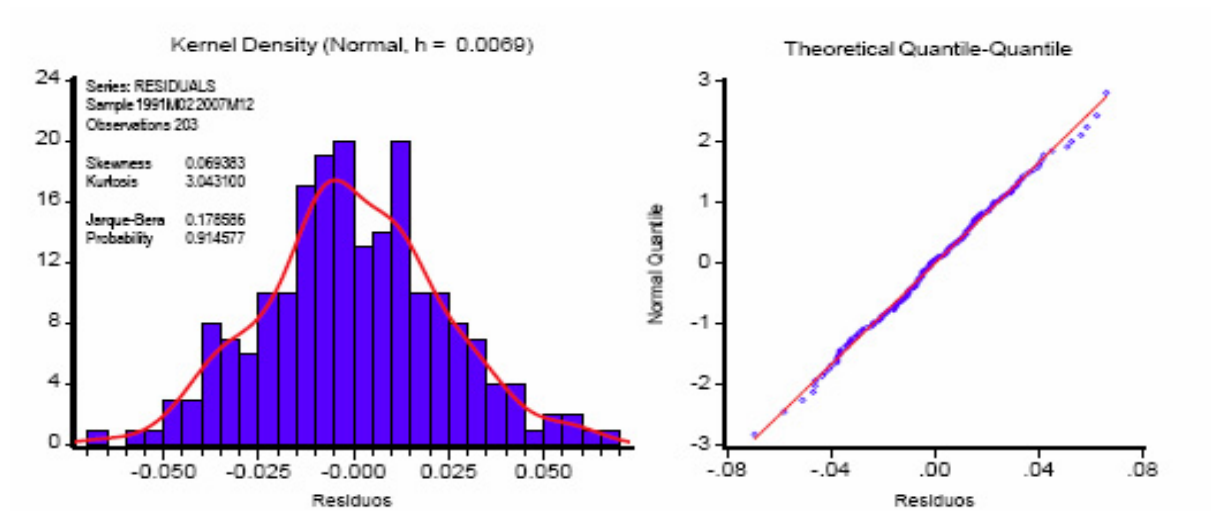
Cuadro 15: Elección del modelo serie diferenciada en logaritmo -Supermercados-.

| Model | Estimated Model | BIC | BIC2 |
|-------|--------------------|---------|---------|
| 1 | (3, 1, 0)(0, 1, 0) | 1221,61 | -4,2991 |
| 2 | (3, 1, 0)(0, 1, 1) | 1192,94 | -4,4492 |
| 3 | (3, 1, 0)(1, 1, 0) | 1211,99 | -4,3495 |
| 4 | (3, 1, 0)(1, 1, 1) | 1193,14 | -4,4481 |
| 5 | (0, 1, 0)(0, 1, 1) | 1252,44 | -4,1377 |
| 6 | (0, 1, 1)(0, 1, 1) | 1189,34 | -4,4680 |
| 7 | (0, 1, 2)(0, 1, 1) | 1190,02 | -4,4645 |
| 8 | (0, 1, 3)(0, 1, 1) | 1194,43 | -4,4414 |
| 9 | (1, 1, 0)(0, 1, 1) | 1196,50 | -4,4306 |
| 10 | (1, 1, 1)(0, 1, 1) | 1190,19 | -4,4636 |
| 11 | (1, 1, 2)(0, 1, 1) | 1195,03 | -4,4382 |
| 12 | (1, 1, 3)(0, 1, 1) | 1199,94 | -4,4125 |
| 13 | (2, 1, 0)(0, 1, 1) | 1187,86 | -4,4758 |
| 14 | (2, 1, 1)(0, 1, 1) | 1192,84 | -4,4497 |
| 15 | (2, 1, 2)(0, 1, 1) | 1197,79 | -4,4238 |
| 16 | (2, 1, 3)(0, 1, 1) | 1197,50 | -4,4253 |
| 17 | (3, 1, 1)(0, 1, 1) | 1195,25 | -4,4371 |
| 18 | (3, 1, 2)(0, 1, 1) | 1199,41 | -4,4153 |
| 19 | (3, 1, 3)(0, 1, 1) | 1204,64 | -4,3879 |
| 20 | (2, 1, 0)(0, 1, 0) | 1217,04 | -4,3230 |

B. Análisis de los Residuos Modelo (2, 1, 0)(0, 1,1) -Supermercados-

B.1 Análisis gráfico de normalidad de los residuos

Figura 10: Histograma de los residuos y Test qq normal



B.2 Análisis de raíz unitaria -residuos-

Cuadro 16: Test Dickey Fuller Aumentado (ADF) -residuos-.

