

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.

UNA ESTIMACIÓN DEL IMPACTO DEL EFECTO CALENDARIO EN SERIES DESESTACIONALIZADAS CHILENAS DE ACTIVIDAD Y DEMANDA*

Marcus Cobb C.**
Carlos A. Medel V.***

I. INTRODUCCIÓN

Parte importante del análisis coyuntural radica tanto en generar un diagnóstico de la situación actual de la economía como en proveer una noción de cómo se comportará en el futuro cercano. Con este objetivo, diversos agentes siguen con cautela la evolución de ciertas variables claves y con cada nueva publicación se revisa el diagnóstico previo. En ese contexto, adquiere especial importancia interpretar de manera correcta lo que sugieren las fluctuaciones de una serie de un período a otro. Sin embargo, esto no es trivial en series que presentan un patrón estacional, como es el caso de muchas series de actividad y demanda. Para sortear este tipo de problemas, se han desarrollado herramientas que buscan separar, en línea con la literatura de los componentes inobservables, la tendencia (típicamente estocástica) de las fluctuaciones intraanuales y de los movimientos inesperados o irregulares, y luego, basados en esta separación, determinar si el comportamiento de una serie es de verdad inesperado o puede atribuirse a un fenómeno identificable como el patrón estacional.

En línea con el planteamiento anterior, parece razonable que algunas series sean sensibles a la composición de un período en particular. Esto es, que una serie se vea afectada por el número de días hábiles, el número de días lunes, fines de semana, etc. A modo de ejemplo, se puede pensar que algunas variables de actividad, como la producción industrial, se resentirían de haber un mayor número de días feriados en un período y por

tanto un menor número de días trabajados, pero que por contrapartida, otra variable como el comercio, podrá verse beneficiada debido al mayor número de días libres para ventas. De ser significativo este efecto composición o calendario (EC), parece importante considerarlo no solo porque una estimación es útil para caracterizar mejor una serie, sino también porque puede servir para cuantificar el impacto de fenómenos futuros, como por ejemplo cambiar un evento como las elecciones de un día domingo a un día sábado. Además, algo en especial conveniente es que, a diferencia de otros determinantes de las variables de interés, la composición de los períodos futuros es conocida con anterioridad y, por lo tanto, puede considerarse en las proyecciones.

Para enfrentar los problemas expuestos, una herramienta de amplia utilización es X12-ARIMA, elaborado por el *US Census Bureau* (*US Census Bureau*, 2007), la cual ofrece la opción de, previo al ajuste estacional, aislar los movimientos de la serie debidos a la composición de los días de la semana, mediante regresores específicos para ello. Después de estimar los componentes necesarios para la corrección estacional, el método agrupa en un componente irregular todos los comportamientos erráticos de la serie bajo estudio, y asocia al factor estacional las variaciones debidas a la estacionalidad como tal y

* Se agradecen los comentarios de Pablo Filippi, Michael Pedersen, Pablo Pincheira y Hernán Rubio. Las ideas y opiniones presentadas en este trabajo son de exclusiva responsabilidad de los autores y no comprometen el pensamiento del Banco Central de Chile o de sus autoridades.

** Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. E-mail: mcobb@bcentral.cl

*** Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. E-mail: cmedel@bcentral.cl

al EC, distribuyendo la serie interanualmente de manera de preservar la media de la serie original en la serie desestacionalizada. Esta filtración, sin embargo, tiene al menos un inconveniente importante, y es que el proceso puede ser muy sensible, en los extremos de la serie, a la adición de nuevos datos, generando una incertidumbre metodológica en los datos desestacionalizados.

Tomando en consideración lo anterior y en el contexto del análisis coyuntural, este trabajo se centra en establecer el impacto del EC sobre la variación trimestral anualizada de la serie desestacionalizada, en adelante *velocidad*, poniendo especial énfasis en los problemas en la punta de las series. Para esto, primero se aborda la problemática desde un punto de vista estático estableciendo la significancia del EC sobre la velocidad de las series. En particular, se consideran las series chilenas de producto interno bruto (PIB), demanda interna (DI), y los sectores de actividad: industria y comercio. Luego, se explora la relevancia del EC en la punta de las series dentro del contexto de la incertidumbre generada por la sensibilidad de la adición de nuevos datos a la serie desestacionalizada.

