### **NOTAS DE INVESTIGACIÓN**

Esta sección tiene por objetivo divulgar artículos breves escritos por economistas del Banco Central de Chile sobre temas relevantes para la conducción de las políticas económicas en general y monetarias en particular. Las notas de investigación, de manera frecuente, aunque no exclusiva, responden a solicitudes de las autoridades del Banco.

### INCERTIDUMBRE EN LAS SERIES DESESTACIONALIZADAS DE ACTIVIDAD Y DEMANDA EN CHILE\*

Carlos A. Medel V.\*\*
Michael Pedersen\*\*

#### I. Introducción

Parte importante del análisis de la coyuntura económica consiste en evaluar el contenido de los últimos datos publicados, los cuales normalmente tienen frecuencia mensual o trimestral. Debido a que muchas series con dichas frecuencias están afectadas por estacionalidad, es necesario ocupar una herramienta que extraiga el componente estacional con el propósito de evaluar la información marginal. Esta filtración puede ser especialmente importante cuando los datos del período más reciente han sido afectados por grandes cambios como, por ejemplo, en momentos de crisis donde el contenido informativo de las variaciones anuales puede ser limitado. Los métodos de desestacionalización, sin embargo, son sensibles en menor o mayor grado a las observaciones disponibles, por lo cual los datos desestacionalizados están afectos a incertidumbre, lo que influye sobre el diagnóstico de la economía. En el presente estudio se pretende cuantificar la incertidumbre propia del método de desestacionalización en los datos de actividad y demanda en Chile.

Al igual que otros bancos centrales, el Banco Central de Chile (BCCh) presenta mensualmente al público, en los *Antecedentes Reunión de Política Monetaria*, parte de la información utilizada en la discusión sobre la conducción de la política monetaria. Esta información se basa frecuentemente en series desestacionalizadas, existiendo para ello diversas

metodologías de ajuste estacional.¹ La utilizada por el BCCh (como se describe en Bravo et al., 2002) es X12-ARIMA, creada por el *U.S. Census Bureau* (ver Findley et al., 1998). Como su nombre lo indica, realiza una modelación ARIMA de series de tiempo para estimar y aplicar el ajuste estacional. Es importante destacar que los datos desestacionalizados no son datos duros, sino estimaciones con datos duros. Como cabe esperar de modelos empíricos con un número limitado de observaciones, la incorporación de nuevos datos a la serie puede ocasionar cambios al ajuste del modelo que posiblemente deriven en un diagnóstico distinto.

En este trabajo se intenta cuantificar dicho efecto evaluando lo que pasa con las velocidades históricas del producto interno bruto (PIB) y la demanda interna (DI) cuando hay más observaciones disponibles, prescindiendo de las revisiones de datos. Para ello se utilizan series de datos fijos, para que eventuales cambios históricos solo ocurran por la incorporación de observaciones adicionales. Se realizan dos ejercicios: el primero tiene como objetivo ilustrar el problema y se realiza de la siguiente forma: A partir de la serie completa, se generan otras 34 hacia atrás, con la diferencia de que cada una contiene una

<sup>\*</sup> Se agradecen los comentarios, revisiones y sugerencias de Pablo Pincheira y Hernán Rubio. Las ideas y opiniones presentadas no necesariamente representan la visión del Banco Central de Chile o de sus consejeros. Los errores u omisiones son responsabilidad exclusiva de los autores.

<sup>\*\*</sup> Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. E-mails: cmedel@bcentral.cl; mpederse@bcentral.cl

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Una revisión histórica de métodos de desestacionalización se encuentra en Fischer (1995) y en el capítulo 1 de Ladiray y Quenneville (2001).

observación menos. Así, la serie más corta comienza en 1986. I y termina en 2000. IV, mientras la más larga comienza en 1986.I, pero termina en 2009.II. Luego, se desestacionalizan las 35 series disponibles y se calcula la diferencia de velocidad máxima menos mínima para un mismo trimestre. Por ejemplo, la segunda serie señala que la velocidad del PIB en 1999.IV fue de 11.07 puntos porcentuales (pp), y la trigésima segunda señala que para ese mismo período la velocidad fue de 8.17 pp. De esta forma se construye una serie de diferencias cuyo valor, siguiendo el ejemplo, en 1999.IV es de 2.91 pp (=11.07–8.17). Los resultados muestran que estas diferencias alcanzan un máximo de 3.11 pp en el caso del PIB y 5.34 puntos para la DI, constituyendo una forma de exposición de la inestabilidad del método, probablemente compartida por otros métodos de filtración.