| Augmented Dickey-Fuller Test | | | |
|------------------------------|---------------|-----------|---------|
| Data | Dickey-Fuller | Lag order | p-value |
| Residuos) | -7,5955 | 5 | 0,01 |

alternative hypothesis: stationary
(*):p-value smaller than printed p-value in: adf.test(residuos)

B.3 Análisis de independencia -residuos2-

Cuadro 17: Test de independencia

| Box-Pierce test | | | |
|-----------------|-----------|----|---------|
| Data | X-squared | df | p-value |
| Residuos2 | 2.5127 | 1 | 0,1129 |

H_0 : Existe independencia H_1 : No existe independencia

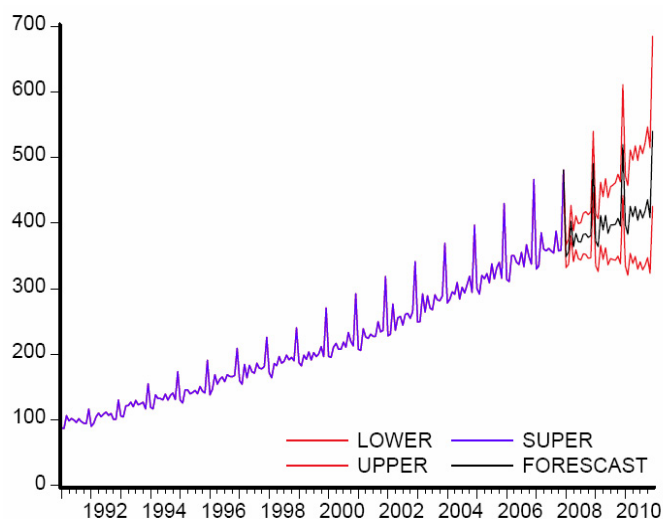
C. Análisis de Calidad de Ajuste

Cuadro 18: Test de Estacionalidad Serie Original -Supermercados-.

| F2,I: - Tests for Seasonality | | |
|--|-----------|-------------------|
| | Statistic | Probability level |
| F-test for stable seasonality from Table B 1, | 185,501 | 0,00 % |
| F-test for stable seasonality from Table D 8, | 226,253 | 0,00 % |
| Kruskal-Wallis Chi Squared test for stable seasonality from Table D 8, | 154,007 | 0,00 % |
| F-test for moving seasonality from Table D 8, | 1,039 | 41,81 % |

D. Gráfico de la serie original proyectada hasta diciembre de 2010 -Supermercados-

Figura 11: Proyección serie Supermercados



E. Contribuciones relativas de las componentes a las evoluciones de la serie bruta

Cuadro 19: Contribuciones de las componentes a la evolución de la Serie -Supermercados-.

| Mes | Irregular | Tendencia | Estacional | Calendario | |
|-----|-----------|-----------|------------|------------|-----|
| 1 | 1,84 | 0,75 | 87,12 | 10,29 | 100 |
| 2 | 1,48 | 2,96 | 86,61 | 8,96 | 100 |
| 3 | 1,32 | 7,57 | 85,94 | 5,17 | 100 |
| 4 | 1,31 | 9,89 | 80,72 | 8,08 | 100 |
| 5 | 1,03 | 16,86 | 76,07 | 6,03 | 100 |
| 6 | 0,94 | 19,23 | 76,10 | 3,72 | 100 |
| 7 | 1,17 | 27,96 | 63,47 | 7,40 | 100 |
| 8 | 0,80 | 32,26 | 63,01 | 3,93 | 100 |
| 9 | 0,80 | 44,82 | 51,04 | 3,34 | 100 |
| 10 | 0,82 | 43,62 | 50,10 | 5,46 | 100 |
| 11 | 0,56 | 50,49 | 45,82 | 3,14 | 100 |
| 12 | 1,17 | 95,58 | 0,17 | 3,08 | 100 |

F. Cifras Serie de Supermercados y sus Componentes

Cuadro 20: Serie Original -Supermercados-.