Existen varios estudios que abarcan la problemática desde un punto de vista teórico antes que empírico, por ejemplo: Findley y Soukup (2000), Lin y Liu (2002), Bell y Martin (2004), Findley (2009), Findley y Monsell (2009), Holan et al. (2009), MacDonald-Johnson et al. (2009), y Monsell y Titova (2009)¹. En este trabajo, sin embargo, se aborda desde un punto de vista empírico, dado que el objetivo principal es la cuantificación del efecto.

En el resto del trabajo, se expone el tratamiento realizado por X12-ARIMA a los días hábiles, luego se presenta el problema estático mostrando la distorsión cuantitativa del efecto sobre la velocidad, para que en la sección IV se estime el efecto en las últimas observaciones de las series. El análisis concluye en la sección V.

II. X12-ARIMA Y DÍAS HÁBILES

Como se infiere, la estimación del EC de X12-ARIMA se puede obtener de manera directa como resultado del proceso de desestacionalización, ya que es reportado como una serie separada de la

desestacionalizada. Esto se obtiene de una ecuación con regresores especiales para su control, los que en este caso constan en el calendario que incluye los días feriados. Cabe notar que estos últimos son específicos a cada país y, por lo tanto, requieren de una adaptación computacional acorde. Antes de realizar el ajuste estacional, la metodología X12-ARIMA, versión 0.3, filtra la serie original por efectos indeseados para la estabilidad de los datos desestacionalizados, utilizando para ello una batería de controles contenidos en el módulo regARIMA (*regression with ARIMA noise*, Findley et al., 1998). Luego agrega los elementos filtrados inicialmente en el componente irregular, y el EC es multiplicado por el componente estacional puro en el llamado factor estacional ($S_t \cdot EC_t$).²

La estimación de Y_t filtrada por regARIMA es:

$$Y_t = \sum_i \beta_{it} X_{it} + Z_t, \quad (1)$$

$$\hat{Z}_t = Y_t - \sum_i \hat{\beta}_{it} X_{it}, \quad (2)$$

$$\phi(L)\Phi(L^s)(1-L)^d(1-L^s)(\hat{Z}_t) = \theta(L)\Theta(L^s)\mu_t, \quad (3)$$

donde, en la ecuación regARIMA (ecuación 3), $\hat{Z}_t$ es Y_t filtrada por EC y otros efectos, L es el operador de rezagos ($L^s Y_t = Y_{t-s}$), s es la frecuencia anual de los datos (en este caso, $s = 4$), d es el orden de diferenciación hasta lograr estacionariedad de la parte no estacional, D es el orden de diferenciación de la parte estacional, β , ϕ , Φ , θ , y Θ son parámetros a estimar, y μ_t es un término de error. Utilizando la ecuación (3), X12-ARIMA selecciona el mejor modelo de acuerdo con el Criterio de Información Bayesiano, filtra la serie de distintos efectos y luego aplica la serie de filtros que componen el proceso de desestacionalización. Cada variable

¹ La mayoría de estos estudios se centran en dos aspectos: la modelación de los días hábiles (distinción entre días sábado, domingo y festivos respecto del resto de días de la semana), y en el tratamiento de los feriados móviles definidos como, por ejemplo, el primer viernes de abril.

² Una completa descripción del método se encuentra en Monsell (2007) y US Census Bureau (2007).

X_t (ecuación 1) representa un efecto por el cual se desea controlar la serie original. X12-ARIMA incorpora controles por:

- Efecto de los días hábiles mediante 6 regresores del tipo $T_{D,t}$ = (número de días D) – (número de días domingo), donde $D = \{\text{lunes, martes, miércoles, jueves, viernes, sábado}\}$, Bell y Hillmer (1983).
- Años bisiestos, con la inclusión de una variable (LY_t) del tipo:

$$LY_t = \begin{cases} 0.75 & \text{en febrero de un año bisiesto} \\ & \text{(o primer trimestre)} \\ -0.25 & \text{en febrero de años no bisiestos} \\ & \text{(o primer trimestre)} \\ 0 & \text{en cualquier otro caso.} \end{cases}$$

