Comercio Exterior, vol. 42, núm. 11,
México, noviembre de 1992, pp. 1042-1053

Desestacionalización de series de tiempo económicas: ajustes previos

*Víctor M. Guerrero**

Este artículo complementa la metodología para desestacionalizar series de tiempo económicas publicada en *Comercio Exterior* en noviembre de 1990.[1] En esta ocasión se hace referencia específica a los ajustes previos que se deben aplicar a una serie de tiempo para que la corrección de la estacionalidad sea eficaz, en el sentido de identificar, calcular y separar los componentes de la serie de manera apropiada. Dichos ajustes surgen de la necesidad de que una serie desestacionalizada incluya exclusivamente una tendencia ciclo de largo plazo y fluctuaciones irregulares, de tal forma que no se perciban en ella otro tipo de variaciones de carácter determinista o semideterminista.

Asimismo, el componente estacional sólo debe contener los efectos estacionales que actúan sobre la serie. Por tal motivo, si se prevé la existencia de variaciones ajenas a la estacionalidad, deberán introducirse al modelo los componentes adicionales que las reflejen y permitan distinguirlas explícitamente de la estacionalidad, de la tendencia y de la irregularidad.

Los componentes de la serie de tiempo original son entonces: tendencia-ciclo (T), estacionalidad (E), otros efectos (V), e irregularidad (I). A partir de una serie de tiempo observada $\{O_1, O_2, \ldots, O_N\}$, tales componentes podrían representarse mediante alguno de los siguientes modelos:

- multiplicativo: $O_t = (T_t)(E_t)(V_t)(I_t) \qquad (t = 1, 2, \ldots, N)$
- aditivo: $O_t = T_t + E_t + V_t + I_t \qquad (t = 1, 2, \ldots, N)$
- log-aditivo: $\log(O_t) = \log(T_t) + \log(E_t) + \log(V_t) + \log(I_t) \qquad (t = 1, 2, \ldots, N)$

1. V. M. Guerrero, "Desestacionalización de series de tiempo económicas: introducción y metodología", *Comercio Exterior*, vol. 40, núm. 11, México, noviembre de 1990, pp. 1035-1046.

* Catedrático en el Departamento de Estadística del Instituto Tecnológico Autónomo de México (ITAM).

en donde, además de los componentes ya conocidos (T, E e I), aparece el denominado "otros efectos". En seguida éste se define de manera exhaustiva ya que, a partir de esa definición, se han derivado los procedimientos de estimación y ajuste que se mencionan en este trabajo.

"Otros efectos" que componen la serie de tiempo

Entre los efectos conocidos que pueden considerarse como parte, ya sea determinista o semideterminista, de una serie de tiempo económica, se encuentran los de calendario y de intervenciones.

Efectos de calendario

Se considera que los efectos de calendario influyen particularmente en las series de tiempo mensuales que se obtienen como agregados de datos diarios. Se supone que en éstos existe una cierta periodicidad semanal completamente determinista, la cual debería transmitirse a la serie mensual mediante el proceso de agregación. Sin embargo, la serie mensual ya agregada presenta más bien efectos semideterministas porque: *i)* los meses no tienen el mismo número de días, *ii)* un mismo mes, al paso del tiempo, presenta variaciones respecto al número de días específicos que contiene (lunes, por ejemplo), y *iii)* existen festividades, tanto movibles como fijas, en las que la actividad económica se detiene.

Esas tres variaciones originan, respectivamente, lo que se conoce como *efecto por longitud del mes*, *variación por días de operación* (o variación por días hábiles) y *variación por días festivos*. Debe notarse que la variación por festividades fijas, como Navidad o la Independencia, se incluye en la correspondiente a días de operación y no en la de días festivos.

El efecto por longitud del mes es resultado del uso del calendario gregoriano (establecido en el siglo XVI por el papa Gregorio XIII) que divide el año en 12 meses de distinta duración, de manera independiente del calendario lunar. Cleveland desarrolla su metodología con esta premisa, e incluso arguye que la falta de corrección o de ajuste por longitud del mes contribuye a la inestabilidad del componente estacional (E) e incrementa la complejidad de la variación.[2]

Como cada mes tiene un número fijo de días (excepto febrero en años bisiestos), el efecto por longitud del mes se confunde con otros de carácter estacional y bien podría considerarse como parte integrante de E. De hecho, Granger[3] expone como una causa de la estacionalidad que los meses tengan más o menos días, conforme lo establece el calendario. De manera similar, Young señala que la variación por longitud del mes "no puede ser separada estadísticamente de las otras influencias estacionales que también causan las diferencias entre meses" y, por tanto, dicha variación debe considerarse parte del componente E.[4]

No es del todo claro si el efecto por longitud del mes debe pertenecer al componente E o si debe incluirse en el de "otros efectos". No obstante, es aconsejable ajustar por longitud del mes sólo si existe alguna razón específica para separarlo de los demás efectos estacionales o si el método de desestacionalización o de estimación del mismo impone la restricción de calcularlo por separado, como sucede con el método SABL (Seasonal Analysis Bell Labs).[5] La razón de esta sugerencia es que con un ajuste estacional se pretende por lo general obtener la serie desestacionalizada y no analizar las causas de su estacionalidad.

La variación por días de operación, por su parte, se relaciona con la actividad económica a la que se refiere la serie de tiempo (financiera, de producción, de ventas, etc.), la cual se supone variable según los días de la semana, pero estable en el tiempo: se podría hablar de una tasa de actividad fija para los lunes, otra para los martes y así sucesivamente. Desde luego, en lugar de tasas podría pensarse en niveles o volúmenes de actividad, pero esto acarrearía dificultades en cuanto a la dependencia de las unidades de medida de la serie original y, en cambio, con las tasas de actividad se manejan números puros, que son relativos y carecen de unidades.

Como Cleveland y Devlin apuntan, si se contara con los datos diarios de la serie, la estimación de las tasas de actividad podría simplificarse relativamente usando las técnicas de regresión.[6] No obstante, aun cuando sólo se cuente con la serie mensual (agregada de datos diarios), las técnicas de regresión constituyen el medio más común para estimar el efecto por días de operación. Dichas técnicas forman parte ya de los métodos de desestacionalización más utilizados.

La variación por días festivos (movibles) es resultado de las festividades primordialmente religiosas, como la Semana Santa, que fluctúa entre marzo y abril, o asociadas al año nuevo chino, que varía entre enero y febrero del calendario gregoriano.[7] Es impor-

2. W.S. Cleveland, "Seasonal and Calendar Adjustment", en Brillinger y Krishnaiah (eds.), *Handbook of Statistics*, vol. 3, 1982.

