



## **Desestacionalización x12 ARIMA con efecto calendario: Índice de Producción de la Industria Manufacturera**

### **Seasonal Adjustments x12 ARIMA using calendar effect: Production indicator for the manufacturing industry**

Juan M. Cortez Osorio

Magister en Economía Financiera. Universidad de Santiago de Chile

#### ■ Resumen

La investigación, presenta una aplicación del proceso de desestacionalización de series económicas, mediante la metodología X12 ARIMA del Census Bureau de los Estados Unidos, en el Índice de Producción de la Industria Manufacturera de Chile, incorporando en el análisis el efecto calendario chileno.

El objetivo del estudio fue estudiar el proceso de desestacionalización con efecto calendario de series económicas, a través del método X12 ARIMA.

Se aplicó al método de desestacionalización el efecto calendario acorde a la realidad chilena, en el sector Industria Manufacturera medido por el Índice de Producción y Ventas Físicas (IPV F). Se midió la calidad de ajuste de la desestacionalización y se analizó los beneficios de contar con series desestacionalizadas para el análisis de coyuntura, de manera de identificar oportunamente quiebres de tendencia en el ciclo.

#### ■ Summary

*The research presents an application of the process of seasonal adjustment of economic series, using the X12 ARIMA method of the*

*U.S Census Bureau's, on production indicators of the Manufacturing Industry in Chile, incorporating into the analysis the calendar effect of Chile. The objective was to study the process of seasonal adjustment using the calendar effect of economic series, through the X12 ARIMA method. The method of seasonal adjustment was applied to the calendar effect according to the Chilean reality, in the Manufacturing area and measured by Production indicators and real Sales (physical sales) (IPV F).*

*We measured the quality of the adjustment for the season and analyzed the benefits of having adjusted series for the analysis of the situation, so as to appropriately identify trend breaks in the cycle.*

**Keywords:** X12 ARIMA method, seasonal adjustment

**Clasificación JEL:** c22, c32

#### ■ Contexto

La actividad económica presenta en muchas de sus ramas movimientos sistemáticos que se repiten con cierta frecuencia conocida como estacionalidad, fluctuaciones infra anuales (mensuales o trimestrales) que se repiten año a año de manera más o menos regular. En general en el caso de índices cuya



periodicidad es mensual, bimensual, trimestral u otra, dichos movimientos pueden ser causados, entre otras cosas, por la estacionalidad propia del año, por el efecto de algunas festividades cuando son fijas o móviles en fechas determinadas como la navidad y semana santa, respectivamente; el clima que puede afectar cosechas en el sector agrícola y otros sectores de la industria, las expectativas de movimientos estacionales cuando el auge en la producción de algunos bienes en los meses previos a navidad origina expectativas de mayores ventas en el mes de diciembre, etc. Es importante aclarar que tales causas pueden ser consideradas como factores exógenos -de naturaleza no económica- que influyen sobre la serie y pueden ocultar características relacionadas con los fenómenos económicos. El desconocimiento de este fenómeno puede producir efectos estadísticos que distorsionan la realidad de la dinámica del sector estudiado, y los datos pueden malinterpretarse.

En los años 2002, 2005 y 2008 la industria manufacturera, medida por el Índice de Producción Industrial (IPVF), presentó este fenómeno para semana santa, dado que dicha festividad se ubicó en el mes de marzo y no en abril, como se presenta en otros periodos. Esto produjo una reducción en los días dedicados a la producción normal de la industria. De esta forma, cuando se compara el nivel de producción de algún período con otro que tiene efecto estacional (en este caso semana santa), el resultado es una baja sensible en los niveles de producción, efecto que es netamente estadístico y no obedece a razones económicas. También existen otros factores estacionales que afectan sensiblemente el comportamiento de la dinámica industrial. Por ejemplo, en el efecto calendario, la longitud de los días al interior del mes, el número de días hábiles o calendario en la

industria nacional (composición de los días de un mes), el número de días festivos a lo largo del año, períodos estivales, etc.

Es por ello, que es importante contar con cifras desestacionalizadas de manera de poder observar el real comportamiento económico de las series económicas.

La investigación, presenta una aplicación del proceso de desestacionalización de series económicas, mediante la metodología X12 ARIMA del Census Bureau de los Estados Unidos, en el Índice de Producción de la Industria Manufacturera de Chile, incorporando en el análisis el efecto calendario chileno.

El objetivo del estudio fue estudiar el proceso de desestacionalización con efecto calendario de series económicas, a través del método X12 ARIMA.

Se aplicó al método de desestacionalización el efecto calendario acorde a la realidad Chilena, en el sector Industria Manufacturera medido por el Índice de Producción y Ventas Físicas (IPV F). Se midió la calidad de ajuste de la desestacionalización y se analizó los beneficios de contar con series desestacionalizadas para el análisis de coyuntura, de manera de identificar oportunamente quiebres de tendencia en el ciclo.

#### ■ Índice de Producción y Ventas Físicas Industriales (IPV F)

El Índice de Producción y Ventas Físicas (IPV F), es un indicador coyuntural cuya finalidad es medir la evolución mensual de la actividad productiva realizada por las ramas de la industria correspondiente a la Categoría de Tabulación D Industrias Manufactureras de la Clasificación Industrial Internacional Uniforme de todas las

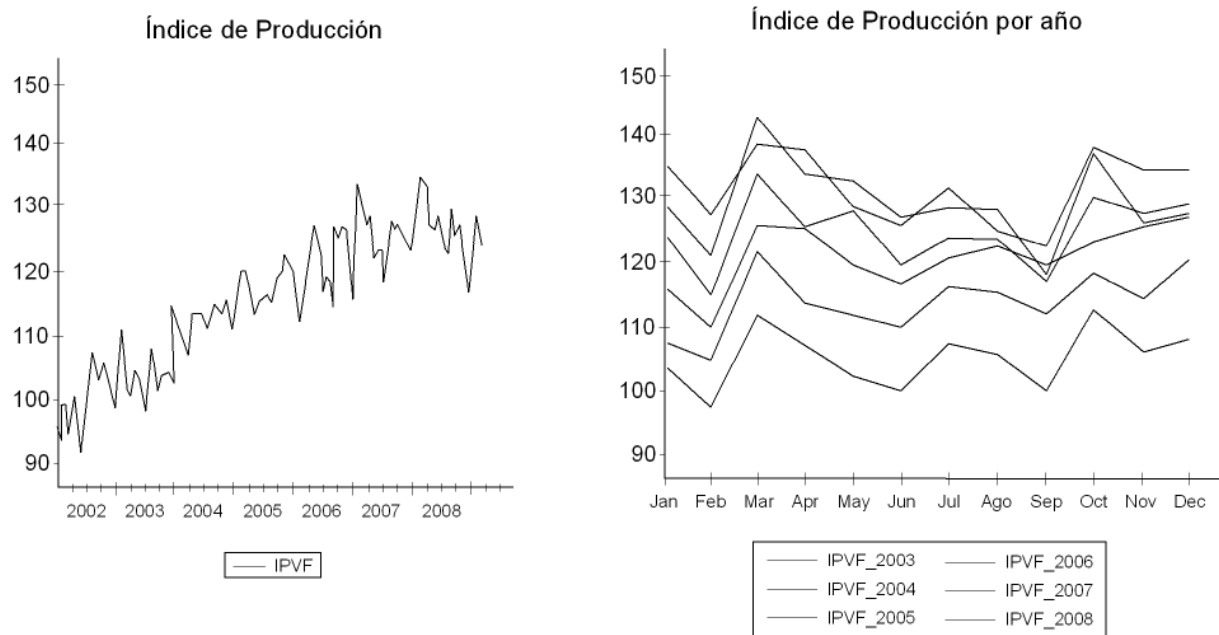
Actividades Económicas (CIIU), Revisión 3 de Naciones Unidas. El carácter coyuntural del índice y la oportunidad de su publicación -con un rezago de 28 días lo transforman en un indicador fundamental para los cálculos del Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC) y de las Cuentas Nacionales Trimestrales realizadas por el Banco Central de Chile. Asimismo, constituye una fuente de información para la toma de decisiones de empresarios y analistas.