| | Jan | Feb | Mar | Apr | May | Jun | Jul | Aug | Sep | Oct | Nov | Dec |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1991 | 88,2 | 87,3 | 106,8 | 98,7 | 102,3 | 100,0 | 96,3 | 101,9 | 97,7 | 95,1 | 94,7 | 116,8 |
| 1992 | 90,4 | 94,9 | 105,0 | 110,6 | 105,1 | 109,1 | 112,1 | 107,2 | 110,0 | 101,0 | 101,3 | 130,6 |
| 1993 | 106,2 | 104,8 | 121,6 | 122,2 | 127,2 | 120,3 | 129,9 | 123,3 | 125,0 | 127,1 | 117,0 | 155,4 |
| 1994 | 119,5 | 117,1 | 138,4 | 132,7 | 132,8 | 130,8 | 139,7 | 130,4 | 137,6 | 141,1 | 131,4 | 173,8 |
| 1995 | 130,3 | 126,1 | 146,1 | 146,0 | 140,0 | 142,0 | 145,2 | 140,0 | 151,1 | 143,9 | 141,5 | 191,0 |
| 1996 | 138,5 | 146,9 | 169,2 | 154,7 | 161,9 | 165,7 | 158,5 | 169,1 | 166,6 | 166,0 | 168,1 | 209,3 |
| 1997 | 160,1 | 154,6 | 184,8 | 164,3 | 183,4 | 173,5 | 171,4 | 186,6 | 179,0 | 178,1 | 181,8 | 226,1 |
| 1998 | 171,9 | 164,5 | 186,1 | 182,9 | 196,8 | 186,7 | 189,5 | 198,9 | 191,8 | 195,5 | 190,3 | 240,4 |
| 1999 | 187,5 | 182,6 | 198,9 | 192,5 | 203,7 | 191,6 | 202,8 | 196,7 | 200,8 | 211,9 | 196,8 | 270,8 |
| 2000 | 197,0 | 195,5 | 211,2 | 216,9 | 208,0 | 207,8 | 218,8 | 211,2 | 233,4 | 220,0 | 213,1 | 292,5 |
| 2001 | 208,0 | 206,2 | 239,1 | 226,6 | 224,5 | 230,8 | 227,6 | 227,8 | 249,9 | 234,4 | 236,8 | 318,8 |
| 2002 | 228,4 | 230,9 | 276,9 | 236,8 | 255,9 | 258,0 | 244,7 | 261,1 | 262,5 | 255,1 | 265,0 | 341,4 |
| 2003 | 249,4 | 250,1 | 292,2 | 264,6 | 289,2 | 270,8 | 268,1 | 290,8 | 283,3 | 282,0 | 289,3 | 369,2 |
| 2004 | 278,4 | 284,2 | 295,3 | 291,8 | 309,5 | 284,4 | 302,2 | 293,8 | 306,2 | 319,1 | 294,8 | 397,1 |
| 2005 | 300,5 | 292,1 | 320,4 | 315,4 | 323,2 | 309,2 | 338,0 | 315,0 | 332,1 | 340,2 | 316,1 | 429,9 |
| 2006 | 314,4 | 311,0 | 350,7 | 350,5 | 340,6 | 337,2 | 355,4 | 333,8 | 367,2 | 349,0 | 337,7 | 466,6 |
| 2007 | 330,1 | 335,0 | 385,4 | 360,6 | 357,8 | 361,6 | 357,7 | 354,5 | 387,5 | 357,8 | 358,9 | 481,0 |

Cuadro 21: Serie sin efecto calendario, -Tabla B1, Original series (prior adjusted for regARIMA factors)-.

| | Jan | Feb | Mar | Apr | May | Jun | Jul | Aug | Sep | Oct | Nov | Dec |
|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1991 | 88,9 | 88,8 | 104,6 | 101,5 | 99,5 | 98,8 | 99,3 | 101,1 | 94,5 | 98,3 | 93,9 | 117,2 |
| 1992 | 91,1 | 92,9 | 106,5 | 111,6 | 101,4 | 109,6 | 114,0 | 106,3 | 111,2 | 100,3 | 101,2 | 130,4 |
| 1993 | 103,8 | 106,7 | 125,3 | 123,2 | 125,0 | 119,3 | 130,5 | 125,0 | 127,6 | 122,6 | 119,0 | 156,8 |
| 1994 | 118,4 | 119,1 | 142,7 | 131,9 | 134,9 | 130,1 | 137,8 | 132,8 | 138,1 | 138,1 | 131,9 | 172,5 |
| 1995 | 132,0 | 128,3 | 148,6 | 142,9 | 142,6 | 140,7 | 143,6 | 141,1 | 144,5 | 144,1 | 142,4 | 184,6 |
| 1996 | 141,1 | 145,9 | 166,8 | 158,1 | 159,4 | 161,6 | 163,3 | 167,8 | 161,1 | 171,5 | 166,8 | 210,0 |
| 1997 | 161,2 | 157,3 | 181,5 | 168,7 | 178,0 | 173,3 | 176,8 | 182,4 | 178,0 | 181,2 | 179,5 | 224,8 |
| 1998 | 170,6 | 167,4 | 188,6 | 184,6 | 190,0 | 187,5 | 192,7 | 197,1 | 193,9 | 194,2 | 190,1 | 240,2 |
| 1999 | 183,3 | 185,8 | 204,9 | 194,1 | 200,1 | 190,0 | 203,8 | 199,4 | 202,1 | 204,4 | 200,1 | 270,9 |
| 2000 | 195,2 | 196,1 | 214,8 | 212,3 | 211,8 | 206,1 | 216,4 | 212,9 | 223,2 | 220,4 | 214,4 | 282,7 |
| 2001 | 211,9 | 209,8 | 240,2 | 224,9 | 223,7 | 228,4 | 228,1 | 229,4 | 235,7 | 238,8 | 237,4 | 308,9 |
| 2002 | 230,3 | 235,0 | 271,2 | 241,1 | 249,0 | 254,8 | 252,1 | 259,2 | 256,5 | 263,6 | 262,9 | 342,6 |
| 2003 | 251,2 | 254,5 | 288,9 | 269,9 | 284,2 | 267,5 | 276,4 | 284,2 | 285,2 | 286,8 | 285,7 | 371,5 |
| 2004 | 276,4 | 276,8 | 304,3 | 294,2 | 304,0 | 285,4 | 303,7 | 297,7 | 309,1 | 311,1 | 299,7 | 400,7 |
| 2005 | 297,8 | 297,2 | 328,1 | 315,6 | 324,5 | 310,6 | 333,4 | 320,9 | 333,3 | 332,5 | 317,3 | 426,7 |
| 2006 | 318,6 | 316,4 | 356,7 | 343,1 | 346,9 | 334,6 | 351,4 | 336,6 | 355,1 | 349,7 | 339,8 | 450,9 |
| 2007 | 336,3 | 340,9 | 387,2 | 357,8 | 356,6 | 361,9 | 354,3 | 357,0 | 365,5 | 364,4 | 359,9 | 466,0 |