3. C.W.J. Granger, "Seasonality: Causation, Interpretation and Implications", en A. Zellner (ed.), *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, U.S. Bureau of the Census, Washington, 1978, pp. 33-55 (con comentarios).

4. A.H. Young, "Estimating Trading-Day Variation in Monthly Economic Series", *Technical Paper*, núm. 12, U.S. Bureau of the Census, Washington, 1965.

5. W.S. Cleveland, "Seasonal and Calendar...", *op. cit.*

6. W.S. Cleveland y S.J. Devlin, "Calendar Effects in Monthly Time Series: Modelling and Adjustment", *Journal of the American Statistical Association*, 77, 1982, pp. 520-528.

7. L.M. Liu, "Analysis of Time Series with Calendar Effects", *Management Science*, núm. 26, 1980, pp. 106-112.

tante reconocer que la variación por días festivos se debe a la movilidad de las fechas entre los meses, mas no a la festividad misma. Esto podría aclararse al considerar, por ejemplo, la producción de juguetes, la cual se incrementa cada año en el mes de octubre porque se espera un mayor volumen de ventas en diciembre: así, aunque el aumento de la producción se asocie con una festividad (la Navidad en este caso), se trata de un efecto estacional, ya que ocurre en el mismo mes todos los años.

Que en la variación por días festivos fijos se incluya la correspondiente a días de operación se debe a que aquéllos están correlacionados con la composición misma del calendario y, como Young indica, "cada vez que Navidad cae en lunes, diciembre empieza en viernes y contiene cinco viernes, sábados y domingos".[8] Esto dificulta enormemente la tarea de separar la variación por días de operación de la que causan los días festivos fijos.

Efectos de intervenciones

Aparte de los de calendario, en ocasiones pueden detectarse en los datos otros efectos, atribuibles a fenómenos esencialmente exógenos al comportamiento histórico de la serie. Por esa razón no forman parte de la tendencia ni de la estacionalidad y por lo común se incluyen como efectos irregulares. Si se conoce la causa de tales efectos no es apropiado considerarlos como parte de la irregularidad, ya que un ajuste estacional debe tratar de cancelar la mayor parte de la variación que oscurece al componente de tendencia-ciclo (T) de la serie.[9] Además, la serie desestacionalizada debe reflejar exclusivamente el componente T aunado a la irregularidad, sin que existan efectos deterministas o semideterministas, como los que causan ciertas medidas, como devaluación de la moneda, establecimiento de un nuevo impuesto, huelgas, etc. Lo importante de estos efectos es que se conocen sus causas y el momento en que ocurren y, por tanto, no son puramente irregulares. A las variaciones que surgen de esta manera se les denomina efectos de intervenciones. El término refleja el hecho de que ocurrió un fenómeno que interviene en el comportamiento de la serie, tanto de manera inmediata como quizás en el futuro un poco más lejano.

En las dos secciones siguientes se hará una breve reseña de los métodos que existen para el tratamiento de los efectos descritos. Conviene subrayar que es necesario aplicarlos antes de desestacionalizar la serie y que se destinan, básicamente, a estimar uno u otro de los efectos mencionados. Además se debe señalar que los ajustes por tales efectos se realizan antes de la desestacionalización, ya que se consideran de naturaleza básicamente determinista y, por consiguiente, es más fácil identificarlos que los estacionales o irregulares. Esto concuerda con la filosofía implícita en el ajuste estacional: es más fácil identificar la tendencia que la estacionalidad, por ser aquélla más claramente visible.

El hecho de que los ajustes se realicen antes de la desestacionalización implica que, al considerar el modelo multiplicativo

$$O_t = (T_t)(E_t)(V_t)(I_t) \qquad (t = 1, 2, \ldots, N)$$

lo primero que se debe hacer es estimar el componente V_t, mediante $\hat{V}_t$. Después se construye la serie "ajustada previamente"

$$AP(O_t) = O_t / \hat{V}_t = (T_t)(E_t)(I_t) \qquad (t = 1, 2, \ldots, N)$$

sobre la cual se realiza la desestacionalización comúnmente entendida.

Es importante notar que el componente V_t puede estar formado a su vez por un componente de variación o efectos de calendario (C) y por otro componente que considere a los efectos de intervenciones (Y), de tal forma que se obtiene la expresión $V_t=(C_t)(Y_t)$. Además, se considera que los efectos de calendario se forman básicamente por la variación en días de operación (D) y por festividades movibles (F), ya que el efecto por longitud de mes se corrige de una manera muy simple, como se verá más adelante, sin necesidad de incluirlo explícitamente en el modelo. Así, por lo general, se tiene que $C_t=(D_t)(F_t)$ y de esta manera el modelo para la serie original queda así:

$$O_t = (T_t)(E_t)(D_t)(F_t)(Y_t)(I_t) \qquad (t = 1, 2, \ldots, N)$$

Entonces, después de realizado el ajuste previo por días festivos e intervenciones, se tendría

$$AP(O_t) = O_t /(\hat{F}_t)(\hat{Y}_t)=(T_t)(E_t)(D_t)(I_t) \qquad (t = 1, 2, \ldots, N)$$

Desde luego, si el modelo fuese aditivo, los productos y cocientes de la expresión anterior se sustituirían por sumas y diferencias, respectivamente. Cabe notar que para realizar un ajuste *previo* por días de operación, regularmente se requiere tener un ajuste preliminar por estacionalidad: el adjetivo previo indica que el ajuste se realizó antes de obtener la desestacionalización definitiva.

Ajuste por efectos de calendario

Método X-11 (X-11-ARIMA)

El método quizá más conocido para realizar un ajuste por efectos de calendario es el que se incluye en las opciones de los paquetes X-11 y X-11-ARIMA.[10] Según éste hay dos