Algunas causas estacionales que se pueden mencionar y que provocan bajas en los niveles de producción en ciertos meses del año son, el periodo estival donde gran parte de los trabajadores están de vacaciones, lo que genera por ejemplo, que en los meses de enero y febrero haya menos personal en las empresas lo que impacta negativamente en la producción, la celebración de las

fiestas patrias en septiembre, lo que genera que existan menos días hábiles en comparación con otros meses, lo que disminuye la producción debido a los menos días de actividad; el número de días de la semana que tiene un mes, un viernes, sábado, domingo y/o lunes de más en un mes, generan una disminución en la producción de gran parte de las industrias; las estaciones del año que puede hacer que se incremente la producción en ciertos periodos (i.e. la elaboración de helados se incrementa en los meses de verano en comparación a los meses de invierno); etc.

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

Figura N° 1



## Análisis Gráfico

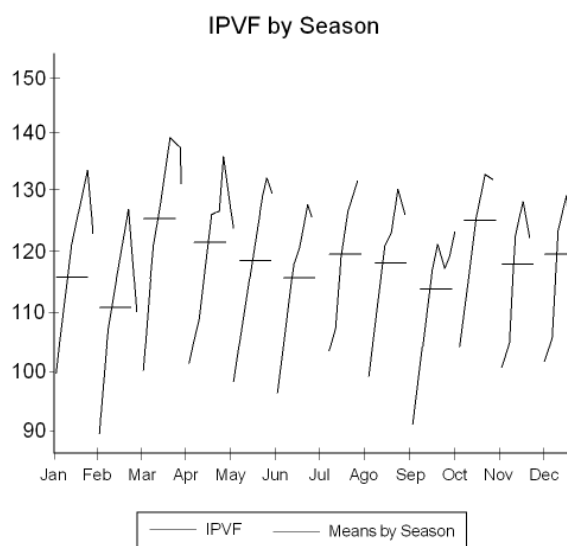
Observando el comportamiento del Índice de Producción de la Industria Manufacturera -IPV F<sup>-1</sup> en el gráfico de la serie, figura 1, el índice ha mostrado una tendencia creciente, hasta por lo menos el año 2007, en el cual no se aprecia una media estable a través del tiempo, por lo que el índice no sería estacionario<sup>2</sup>.

A la vez, el indicador presenta un marcado patrón estacional, donde los peaks más altos reflejan la producción de la industria manufacturera en los meses de marzo y octubre de cada año, esto se puede observar mejor en el gráfico de Índice de Producción por Año, figura 1. En marzo este efecto se genera producto que parte de los procesos productivos que se deberían haber generado en los meses de enero y febrero, en los cuales disminuye la producción ya que gran parte de los trabajadores están de vacaciones, se traspasan a marzo, además existe efecto calendario ya que marzo tiene más días trabajados que los meses de febrero (longitud del mes) y existe los feriados móviles referente a semana santa que generalmente se celebra en abril, por lo que abril tiene un impacto negativo en su producción respecto a marzo, si observamos el gráfico de producción por año, la producción referente al año 2005 para el mes de marzo tiene casi el mismo nivel que en abril, esto se debe a que en dicho año semana santa se celebró en marzo lo que generó un efecto negativo en la producción en dicho mes y un impacto positivo en abril, misma situación ocurrió el año 2008. En octubre el incremento se genera en parte por el traspaso de producción de los meses de septiembre, mes que para todos los años

muestra disminución en la producción, esto debido a que en Chile se celebra las fiestas patrias lo que provoca que los meses de septiembre tengan menos días hábiles.

Lo anterior, se puede observar a través del gráfico de las subseries estacionales mensuales, figura 2, el cual refleja el incremento estacional (línea vertical) de la producción industrial por cada mes con su respectiva media estacional (línea horizontal). Como se muestra en el gráfico las medias estacionales no son similares para los diferentes meses, por lo que la serie presentaría estacionalidad, reflejado en los altos niveles de producción para los meses de marzo, octubre y diciembre, los cuales presentan medias estacionales más altas en comparación al resto de los meses. Por su parte, en los meses de febrero, septiembre y en menor grado en junio se aprecian medias menores respecto a los otros meses.