En el segundo ejercicio se estima cuánto cambia, en promedio, la velocidad a medida que se incorporan desde una hasta ocho observaciones. Por ejemplo, con la tercera serie del PIB, la velocidad de 1999. II se calcula en 0.36 pp, con la cuarta se calcula en -0.08 pp, y con la undécima, en -0.15 pp. Repitiendo el procedimiento para los 35 casos, se estima este cambio absoluto promedio (CAP), desde uno hasta ocho pasos adelante. A diferencia del primer ejercicio, donde el objetivo es cuantificar cambios en las velocidades de trimestres particulares, el segundo cuantifica la incertidumbre general, es decir, para cualquier trimestre a través del tiempo, en que se publiquen cifras adicionales. Los resultados de este ejercicio indican que la incorporación de una nueva observación puede provocar, en promedio, un cambio de 0.43 pp en la velocidad del PIB, y de 0.65 puntos en la DI. En tanto, para un horizonte de ocho trimestres, los cambios promedio son 1.41 y 2.05 puntos para el PIB y la DI, respectivamente. Estos resultados pueden ayudar a entender la evolución de la incertidumbre en las velocidades estimadas a medida que se agregan observaciones, y se pueden utilizar para definir un rango para las velocidades.

Pocos trabajos han analizado la problemática investigada en esta nota y, a conocimiento de los autores, no existen estudios que cuantifiquen el efecto en cifras desestacionalizadas cuando se incorporan nuevos datos. Sin embargo, Bruce y Jurke (1992) analizan la estabilidad del método X12-ARIMA

contra la de modelos estructurales y encuentran que los últimos son más estables. Maravall y Sánchez (2001) investigan el desempeño fuera de la muestra del método TRAMO-SEATS con datos del índice de precios al consumidor de Suiza. Concluyen que dicho método ha sido estable para el período analizado. Por su parte, Thorp (2003) reporta los desafíos enfrentados por el Banco de Inglaterra al sustituir el método GLAS (General Linear Abstraction of Seasonality) a X12-ARIMA, reconociendo que este genera correcciones por la incorporación de nuevos datos. Para minimizar el efecto de la incorporación de datos nuevos, se propone, al igual que Dossè y Planas (1996) y Eurostat (2002), incorporar proyecciones de los datos originales. Siguiendo esa línea, la Office for National Statistics de Inglaterra<sup>2</sup> argumenta que la incorporación de *priors* en la serie original reduce los cambios en la serie desestacionalizada. Se identifican dos tipos de *priors*: transitorios y permanentes. Los transitorios se remueven una vez finalizado el proceso. mientras que los permanentes (por ejemplo, corrección de errores en los datos, quiebres de estacionalidad y ajuste por días hábiles, entre otros), constituyen una redistribución de los datos originales, por lo que es probable que los efectos se cancelen entre sí.

Las estimaciones en esta nota se centran en la velocidad de expansión y no en otro aspecto de la desestacionalización, debido a la importancia de esta para el análisis coyuntural. Se destaca, sin embargo, que en la práctica existen revisiones de datos con un horizonte menor que el considerado en este trabajo, lo que implica que desde un período determinado las estimaciones presentadas comienzan a ser redundantes.<sup>3</sup> Por esta razón, el horizonte relevante en el segundo ejercicio puede ser solo un trimestre, dado que los datos del PIB y DI están sujetos a revisiones cada trimestre. Siguiendo esta línea, Chumacero y Gallego (2002) calculan la tendencia del Imacec desestacionalizado con X12-ARIMA, utilizando una base de datos en tiempo real. Los autores encuentran que, utilizando distintos filtros, las revisiones de datos

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Documento disponible en http://www.ons.gov.uk/aboutstatistics/user-guidance/ios-methodology/ts-data/index.html.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Para el caso chileno, el calendario de publicaciones y revisiones de Cuentas Nacionales y Balanza de Pagos se presenta en la página web del Banco Central, www.bcentral.cl.

son muy importantes ya que producen estimaciones inconsistentes y los modelos pierden robustez. Dentro de este ambiente, por tanto, para estimar únicamente la incertidumbre que se deriva de la metodología, es necesario prescindir de las revisiones de datos.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la siguiente sección se describe brevemente la metodología X12-ARIMA. En la sección III se define la velocidad de expansión y se expone la problemática cuando existe más información disponible. En la sección IV se calcula y compara la velocidad de expansión para las series desestacionalizadas bajo estudio, cuando se incluyen desde una hasta ocho observaciones en la muestra utilizada para el proceso de desestacionalización. Finalmente, se concluye el análisis en la sección V.