8. A.H. Yong, "Estimating Trading-Day...", *op. cit.*
9. S. Kallek, "An Overview of the Objectives and Framework of Seasonal Adjustment", en A. Zellner (ed.), *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, U.S. Bureau of the Census, Washington, 1978 pp. 3-32.
10. A.H. Young, "Estimating Trading-Day...", *op. cit.*

maneras de realizar el ajuste: utilizando la evidencia "interna" en los datos mismos o la evidencia "externa", derivada del conocimiento de la serie. Sin embargo, con ambas maneras los resultados generalmente difieren. Por ahora conviene indicar que cuando se usa la evidencia externa, el objetivo es construir un factor (si el modelo es multiplicativo) del tipo

$$D_t = \left(\sum_{j=1}^{7} r_j X_{j,t}\right) / n_t \qquad (t = 1, 2, \ldots, N)$$

donde r_j es la tasa diaria de actividad correspondiente al día j-ésimo de la semana (con

$$j = 1, 2, \ldots, 7 \text{ y } \sum_{j=1}^{7} r_j = 7)$$

$x_{j,t}$ es la frecuencia del día *j* en el mes *t*, es decir, el número de veces que el día de la semana *j* aparece en el mes *t*, y n_t es el total de días de ese mes. Aquí llama la atención que el modelo para la serie sea del tipo multiplicativo y que el modelo para representar la variación por días de operación sea lineal (aditivo). Para justificar esto, Young señala que hasta 1965 ésa era la mejor opción que existía, ya que permitía el uso directo de las técnicas de estimación para modelos lineales, en particular las técnicas de regresión.[11] En la actualidad esto no determina el uso del modelo lineal. La técnica propuesta por Bell y Hillmer, por ejemplo, proporciona una manera alternativa de representar el efecto por días de operación.[12]

Un problema que surge al tratar de usar evidencia externa es la estimación de las tasas diarias de actividad. Lo común es asignar valores de manera subjetiva, con base en el conocimiento de la serie en estudio. Esto supone esquemas demasiado simples para las tasas de actividad, del tipo $r_1 = r_2 = \ldots = r_5 = 1.4$, $r_6 = r_7 = 0$, si el supuesto consiste en que no hay actividad los días 6 y 7 (sábado y domingo). Pero no toma en cuenta que, por ejemplo, en una serie de producción, la actividad total del mes está influida por la demanda esperada del mes siguiente; es decir, no se considera la interacción que quizá exista entre la actividad diaria y la mensual.

El ajuste por días de operación basado en la evidencia interna consiste en estimar ponderaciones para cada uno de los días de la semana con base en los datos. Para ello se parte de un ajuste preliminar por estacionalidad que proporcione una estimación de la irregularidad ($\hat{I}_t$, t = 1, 2, ..., N); dicho ajuste se realiza con el método X-11, de acuerdo con los pasos indicados por el autor.[13] Posteriormente, con los supuestos de que *i)* toda la variación por días de operación está contenida en el componente irregular, y *ii)* dicha variación puede expresarse en la forma de siete ponderaciones, una para cada día de la semana, se obtiene que

$$\hat{I}_t = \left(\sum_{j=1}^{7} \beta_j X_{j,t} - \pounds_t\right) / n_t$$

donde β_j representa la ponderación asociada con el día *j*

$$(\text{para } j=1, 2, \ldots, 7 \text{ y } \sum_{j=1}^{7} \beta_j = 7),$$

$X_{j,t}$ es de nuevo la frecuencia del día *j* en el mes *t*, n_t es el número de días del mes *t*, y $\pounds_t$ representa la verdadera irregularidad del mes *t*. De esta forma, una estimación del efecto por días de operación está dada por

$$\hat{D}_t = \left(\sum_{j=1}^{7} b_j X_{j,t}\right) / n_t \qquad (t = 1, 2, \ldots, N)$$

donde b_j es el estimador (obtenido por el método de mínimos cuadrados) de β_j (j = 1, 2, ..., 7).

Según Shiskin, Young y Musgrave, el ajuste por días de operación con base en los datos mismos tiene las siguientes ventajas respecto al basado en información externa: *i)* resulta menos costoso que intentar establecer el patrón diario de actividad individual de cada serie, y *2)* con frecuencia proporciona un mejor ajuste, ya que permite incluir el efecto neto de varios factores relacionados con el calendario y no sólo las tasas diarias de actividad.[14]

Para entender el procedimiento de estimación de las ponderaciones, $\beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_7$, es necesario reconocer la existencia de cierto patrón en la composición del calendario, ya que los días de la semana solamente pueden repetirse cuatro o a lo más cinco veces en el mes. Dicho patrón se muestra en el cuadro 1, con un código para los 22 tipos de mes que pueden ocurrir en el calendario.

CUADRO 1

Código para los diferentes tipos de mes

	Número de días en el mes	*Día inicial del mes*	*Días que ocurren cinco veces en el mes*
1	31	Lunes	Lunes, martes, miércoles
2	31	Martes	Martes, miércoles, jueves
...	...	...	...
7	31	Domingo	Domingo, lunes , martes
8	30	Lunes	Lunes, martes,
9	30	Martes	Martes, miércoles
...	...	...	...
14	30	Domingo	Domingo, lunes
15	29	Lunes	Lunes
16	29	Martes	Martes
...	...	...	...
21	29	Domingo	Domingo
22	28	Cualquiera	Ninguno

11. *Ibid.*, apéndice A.

12. W.R. Bell y S.C. Hillmer, "Modelling Time Series with Calendar Variation", *Journal of the American Statistical Association*, núm. 78, 1983, pp. 526-534.

13. V.M. Guerrero, "Desestacionalización...", *op. cit.*

14. J. Shiskin, A.H. Young y J.C. Musgrave, "The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program", *Technical Paper*, núm. 15, U.S. Bureau of the Census, Washington, 1967.

Con base en el código se obtiene el patrón para el calendario que se muestra en el cuadro 2, el cual se repite cada 28 años debido al ciclo de los años bisiestos.[15]

CUADRO 2

Calendario codificado por tipo de mes

	Ene.	*Feb.*	*Mar.*	*Abr.*	*May.*	*Jun.*	*Jul.*	*Ago.*	*Sep.*	*Oct.*	*Nov.*	*Dic.*
1972	6	16	3	13	1	11	6	2	12	7	10	5
1973, 1979, 1990	1	22	4	14	2	12	7	3	13	1	11	6
1974, 1985, 1991	2	22	5	8	3	13	1	4	14	2	12	7
1975, 1986, 1997	3	22	6	9	4	14	2	5	8	3	13	1
1976	4	21	1	11	6	9	4	7	10	5	8	3
1977, 1983, 1994	6	22	2	12	7	10	5	1	11	6	9	4
1978, 1989, 1995	7	22	3	13	1	11	6	2	12	7	10	5
1980	2	19	6	9	4	14	2	5	8	3	13	1
1981, 1987, 1998	4	22	7	10	5	8	3	6	9	4	14	2
1982, 1993, 1999,	5	22	1	11	6	9	4	7	10	5	8	3
1984	7	17	4	14	2	12	7	3	13	1	11	6
1988	5	15	2	12	7	10	5	1	11	6	9	4
1992	3	20	7	10	5	8	3	6	9	4	14	2
1996	1	18	5	8	3	13	1	4	14	2	12	7

Una vez que se logra apreciar la composición del calendario, el procedimiento estadístico más simple que viene a la mente es el de un análisis de varianza con un sólo factor explicativo. Éste consiste en agrupar los datos del componente irregular en los 22 grupos que surgen del calendario. Si aparecen diferencias significativas entre los grupos se sabrá que existe una variación causada por los días de operación. Para obtener el ajuste se calcula, entonces, la media de los valores de cada uno de los 22 grupos. Dichas medias son los factores previos al ajuste que se utilizan como divisores de la irregularidad correspondiente.