Figura N° 2



1 Las cifras del indicador se presentan en el anexo F, cuadro 18 "Serie Original IPV F".

2 Para el proceso de desestacionalización, en su módulo RegARIMA, se requiere que las series sean estacionarias.

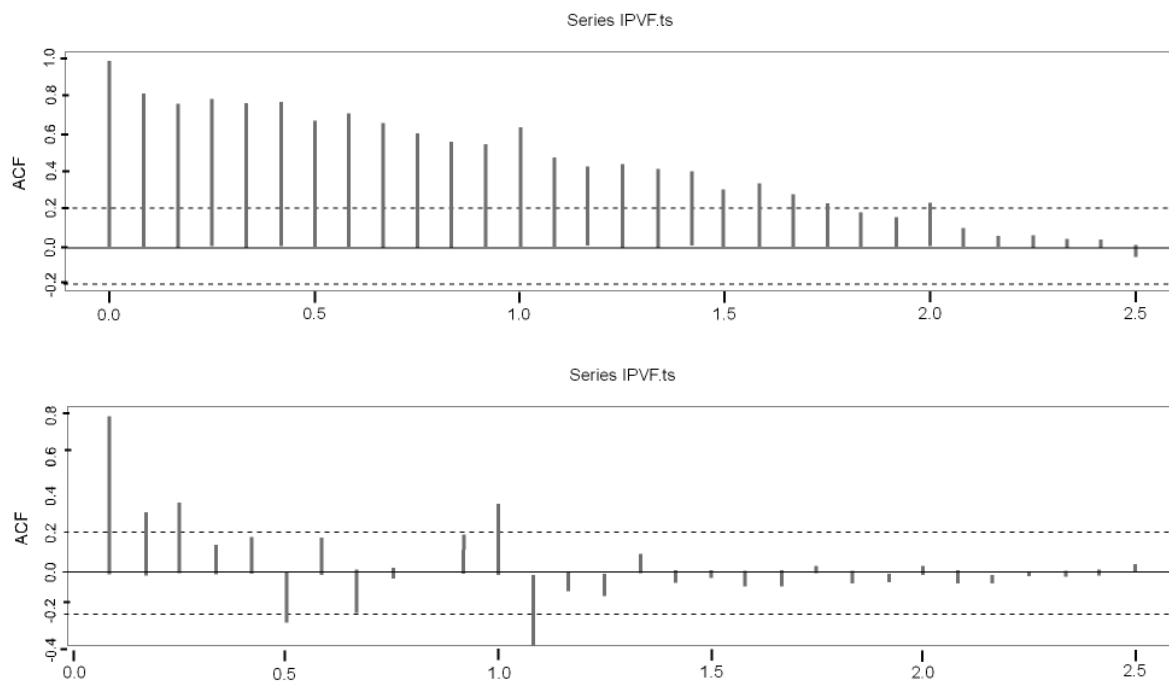
En el gráfico de la Función de Autorrelación (ACF) de la serie original, figura 3, se puede observar que los rezagos decaen lentamente, lo que indicaría que la serie sigue un proceso autorregresivo y presenta raíz unitaria, lo que implica que la serie no es estacionaria y debiese ser diferenciada para transformarla en una serie que si lo sea.

Por otro lado, en la ACF se aprecian peaks estacionales en los rezagos 12 y 24 los cuales

corresponden a los meses de diciembre, lo cual también se puede observar para los rezagos 3 y 15 (mes de marzo), además para los rezagos 6 y 18 (mes de junio) se observan los decaimientos más pronunciado. Lo anterior, podría indicar que la serie presenta una media móvil estacional.

A su vez, la Función de Autocorrelación Parcial (PACF) indicaría que la serie sigue algún proceso autorregresivo.

**Figura N° 3**



### Modelo ARIMA

Utilizando la técnica de Box Jenkins (1976) para modelar las series de tiempo que presentan patrones estacionales, se generó un proceso ARIMA que permitiera efectuar las proyecciones y retroproyecciones del IPV F con el fin de poder utilizar medias móviles simétricas en el proceso de desestacionalización y reemplazar los

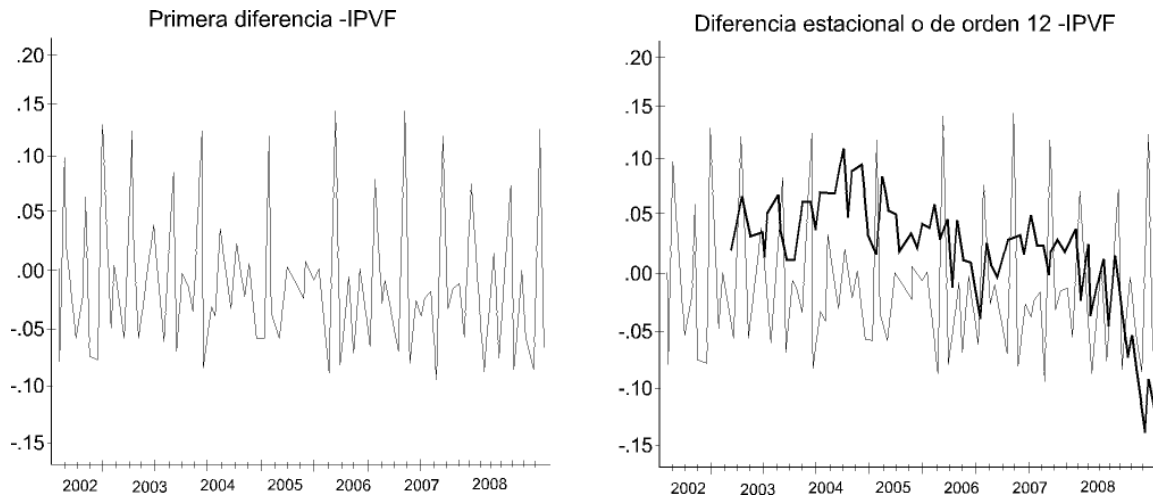
valores atípicos identificados (outliers).

### Identificación

Con el fin de garantizar la estacionariedad de la serie en esta etapa del proceso de desestacionalización, el logaritmo<sup>3</sup> de la serie debe ser diferenciada por medio de un operador de diferencias ordinarias y/o estacionales.

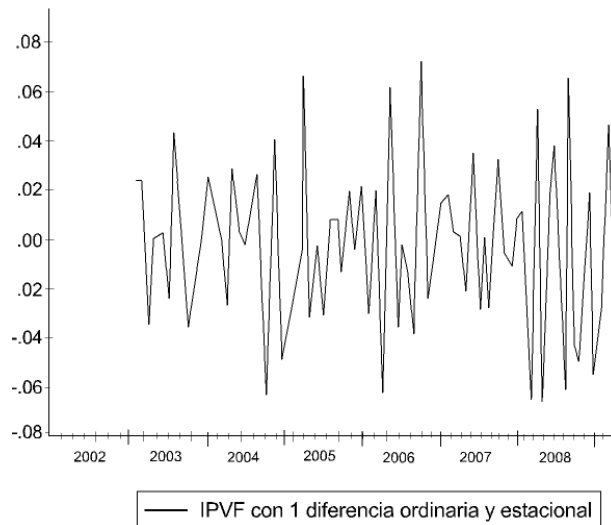
| 3 La serie es presentada en logaritmo con el objeto de estabilizar la varianza de la misma.

Figura N° 4



Al observar la figura 4, se presentan los gráficos del logaritmo del Índice de Producción industrial -IPV F- en primera diferencia y diferencia estacional de orden 12<sup>4</sup>. En ellos se puede observar que la diferencia estacional muestra una menor varianza que la serie en primera diferencia. En el IPV F, la estacionalidad genera que las variaciones en doce meses -serie con una

diferencia estacional- no son tan pronunciadas si se comparan con las variaciones mensuales, este hecho es provocado por que en ciertos periodos estacionales la producción aumenta o disminuye considerablemente, provocando variaciones mensuales significativas de naturaleza no económica<sup>5</sup>.