- Cambios de nivel (LS_t), representado por un aumento o descenso en un valor constante de todas las observaciones desde un punto determinado (por ejemplo, t_0):

$$LS_t^{t_0} = \begin{cases} -1 & \text{para } t < t_0 \\ 0 & \text{para } t \geq t_0. \end{cases}$$

- Valores atípicos (AO_t), que afectan a una observación particular en t_0 :

$$AO_t = \begin{cases} 1 & \text{para } t = t_0 \\ 0 & \text{para } t \neq t_0. \end{cases}$$

- Cambios transitorios (TC_t), que corresponde a una caída o aumento abrupto del nivel, que retorna relativamente rápido al punto inicial (por ejemplo, t_0):

$$TC_t^{t_0} = \begin{cases} 0 & \text{para } t < t_0 \\ \alpha^{t-t_0} & \text{para } t \geq t_0. \end{cases}$$

- Rampas (RP_t), representadas por un aumento o descenso lineal en el nivel dentro de un período de tiempo t_0 a t_1 :

$$RP_t^{t_0, t_1} = \begin{cases} -1 & \text{para } t \leq t_0 \\ \frac{t-t_0}{t_1-t_0} & \text{para } t_0 < t < t_1 \\ 0 & \text{para } t \geq t_1. \end{cases}$$

En lo que resta del trabajo, se entenderá el *EC* como el efecto de los controles $T_{D,t}$ y LY_t sobre la serie desestacionalizada. La variable $T_{D,t}$ permite, además de distinguir entre días de la semana, captar feriados específicos de Chile, como fiestas patrias y traslado a los días lunes de los feriados que caen dentro de la semana laboral.

Cabe notar que, dado que el método se basa de manera esencial en medias móviles y que en parte estos filtros se aplican a proyecciones (Eurostat, 2002), la incorporación de nuevos datos genera revisiones en la serie desestacionalizada, lo que genera incertidumbre en los extremos de las series. En Medel y Pedersen (2010) se estima el efecto total al incorporar nuevos datos en la velocidad del PIB y la DI para el caso chileno, y se encuentra un efecto considerable.

III. DATOS Y EXPOSICIÓN ESTÁTICA DEL PROBLEMA

La fuente de todos los datos utilizados es el Banco Central de Chile. No se consideran revisiones de datos para aislar el impacto derivado solo de factores metodológicos. Se utiliza la primera versión de los datos desde 1986.I hasta 2010.II denominados en millones de pesos (\$) de 2003.

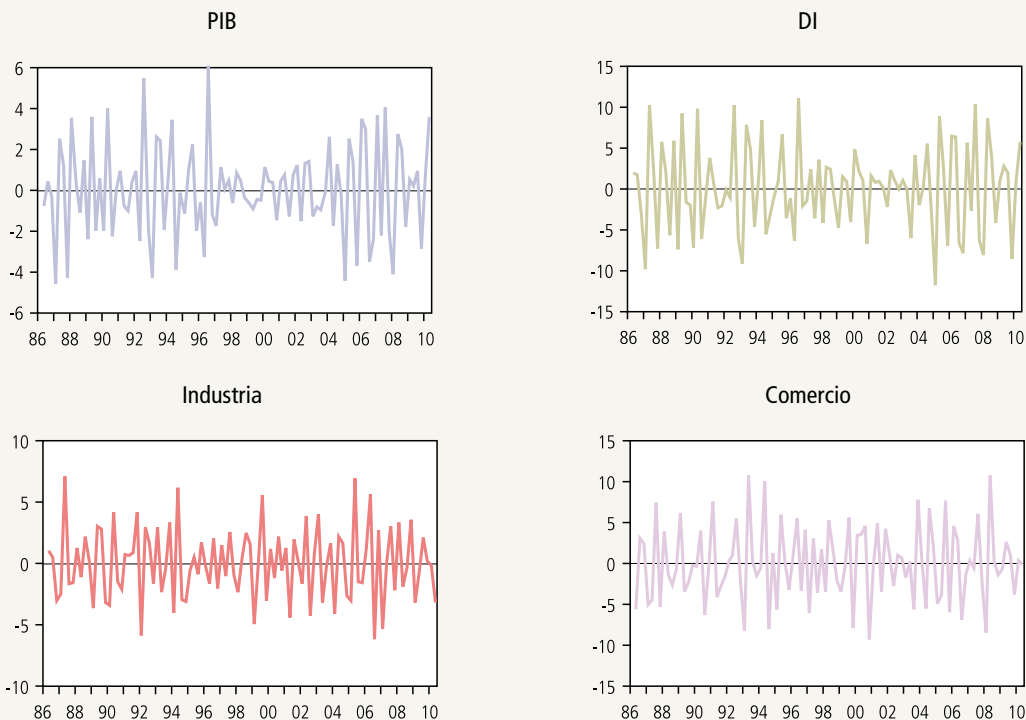
La incidencia del *EC* en la serie desestacionalizada puede formalizarse de la siguiente manera:

Si $Y_t = T_t \cdot S_t \cdot I_t$ es una serie de tiempo,³ donde T_t es la tendencia-ciclo, S_t es un componente estacional puro, e I_t uno irregular definido por $I_t = E_t \cdot I_t^*$, donde E_t son eventos que incluyen cambios de nivel (*LS*),

³ Suponiendo una descomposición multiplicativa. Existen otros tipos de descomposición, como los presentados en Findley y Monsell (2009).

GRÁFICO 1

Diferencias de Velocidad por Efecto Calendario (D_t) (puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia.

Nota: Cada serie es la diferencia entre la velocidad que incluye el efecto calendario y otra que no la incluye. La muestra cubre desde 1986.II hasta 2010.II.

valores atípicos (AO), cambios transitorios (TC), rampas (RP) y el EC , e I_t^* es un componente irregular residual (Fischer, 1995, Ladiray y Quenneville, 2001, Bravo et al., 2002, Eurostat, 2002, y Villarreal, 2005), entonces el EC tiene un impacto sobre la serie desestacionalizada definida como:

$$Y_t^{SA} = \frac{Y_t}{S_t \cdot EC_t},$$

que perturba el diagnóstico de la economía basado en este tipo de datos. Asimismo, la velocidad del período $t-j$ al t ($V_{t,t-j}$, $t > t-j$) se define como:

$$V_{t,t-j}(Y_t^{SA}) = 100 \cdot \left[\left(\frac{Y_t / (S_t \cdot EC_t)}{Y_{t-j} / (S_{t-j} \cdot EC_{t-j})} \right)^{\frac{s}{j}} - 1 \right],$$

donde s es la frecuencia anual de los datos. En el resto del trabajo se utiliza $j = 1$.

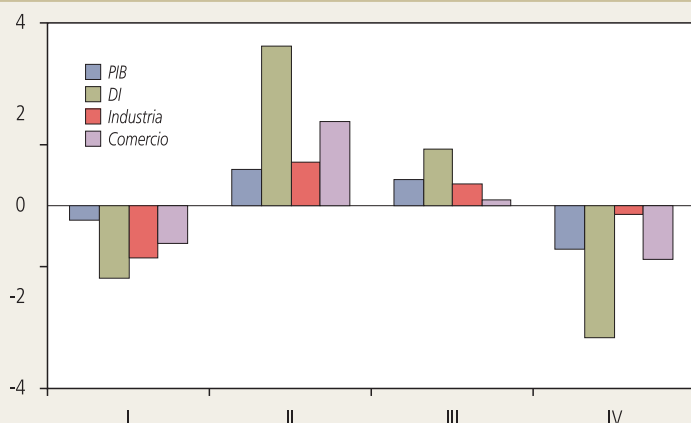
Para representar el efecto del EC sobre la velocidad de manera empírica y tomar conocimiento sobre los órdenes de magnitud, en el gráfico 1 se presentan las diferencias de velocidad, para todas las series, entre la serie desestacionalizada controlando por el EC y una serie que solo se ajusta por el componente estacional puro. Es decir, se computa:

$$D_t = \left[V_{t,t-1}(Y_t^{SA}) - V_{t,t-1}\left(\frac{Y_t}{S_t}\right) \right] = V_{t,t-1}(EC_t),$$

donde $Y_t^{SA} = Y_t / (S_t \cdot EC_t)$ se diferencia de Y_t/S_t solo por el control de los días hábiles, y el EC se obtiene como residuo. En el gráfico 2 se muestra el perfil

GRÁFICO 2

Series D_t
(promedio por trimestre, puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia.