Cuadro 22: Serie Estacional Irregular Supermercados, -Tabla D8 Final unmodified SI ratios-.

| | Jan | Feb | Mar | Apr | May | Jun | Jul | Aug | Sep | Oct | Nov | Dec |
|-------------|------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|-------|
| 1991 | 90,2 | 90,1 | 106,1 | 103,1 | 101,3 | 100,8 | 101,3 | 102,9 | 95,5 | 98,6 | 93,6 | 116,3 |
| 1992 | 90,0 | 91,5 | 104,0 | 107,7 | 96,5 | 102,7 | 105,7 | 97,8 | 101,9 | 91,5 | 91,5 | 116,5 |
| 1993 | 91,1 | 91,8 | 105,8 | 102,1 | 102,0 | 96,3 | 104,3 | 99,0 | 100,4 | 95,9 | 92,6 | 121,4 |
| 1994 | 91,3 | 91,4 | 109,0 | 100,3 | 101,8 | 97,3 | 102,0 | 97,2 | 99,8 | 98,8 | 93,6 | 121,9 |
| 1995 | 93,2 | 90,5 | 104,8 | 100,6 | 100,1 | 98,4 | 100,0 | 97,8 | 99,4 | 98,2 | 95,7 | 122,2 |
| 1996 | 91,9 | 93,5 | 105,4 | 98,5 | 98,2 | 98,4 | 98,4 | 100,0 | 95,1 | 100,4 | 97,1 | 121,7 |
| 1997 | 93,1 | 90,5 | 103,8 | 96,0 | 100,6 | 97,3 | 98,6 | 101,1 | 98,1 | 99,3 | 98,1 | 122,7 |
| 1998 | 92,9 | 90,8 | 101,6 | 98,4 | 100,0 | 97,5 | 99,2 | 101,0 | 99,1 | 99,1 | 96,9 | 122,0 |
| 1999 | 92,7 | 93,6 | 103,0 | 97,4 | 100,3 | 95,1 | 101,6 | 98,7 | 99,3 | 99,5 | 96,7 | 130,0 |
| 2000 | 93,2 | 93,1 | 101,5 | 99,8 | 98,9 | 95,5 | 99,4 | 97,0 | 101,0 | 99,1 | 95,8 | 125,7 |
| 2001 | 93,7 | 92,2 | 104,9 | 97,5 | 96,4 | 97,9 | 97,1 | 96,9 | 98,8 | 99,2 | 97,6 | 125,7 |
| 2002 | 92,8 | 93,9 | 107,6 | 94,9 | 97,3 | 98,8 | 97,1 | 99,0 | 97,2 | 99,1 | 98,1 | 126,9 |
| 2003 | 92,3 | 92,8 | 104,5 | 96,9 | 101,2 | 94,5 | 97,0 | 99,0 | 98,7 | 98,6 | 97,6 | 126,3 |
| 2004 | 93,6 | 93,3 | 102,0 | 98,1 | 100,8 | 94,0 | 99,4 | 96,8 | 99,8 | 99,7 | 95,4 | 126,9 |
| 2005 | 93,8 | 93,2 | 102,4 | 98,0 | 100,1 | 95,2 | 101,4 | 96,9 | 100,1 | 99,4 | 94,4 | 126,3 |
| 2006 | 93,7 | 92,5 | 103,6 | 99,0 | 99,5 | 95,5 | 99,9 | 95,3 | 100,3 | 98,4 | 95,2 | 125,7 |
| 2007 | 93,3 | 94,1 | 106,6 | 98,2 | 97,7 | 98,9 | 96,6 | 97,0 | 98,9 | 98,3 | 96,6 | 124,6 |