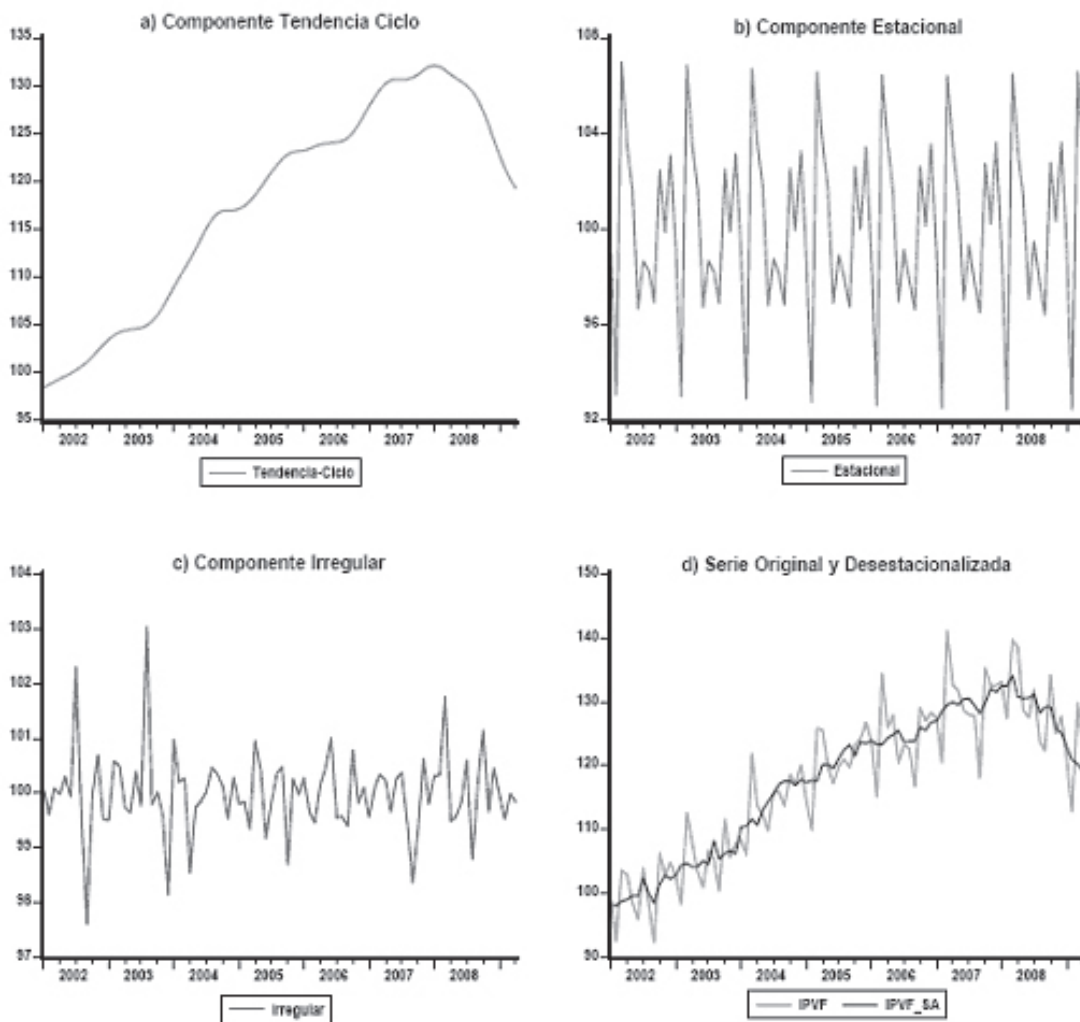
4 La primera diferencia y la diferencia estacional de orden 12 esta dada por  $\tilde{\Delta}^1 x = x_t - x_{t-1}$  y  $\tilde{\Delta}^{12} x_t = x_t - x_{t-12}$ , respectivamente, con  $x_t = \log(\text{serie})$ .

5 i.e El IPV F en los meses de marzo, presenta fuertes incrementos en la producción respecto a febrero, los cuales fluctúan aproximadamente entre 10% y 17 %, efecto provocado por la alta producción registrada en dicho mes.

Según la gráfica de la serie original IPVF, que ésta no presenta un proceso estacionario, por lo que fue recomendable diferenciar dicha serie en logaritmo con el propósito que la misma siga un proceso estacionario. La serie diferenciada se puede observar en el gráfico del IPVF en primera diferencia, figura 5, la cual muestra un comportamiento más estacionario y sin evidenciar alguna

tendencia. Sin embargo, aún presenta una marcada estacionalidad, lo que podría indicar que la serie diferenciada debe ser diferenciada estacionalmente -orden 12- para eliminar los ciclos. La figura 6, muestra la serie en logaritmo del IPVF con una primera diferencia y una diferencia estacional de orden 12<sup>6</sup>, en la cual no se aprecia algún patrón estacional.

Figura N° 6



| 6 Ésta esta dada por  $\tilde{X}_t^{12}$

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 y así poder determinar que grado de diferenciación requiere la serie para la estimación del modelo ARMA.

El programa X12 ARIMA realiza tests de raíz unitaria para detectar el grado de diferenciación, es decir, para determinar si la serie debe ser diferenciada o no, y si la diferenciación debe ser de primer orden y/ o primer orden estacional<sup>7</sup>. En el cuadro 1, se presenta el resultado obtenido a través del programa X12 ARIMA el cual indica que la serie debe tener una diferencia ordinaria y una diferencia estacional.

**Cuadro N° 1**

**Results of Unit Root Test for identifying orders of differencing:**

Regular difference order: 1

Seasonal difference order: 1

Resultado obtenido a través del programa X12 ARIMA

Luego, a través del programa X12 ARIMA, se realizó la elección del mejor modelo a utilizar según el criterio de información bayesiana Schwarz (BIC), donde se estimaron 21 modelos y se realizó un ranking de los cinco mejores, el modelo elegido fue un SARIMA (0 1 1)(0 1 1), es decir, un modelo con una diferencia ordinaria, una diferencia estacional, una media móvil ordinaria y una media móvil estacional.

Donde es la serie estacionaria  $\tilde{X} = \tilde{X}^{12} \log(IPVF)$

**Estimación y verificación**

El modelo elegido fue estimado por máxima verosimilitud cuyos resultados se muestran en el cuadro 2, donde los parámetros estimados son:

$$\theta_1 = 0,2575$$

$$\Theta_1 = 0,7922$$

El modelo a estimar se expresa como:

$$Y_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_1 B^{12})\varepsilon_t$$

**Cuadro N° 2**

**ARIMA Model: (0 1 1)(0 1 1)12, Nonseasonal differences: 1, Seasonal differences: 1**

Parameter	Lag	Estimate	Error estándar	t	Pr > t ½
Nonseasonal MA	1	0,2575	0,10429	2,4691	0,01582
Seasonal MA	12	0,7922	0,09829	8,0598	0,00000
Variance 0,00019				BIC	
SE of Var 0,00003				351,21	

Fuente: Elaboración propia

7 Eventualmente podría tener un grado de diferenciación mayor



El modelo se puede escribir como:

$$Y_t = -0,2575 \cdot e_{t-1} - 0,7922 \cdot e_{t-12} + 0,2040 \cdot e_{t-13} + e_t$$

Una vez estimado el modelo a utilizar para realizar las proyecciones y retroproyecciones para el uso de medias móviles simétricas y predecir valores en el caso de que se encuentren 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.