Nota: La muestra cubre desde 1986.II hasta 2010.II.

de cambios, calculando el promedio de la serie D_t para cada trimestre. En el cuadro 1 se presentan los estadísticos típicos de las series de diferencias de velocidades D_t del gráfico 1 y, a modo de referencia, en los cuadros 2 y 3 de las series de velocidades con y sin EC , respectivamente, con las cuales se advierte el impacto de los días hábiles en la volatilidad de la velocidad. Los resultados sugieren que el EC es significativo, y que ignorarlo podría conducir a conclusiones erróneas respecto del ritmo de expansión de una variable.

CUADRO 1

Estadísticos Típicos de las Series de Diferencias de Velocidades:
(puntos porcentuales)

	Diferencias de velocidades			
	PIB	Demanda interna	Industria	Comercio
Promedio	0.02	0.09	0.01	0.00
Desv. estándar	2.25	5.25	2.87	4.53
Varianza	5.06	27.56	8.23	20.52
Mínimo	-4.55	-11.78	-6.18	-9.24
Máximo	6.09	11.12	7.06	10.80
Muestra	1986.II-2010.II	1986.II-2010.II	1986.II-2010.II	1986.II-2010.II
Tamaño	97	97	97	97

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 2

Estadísticos Típicos de las Series de Velocidades con Efecto Calendario: $V(Y_t^{SA})$
(puntos porcentuales)

	Velocidades			
	PIB	Demanda interna	Industria	Comercio
Promedio	5.79	7.77	4.69	7.38
Desv. estándar	7.23	12.12	12.79	11.25
Varianza	52.27	146.89	163.58	126.56
Mínimo	-10.35	-18.46	-39.68	-19.07
Máximo	22.68	34.15	38.21	42.16
Muestra	1986.II-2010.II	1986.II-2010.II	1986.II-2010.II	1986.II-2010.II
Tamaño	97	97	97	97

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 3

Estadísticos Típicos de las Series de Velocidades Sin Efecto Calendario: $V(Y_t/S_t)$
(puntos porcentuales)

	Velocidades			
	PIB	Demanda interna	Industria	Comercio
Promedio	5.77	7.68	4.68	7.38
Desv. estándar	7.03	11.38	12.55	10.58
Varianza	49.42	129.50	157.50	111.93
Mínimo	-10.00	-19.48	-39.48	-16.62
Máximo	23.82	35.67	36.55	46.25
Muestra	1986.II-2010.II	1986.II-2010.II	1986.II-2010.II	1986.II-2010.II
Tamaño	97	97	97	97

Fuente: Elaboración propia.

IV. EFECTOS DINÁMICOS DEL EFECTO CALENDARIO EN LAS ÚLTIMAS OBSERVACIONES

Como se dijo, las series desestacionalizadas pueden ser sensibles en los extremos a la inclusión de nuevos datos. Complementando el trabajo realizado por Medel y Pedersen (2010), en esta sección se presenta y estima el cambio absoluto promedio neto (*CAPN*), como una medida del impacto del *EC* sobre la velocidad de las series cuando se agregan nuevos datos. El cálculo del *CAPN* presentado en este trabajo, en línea con el cambio promedio absoluto presentado en Medel y Pedersen (2010), se realiza de la siguiente manera: se toma una serie en particular, se desestacionaliza y se calculan dos medidas de velocidad para el trimestre t : una que considera el *EC* ($V_{t,t-1}(Y_t^{SA})$) y otra que solo considera el efecto estacional puro ($V_{t,t-1}(Y_t/S_t)$). Luego se alarga la muestra en una observación, se vuelve a desestacionalizar y se calculan nuevamente ambas medidas de velocidad para el trimestre t : $V_{t,t-1}^1(Y_t^{SA})$ considerando el *EC*, y $V_{t,t-1}^1(Y_t/S_t)$ sin considerarlo.