#### II. Breve Descripción de la Metodología X12-ARIMA

En esta sección se describen los elementos esenciales del método X12-ARIMA. Una descripción teórica detallada y comparada se encuentra en Villarreal (2005). En general, las metodologías de desestacionalización (por ejemplo, X12-ARIMA y TRAMO-SEATS<sup>4</sup>) tienen por objeto separar una serie de tiempo en distintos componentes no observados: tendencia-ciclo  $(T_i)$ , factor estacional  $(S_i)$ , y componente irregular  $(I_i)$ . Dependiendo de la serie bajo análisis, la descomposición puede ser aditiva o multiplicativa:<sup>5</sup>

$$Y_t = T_t + S_t + I_t$$

$$Y = T \cdot S \cdot I$$
.

A su vez, el componente irregular puede ser separado en dos: "eventos"  $(EV_t)$  y componente irregular residual  $(I_t^*)$ :

$$I_{t} = EV_{t} + I_{t}^{*}$$
.

En el conjunto de eventos se incluyen los siguientes componentes: valores anómalos  $(AO_t)$ , cambios de nivel  $(LS_t)$ , cambios transitorios  $(TC_t)$ , y el efecto calendario  $(EC_t)$  derivado de meses con distinto número de días hábiles:

$$EV_{t} = AO_{t} + LS_{t} + TS_{t} + EC_{t}$$

Una vez identificado el grupo de eventos, es posible obtener el componente irregular residual  $(I_t^*)$ . En consecuencia, la descomposición final corresponde a (existiendo además una versión multiplicativa equivalente):

$$Y_{t} = T_{t} + S_{t} + EV_{t} + I_{t}^{*}$$
.

La metodología X12-ARIMA, por su parte, se presenta en detalle en Findley et al. (1998). Esta se basa en el programa previo, X11, creado por *Statistics Canada*, y descrito en Dagum (1980, 1988). Un punto de partida, en tanto, es la descripción del método X11. El proceso se realiza en dos etapas. A la serie resultante del segundo proceso se le aplican distintas especificaciones SARIMA, y se reporta la de mejor ajuste, de acuerdo con determinados criterios (ver Ladiray y Quenneville, 2001; Gallardo y Rubio, 2009). El proceso de la desestacionalización se presenta en el cuadro 1.

En Ladiray y Quenneville (2001), se señala que la inestabilidad del método proviene de la utilización de medias móviles. Asimismo, en Eurostat (2002) se reconoce que un problema importante del método es la identificación de los componentes en los últimos datos. Para evadir tales efectos se propone: (i) utilizar un promedio móvil diferente del promedio simple aritmético, que estará sujeto a las iteraciones realizadas automáticamente por el programa, y (ii) alargar (o acortar) la muestra en los extremos hasta alejarla (o acercarla) a la simetría; es decir, que comience y termine en la misma "estación". El programa tiene la opción de proyectar la serie empleando la metodología de Box y Jenkins (1970). Una vez incorporadas tales proyecciones como datos efectivos, la rutina X12-ARIMA desestacionaliza nuevamente y, con respecto a la versión previa X11, agrega el módulo regARIMA para corregir la serie original de efectos indeseados, entre otras mejoras.

De hecho, Dossè y Planas (1996) muestran que incluir proyecciones como datos finales genera

La que se describe en Gómez y Maravall (1996).

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> En el primer caso, el "factor" estacional es técnicamente llamado "componente" estacional. Existen otras descomposiciones además de las aquí mencionadas, como la log-aditiva y la pseudo-aditiva. En Findley et al. (1998) se presentan otros detalles sobre descomposiciones de este tipo.

	CUADRO 1										
	Algoritmo base del programa X11ª										
	Estimación de:										
	1	Tendencia-ciclo con una media móvil de $2 \times 12$ :	$T_{t}^{(1)} = M_{2 \times 12}(Y_{t})$								
<b>-</b>	2	Componente estacional-irregular:	$(S_t + I_t)^{(1)} = Y_t + T_t^{(1)}$								
Etapa	3	Componente estacional con una media móvil $3 \times 3$ sobre cada mes:	$S_t^{(1)} = M_{3\times 3} [(S_t + I_t)^{(1)}]$								
ш		y normalizado a:	$\tilde{S}_t^{(1)} = S_t^{(1)} - M_{2 \times 12}(S_t^{(1)})$								
	4	Serie corregida de variaciones estacionales:	$A_t^{(1)} = (C_t + S_t)^{(1)} = Y_t - \tilde{S}_t^{(1)}$								
	5	Tendencia-ciclo con una media móvil de Henderson de 13 términos:	$T_t^{(2)} = H_{13}(A_t^{(1)})$								
7	6	Componente estacional-irregular:	$(S_t + I_t)^{(2)} = Y_t - T_t^{(2)}$								
Etapa	7	Componente estacional con una media móvil de $3 \times 5$ sobre cada mes:	$S_t^{(2)} = M_{3\times 5} \left[ (S_t + I_t)^{(2)} \right]$								
		y normalizado a:	$\tilde{S}_{t}^{(2)} = S_{t}^{(2)} - M_{2 \times 12}(S_{t}^{(2)})$								
	8	Serie corregida de variaciones estacionales:	$A_t^{(2)} = (C_t + S_t)^{(2)} = Y_t - \tilde{S}_t^{(2)}$								