Cuadro 23: Componente Estacional Serie Supermercados -Tabla D10-.

| | Ene | Feb | Mar | Abr | May | Jun | Jul | Ago | Sep | Oct | Nov | Dic |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1991 | 98,5 | 97,6 | 99,4 | 99,0 | 97,8 | 99,4 | 96,0 | 103,0 | 93,9 | 100,9 | 101,5 | 99,9 |
| 1992 | 100,6 | 101,8 | 101,2 | 109,1 | 99,5 | 111,0 | 110,1 | 108,4 | 110,6 | 103,2 | 109,3 | 110,2 |
| 1993 | 113,9 | 116,7 | 119,0 | 121,0 | 122,8 | 121,7 | 126,7 | 127,6 | 127,3 | 126,1 | 127,9 | 130,7 |
| 1994 | 129,2 | 130,3 | 135,4 | 130,7 | 133,1 | 133,1 | 135,2 | 135,6 | 138,4 | 141,2 | 140,3 | 142,3 |
| 1995 | 143,1 | 140,6 | 141,3 | 142,8 | 141,6 | 143,9 | 143,1 | 143,3 | 145,7 | 146,4 | 149,1 | 151,3 |
| 1996 | 152,4 | 160,0 | 159,5 | 159,4 | 159,0 | 165,1 | 164,6 | 168,8 | 163,1 | 173,1 | 172,6 | 171,9 |
| 1997 | 173,7 | 172,3 | 174,9 | 171,2 | 177,7 | 177,8 | 178,8 | 182,2 | 180,4 | 182,6 | 184,7 | 183,5 |
| 1998 | 183,7 | 182,3 | 183,3 | 187,7 | 189,8 | 193,4 | 194,7 | 197,4 | 196,0 | 195,7 | 196,1 | 195,2 |
| 1999 | 197,0 | 201,1 | 199,4 | 197,4 | 200,4 | 196,8 | 206,0 | 201,7 | 203,6 | 206,0 | 206,8 | 218,3 |
| 2000 | 209,7 | 211,1 | 208,5 | 215,6 | 213,2 | 213,8 | 219,6 | 217,2 | 224,7 | 222,3 | 221,6 | 226,0 |
| 2001 | 227,6 | 225,5 | 231,6 | 229,2 | 225,2 | 236,8 | 233,2 | 234,5 | 238,4 | 241,0 | 244,3 | 245,4 |
| 2002 | 247,5 | 252,3 | 261,3 | 246,4 | 250,0 | 265,5 | 258,5 | 264,4 | 260,3 | 266,1 | 270,1 | 271,2 |
| 2003 | 270,0 | 273,3 | 278,9 | 276,6 | 283,6 | 280,7 | 282,7 | 289,9 | 288,8 | 289,4 | 294,7 | 293,7 |
| 2004 | 296,3 | 297,3 | 295,4 | 300,7 | 302,9 | 300,9 | 308,0 | 305,4 | 311,1 | 313,7 | 312,0 | 316,8 |
| 2005 | 318,6 | 319,3 | 318,7 | 321,7 | 324,0 | 326,9 | 336,2 | 330,8 | 334,0 | 335,9 | 332,0 | 338,5 |
| 2006 | 340,4 | 339,6 | 345,2 | 348,6 | 347,9 | 350,2 | 353,7 | 348,1 | 355,9 | 354,2 | 355,7 | 358,8 |
| 2007 | 359,5 | 364,9 | 372,5 | 363,6 | 358,8 | 376,6 | 357,7 | 369,1 | 367,3 | 370,0 | 375,5 | 371,9 |

Cuadro 24: Serie Final Supermercados Desestacionalizada -Tabla D11-.