Un procedimiento más refinado que el anterior es estimar las ponderaciones $\beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_7$ mediante las variables independientes $x_{1t}, x_{2t}, \ldots, x_{7t}$ $(t = 1, 2, \ldots, N)$ que representan el número de veces que cada uno de los días de la semana aparece en el mes. De esta manera se plantea el modelo de regresión

$$u_t = \sum_{j=1}^{7} \beta_j X_{j,t} + £_t \qquad (t = 1, 2, \ldots, N)$$

donde la variable dependiente u_t representa a la irregularidad preliminar estimada para el mes t, ponderada por el número de días del mes, o sea $u_t = n_t \hat{I}_t$. Además es requisito que las ponderaciones satisfagan la restricción

$$\sum_{j=1}^{7} \beta_j = 7.$$

Así, con el modelo de regresión anterior se obtienen las estimaciones $b_1, b_2, \ldots, b_7$ que, como se mencionó, permiten calcular el efecto por días de operación $\hat{D}_t$. Cabe notar que antes que Young, otros investigadores habían utilizado el enfoque de regresión para realizar ajustes por efectos de días de operación.

Desde luego, una vez calculados los valores b_j surge el deseo de inferir las verdaderas ponderaciones β_j. Para tal fin hay que recordar que el modelo de regresión requiere de ciertos supuestos, en particular acerca del término de error, que en este caso está representado por $£_t$. Young consideró dichos supuestos uno a uno y obtuvo resultados para series artificiales y reales sin violarlos seriamente.[16] En todo caso, las violaciones no afectaban gravemente los resultados. El criterio que este autor empleó para determinar la gravedad de las violaciones fue el de la precisión de los valores estimados, sobre todo con las series artificiales, para las cuales se conocían los valores reales de las ponderaciones.

Para finalizar la presentación del ajuste por días de operación que se realiza mediante los métodos X-11 y, en consecuencia, el X-11-ARIMA, falta indicar que: *i)* si se desea considerar el ajuste previo por longitud del mes, lo único que se requiere es que, en los lugares donde se divide entre el número de días de cada mes, el divisor se remplace por el valor 30.4375, que representa el promedio de días por mes en un ciclo de cuatro años (o sea 365.25/12 = 30.4375), y *ii)* a primera vista parecería que una corrección por días festivos (ya sean fijos o movibles) puede expresarse explícitamente en el ajuste por días de operación mediante pequeños cambios en el patrón que sigue el calendario, como la asignación de una ponderación cero a los días de fiesta.

Young afirma que esto es incorrecto, ya que lo determinante "no es si la actividad cesó durante el día festivo, sino si la variación en la serie mensual está relacionada con ese día".[17]

Conviene notar que este último procedimiento se basa en el supuesto de que la serie por ajustar consta de flujos mensuales y, por consiguiente, no es estrictamente apropiado aplicarlo a series del tipo saldos al final del mes. Young aclara que una limitante del procedimiento para series de saldos es suponer que un febrero de año bisiesto debe tener más actividad que un febrero regular.[18] A este respecto, Cleveland y Grupe muestran los cambios que sería

15. Los cuadros 1 y 2 son adaptaciones de los cuadros 2 y 3 que aparecen en Young, "Estimating...", *op. cit.*

16. A.H. Young, "Estimating Trading-Day...", *op. cit.*

17. *Ibid.*

18. A.H. Young, *Comments on 'Modeling Time Series when Calendar*

necesario efectuar al modelo de regresión para adecuarlo al caso de series de saldos.[19]

Una variante del método anterior, propuesta por Pfefferman y Fisher, surge de los siguientes supuestos: *i)* los días laborables son los que realmente importan para explicar los efectos de calendario, y *ii)* se debe distinguir entre días no laborables por festividades movibles y no laborables por ser feriados o fin de semana, aunque la estimación de ambos efectos debe ser simultánea.[20] El autor comparó la aplicación de los métodos del paquete X-11-ARIMA y el de Pfefferman y Fisher (entre otros) al índice de volumen de la producción industrial en México y encontró que el primero brinda mejores resultados para esa serie en particular.[21]

Otros procedimientos

A continuación se presenta con cierto detalle un procedimiento que está ligado al método de desestabilización SABL, pero que por su enfoque puede aplicarse también a otros métodos. Sus dos fases fundamentales consisten en detectar los efectos de calendario y en construir un modelo para realizar el ajuste por dichos efectos. La primera fase se repite, realizado el ajuste, para verificar que no hay variación residual. Un supuesto fundamental de este procedimiento es que la serie es mensual y está formada como un agregado de datos diarios.

La detección de efectos de calendario, descrita por Cleveland y Devlin,[22] se puede realizar mediante análisis espectral o análisis en el dominio del tiempo.[23] Aunque las técnicas son más potentes si se utiliza el de tipo espectral, aquí se mantendrá el criterio (expuesto por el autor) de citar básicamente los resultados que se puedan expresar en términos del dominio del tiempo.[24]

Un paso importante para detectar y, en su caso, construir modelos para los efectos de calendario consiste en elegir una transformación apropiada de la serie, a fin de obtener una representación aditiva en la escala transformada. La idea intuitiva que sustenta ese paso es que los datos no tienen por qué adecuarse a un tipo particular de modelo (aditivo, multiplicativo, etc.), sino que es éste el que debe adaptarse a los datos. Por ello, mientras más flexibilidad se dé al modelo, mayores posibilidades tendrá de representar apropiadamente a la serie de tiempo. Así pues, ya que un cambio de escala (o, dicho de otra manera, una transformación de los datos) permite mayor flexibilidad en el modelo, un paso fundamental es elegir la que brinde una representación aditiva, como la siguiente:

$$O_t^{(p)} = T_t + E_t + V_t + I_t \qquad (t = 1, 2, \ldots, N)$$

para alguna p en particular, con $O_t > 0$ $(t = 1, 2, \ldots, N)$, y

$$O_t^{(p)} = \begin{cases} O_t^p & \text{si } p > 0 \\ \log(O_t) & \text{si } p = 0 \\ -O_t^p & \text{si } p < 0 \end{cases}$$

donde V_t denota a "otros efectos", que aquí se supone son efectos del calendario (así que $V_t = C_t$) o, a lo más, aunados a días festivos (movibles), lo que conduce a tener $V_t = C_t + F_t$. Adviértase que los modelos aditivo y log-aditivo se obtienen al elegir en particular $p = 0$ o $p = 1$, respectivamente, en la transformación. Se supone que el componente de efectos de calendario corresponde a la variación por días de operación si se ajusta primero la serie original por el efecto de longitud del mes. Esto se logra al dividir los datos originales entre el número de días del mes correspondiente y multiplicarlos luego por el número promedio de días del mes (30.4375). Es decir, si O_{1t} denota a la serie corregida por longitud del mes, se supone que

$$O_{1t}^{(p)} = T_t + E_t + V_t + I_t \qquad (t = 1, 2, \ldots, N)$$

para alguna potencia p, con $V_t = D_t + F_t$.