Fuente: Ladiray y Quenneville (2001).

un estimador preliminar óptimo, ya que reduce el sesgo en los parámetros. A pesar de esta mejora, el factor estacional puede cambiar no solo por la incorporación de nuevos datos, sino también por nueva información que implique modificaciones a las proyecciones emplazadas como datos finales. Tomando en cuenta que el ajuste puede mejorarse de esta forma, el ejercicio aquí planteado es directo, prescindiendo de proyecciones.

## III. VELOCIDADES E INCERTIDUMBRE DE LA ESTIMACIÓN

En esta sección se define primeramente la velocidad de expansión y luego se expone la problemática de cambios en dichas velocidades cuando hay más datos disponibles para estimar el modelo utilizado en el proceso de desestacionalización.

### 1. Definición de Velocidad de Expansión

Para los efectos que se persiguen en este trabajo, se entiende por *velocidad de expansión*, o más

breve, *velocidad*, la tasa de variación trimestral (o mensual) anualizada calculada a partir de niveles desestacionalizados. Como se señaló, se analizan estas series debido a su importancia para el análisis coyuntural cuando es necesario entender la información marginal por sobre la información entregada por variaciones anuales. Sea  $X_i$ , las observaciones del nivel de la serie desestacionalizada, entonces la velocidad ( $V(X_i)$ ), prescindiendo de las revisiones de datos, se define como:<sup>6</sup>

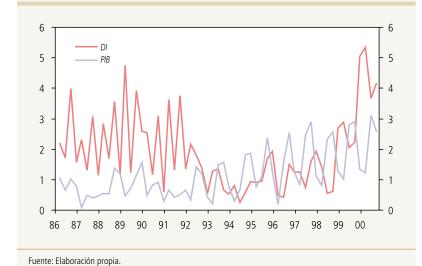
$$V(X_t) = \left(\frac{X_t}{X_{t-1}}\right)^4 \cdot 100 - 100,$$

donde se usa la potencia 4, ya que las series analizadas son trimestrales. En este trabajo se calcula la velocidad de series desestacionalizadas, es decir, con  $X_i = T_i I_i$ . Se emplea un modelo multiplicativo porque,

a. El operador  $M_{N \sim P}$  es de medias móviles de  $N \times P$  términos. El operador  $H_M$  es un promedio de Henderson de M términos. Los supraíndices (1) y (2) indican en que etapa se está realizando la operación.

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> Existen otras definiciones que concuerdan con este concepto como, por ejemplo,  $400 \cdot [\log(X_i) \cdot \log(X_{i-1})]$ , la cual produce resultados similares.

# GRÁFICO 1 Diferencias entre las Velocidades Máxima y Mínima a Medida que se Agregan Nuevos Datos de PIB y DI (puntos porcentuales)



siguiendo a Villarreal (2005), es la especificación que maximiza el ajuste a los datos de acuerdo con los criterios del programa X12-ARIMA.

# 2. Exposición de la Incertidumbre en la Estimación de la Velocidad

Las series utilizadas corresponden a PIB y DI. La fuente es el BCCh y su unidad de medida es millones de pesos (\$) de 2003. Son de frecuencia trimestral y la muestra abarca desde 1986.I hasta 2009.II (94 observaciones). Ninguna considera las revisiones de datos, por lo que se trabaja con las versiones de las series dadas a conocer en el *Boletín Mensual* del BCCh de agosto del 2009.

Como se ha señalado, el objetivo de este trabajo es analizar la evolución de las velocidades históricas a medida que se agregan nuevos datos. Para enfocar el ejercicio solo en cambios causados por la incorporación de observaciones adicionales, se evalúan los cambios promedio de las velocidades considerando la misma versión de datos. En la misma línea, la desestacionalización se realiza con la misma especificación para todas las series de la misma variable. La especificación del modelo para el PIB es la misma presentada por el BCCh al público,<sup>7</sup> mientras que para la DI es estimada automáticamente por X12-ARIMA. Los modelos son multiplicativos y se estiman con las series originales empalmadas desde 1986. El modelo SARIMA para el PIB es (1 0 0)(0 1 1) y para la DI es (0 1 1)(0 1 1).