| | Ene | Feb | Mar | Abr | May | Jun | Jul | Ago | Sep | Oct | Nov | Dic |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1991 | 98,5 | 97,6 | 99,4 | 99,0 | 97,8 | 99,4 | 96,0 | 103,0 | 93,9 | 100,9 | 101,5 | 99,9 |
| 1992 | 100,6 | 101,8 | 101,2 | 109,1 | 99,5 | 111,0 | 110,1 | 108,4 | 110,6 | 103,2 | 109,3 | 110,2 |
| 1993 | 113,9 | 116,7 | 119,0 | 121,0 | 122,8 | 121,7 | 126,7 | 127,6 | 127,3 | 126,1 | 127,9 | 130,7 |
| 1994 | 129,2 | 130,3 | 135,4 | 130,7 | 133,1 | 133,1 | 135,2 | 135,6 | 138,4 | 141,2 | 140,3 | 142,3 |
| 1995 | 143,1 | 140,6 | 141,3 | 142,8 | 141,6 | 143,9 | 143,1 | 143,3 | 145,7 | 146,4 | 149,1 | 151,3 |
| 1996 | 152,4 | 160,0 | 159,5 | 159,4 | 159,0 | 165,1 | 164,6 | 168,8 | 163,1 | 173,1 | 172,6 | 171,9 |
| 1997 | 173,7 | 172,3 | 174,9 | 171,2 | 177,7 | 177,8 | 178,8 | 182,2 | 180,4 | 182,6 | 184,7 | 183,5 |
| 1998 | 183,7 | 182,3 | 183,3 | 187,7 | 189,8 | 193,4 | 194,7 | 197,4 | 196,0 | 195,7 | 196,1 | 195,2 |
| 1999 | 197,0 | 201,1 | 199,4 | 197,4 | 200,4 | 196,8 | 206,0 | 201,7 | 203,6 | 206,0 | 206,8 | 218,3 |
| 2000 | 209,7 | 211,1 | 208,5 | 215,6 | 213,2 | 213,8 | 219,6 | 217,2 | 224,7 | 222,3 | 221,6 | 226,0 |
| 2001 | 227,6 | 225,5 | 231,6 | 229,2 | 225,2 | 236,8 | 233,2 | 234,5 | 238,4 | 241,0 | 244,3 | 245,4 |
| 2002 | 247,5 | 252,3 | 261,3 | 246,4 | 250,0 | 265,5 | 258,5 | 264,4 | 260,3 | 266,1 | 270,1 | 271,2 |
| 2003 | 270,0 | 273,3 | 278,9 | 276,6 | 283,6 | 280,7 | 282,7 | 289,9 | 288,8 | 289,4 | 294,7 | 293,7 |
| 2004 | 296,3 | 297,3 | 295,4 | 300,7 | 302,9 | 300,9 | 308,0 | 305,4 | 311,1 | 313,7 | 312,0 | 316,8 |
| 2005 | 318,6 | 319,3 | 318,7 | 321,7 | 324,0 | 326,9 | 336,2 | 330,8 | 334,0 | 335,9 | 332,0 | 338,5 |
| 2006 | 340,4 | 339,6 | 345,2 | 348,6 | 347,9 | 350,2 | 353,7 | 348,1 | 355,9 | 354,2 | 355,7 | 358,8 |
| 2007 | 359,5 | 364,9 | 372,5 | 363,6 | 358,8 | 376,6 | 357,7 | 369,1 | 367,3 | 370,0 | 375,5 | 371,9 |

Cuadro 25: Serie Final Supermercados Desestacionalizada, forzando los totales anuales -Tabla D11.A-.