Es importante reconocer que este método requiere corregir la serie por el efecto de longitud de mes ya que, debido a la derivación que realizan Cleveland y Devlin, de no hacerlo la representación anterior perdería validez.[25] Además, para definir al componente por días festivos (F_t) se consideran únicamente los que caen siempre el mismo día de la semana dentro del mismo mes (como sucede con el Día del Padre). Todas las demás festividades, aunque tengan fecha fija, se consideran movibles por su efecto sobre los días de operación.

Después de corregir la serie original por longitud del mes y seleccionar la transformación (con el criterio de minimizar la interacción entre tendencia y estacionalidad), la serie resultante se somete a un ajuste preliminar por estacionalidad. Éste proporciona una

Effects are Present', by Cleveland, W.P. and Grupe, M.R., documento presentado en la conferencia organizada por ASA-Census-NBR en Washington, 1981.

19. W.P. Cleveland y M.R. Grupe, "Modeling Time Series when Calendar Effects are Present", *Special Studies Paper*, núm. 162, Federal Reserve Board, 1981.

20. D. Pfefferman y J.M. Fisher, "Festival and Working Days Prior Adjustment in Economic Time Series", *International Statistical Review*, núm. 50, 1982, pp. 113-124.

21. V.M. Guerrero, "Metodologías para analizar los efectos de calendario en el índice de volumen de la producción industrial en México", *El Trimestre Económico*, vol. LV, México, 1988, pp. 847-877.

22. W.S. Cleveland y S.J. Devlin, "Calendar Effects in Monthly Time Series: Detection by Spectrum Analysis and Graphical Methods", *Journal of the American Statistical Association*, núm. 75, 1980, pp. 487-496.

23. R.F. Engle, "Interpreting Spectral Analyses in Terms of Time Domain Models", *Annals of Economic and Social Measurement*, núm. 5, 1976, pp. 89-109.

24. V.M. Guerrero, *op. cit.* La construcción de modelos y el ajuste por efectos de calendario se describe detalladamente en W.S. Cleveland y S.J. Devlin, "Calentar Effects in Monthly Time Series: Modeling and Adjustment", *op. cit.*

25. W.S. Cleveland y S.J. Devlin, "Seasonal and Calendar ..., *op. cit.*

estimación previa del componente irregular $\left(\hat{I}_t\right)$, en donde se supone que está incluido el componente V_t. Para evitar que valores extremos distorsionen el componente irregular, se les aplica un recorte conforme a una "receta" robusta. El componente irregular recortado se grafica entonces para visualizar los efectos de calendario. Cleveland y Devlin[26] sugieren, en particular, tres gráficas: *1)* de las 12 subseries mensuales de componente irregular, ya que si existen efectos de calendario significativos, éstos se mostrarán típicamente como oscilaciones periódicas; *2)* del componente estacional por mes contra los años, para detectar las correlaciones entre el componente estacional y los efectos de calendario (podría apreciarse alguna correlación entre el nivel estacional y el número de días por mes, o sea, el efecto por longitud), y *3)* un diagrama de bloque[27] para identificar los efectos de la composición del calendario, ya sea en la serie original o en la serie irregular recortada, de acuerdo con el día de la semana en que comenzó el mes.

Supóngase que para descomponer de manera preliminar la serie (transformada) en tendencia (T), estacionalidad (E) e irregularidad (I), se aplicó un operador aproximadamente lineal que cancela E y T. Lo que se obtiene, si se consideran explícitamente los efectos de calendario en el modelo, es

$$L\left(O_{1t}^{(p)}\right) = L(T_t) + L(E_t) + L(D_t) + L(I_t)$$
$$= L(D_t) + L(I_t)$$

Además, si se supone que V_t puede representarse mediante una suma ponderada de las frecuencias relativas de cada uno de los días de la semana en el mes, se tendría

$$D_t = \sum_{j=1}^{7} \alpha_j d_{j,t}$$

con $\alpha_1, \alpha_2, \ldots, \alpha_7$ como las ponderaciones asociadas a los días de la semana y $d_{j,t}$ dado por

$$d_{j,t} = (30.4375 / n_t)^{(p)} X_{j,t}$$

donde n_t y $X_{j,t}$ representan, como antes, el número de días en el mes *t* y la frecuencia del día *j* en el mes *t*, respectivamente. Entonces se llega a

$$L\left(O_{1t}^{(p)}\right) = \sum_{j=1}^{7} \alpha_j L\left(d_{j,t}\right) + L\left(I_t\right)$$

En los métodos de desestacionalización más usados (X-11, X-11-ARIMA y SABL), $L(O_{1t}^{(p)})$ corresponde a la irregularidad y, aunque el operador L no es estrictamente lineal, su efecto en las variables $d_{j,t}$ puede reproducirse, aproximadamente, una vez que se conocen las ponderaciones que el método de desestacionalización aplica a la serie $O_{1t}^{(p)}$.[28]

Si $\tilde{L}$ es una representación lineal aproximada del método L utilizado previamente, las ponderaciones α_j ($j = 1, 2, \ldots, 7$) se pueden estimar por la regresión de $\tilde{L}(O_{1t}^{(p)})$ sobre las variables explicativas $\tilde{L}(d_{1,t}), \tilde{L}(d_{2,t}), \ldots, \tilde{L}(d_{7,t})$ con la restricción de que

$$\sum_{j=1}^{7} \alpha_j = 0$$

Cleveland y Devlin sugieren que la estimación de $\alpha_1, \alpha_2, \ldots, \alpha_7$ se realice con técnicas robustas, como las que proponen Mosteller y Tukey.[29] Una vez obtenidas las ponderaciones estimadas $a_1, a_2, \ldots, a_7$ la corrección por efectos de calendario consiste en obtener la serie ajustada previamente

$$AP\left(O_t^{(p)}\right) = O_t^{(p)} - \sum_{j=1}^{7} a_j d_{j,t}$$

a la cual ya se aplica el procedimiento de desestacionalización propiamente dicho. Al final del análisis deberá recordarse que todo el procedimiento se realizó en una escala transformada, por lo cual se requiere aplicar la transformación inversa para regresar a la escala original. Por ejemplo, el ajuste previo por efectos de calendario podría expresarse en las unidades originales al hacer

$$AP\left(O_t\right) = [AP(O_t^{(p)})]^{(p)}$$

donde la transformación inversa se define, para $W > 0$, mediante

$$W_{(p)} = \begin{cases} W^{1/p} & \text{si } p < 0 \\ 10^p & \text{si } p = 0 \\ (-W)^{1/p} & \text{si } p > 0 \end{cases}$$