En el cuadro 2, se puede observar que los parámetros estimados son significativos, ya que los p-values son menores a 5 %, por lo que bajo la hipótesis nula de que los parámetros estimados son iguales a cero<sup>8</sup>, existe suficiente evidencia estadística como para rechazar  $H_0$ , por lo que los parámetros estimados serían adecuados.

### Análisis de los residuos

Para asegurar la calidad del modelo estimado, se debe realizar un análisis de los residuos con el objeto de asegurar que ellos sean ruido blanco (white noise), para verificar esa condición es necesario que los residuos sean independientes (no

correlacionados) y ocasionalmente sigan una distribución normal<sup>9</sup>.

Para determinar si los residuos del modelo son ruido blanco, se utilizó el test de independencia de Ljung Box y los tests de normalidad de Jarque Bera y Shapiro-Wilk. En el cuadro 3, de acuerdo a los resultados se puede concluir que los residuos son independientes ya que 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 plot, se puede observar que la serie tiene un comportamiento normal, por lo que se podría decir que los residuos son ruido blanco. A la vez, con el fin de asegurar que los residuos sean estacionarios se le aplicó un test de Phillips Perron el cual rechazó la presencia de raíz unitaria y por medio del test de Ljung Box a los residuos al cuadrado también se concluyó que son independientes, lo que confirmaría la existencia de ruido blanco. A la vez, con el fin de asegurar que los residuos sean estacionarios se le aplicó un test de Phillips Perron el cual rechazó la presencia de raíz unitaria y por medio del test de Ljung Box a los residuos al cuadrado también se concluyó que son independientes, lo que confirmaría la existencia de ruido blanco en los residuos.

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

$$H_0: \alpha_1 = 0$$

$$H_1: \alpha_1 \neq 0$$

$$H_0: \alpha_{12} = 0$$

$$H_1: \alpha_{12} \neq 0$$

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

9 Ver "Análisis Econométrico", 3ra ed., Pág. 710, Green

**Cuadro N° 3**

<b>Jarque Bera Test</b>			
Data	X-squared	df	p-value
Residuos	0,3878	2	0,8237
H <sub>0</sub> :	Existe normalidad	H <sub>1</sub> :	no existe normalidad
<b>Shapiro Wilk Test</b>			
Data	W		p-value
Residuos	0,9884		0.6319
H <sub>0</sub> :	Existe normalidad	H <sub>1</sub> :	no existe normalidad
<b>Box-Pierce test</b>			
Data	X-squared	df	p-value
Residuos	0,0044	1	0,947
H <sub>0</sub> :	Existe independencia	H <sub>1</sub> :	no existe independencia

Fuente: Elaboración propia

Dado que los parámetros del modelo son significativos y que los residuos son ruido blanco, se concluyó que el modelo estimado cumple con los requisitos para poder modelar la serie bajo estudio.

### Aplicación del Efecto Calendario

A través del programa X12 ARIMA del

Census Bureau, se estimó el efecto calendario asociado al IPVF, para tal efecto se consideró el calendario Chileno entre los años 1985 y 2016, con el fin de estimar todos aquellos efectos determinísticos que genera la composición del calendario Chileno. En el cuadro 4, se presentan los resultados de dicha estimación.

**Cuadro N° 4**

<b>Regression Model</b>				
Variable	Parámetro estimado	Error estandar	t-value	P-value
Constant	-0,0016	0,0005	-3,0	0,0039
Bisiesto	0,0334	0,0084	4,0	0,0001
User defined:				
Lunes	-0,0011	0,0023	-0,5	0,6261
Martes	0,0046	0,0022	2,1	0,0385
Miercoles	0,0043	0,0024	1,83	0,0707
Jueves	0,0073	0,0025	3,0	0,0040
Viernes	-0,0036	0,0026	-1,4	0,1646
Sábado	-0,0027	0,0024	-1,1	0,2617
Feriados	-0,0166	0,0022	-7,7	0,0000
Valor Crítico (5%)=	1.96	Valor Crítico (10%)=	1.65	
<b>Chi-squared Tests for Groups of Regressors</b>				
	df	Chi-square	P-value	
User-defined	7	175,47	0,0000	
Combined Regressors (1)	7	109,83	0,0000	

De acuerdo a los resultados presentados en el cuadro 5, el modelo de regresión estimado muestra, a un nivel de significancia de 5 %, que los coeficientes asociados a los días martes, jueves, festivos y año bisiesto fueron significativos, el día miércoles se considera significativo al 7% de significancia. Sin embargo, los parámetros estimados para los días lunes, viernes<sup>10</sup> y sábados no fueron significativos, es decir no existe evidencia estadística como para decir que dicho parámetros son distintos de cero. No obstante lo anterior, todos los coeficientes fueron de signo esperado para un indicador de producción, además los parámetros definidos por el usuario (user-defined), asociados a los días de la semana y feriados (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 de 0 %.

En relación a los signos de los parámetros estimados, como se mencionó anteriormente fueron los esperados,

negativo para los días lunes, viernes, sábados y feriados. El día lunes, por ejemplo, es el día que tiene mayor incidencia en las faltas y atrasos laborales, el viernes se esperaría una disminución en la producción ya que generalmente los horarios son algo más reducidos y los trabajadores disminuirían su productividad a la espera del descanso de fin de semana. Los días sábados y festivos, son días que también traen una disminución en la producción, ya que no todas las personas trabajan los sábados y los días feriados gran parte de las empresas no abren en estos tipos de fechas. Por su parte, los coeficientes asociados a los días martes, miércoles, jueves y año bisiesto fueron positivos. Los días martes, miércoles y jueves se caracterizan por ser los más productivos en las empresas. El año bisiesto al tener la particularidad de tener un día más cada cuatro años, incrementa la producción ya que las empresas producen un día adicional en ese periodo.

La serie corregida de efecto calendario (días trabajados, feriados y año bisiesto) se define como:

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

Donde:

$K_t$  : Es un factor atribuible al efecto calendario

$X_{i,t}^{(1)}$  : Número de días no feriados del tipo «i» en el mes «t»

$N_t^{(2)} = \sum_{i=1}^6 X_{i,t}^{(2)}$  : Número de días feriados en el mes «t»

$LY_t = \begin{cases} -0,25t \hat{1} & \text{(febrero año no bisiesto)} \\ -0,75t \hat{1} & \text{(febrero año bisiesto)} \\ -0,25t \hat{1} & \text{(al mes de febrero)} \end{cases}$  : Efecto asociado a la longitud del mes

$Y_t^*$  : Serie corregida de los efectos del calendario

| <sup>10</sup> El día viernes se puede considerar significativo con un nivel de significancia cercano al 16 %.