Con estos cuatro elementos se calcula la corrección en la velocidad de la serie que considera el *EC* incluido el nuevo dato,

$$REV_t^{EC,i} = [V_{t,t-1}(Y_t^{SA}) - V_{t,t-1}^i(Y_t^{SA})],$$

y análogamente la corrección en la serie que solo considera el efecto estacional,

$$REV_t^{S,i} = [V_{t,t-1}(Y_t/S_t) - V_{t,t-1}^i(Y_t/S_t)].$$

Luego, la diferencia absoluta entre ambos,

$$AD_t^{EC,i} = |REV_t^{EC,i} - REV_t^{S,i}|,$$

proporciona una medida del impacto del *EC* en ese trimestre t .

Una vez calculada esta diferencia, se vuelve a agregar un nuevo dato a la serie y se repite el proceso generando $AD_t^{EC,2}$, $AD_t^{EC,3}$, etc. Esto se realiza ocho veces para el trimestre t . Luego se realiza el procedimiento completo para el trimestre $t + 1$, $t + 2$, ..., T . En este trabajo, dado el largo de las series, el procedimiento se realiza 40 veces, lo que equivale a 10 años (2001.II-2010.II).

Luego, el *CAPN*^{*i*} se calcula de acuerdo con:

$$CAPN^i = \frac{1}{T} \sum_t AD_t^{EC,i},$$

lo que es equivalente a:

$$CAPN^i = \frac{1}{T} \sum_t \left| \left[V_{t,t-1}(Y_t^{SA}) - V_{t,t-1}^i(Y_t^{SA}) \right] - \left[V_{t,t-1}(Y_t/S_t) - V_{t,t-1}^i(Y_t/S_t) \right] \right|,$$

donde i indica con cuántas observaciones más se calcula la velocidad del trimestre t , con $i = \{1, \dots, 8\}$. Los resultados se presentan en el cuadro 4.

A modo de ejemplo, la velocidad de la serie desestacionalizada del PIB con EC en 2008.III, cuando se conoce esa observación, es de -3.93% , y con una observación adicional ($i = 1$) cambia a -4.81% . Por otra parte, la serie que excluye el EC arroja una velocidad de -5.63% cuando se conoce el dato del trimestre, y de -7.14% cuando se agrega un dato más ($i = 1$). Por lo tanto, una observación de la serie utilizada para el cálculo del $CAPN^1$ es:

$$[[-3.93 - (-4.81)] - [-5.63 - (-7.14)]] \\ = 0.63 \text{ puntos porcentuales (pp).}$$

El promedio de estos cambios, con 39 datos, es de 0.51 pp, como se muestra en el cuadro 4. Para la misma variable y el mismo trimestre, cuando se agregan cuatro datos más ($i = 4$), la velocidad de la serie desestacionalizada con EC es de -5.20% , mientras que excluyendo el EC es de -7.56% . Por lo tanto, una observación de la serie utilizada para el cálculo del $CAPN^4$ es:

$$[[-3.93 - (-5.20)] - [-5.63 - (-7.56)]] = 0.66 \text{ pp.}$$

y el promedio de estos cambios, con 36 datos, es de 0.50 pp.

Los resultados indican que, en promedio para los ocho trimestres, la mayor incidencia del EC en la velocidad se observa en el sector industrial, con un $CAPN$ de 1.43 pp, seguido por la DI con 1.29 pp, comercio con 1.13 pp y, por último, el PIB con 0.50 pp. Además, en el caso del PIB la medida es relativamente estable a medida que se agregan desde 1 a 6 observaciones, para luego aumentar cuando se agregan 7 y 8. En los otros casos, la medida se estabiliza al incorporar hasta 5 observaciones, para aumentar de manera importante, aunque alejado de un horizonte coyuntural, al agregar de 6 hasta 8 datos. En la DI se alcanza el mayor $CAPN$ a un trimestre, y en comercio el menor, aunque la medida después es mayor en el sector industrial, donde además se observa una diferencia entre valores máximos y mínimos superior a 8.5 pp. La

mayor desviación estándar promedio se registra en industria (1.35 pp), luego DI (1.34 pp), comercio (1.05 pp), y el PIB (0.44 pp). Lo anterior indica un efecto significativo del EC en las revisiones de la serie desestacionalizada y, por lo tanto, debería ser considerado al momento de analizar las series, en particular dada la incertidumbre metodológica propia del proceso de desestacionalización.