El procedimiento descrito está muy ligado al método SABL en cuanto al uso de transformaciones y procedimientos robustos. Asimismo, hay un método de ajuste por días de operación para complementar el de ajuste estacional Baysea (Bayesian Seasonal Analysis).[30] El enfoque es básicamente el mismo que en los dos analizados, es decir, se trata de estimar ponderaciones asociadas con los días de la semana. Sin embargo, ahora la estimación de tales ponderaciones se lleva a cabo de manera simultánea con la estimación de los otros componentes de la serie (T, E e I). Según Fromm esto es deseable: "debe ser claro que puede haber ventajas significativas

26. W.S. Cleveland y S.J. Devlin, "Calendar Effects in Monthly Time Series: Modeling and Adjustment", *op. cit.*
27. J.W. Tukey, *Exploratory Data Analysis*, Addison-Wesley Publishing Co., 1977.
28. A. H. Young, "Linear Approximations to the Census and BLS Seasonal Adjustment Methods", *Journal of the American Statistical Association*, núm. 63, 1968, pp. 445-472; W.S. Cleveland, S.J. Devlin y I.J. Terpenning, *The SABL Statistical and Graphical Methods*, documento no publicado, Computing Information Library, Bell Laboratories, 1981.
29. F. Mosteller y J.W. Tukey, *Data Analysis and Regression*, Addison-Wesley Publishing Company, 1977.
30. M. Ishiguro y H. Akaike presentan dicho procedimiento, de origen bayesiano, e ilustran su empleo práctico en "A Bayesian Approach to the Tradin-Day Adjustment of Monthly Data", en O.D. Anderson y M.R. Perryman (eds.), *Time Series Analysis*, North-Holland, 1981, pp.213-226.

en procedimientos que simultáneamente, más que secuencialmente, ajusten por variación estacional y variación por días de operación".[31]

Ahora se describirán los procedimientos para ajustar por efectos de calendario que se han desarrollado de acuerdo con el enfoque de los *métodos basados en modelos*. Un ejemplo es el que desarrollaron Cleveland y Grupe,[32] quienes proponen utilizar modelos de regresión para los efectos de calendario y un modelo de tipo ARIMA[33] para los residuales. De hecho, el procedimiento sugiere cómo debe crearse la matriz de valores observados de las variables explicativas, dependiendo del tipo de serie que se analiza. Si la serie es de flujos, la especificación de la matriz es básicamente igual a la del método X-11, aunque Cleveland y Grupe presentan matrices correspondientes a series de tipo saldo al final del mes y de saldos promedio diarios. No obstante, aunque tales matrices son distintas para los diferentes tipos de series que se consideran, están correlacionadas entre sí, de lo cual se deduce que una matriz equivocada puede ser tan efectiva para estimar los efectos de calendario como la correcta.

Un enfoque con mayor justificación, desde el punto de vista estadístico, es el que siguen Bell y Hillmer. Ellos consideran la estimación simultánea de los parámetros que describen al efecto de calendario y los del modelo ARIMA que describen el comportamiento general de la serie.[34] La idea básica que sustenta el ajuste por efectos de calendario dentro de los modelos ARIMA es no ignorar las variables dependientes conocidas, las cuales son importantes para explicar el comportamiento de la serie en estudio: ello ahorra dificultades y permite lograr mejoras notables. Así pues, ya que el efecto de calendario se capta presumiblemente mediante siete ponderaciones asociadas con los días de la semana, el número de veces que éstos aparecen en los meses vienen a ser variables explicativas de importancia. Lo mismo ocurre con la variable que denota a los días festivos.

El procedimiento de construcción del modelo sugerido sigue las etapas usuales de Box-Jenkins. Sin embargo, ahora se presenta el problema de identificación del método ARIMA, ya que los efectos de calendario influyen en las autocorrelaciones de la serie. Para resolver esta dificultad se estima de manera preliminar un modelo de regresión con las variables consideradas importantes y, a partir de los residuales de éste se identifica el modelo ARIMA correspondiente: la estimación definitiva de todos los parámetros se realiza, desde luego, de manera simultánea mediante técnicas no lineales.

Para una mayor motivación, en el documento de Bell y Hillmer se pueden observar los resultados empíricos con y sin la aplicación del método sugerido. Éste de hecho es una extensión del procedimiento que sigue Liu para aplicar el análisis de intervención de Box y Tiao al caso general en donde intervienen efectos de calendario.[35] Liu presenta teóricamente el efecto que ejerce un día festivo (movible) sobre las autocorrelaciones de la serie original, las cuales se ven contaminadas al grado de no permitir la identificación adecuada de un modelo ARIMA. Debe reconocerse que ni Liu ni Bell y Hillmer consideraron explícitamente el problema de la desestacionalización de series, empero, sus enfoques son perfectamente aplicables para realizar ajustes previos a una desestacionalización, ya que el fundamento de ambos es el análisis de intervención.

Ajuste por intervenciones

Es importante tener en cuenta los efectos de intervenciones porque ello permite "limpiar" la serie de efectos de tipo determinista. Una forma de ajustarla por esta clase de efectos consiste en realizar una corrección preliminar por estacionalidad y, bajo el supuesto de que las intervenciones se reflejan completamente en el componente irregular, anular (dar un valor cero) las irregularidades extremas observadas en los momentos de las intervenciones. Esta manera es obviamente simplista y confunde los efectos de las intervenciones con las irregularidades extremas.

Además, el método para desestacionalizar la serie de modo preliminar no tiene por qué reconocer que existió alguna intervención: si el efecto de ésta es en cierta manera sostenido, no será posible identificarlo y separarlo de otro estacional o de largo plazo que forme parte de la tendencia misma.