### Filtrado de la Serie -IPVF-, a través del Modulo X11<sup>11</sup>

Antes de ejecutar el proceso de desestacionalización del IPVF, se testeó la presencia de estacionalidad de la misma, a través de los test de presencia de estacionalidad estable, de presencia de estacionalidad evolutiva y el no paramétrico de Kruskal-Wallis, estos tests se realizan sobre la componente estacional-irregular 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 RegArma)), evidenciando la presencia de estacionalidad de la serie.

En el cuadro 5, se presenta los resultados de los tests mencionados anteriormente, para determinar si la serie es estacional, se debe seguir el esquema de presencia de estacionalidad identificable, el cual muestra los pasos a seguir para identificar estacionalidad en la serie.

**Cuadro N° 5**

<b>Test for the presence of seasonality assuming stability,</b>				
	Sum of Squares	Degrees of Freedom	Mean Square	F-Value
Between months	1223,78	11	111,25	155,656**
Residual	54,32	76	0,71	
Total	1278,09	87	p-value	0,0000

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

<b>Moving Seasonality Test</b>				
	Sum of Squares	Degrees of Freedom	Mean Square	F-Value
Between Years	2,68	6	0,45	0,797
Error	37,04	66	0,56	
			p-value	0,5757

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

<b>Nonparametric Test for the presence of Seasonality Assuming Stability</b>		
Kruskal-Wallis Statistic	Degrees of Freedom	Probability Level*
82,19	11	0,0000

\* : Seasonality present at the one per cent level

Combined Test for the presence of identifiable seasonality  
Identifiable seasonality present

Fuente: Elaboración propia

11 Para un análisis más detallado ver "Desestacionalización -X12 ARIMA- con efecto calendario, Índice de Supermercados", Cortez Juan M.; Instituto Nacional de Estadísticas de Chile.

El primer paso es realizar el test de presencia de estacionalidad estable, a un nivel de significancia de un 0,1%, como se aprecia en el cuadro 5, el test presenta un p " value muy pequeño, menor al 0,1%, por lo que existe suficiente evidencia estadística como para rechazar  $H_0$ , por lo que las medias estacionales del indicador no son estables, es decir, existe estacionalidad. Luego se procedió a realizar el test de presencia de estacionalidad evolutiva, el cual con un nivel de significancia de 5%, el test no rechaza  $H_0$  con un p " value cercano a 58%, por lo que 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 continuación:

$$T_1 = \frac{T}{F_s} = \frac{7}{155,656} = 0,0450$$

$$T_2 = \frac{3F_M}{F_s} = \frac{3 \cdot 0,797}{155,656} = 0,0154$$

$$T = \left( \frac{T_1 + T_2}{2} \right)^{1/2} = \left( \frac{0,0450 + 0,0154}{2} \right)^{1/2} = 0,1737$$

Según al esquema de presencia de estacionalidad identificable, si el estadístico  $T > 1$  no rechaza la hipótesis nula -  $H_0$  -, lo que indica que no hay estacionalidad identificable. Dicho estadístico en el IPV F presentó un valor de 0,1737, por lo que rechazamos  $H_0$ , luego para asegurarse de los resultados se deben observar los

estadísticos  $T_1$  y  $T_2$  por separado, en el caso que  $T_1 > 1$  o  $T_2 > 1$ , no se rechaza  $H_0$  y probablemente no exista estacionalidad identificable, en caso contrario, como es el caso del IPV F los estadísticos  $T_1, T_2 < 1$ , por lo que se rechaza  $H_0$  y se debe pasar a la última etapa de evaluación mediante el test no paramétrico de Kruskal-Wallis, cuyo resultado indica que el índice de producción -IPV F- presenta estacionalidad a un nivel de 1 %, concluyendo que dicha serie presenta un comportamiento estacional, el cual debe ser corregido por medio del algoritmo X11 del programa X12 ARIMA.

Al realizar el proceso de desestacionalización, se debe determinar que tipo de modelo sigue la serie, un modelo multiplicativo o un modelo aditivo, para especificarlo en el programa X12 ARIMA para que ejecute el proceso. Al ser un índice de producción, el cual presenta estacionalidad y tendencia creciente -ver el gráfico de la serie original, figura 1-, se podría decir que la serie sigue un modelo multiplicativo. Igual resultado se obtuvo, al utilizar el "Método de Análisis de las Diferencias y Cocientes Estacionales", 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 será multiplicativo, en caso contrario la serie sigue un modelo aditivo. En el cuadro 6, se presentan la 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 IPVF sigue un modelo

**Cuadro N° 6**

	Diferencias	Cocientes
Desviación Estándar	5,61	0,05
Media	4,05	1,04
Coefficientes de Variación	1,39	0,05

Fuente: Elaboración propia

multiplicativo.

Finalmente, determinando que la serie tiene estacionalidad, estableciendo el tipo de modelo a utilizar y una vez que la serie ya fue limpiada de los efectos calendarios y outliers, se procede con el filtrado de la serie, es decir, con el proceso de desestacionalización propiamente tal, a través del módulo X11 del programa X12 ARIMA, el cual utiliza medias móviles.

### Resultados del proceso de desestacionalización -IPV F-

En esta sección se muestran los resultados obtenidos del proceso de desestacionalización con efecto calendario, presentando las diferentes componentes del IPVF, los tests de presencia de estacionalidad de la serie desestacionalizada, así como los test de calidad de ajuste que entrega el programa X12 ARIMA. Además se presentan las series, original y desestacionalizada, entre el periodo mayo 2007 y abril 2009 con sus respectivas tasas de variación, a fin de realizar un análisis comparativo entre ambas.

### Serie desestacionalizada y sus componentes

En la figura 6, se muestran las diferentes componentes de la serie de IPV F junto con la serie desestacionalizada.