V. COMENTARIOS FINALES Y CONCLUSIONES

El propósito de este trabajo ha sido estimar el impacto de la composición calendaria de los trimestres sobre ciertas series desestacionalizadas de actividad y demanda para el caso de Chile. Para esto se hizo uso de las herramientas provistas en el programa X12-ARIMA, el cual se utiliza en la desestacionalización de series económicas, para aislar el EC de los demás componentes. Adicionalmente, dada la conocida sensibilidad de los extremos de las series del proceso de desestacionalización a la inclusión de nuevas observaciones, se estimó una medida del impacto del EC en la punta ante la inclusión progresiva de nuevos registros.

Se encontró que el EC es significativo en las velocidades de las cuatro series analizadas (PIB, demanda interna, actividad industrial y comercio), tanto en lo que se refiere a la composición de los días del trimestre (número de días lunes, martes, etc.) como para la inclusión de días festivos propios de Chile de manera conjunta, con regresores especiales para ello. Esto, en primer lugar, sugiere que ignorar dicho efecto podría tener un impacto nocivo en las series desestacionalizadas y por tanto confundir el diagnóstico de la economía basado en las series desestacionalizadas. En segundo lugar, la significancia de los días festivos propios de Chile sugiere que la aplicación de la desestacionalización con EC debería contemplar la inclusión de este fenómeno, algo que por defecto no incluye el programa original. En línea con lo anterior, la estimación del EC en el extremo de las series ante la inclusión de nuevas observaciones también sugiere que el efecto es significativo en las series examinadas y, por lo tanto, corrobora que debería tomarse en consideración al emitir un juicio sobre la evolución reciente de las variables. Estos resultados parecen relevantes, en particular porque gran parte

CUADRO 4

Resultados CAPN
 (puntos porcentuales)

	PIB				Demanda interna				
	CAPN	σ	Mín.	Máx.	CAPN	σ	Mín.	Máx.	N° Obs.
$i = 1$	0.51	0.55	0.01	2.07	0.90	1.21	0.02	5.37	39
$i = 2$	0.42	0.40	0.01	1.62	1.04	1.26	0.03	4.93	38
$i = 3$	0.49	0.44	0.01	1.79	1.34	1.44	0.03	6.23	37
$i = 4$	0.50	0.42	0.03	1.74	1.10	1.13	0.00	4.58	36
$i = 5$	0.54	0.41	0.00	1.55	1.11	1.17	0.02	4.80	35
$i = 6$	0.49	0.43	0.00	1.91	1.47	1.51	0.01	6.51	34
$i = 7$	0.58	0.43	0.01	1.89	1.59	1.53	0.01	6.31	33
$i = 8$	0.60	0.48	0.04	1.90	1.73	1.50	0.16	6.30	32
Promedio	0.52	0.44	0.01	1.81	1.29	1.34	0.04	5.63	
	Industria				Comercio				
	CAPN	σ	Mín.	Máx.	CAPN	σ	Mín.	Máx.	N° Obs.
$i = 1$	0.72	1.40	0.01	8.76	0.65	0.66	0.00	2.51	39
$i = 2$	1.10	1.12	0.02	5.45	0.98	1.34	0.01	6.13	38
$i = 3$	1.52	1.83	0.01	8.55	0.97	1.27	0.02	5.93	37
$i = 4$	1.40	1.33	0.05	6.01	0.93	0.78	0.08	2.80	36
$i = 5$	1.41	1.14	0.02	4.34	1.17	1.06	0.01	4.46	35
$i = 6$	1.58	1.12	0.05	4.73	1.28	1.04	0.10	3.92	34
$i = 7$	1.85	1.41	0.09	5.87	1.52	1.02	0.08	3.87	33
$i = 8$	1.94	1.45	0.06	6.24	1.53	1.19	0.02	4.48	32
Promedio	1.43	1.35	0.04	6.25	1.13	1.05	0.04	4.26	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: N° Obs. es el tamaño de la serie de diferencias absolutas utilizada para el cálculo del CAPN, σ es la desviación estándar, y Mín. (Máx.) es el valor mínimo (máximo) de la serie.

de la composición calendaria es conocida con anterioridad, y podría incorporarse formalmente al proceso de proyecciones cuando se considere que el efecto tiene la suficiente importancia.