La técnica formulada por Box y Tiao es la más apropiada para estimar y ajustar por efectos de intervenciones.[36] Asimismo, es congruente con los métodos basados en modelos, ya que su objetivo fundamental es que el efecto causado por la intervención pueda modelarse. Pierce y Cleveland utilizaron este procedimiento para modelar los controles de crédito que se instrumentaron en Estados Unidos en 1980 y que afectaban a los agregados monetarios.[37] Su estrategia consistió en construir un modelo que contuviera los efectos de la intervención, a fin de preajustar la serie mediante la cancelación de la parte que representa dicha intervención y ajustar posteriormente la serie por estacionalidad. Cabe notar que los efectos causados por festividades movibles, como la Semana

31. G. Fromm, "Comments on 'An Overview of the Objectives and Framework of Seasonal Adjustment' by Shirley Kallek", en A. Zellner (ed.), *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, U.S. Bureau of the Census), Washington, 1978, pp. 26-29.
32. W.P. Cleveland y M.R. Groupe, *op. cit.*
33. V. M. Guerrero, *Análisis estadístico...*, *op. cit.*
34. W.R. Bell y S.C. Hillmer, *op. cit.*
35. L.M. Lui, *op. cit.*, y G.E.P. Box y G.C. Tiao, "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems", *Journal of the American Statistical Association*, núm. 70, 1975, pp. 70-80.
36. G.E.P. Box y G.C. Tiao, *op. cit.*
37. D.A. Pierce y W.P. Cleveland, "Intervention Analysis and Seasonal Adjustment of the Monetary Aggregates: The 1980 Credit Controls Experience", *Special Studies Paper*, núm. 163, Federal Reserve Board, Washington, 1981.

Santa, pueden también modelarse mediante esta técnica, lo cual da mayor relevancia al procedimiento.

Es deseable utilizar el análisis de intervención para ajustar una serie antes de desestacionalizarla, ya que se eliminan los efectos deterministas conocidos. Sin embargo, dicho análisis exige un razonable conocimiento de la metodología de Box-Jenkins para construir modelos ARMA, lo cual es poco frecuente pues se trata de una técnica estadística compleja.

Por otra parte, el análisis de intervención que presentan Box y Tiao es un tanto difícil de aplicar, pues exige que el analista tenga tal conocimiento de la serie en estudio, que le permita postular *a priori* un modelo dinámico para los efectos de las intervenciones.[38] A este respecto, el autor sugiere usar evidencia interna (para que sean los datos mismos los que indiquen el tipo de función que se requiere modelar con la intervención) y presenta con mayor detalle y ejemplos la teoría que sustenta al análisis de intervención.[39]

En resumen, la estrategia del análisis de intervención consiste en: a] construir un modelo ARIMA (de acuerdo con la metodología de Box y Jenkins[40] para representar la serie desde la observación inicial hasta la anterior al momento de la intervención (se requiere por ello conocer con exactitud el momento en que ésta ocurrió); b] especificar la forma funcional del modelo de intervención para lo cual se utiliza el conocimiento teórico que se tenga de la serie. Si éste es insuficiente, se pueden construir gráficas de los errores de pronóstico, como lo ilustra el autor,[41] pues ello ayuda en la postulación de un modelo tentativo; c] estimar, de manera simultánea, los parámetros del modelo ARIMA y los del modelo dinámico de intervención, y d] verificar los supuestos del modelo completo y, en caso de ser necesario, repetir los pasos anteriores hasta satisfacer de manera razonable todos los supuestos.

Recomendaciones

Verificación de los supuestos de los modelos para otros efectos

Al preajustar una serie debe ser claro que la idea fundamental es representar los efectos de calendario y de intervenciones mediante un modelo, ya sea de regresión, de análisis de varianza o de análisis de intervención. Como los modelos se fundamentan en supuestos que, de no cumplirse, invalidan los resultados, debe realizarse necesariamente una verificación de ellos. Esta idea aparece implícita en el trabajo de Young, en el que se subrayan los supuestos del método X-11.[42] Cleveland y Devlin aconsejan explícitamente realizar gráficas específicas de residuales para verificar la forma funcional del modelo de regresión, la simetría en la distribución de los residuales, la varianza constante, el nivel medio constante y la independencia de los errores aleatorios. Otra verificación recomendable es la que se refiere a la ausencia de efectos de calendario residuales. Éstos se pueden detectar con los métodos que describen Cleveland y Devlin, pero ahora en el componente irregular, después de preajustar y desestacionalizar la serie.[43]

Podrían realizarse verificaciones similares a las anteriores con cualquiera de los métodos, pero conviene verificar también los supuestos adicionales específicos del método que se haya empleado. Por ejemplo, si se usa el que sugieren Bell y Hillmer, debería corroborarse la validez de la forma funcional para representar los efectos por días festivos, lo cual se logra mediante una prueba estadística que derivan esos autores.[44] En los métodos basados en modelos, que utilizan representaciones ARIMA, la verificación es una etapa rutinaria que surge de la metodología de Box-Jenkins, por lo que resulta obvio que se debe realizar.

Uso de la evidencia interna al construir modelos para otros efectos

Como se dijo, hay básicamente dos maneras de preajustar una serie por el efecto de días de operación: *1)* por medio de información *a priori*, que se expresa en ponderaciones de la tasa de actividad diaria y se obtiene con base en evidencia externa o a partir de supuestos sobre el comportamiento diario de la información, y *2)* mediante la información contenida en los datos mismos, lo que corresponde al uso de la evidencia interna para calcular la ponderación de cada día de la semana.

De igual manera, el ajuste por efectos de días festivos o intervenciones podría realizarse mediante el uso de evidencia interna o externa. Sin embargo, el empleo de esta última o de supuestos *a priori* no es recomendable (como lo señala Young), ya que la mayoría de las veces tal evidencia surge de consideraciones subjetivas o se basa en una observación casual del fenómeno.[45] Los supuestos son generalmente demasiado simples y dejan a un lado posibles interacciones entre diversas clases de efectos. En contraste, el uso de la evidencia interna tiene a su favor que permite descubrir efectos que, sin apoyar necesariamente los supuestos *a*

38. G.E.P. Box y G.C. Tiao, *op. cit.*
39. Véase Víctor M. Guerrero, "Medición de los efectos inflacionarios causados por algunas decisiones gubernamentales: teoría y aplicaciones del análisis de intervención", en A. Ize y G. Vera (comps.), *La inflación en México. Ensayos*, El Colegio de Méxiço, México, 1984, pp. 87-130.
40. G.E.P. Box y G.M. Jenkins, *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden-Day, 1970.
41. V.M. Guerrero, *Análisis estadístico...*, *op. cit.*