La componente de tendencia-ciclo<sup>12</sup>, gráfico a), presenta un comportamiento creciente hasta finales de 2007, con algunos estancamientos en la tendencia del indicador para ciertos periodos, en el año 2008 se observa un marcado ritmo de desaceleración con un fuerte cambio en la tendencia que se profundiza y prolonga en

el transcurso de 2009, generado por menor demanda externa e interna y problemas de oferta que la industria del salmón viene sufriendo desde el 2007. En el primer trimestre de 2003 se observa una curva más plana, que se asocia a un menor dinamismo mostrado en el sector por mayor competencia en ramas productivas dedicadas a la sustitución de importaciones y menor actividad en algunos sectores exportadores de la industria, a partir del segundo trimestre de 2003 hasta el tercer trimestre de 2004 se observa una mayor dinámica de la industria manufacturera ligada al buen desempeño de los sectores orientados al mercado externo y a finales del periodo por el buen desempeño de la mayoría de las ramas de la industria, entre el año 2005 y la primera mitad de 2006 se aprecia un crecimiento impulsado en parte por las ramas ligadas al consumo y mercado externo, entre la segunda mitad de 2006 y tercer trimestre de 2007 se observa un mayor actividad de la industria, en esto influyó en gran parte, el gran dinamismo de la producción de celulosa, finalmente en el año 2008 y hasta abril de 2009 se observa una disminución en la componente de tendencia-ciclo causada por una menor producción de metanol, impacto de altos costos de producción y la entrada en la base de comparación de las ampliaciones de capacidad de producción de la industria de celulosa en el primer semestre de 2008, luego el menor ritmo estuvo acompañado por la reducción de la demanda externa, que fue la que progresivamente afectó a la industria. Se observa un efecto importante en la industria de la madera. Ligado a lo anterior, pero no del mismo origen, está la baja ocurrida en la producción industrial del salmón, por las repercusiones que tuvo en ella el virus ISA. Los indicadores asociados

<sup>12</sup> Para la estimación de la componente de tendencia-ciclo se utilizó una media móvil de Henderson de 13 términos, con un ratio I/C = 1,16.

a la demanda interna de productos industriales señalan que los efectos adversos se registraron desde un inicio en aquellas industrias que están orientadas principalmente a la elaboración de insumos para la construcción, especialmente la producción de hierro y cemento.

La componente estacional<sup>13</sup> del IPV F se puede observar en el gráfico b), donde se puede observar que para todos los años los meses de febrero y marzo son los que presentan la estacionalidad más pronunciada a la baja y al alza respectivamente, esto debido a los periodos de vacaciones de los trabajadores y traslado de los procesos productivos análogamente.

La componente irregular se observa en el gráfico c), la cual no tiene un comportamiento muy marcado, mostrando mayor volatilidad entre los años 2002 y 2003, siendo ésta más reducida para el periodo posterior.

Por último se presenta el resultado del proceso de desestacionalización por medio del programa X12 ARIMA, ver gráfico d), el cual se muestra la serie original (línea roja) del IPV F junto con su respectiva serie desestacionalizada (línea negra), en dicho

gráfico se puede observar que la serie desestacionalizada presenta un comportamiento más suave, no registrándose los altos peaks y simas que se observan en la serie original producto de la estacionalidad observada en la industria manufacturera, 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 manufacturera, la tendencia de corto y largo plazo, y los ciclos económicos que experimenta la actividad.

#### ■ Análisis de la Calidad de Ajuste de la Desestacionalización

Concluido el proceso de desestacionalización se debe identificar si la serie corregida presenta estacionalidad, esto se puede observar a través de los tests de presencia de estacionalidad residual, ver cuadro 8, los cuales indicaron que no existe evidencia de estacionalidad en la serie corregida de estacionalidad 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.

### Cuadro N° 7

#### Test for the presence of residual seasonality

No evidence of residual seasonality in the entire series at the 1 per cent level.  $F = 0,17$

No evidence of residual seasonality in the last 3 years at the 1 per cent level.  $F = 0,18$

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 this test for the last three year period.

Fuente: Elaboración propia

<sup>13</sup> Para la estimación de la componente estacional se utilizó una media móvil de  $3 \times 5$ , con un ratio  $I/S = 5,47$ .

Adicionalmente, se calculó el test de presencia de estacionalidad identificable para la serie desestacionalizada, a través de análisis de varianza de un factor, cuadro 8, del cual se desprende que la serie no

presenta estacionalidad, ya que no se rechaza la hipótesis nula de presencia de estacionalidad estable con un p " value de 99,99 %, por lo que no existe estacionalidad identificable.

**Cuadro N° 8**

<b>Test for the presence of seasonality assuming stability</b>					
	Sum of Squares	Degrees of Freedom	Mean Square	F	F-Value
Between months	47,6	11	4,3	0,032	1,92
Residual	10.229,6	76	134,6		
Total	10.277,2	87		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 estadísticos (estadísticos ) para determinar la calidad de ajuste estacional,

en el cuadro 9 se presentan los resultados de los tests de calidad de ajuste para la serie desestacionalizada con efecto calendario, estas estadísticas varían entre 0 y 3, pero se aceptan sólo valores menores a 1.

**Cuadro N° 9**

<b>F3. Monitoring and Quality Assessment Statistics*</b>
<b>Con efecto calendario</b>
M1 = 0,119
M2 = 0,078
M3 = 0,079
M4 = 0,066
M5 = 0,294
M6 = 0,588
M7 = 0,174
M8 = 0,226
M9 = 0,197
M10 = 0,244
M11 = 0,243

En el cuadro 9, se pueden observar los estadísticos de la calidad del ajuste estacional para la serie IPV F desestacionalizada con efecto calendario, de los resultados se observa que todos los estadísticos ( $M_1$  a  $M_{11}$ ) fueron aceptables, es

decir, menores a 1. Por ejemplo, el estadístico  $M_1$  mide la contribución relativa de la componente irregular en un periodo de tres meses y el estadístico  $M_2$  mide la contribución de la componente irregular a la varianza de las serie bruta previamente



desestacionalizada, si estos no son aceptables, sería difícil separar la componente irregular de la componente estacional, por otro lado cuando el estadístico  $M_3$  falla la componente irregular es grande comparado con la componente tendencia-ciclo, y por lo tanto es difícil separar la componente tendencia-ciclo, etc.

Por otro lado  $Q_1$ , el estadístico global que es un promedio ponderado de las once estadísticas  $M$  y el estadístico global  $Q_2$  (sin el estadístico  $M_2$ ), fueron aceptables, por lo que se puede decir que la desestacionalización con efecto calendario del índice de producción industrial fue correcta.

### Serie original v/s serie desestacionalizada

A continuación, se presenta una comparación entre la serie original y la serie desestacionalizada del IPV F entre mayo de 2007 y abril de 2009.

En el cuadro 10, al observar las variaciones mensuales de la serie original versus la serie desestacionalizada, se puede decir que la volatilidad en la variación mensual de la serie original es mayor a la volatilidad en la variación de la serie desestacionalizada, esto debido a que al limpiar la serie de aquellos fenómenos de naturaleza no económica, se logra suavizar la serie permitiendo observar los fenómenos económicos que generan los cambios en la misma.