| | Ene | Feb | Mar | Abr | May | Jun | Jul | Ago | Sep | Oct | Nov | Dic |
|-------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| 1991 | 98,3 | 97,5 | 99,3 | 98,8 | 97,7 | 99,3 | 95,9 | 103,0 | 93,8 | 100,9 | 101,5 | 100,0 |
| 1992 | 100,7 | 102,0 | 101,4 | 109,3 | 99,8 | 111,2 | 110,4 | 108,6 | 110,8 | 103,3 | 109,5 | 110,4 |
| 1993 | 114,0 | 116,7 | 118,9 | 121,0 | 122,7 | 121,6 | 126,5 | 127,4 | 127,1 | 125,9 | 127,7 | 130,5 |
| 1994 | 129,0 | 130,1 | 135,2 | 130,6 | 133,0 | 133,0 | 135,2 | 135,7 | 138,5 | 141,5 | 140,7 | 142,8 |
| 1995 | 143,7 | 141,4 | 142,1 | 143,8 | 142,6 | 144,9 | 144,2 | 144,3 | 146,7 | 147,4 | 150,0 | 152,1 |
| 1996 | 153,1 | 160,6 | 160,1 | 159,9 | 159,4 | 165,4 | 164,9 | 169,0 | 163,3 | 173,4 | 172,9 | 172,2 |
| 1997 | 174,1 | 172,7 | 175,3 | 171,6 | 178,1 | 178,1 | 179,2 | 182,5 | 180,7 | 182,8 | 184,9 | 183,7 |
| 1998 | 183,9 | 182,5 | 183,4 | 187,8 | 189,9 | 193,4 | 194,7 | 197,3 | 195,9 | 195,6 | 195,9 | 195,1 |
| 1999 | 196,8 | 200,9 | 199,2 | 197,2 | 200,3 | 196,8 | 206,1 | 201,9 | 204,0 | 206,5 | 207,6 | 219,2 |
| 2000 | 210,8 | 212,4 | 210,1 | 217,3 | 215,0 | 215,7 | 221,6 | 219,3 | 226,8 | 224,4 | 223,7 | 228,0 |
| 2001 | 229,5 | 227,4 | 233,4 | 230,9 | 226,9 | 238,4 | 234,7 | 235,8 | 239,7 | 242,1 | 245,3 | 246,3 |
| 2002 | 248,4 | 253,0 | 261,9 | 246,9 | 250,4 | 265,8 | 258,6 | 264,5 | 260,3 | 266,0 | 270,0 | 271,0 |
| 2003 | 269,8 | 273,1 | 278,6 | 276,4 | 283,4 | 280,4 | 282,4 | 289,6 | 288,5 | 289,1 | 294,4 | 293,3 |
| 2004 | 296,1 | 297,0 | 295,1 | 300,4 | 302,7 | 300,6 | 307,7 | 305,1 | 310,7 | 313,3 | 311,5 | 316,3 |
| 2005 | 318,0 | 318,6 | 318,0 | 321,1 | 323,3 | 326,3 | 335,7 | 330,4 | 333,8 | 335,8 | 332,1 | 338,8 |
| 2006 | 340,9 | 340,3 | 346,0 | 349,6 | 349,1 | 351,5 | 355,1 | 349,7 | 357,5 | 356,0 | 357,5 | 360,7 |
| 2007 | 361,4 | 366,9 | 374,5 | 365,5 | 360,7 | 378,5 | 359,5 | 370,8 | 368,8 | 371,4 | 376,8 | 373,0 |

Cuadro 26: Componente Tendencia Ciclo Serie Supermercados -Tabla D12-.

| | Ene | Feb | Mar | Abr | May | Jun | Jul | Ago | Sep | Oct | Nov | Dic |
|-------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| 1991 | 98,6 | 98,6 | 98,6 | 98,5 | 98,2 | 98,0 | 98,0 | 98,3 | 98,9 | 99,6 | 100,2 | 100,6 |
| 1992 | 100,9 | 101,4 | 102,3 | 103,7 | 105,4 | 106,9 | 108,1 | 108,8 | 109,2 | 109,6 | 110,3 | 111,7 |
| 1993 | 113,7 | 116,1 | 118,4 | 120,7 | 122,6 | 124,1 | 125,4 | 126,4 | 127,2 | 127,8 | 128,4 | 129,0 |
| 1994 | 129,6 | 130,3 | 130,9 | 131,6 | 132,4 | 133,6 | 135,0 | 136,6 | 138,4 | 139,9 | 141,0 | 141,7 |
| 1995 | 141,9 | 141,9 | 141,9 | 142,1 | 142,3 | 142,7 | 143,3 | 144,2 | 145,3 | 146,8 | 148,9 | 151,2 |
| 1996 | 153,7 | 156,0 | 158,3 | 160,3 | 162,2 | 164,1 | 166,0 | 167,9 | 169,6 | 171,0 | 171,9 | 172,6 |
| 1997 | 173,1 | 173,7 | 174,5 | 175,6 | 176,9 | 178,2 | 179,4 | 180,7 | 181,8 | 182,6 | 183,0 | 183,2 |
| 1998 | 183,3 | 183,9 | 185,2 | 187,3 | 189,9 | 192,5 | 194,6 | 195,7 | 196,1 | 196,2 | 196,4 | 196,9 |
| 1999 | 197,6 | 198,3 | 198,8 | 199,1 | 199,3 | 199,8 | 200,6 | 202,0 | 203,8 | 205,5 | 207,0 | 208,4 |
| 2000 | 209,5 | 210,6 | 211,5 | 212,6 | 214,1 | 215,7 | 217,5 | 219,3 | 221,0 | 222,5 | 223,9 | 225,1 |
| 2001 | 226,3 | 227,7 | 229,2 | 230,6 | 231,8 | 233,1 | 234,6 | 236,3 | 238,3 | 240,7 | 243,3 | 246,0 |
| 2002 | 248,4 | 250,4 | 252,3 | 254,2 | 255,9 | 257,6 | 259,5 | 261,7 | 263,8 | 266,0 | 268,0 | 270,1 |
| 2003 | 272,3 | 274,4 | 276,4 | 278,5 | 280,6 | 282,8 | 284,8 | 286,9 | 289,1 | 291,1 | 292,8 | 294,3 |
| 2004 | 295,5 | 296,8 | 298,1 | 299,6 | 301,4 | 303,4 | 305,6 | 307,8 | 310,0 | 312,2 | 314,2 | 316,0 |
| 2005 | 317,4 | 318,8 | 320,3 | 322,0 | 324,1 | 326,4 | 328,8 | 331,1 | 333,0 | 334,6 | 336,2 | 337,9 |
| 2006 | 339,8 | 342,0 | 344,4 | 346,8 | 348,9 | 350,6 | 351,9 | 353,0 | 354,0 | 355,3 | 356,8 | 358,6 |
| 2007 | 360,5 | 362,2 | 363,5 | 364,6 | 365,2 | 365,9 | 366,7 | 367,8 | 369,2 | 370,7 | 372,3 | 373,9 |