Una aplicación adicional que puede surgir de los resultados de este documento es la estimación del impacto de perturbaciones en los días trabajados para las series chilenas más relevantes. Esto, porque tales perturbaciones que, por ejemplo, pueden ser la incorporación o traslado de días feriados, cortes prolongados y generalizados del suministro eléctrico, desastres naturales o factores climáticos extremos, elecciones de autoridades o huelgas de trabajadores, entre otros, muchas

veces son totalmente inesperadas o conocidas con poca antelación. Luego, dado que muchas veces el análisis coyuntural se basa en series que son sensibles a los días trabajados, una medida que cuantifique el impacto de este efecto contribuiría a tener una estimación de tales fenómenos con mayor celeridad.

REFERENCIAS

Bell, W.R. y D.E.K. Martin (2004). "Modeling Time-Varying Trading-Day Effects in Monthly Time Series." American Statistical Association Proceedings, noviembre 2004.

- Bell, W.R. y S.C. Hillmer (1983). "Modelling Time Series with Calendar Variation." *Journal of the American Statistical Association* 78: 526–34.
- 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.
- Eurostat (2002). *DEMETRA Pedagogical Manual*, Oficina Estadística de la Unión Europea.
- Findley, D.F. (2009). "Stock Series Holiday Regressors Generated by Flow Series Holiday Regressors." Research Report, Statistical Research Division, US Census Bureau, abril 2009, revisado en octubre 2009.
- Findley, D.F. y B. Monsell (2009). "Modeling Stock Trading Day Effects Under Flow Day-of-Week Effect Constraints." *Journal of Official Statistics* 25(3): 343–65.
- 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.
- Findley, D.F. y R.J. Soukup (2000). "Modeling and Model Selection for Moving Holidays." American Statistical Association Proceedings, octubre 2000.
- Fischer, B. (1995). "Decomposition of Time Series, Comparing Different Methods in Theory and in Practice." Eurostat Working Group Document.
- Holan, S.H., B. Monsell y C.G. Roberts (2009). "Comparison of X12-ARIMA Trading Day Effect and Holiday Regressors with Country Specific Regressors." Research Report, Statistical Research Division, US Census Bureau, octubre 2009.
- Ladiray, D. y B. Quenneville (2001). *Seasonal Adjustment with the X-11 Method*, Lecture Notes in Statistics 158, Springer-Verlag.
- Lin, J-L. y T-S Liu (2002). "Modeling Lunar Calendar Holiday Effects in Taiwan." US Census Bureau, <http://www.census.gov/ts/papers/lunar.pdf>.
- McDonald-Johnson, K.M., D.F. Findley y E. Cepietz (2009). "Investigating Quarterly Trading Day Effects." Joint Statistical Meetings Proceedings Paper, octubre 2009.
- Medel, C.A. y M. Pedersen (2010). "Incertidumbre en las Series Desestacionalizadas de Actividad y Demanda en Chile." *Economía Chilena* 13(1): 63-72.
- Monsell, B.C. (2007). "Release Notes for Version 0.3 of X12-ARIMA", US Census Bureau, <http://www.census.gov/ts/x12a/v03/ReleaseNotesVersion03.pdf>.
- Monsell, B. y N. Titova (2009). "Detecting Stock Trading Day Effects in US Census Bureau Inventory Series." Research Report, Statistical Research Division, US Census Bureau, octubre 2009.
- 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.
- US Census Bureau (2007). *X12-ARIMA version 0.3 Reference Manual*, <http://www.census.gov/ts/x12a/v03/x12adocV03.pdf>.