Dado que se encuentra con series de datos con observaciones limitadas, es probable en un modelo paramétrico que la incorporación de nuevos datos modifique el ajuste del modelo. Para exponer esta problemática se realiza el siguiente ejercicio. De la serie original completa conocida, desde 1986.I hasta 2009.II, se generan 34 series hacia atrás, con la diferencia de que cada una contiene una observación menos. En cada caso se redesestacionalizan las series para obtener nuevas estimaciones de las velocidades históricas. De esa manera se obtienen 35 estimaciones de la velocidad del trimestre t. Si de, corresponde al nivel del dato del trimestre t desestacionalizado con observaciones hasta el trimestre s,

entonces la medida utilizada para evaluar el efecto de incorporar nuevos datos es:

$$k_t^s = \max_{s \in S} \left\{ V(de_t^s) \right\} - \min_{s \in S} \left\{ V(de_t^s) \right\},\,$$

donde  $V(de_s^s)$  es la velocidad y S=[2001.I-2009.II]. En el gráfico 1 se presenta la serie k, desde 1986.II hasta 2000.IV, período en el cual se construye con las diferencias de las 35 series desestacionalizadas. En general, las variaciones en las estimaciones de las velocidades de la DI son mayores que las del PIB. Destaca el hecho de que, por ejemplo, para el caso de la DI, incluyendo datos hasta 2003. I (décima serie), la velocidad de 2000. II se calcula en 7.31, y con datos hasta 2000.IV (primera serie) la velocidad del mismo trimestre se estima en 2.17 (con lo cual  $k_t^s = 5.34$ ). En el cuadro 2 se presentan las características estadísticas típicas de las dos series  $k_i^s$ . De ahí se observa que existen diferencias en los valores de las velocidades que, como se ha manifestado, se deben únicamente a la incorporación de nuevos datos. En promedio, las velocidades de la DI cambian más que las del PIB,

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> Mayor información se presenta en los "Cuadros Estadísticos" de la sección "Base de Datos Estadísticos" de la página web del Banco Central, www.bcentral.cl.

### Características de las Series de Diferencias de Velocidades, Variaciones Anuales y Velocidades

(puntos porcentuales)

	Serie $k_t^s$		Serie varia	ción anual	Serie de velocidades <sup>a</sup>		
	PIB	DI	PIB	DI	PIB	DI	
Promedio	1.18	1.94	6.63	7.70	6.96	8.49	
Desviación estándar	0.80	1.26	3.91	7.07	7.11	13.39	
Mínimo	0.09	0.25	-4.07	-10.03	-12.79	-23.80	
Máximo	3.11	5.34	16.26	21.22	23.22	43.95	
Período	1986.II-2000.IV	1986.II-2000.IV	1987.I-2000.II	1987.I-2000.II	1986.II-2000.II	1986.II-2000.II	

Fuente: Cálculos de los autores a partir de datos del Banco Central de Chile. a. Calculadas con datos desde 1986.I hasta 2009.II.

y también con una desviación estándar mayor. Todo esto en un contexto donde la velocidad de la DI es mayor que la del PIB. Un análisis teórico de las posibles causas de estas diferencias se encuentra en Villarreal (2005). Es importante notar que los promedios de las diferencias ( $k_i^s$ ) alcanzan a 17 y 23 puntos porcentuales de la velocidad del PIB y de la DI, respectivamente. Así los cambios en las velocidades solo por agregar más datos a la muestra pueden ser considerables.

En esta sección se expuso la problemática de ocupar métodos de desestacionalización presentando la diferencia de velocidades máxima y mínima de cada trimestre desde 1986.II hasta 2000.IV. En la siguiente sección se realiza un ejercicio distinto para estimar, en promedio, el cambio en la velocidad cuando se agrega desde una hasta ocho observaciones. Este ejercicio sirve para evaluar la incertidumbre general del método empleando datos del PIB y de la DI de Chile.