Cuadro 27: Componente Irregular Serie Supermercados -Tabla D13-.

| | Ene | Feb | Mar | Abr | May | Jun | Jul | Ago | Sep | Oct | Nov | Dic |
|-------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| 1991 | 99,8 | 99,0 | 100,8 | 100,5 | 99,6 | 101,4 | 97,9 | 104,8 | 94,9 | 101,2 | 101,3 | 99,3 |
| 1992 | 99,7 | 100,4 | 98,8 | 105,2 | 94,5 | 103,8 | 101,9 | 99,6 | 101,2 | 94,2 | 99,1 | 98,7 |
| 1993 | 100,2 | 100,6 | 100,5 | 100,3 | 100,1 | 98,1 | 101,0 | 100,9 | 100,1 | 98,6 | 99,6 | 101,3 |
| 1994 | 99,7 | 100,0 | 103,4 | 99,4 | 100,5 | 99,7 | 100,2 | 99,2 | 100,0 | 101,0 | 99,5 | 100,4 |
| 1995 | 100,8 | 99,1 | 99,5 | 100,5 | 99,5 | 100,8 | 99,9 | 99,4 | 100,3 | 99,7 | 100,1 | 100,0 |
| 1996 | 99,2 | 102,5 | 100,8 | 99,5 | 98,0 | 100,6 | 99,2 | 100,5 | 96,1 | 101,2 | 100,4 | 99,6 |
| 1997 | 100,4 | 99,2 | 100,2 | 97,5 | 100,5 | 99,8 | 99,7 | 100,8 | 99,2 | 100,0 | 100,9 | 100,2 |
| 1998 | 100,2 | 99,2 | 99,0 | 100,2 | 100,0 | 100,4 | 100,1 | 100,8 | 99,9 | 99,7 | 99,8 | 99,1 |
| 1999 | 99,7 | 101,4 | 100,3 | 99,2 | 100,5 | 98,5 | 102,7 | 99,8 | 99,9 | 100,3 | 99,9 | 104,7 |
| 2000 | 100,1 | 100,2 | 98,6 | 101,4 | 99,6 | 99,1 | 100,9 | 99,0 | 101,7 | 99,9 | 99,0 | 100,4 |
| 2001 | 100,5 | 99,0 | 101,0 | 99,4 | 97,2 | 101,6 | 99,4 | 99,2 | 100,0 | 100,1 | 100,4 | 99,8 |
| 2002 | 99,6 | 100,7 | 103,6 | 96,9 | 97,7 | 103,0 | 99,6 | 101,0 | 98,7 | 100,0 | 100,8 | 100,4 |
| 2003 | 99,2 | 99,6 | 100,9 | 99,3 | 101,1 | 99,3 | 99,3 | 101,1 | 99,9 | 99,4 | 100,6 | 99,8 |
| 2004 | 100,3 | 100,2 | 99,1 | 100,4 | 100,5 | 99,2 | 100,8 | 99,2 | 100,3 | 100,5 | 99,3 | 100,3 |
| 2005 | 100,4 | 100,1 | 99,5 | 99,9 | 100,0 | 100,1 | 102,2 | 99,9 | 100,3 | 100,4 | 98,8 | 100,2 |
| 2006 | 100,2 | 99,3 | 100,2 | 100,5 | 99,7 | 99,9 | 100,5 | 98,6 | 100,5 | 99,7 | 99,7 | 100,1 |
| 2007 | 99,7 | 100,8 | 102,5 | 99,7 | 98,2 | 102,9 | 97,5 | 100,3 | 99,5 | 99,8 | 100,9 | 99,5 |