Cuadro N° 10

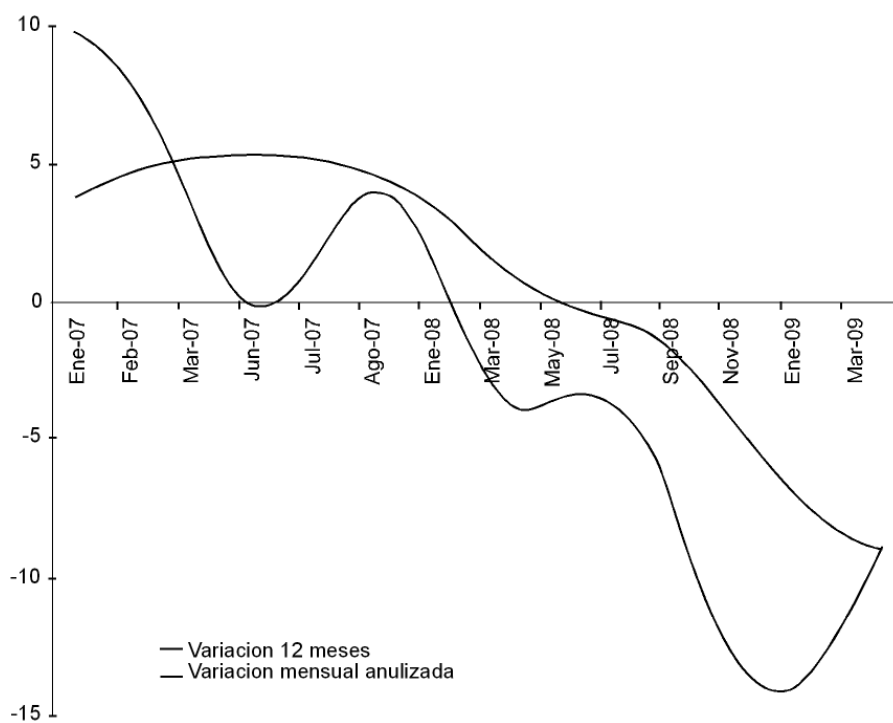
	Variación				Variación			
	Original	M	12M	Acum.	Desert.	M	12M	Acum.
May-07	131,8	-0,6	3,0	4,2	129,5	-0,3	3,8	4,0
Jun-07	128,7	-2,4	6,9	4,6	130,4	0,7	3,9	4,0
Jul-07	128,0	-0,5	3,9	4,5	130,6	0,1	5,6	4,2
Ago-07	127,8	-0,2	4,2	4,5	129,4	-0,9	4,6	4,2
Sep-07	118,1	-7,6	1,2	4,1	128,2	-1,0	3,5	4,2
Oct-07	135,3	14,6	4,8	4,2	129,9	1,3	3,0	4,1
Nov-07	132,5	-2,1	4,3	4,2	132,1	1,7	5,2	4,2
Dic-07	132,6	0,1	3,4	4,1	131,5	-0,4	3,7	4,1
Ene-08	133,1	0,4	4,4	4,4	132,5	0,7	4,4	4,4
Feb-08	127,4	-4,3	5,7	5,0	132,5	0,0	3,1	3,7
Mar-08	139,7	9,7	-1,0	2,9	134,1	1,2	3,5	3,7
Abr-08	138,5	-0,9	4,4	3,3	130,8	-2,5	0,6	2,9
May-08	128,7	-7,1	-2,4	2,1	130,5	-0,2	0,8	2,5
Jun-08	127,5	-0,9	-0,9	1,6	130,6	0,0	0,1	2,1
Jul-08	131,9	3,5	3,0	1,8	131,2	0,5	0,5	1,9
Ago-08	123,8	-6,1	-3,1	1,2	128,3	-2,2	-0,9	1,5
Sep-08	122,3	-1,2	3,6	1,5	129,2	0,7	0,8	1,4
Oct-08	134,2	9,7	-0,8	1,2	129,2	0,1	-0,5	1,2
Nov-08	125,0	-6,9	-5,7	0,6	125,8	-2,6	-4,8	0,7
Dic-08	127,7	2,2	-3,7	0,2	125,2	-0,5	-4,8	0,2
Ene-09	121,1	-5,2	-9,0	-9,0	122,9	-1,8	-7,2	-7,2
Feb-09	112,8	-6,9	-11,5	-10,2	120,9	-1,6	-8,7	-8,0
Mar-09	129,8	15,1	-7,1	-9,1	120,3	-0,5	-10,3	-8,8
Abr-09	123,1	-5,2	-11,1	-9,6	119,1	-0,9	-8,9	-8,8

Si observamos por ejemplo el mes de marzo de 2009, la variación mensual del índice de producción registró un incremento mensual de 15,1%, esta alta variación se debe principalmente al efecto estacional que presenta la serie en dicho mes, debido al traslado de los procesos productivos de los meses de enero y febrero a marzo, ocasionados por la menor dotación de personal a causa de las vacaciones que se toman los trabajadores en dichos meses. Además existe un efecto calendario de longitud del mes, ya que marzo tiene más días que el mes de febrero lo que incrementa la producción comparada entre febrero y marzo. Lo anterior no son aspectos netamente económicos del comportamiento de la producción industrial, por lo que es necesario limpiar la serie de dichos factores estacionales. Al observar la serie desestacionalizada para igual mes, la variación mensual alcanzó a -0,5%, lo que reflejó que la actividad del

sector realmente tuvo un decrecimiento, esta variación fue muy inferior a la registrada en la serie original, por lo que de los 15,1% de variación mensual, cerca de 15 puntos porcentuales son explicados por la componente estacional.

Por otro lado, se puede observar en el cuadro 10 que la serie desestacionalizada es un mejor indicador para el análisis de coyuntura, permitiendo determinar de manera más oportuna la posición de la economía y los posibles quiebres de tendencia. En dicho cuadro, se registra para el mes de abril de 2008 una variación mensual negativa en la serie desestacionalizada, dando señales del inicio de un periodo recesivo para el indicador asociado a la crisis subprime. En la serie original, lo anterior se observa más claramente a partir del mes de mayo de 2008, en sus variaciones interanuales.

Figura N° 7



Lo expuesto en el párrafo anterior, se puede observar más claramente al observar el gráfico de variaciones de la componente de tendencia-ciclo de la industria manufacturera, figura 7. En dicho gráfico, se puede concluir que las variaciones mensuales anualizadas me entregan mejor información respecto al panorama coyuntural, identificando el quiebre en la tendencia en febrero de 2008, por el contrario al ver las variaciones interanuales recién en junio de 2008 entrega señales de cambios tendenciales.

#### ■ Referencias

- [1] Ladiray D., Quenveville B., Desestacionalizar con el método X11, Université Libre de Bruxelles, 2000-2001.
- [2] Cortez Juan M., Desestacionalización - X12 ARIMA- con efecto calendario Índice de Supermercados, Instituto Nacional de Estadísticas de Chile, Diciembre 2008.
- [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., Desestacionalización 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 Censos 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, 3ra Prentice Hall.
- [22] Hamilton J., Time Series Analysis, 3ra Prentice Hall.