### IV. Incertidumbre con la Incorporación de Información Marginal

Como se ha mencionado antes, el presente trabajo analiza solamente la incertidumbre en las estimaciones de las velocidades del PIB y la DI causada por el método utilizado para desestacionalizar. En la práctica, sin embargo, las estimaciones de las velocidades también son afectadas por revisiones de

los datos y, en el caso de Chile, los datos del PIB y DI son revisados cada trimestre con la publicación de las cifras del trimestre siguiente. Además, con la publicación de las cifras del cuarto trimestre del año, se hacen revisiones más años atrás. Por esa razón, la incertidumbre debida al método puede ser más relevante considerando solo las observaciones publicadas en el futuro más cercano, donde las correcciones pueden ser de menor tamaño. Este tema se investiga en esta sección, donde se utilizan, como muestra inicial, datos del período 1986.I – 2000.IV.

La evaluación de la estabilidad se basa en la estimación del cambio absoluto promedio (CAP), el cual se calcula como:

$$CAP_{t}^{i} = \frac{100}{T} \sum_{t=1}^{T} \left| \left( \frac{de_{t}^{t}}{de_{t-1}^{t}} \right)^{4} - \left( \frac{de_{t}^{t+i}}{de_{t-1}^{t+i}} \right)^{4} \right|, i = 1, 2, ..., 8,$$

donde, de acuerdo con la notación usada en la sección anterior, el superíndice para *de* indica los datos utilizados para aplicar la desestacionalización, e *i* es el número de observaciones disponibles después del trimestre evaluado. En el cuadro 3 se presentan los resultados de una comparación de la velocidad estimada cuando se publica la cifra del trimestre, y la del mismo trimestre incluyendo desde una hasta ocho observaciones más. Se observa que el PIB posee un CAP de 0.43 pp para el primer trimestre de rezago, y 0.96 pp promedio para ocho

COADRO 3
Resultados de la Evaluación de las Series Desestacionalizadas
(nuntos norsantualos)

	PIB				DI				
	CAP	Mínimo	Máximo	$\sigma$	CAP	Mínimo	Máximo	$\sigma$	T
<i>i</i> = 1	0.43	-1.18	2.83	0.60	0.65	-1.53	2.19	0.79	34
i = 2	0.68	-5.23	4.51	1.28	1.35	-18.09	4.18	3.31	34
i = 3	0.76	-7.73	4.16	1.64	1.71	-18.89	6.73	3.73	33
i = 4	0.91	-2.57	1.87	1.17	1.89	-5.72	6.84	2.56	32
<i>i</i> = 5	1.15	-2.55	8.01	1.78	2.43	-5.28	20.63	4.38	31
i = 6	1.21	-2.43	6.12	1.64	1.87	-6.57	4.51	2.41	30
i = 7	1.09	-2.88	5.47	1.47	2.37	-3.57	15.27	3.69	29
<i>i</i> = 8	1.41	-4.33	2.02	1.76	2.05	-6.43	6.02	2.66	28
Promedio	0.96	-3.61	4.37	1.42	1.79	-8.26	8.3	2.94	

Fuente: Cálculos de los autores a partir de datos del Banco Central de Chile.

Mínimo (Máximo): Es el valor mínimo (máximo) de la serie de desvíos no absolutos.

trimestres. La DI presenta un CAP algo mayor: 0.65 puntos para el primer trimestre, y un promedio de 1.79 puntos para ocho trimestres.

En ambas variables es posible observar paulatinos, aunque no continuos, aumentos en la incertidumbre de la velocidad a medida que se agregan nuevas observaciones. Se destaca que en ambos casos la desviación estándar de la serie de desvíos no absolutos presenta un importante aumento a partir de la agregación de un segundo dato (cerca de un 50%), y luego se mantiene relativamente alta. En el Anexo A se presenta el resultado del mismo ejercicio para la tendencia-ciclo, donde se observan valores de magnitud mayor, indicando que una fuente importante de la incertidumbre es dicha tendencia-ciclo.

Los resultados del cuadro 3 señalan un importante componente de incertidumbre metodológica en el cálculo de las velocidades. Existen trabajos que indican que se puede minimizar las correcciones de los datos desestacionalizados incluyendo en la muestra proyecciones de los datos originales, y Tiller y Evans (2010) proponen proyectar los factores estacionales utilizando datos efectivos del año anterior. En el presente trabajo se agrega

un elemento adicional, que es una medida de la incertidumbre, por lo que los resultados pueden utilizarse para la construcción de rangos de velocidad. Dependiendo de su uso, es una decisión subjetiva el horizonte en el cual aplicar el CAP. Ya que las cifras del PIB y DI están sujetas a revisiones cada vez que se publica una observación nueva, se puede argumentar que el horizonte relevante para evaluar la incertidumbre relacionada con el método de desestacionalización es de solo un período (i=I). Siguiendo esta línea, se puede presentar las velocidades como  $V(PIB_t)\pm0.43$  y  $V(DI_t)\pm0.65$ , respectivamente.8

En caso de requerirse mayor información sobre la robustez de la desestacionalización de los últimos datos de la serie, se debe mencionar que el programa X12-ARIMA reporta los resultados de distintas pruebas en un archivo separado. En ese reporte se muestran diferentes estadísticos que evalúan la calidad del ajuste aplicado. Todos fluctúan entre cero y tres, siendo deseable un valor cercano a cero. Dentro de ese conjunto, existen

 $<sup>\</sup>mathcal{T}$ : Es el tamaño de la serie de desvíos absolutos utilizada para el cálculo del CAP.

 $<sup>\</sup>sigma$ : Es la desviación estándar de la serie de desvíos no absolutos.

Esta sugerencia está en línea con lo argumentado por Franses (2001), señalando que los datos desestacionalizados deberían presentarse junto con las desviaciones estándar.

dos elementos especialmente diseñados para el análisis en los últimos datos: los estadísticos M10 y M11.9 El estadístico M10 compara las fluctuaciones estacionales de los años recientes respecto de la serie total. Por su parte, el estadístico M11 realiza lo mismo con las fluctuaciones estacionales en promedios móviles. En los procesos de desestacionalización realizados en este trabajo, todos los estadísticos mostraron un resultado admisible cercano a uno.

#### V. COMENTARIOS FINALES

Este trabajo tuvo por objetivo estimar la incertidumbre ocasionada exclusivamente por factores metodológicos en la velocidad de expansión de dos variables relevantes para la economía chilena: PIB y DI. Para ello, primeramente se quitaron, de uno en uno, los últimos 34 datos de cada variable. Posteriormente se desestacionalizaron con el método X12-ARIMA, utilizado por el BCCh y diversas instituciones estadísticas, descrito sintéticamente en la sección II. Se evaluó la estabilidad de las velocidades calculando el cambio absoluto promedio (CAP) agregando observaciones extra en la muestra (de uno a ocho trimestres).

Los resultados señalan que el PIB posee un CAP de 0.43 puntos porcentuales cuando se agrega un trimestre más en la muestra, y 0.96 puntos promedio para ocho trimestres. La DI presenta un CAP de 0.65 puntos para el primer trimestre, y de 1.79 puntos en promedio para ocho trimestres.

En este trabajo se ha entregado una cuantificación de la incertidumbre, que puede utilizarse en la elaboración de rangos de velocidad, proveyendo la ventaja de dar a conocer intrínsecamente la calidad del ajuste estacional; mejorar el juicio en el diagnóstico basado en dichas velocidades, como así también transparentar la incertidumbre relacionada con el método empleado. Para minimizar las correcciones de los datos desestacionalizados, existe literatura (por ejemplo, Dossè y Planas, 1996, Eurostat, 2002) que propone la utilización de proyecciones de los datos originales, y reducir la frecuencia en la aplicación del ajuste, utilizando proyecciones de los factores estacionales. Aún se desconoce el efecto de estas sugerencias para los datos chilenos, un tema que se deja para investigación futura.

#### REFERENCIAS

- Box, G.E.P. y G.M. Jenkins (1970). *Time Series Analysis:* Forecasting and Control. San Francisco, CA, EE.UU.: Holden Day.
- Bravo, H.F., V. Correa, L. Luna y F. Ruiz (2002). "Desestacionalización de Series Económicas: El Procedimiento usado por el Banco Central de Chile." Documento de Trabajo N°177, Banco Central de Chile.
- Bruce, A.G. y S.R. Jurke (1992). "Non-Gaussian seasonal adjustment: X-12-ARIMA versus robust structural models." *Statistical Research Report Series* N°92/14, Bureau of the Census Statistical Research Division.
- Chumacero, R. y F. Gallego (2002). "Trends and cycles in realtime." *Estudios de Economía* 29(2): 211-29.
- Dagum, E.B. (1980). The X11-ARIMA Seasonal Adjustment Method, Statistics Canada.
- Dagum, E.B. (1988). The X11-ARIMA/88 Seasonal Adjustment Method, Statistics Canada.
- Dossè, J. y C. Planas (1996). "Revisions in Seasonal Adjustment Methods: An Empirical Comparison." Working Paper N°D3/SA/08, Eurostat.
- Eurostat (2002). *DEMETRA Pedagogical Manual*, Statistical Office of the European Commission.
- Findley, D.F., B.C. Monsell, W.R. Bell, M.C. Otto y B. Chen (1998). "New Capabilities and Methods of the X12-ARIMA Seasonal Adjustment Program." *Journal of Business and Economics Statistics*, 16(2): 27-152.
- Fischer, B. (1995). "Decomposition of Time Series, Comparing Different Methods in Theory and in Practice.", Eurostat Working Group Document.
- Franses, P.H. (2001). "Some Comments on Seasonal Adjustment." Revista de Economía del Rosario 4: 9-16.
- Gallardo, M. y H. Rubio (2009). "Diagnóstico de Estacionalidad con X12-ARIMA, Nota Metodológica." Serie Estudios Económicos Estadísticos Nº76, Banco Central de Chile.
- Gómez, V. y A. Maravall (1996), "Programs TRAMO (Time series Regresion with Arima noise, Missing observations, and Outliers) and SEATS (Signal Extraction in Arima Time Series)). Instructions for the user", Working Paper Nº9628, Departamento de Investigaciones, Banco de España.
- Ladiray, D. y B. Quenneville (2001). Seasonal Adjustment with the X-11 Method, Lecture Notes in Statistics 158, Springer Verlag.

<sup>9</sup> Para una descripción y análisis de todos los estadísticos reportados por X12-ARIMA, ver Gallardo y Rubio (2009).

- Maravall, A. y F.J. Sánchez (2001). "An Application of TRAMO-SEATS: Model Selection and Out-of-Sample Performance. The Swiss CPI Series." Documento de Trabajo N°14, Banco de España.
- Thorp, J. (2003). "Change of Seasonal Adjustment Method to X12-ARIMA." *Monetary & Financial Statistics* (diciembre): 4-8.
- Tiller, R.B. y T.D. Evans (2010). "Methodology for Seasonally Adjusting National Household Labor Force Series with Revisions for 2010." CPS Survey Methods Publications, enero.
- Villarreal, F.G. (2005). "Elementos Teóricos del Ajuste Estacional de Series Económicas utilizando X12-ARIMA y TRAMO-SEATS." *Estudios Estadísticos y Prospectivos* N°38, CEPAL.

### **APÉNDICE A**

En este anexo se presenta la estimación del CAP para otro componente de la serie: la tendencia-ciclo, de manera de evaluar cuanto de la incertidumbre en la serie general proviene de dicha tendencia. La tendencia-ciclo, a diferencia de la serie desestacionalizada, excluye el componente irregular, es decir, se calcula la velocidad con  $X_t = T_t$ . En el cuadro A1 se presentan los resultados, de donde se observa que en promedio, el PIB presenta

un CAP de 1.02 puntos porcentuales y la DI de 2.56 puntos porcentuales. La CAP a un período es de 0.85 puntos para el PIB y 2.70 puntos para la DI. Estos valores son levemente mayores a los del ejercicio anterior, mostrando magnitudes similares. El resultado concuerda, además, con los de Chumacero y Gallego (2002), en el sentido de que la tendencia es altamente sensible a cambios en las observaciones de la muestra.

CUADRO A1									
Resultados de la Evaluación de la Tendencia Ciclo (puntos porcentuales)									
		P	IB		DI				
	CAP	Mínimo	Máximo	$\sigma$	CAP	Mínimo	Máximo	$\sigma$	<i>T</i>
<i>i</i> = 1	0.85	-1.27	5.80	1.01	2.70	-6.33	9.11	3.43	34
i = 2	1.14	-1.63	4.42	1.39	3.01	-17.56	10.11	4.52	34
i = 3	1.16	-1.64	5.80	1.50	2.58	-8.27	10.24	3.40	33
i = 4	1.15	-1.49	5.36	1.49	2.40	-8.24	7.58	3.13	32
<i>i</i> = 5	1.06	-1.68	5.56	1.39	2.53	-7.54	12.32	3.56	31
<i>i</i> = 6	0.94	-1.67	4.48	1.23	2.30	-5.14	6.93	2.86	30
<i>i</i> = 7	0.92	-1.76	3.88	1.20	2.52	-5.11	10.61	3.34	29
<i>i</i> = 8	0.94	-1.74	3.69	1.19	2.46	-5.06	6.64	2.96	28
Promedio	1.02	-1.61	4.87	1.30	2.56	-7.91	9.19	3.40	

Fuente: Cálculos de los autores a partir de datos del Banco Central de Chile.

 $<sup>{\</sup>cal T}$ : Es el tamaño de la serie de desvíos absolutos utilizada para el cálculo del CAP.

 $<sup>\</sup>sigma$ : Es la desviación estándar de la serie de desvíos no absolutos.

Mínimo (Máximo): Es el valor mínimo (máximo) de la serie de desvíos no absolutos.