42. A.H. Young, "Estimating Trading-Day...", *op. cit.*, apéndice A.
43. W.S. Cleveland y S.J. Devlin, "Calendar Effects in Monthly Time Series: Detection...", *op. cit.*
44. W.R. Bell y S.C. Hillmer, *op. cit.*
45. A.H. Young, "Comments...", *op. cit.*

priori, pueden en cambio conducir a nuevos hallazgos para una mejor explicación de la serie. Debe recordarse también que el comité de expertos sobre desestacionalización de la Reserva Federal de Estados Unidos recomienda el uso de enfoques con base en modelos, lo cual es congruente con la idea de construir modelos explícitos para los otros efectos que se hayan considerado.[46]

Ajustes previos para series trimestrales

Aun cuando no se ha mencionado el caso de las series trimestrales, debe notarse que también éstas pueden contener efectos de calendario y de intervenciones. Por lo mismo, es natural preguntarse qué se puede hacer para preajustar este tipo de series antes de desestacionalizarlas. Desafortunadamente, el autor no tiene conocimiento de que se haya escrito algo acerca de este tema. Una posible causa es que la mayoría de las series trimestrales en Estados Unidos, el Reino Unido, Canadá y Japón (donde se desarrolla la investigación más activa sobre desestacionalización) se construyen a partir de datos mensuales. Por tanto, los ajustes previos pueden realizarse sobre las series mensuales, para luego hacerlas trimestrales. No obstante, es claro que la técnica de análisis de intervención podría utilizarse sin restricción alguna, tanto en series mensuales como trimestrales. El método de ajuste por días de operación, en cambio, sí requeriría modificaciones importantes para aplicarlo a una serie trimestral. El efecto por longitud del trimestre, de considerarse necesario, podría corregirse multiplicando la serie original por el factor de corrección $91.3125/n_t$; en donde $91.3125 = 365.25/4$ representa el número promedio de días en un trimestre, dentro de un ciclo de cuatro años, y n_t es el número real de días en el trimestre t.

Conclusión

Etapas para ajustar una serie por otros efectos

Se presentan a continuación los pasos que convendría seguir para desestacionalizar una serie mensual por efectos de calendario o de intervenciones. Esas etapas concuerdan con las siguientes modificaciones que sugieren Pierce y Cleveland para mejorar el método X-11: *1)* elevación de la calidad del ajuste por días de operación; *2)* preajuste por efectos especiales mediante análisis de intervención, y *3)* uso más eficiente de la información con técnicas del tipo X-11-ARIMA (aunadas a la desestacionalización con datos actuales).[47] Así pues, las etapas para desestacionalizar con el método X-11-ARIMA son:

i) Conocer el tipo de variable que forma la serie de tiempo mensual, es decir, saber qué representa dicha variable, de qué manera se obtiene la información y qué tipo de datos contiene la serie (flujos, saldos, etc.) para tener idea del tipo de efectos que posiblemente la influyan.

ii) Determinar si es aplicable el preajuste por efectos de intervenciones o por efectos de calendario y, en su caso, el procedimiento que se debe utilizar. En particular, se deberá decidir si es razonable corregir por longitud del mes, lo cual se requiere cuando el centro del análisis es estudiar el componente estacional en sí mismo (ya que ese tipo de corrección resta complejidad a la estacionalidad). De otra manera, si el análisis se realiza para estudiar la serie desestacionalizada, tal corrección deja de ser indispensable. Importa notar también que el paquete X-11-ARIMA no permite realizar la corrección por longitud del mes con el modelo aditivo. Se debe decidir la conveniencia de trabajar con la serie tal como está o si es preferible transformarla (por ejemplo al pasar de saldos a flujos), para que el ajuste por días de operación sea estrictamente válido. Otra decisión se refiere al modelo que representa a la serie: aditivo, multiplicativo o log-aditivo. El autor presenta un método para discriminar entre el primero y los otros dos, pero la discriminación entre modelo multiplicativo y log-aditivo es básicamente cuestión de convencimiento personal.[48]

iii) Aplicar el análisis de intervención sobre la serie original (si se decidió utilizar el modelo aditivo) o sobre la serie de los logaritmos (si el modelo es el multiplicativo o el log-aditivo). El análisis de intervención sólo es aplicable cuando se sabe que algún fenómeno (huelgas, devaluaciones, etc.) pudo afectar el comportamiento histórico de la serie y se conoce la fecha en que ocurrió. También si se piensa que la serie puede estar afectada por la movilidad de la Semana Santa.

iv) Construir la serie de ajustes previos con base en los resultados del análisis de intervención. Si se utilizó la serie original, los ajustes serán valores que se sustraigan de la serie para después realizar la desestacionalización. Si el análisis se aplicó a la serie de los logaritmos, los ajustes serán factores entre los cuales se dividirá a la serie original.

v) Utilizarel modelo ARIMA construido en la etapa *iii)* para realizar la extrapolación que requiere el método X-11-ARIMA. Se procede entonces a realizar la desestacionalización de la serie, de acuerdo con las opciones que representen mejor lo que se espera del análisis.

vi) Solicitar al paquete X-11-ARIMA que realice el cálculo de las ponderaciones diarias con base en la evidencia interna o utilizar ponderaciones *a priori* que puedan modificarse de acuerdo con la evidencia interna. El uso de la evidencia externa, por sí sola, se justificaría para simular lo que ocurría con las ponderaciones *a*

46. D.A. Pierce y W.P. Cleveland, Seasonal Adjustment Methods for the Monetary Aggregates", *Federal Reserve Bulletin*, núm. 67, Washington, pp. 875-887, y Víctor M. Guerrero, "Desestacionalización ...", *op. cit.*
47. D.A. Pierce y W.P. Cleveland, *ibid.*

48. Víctor M. Guerrero, "Desestacionalización ...", *op. cit.*

priori, o bien cuando se tenga pleno conocimiento de que tales ponderaciones reproducen fielmente la realidad. Por otro lado, debe tenerse en cuenta que el ajuste que proporciona el paquete es estrictamente válido para series mensuales de tipo flujo. Para series de tipo saldo o saldo promedio diario, los resultados deberán verse con cierta reserva.

Un ejemplo con datos de la economía mexicana

En este apartado se ilustra la aplicación de las técnicas descritas y se presentan los resultados de la desestacionalización de la serie Billetes y Monedas en Poder del Público (BYM), enero de 1978 -diciembre de 1968, obtenidos mediante el método X-11-ARIMA.

Por medio del procedimiento que sugiere el autor se determinó que la escala apropiada para realizar el análisis era la logarítmica.[49] Posteriormente utilizó el análisis de intervención para detectar efectos atribuibles a la Semana Santa y a las devaluaciones de la moneda de febrero, agosto y diciembre de 1982. Acto seguido se realizó el ajuste por estacionalidad correspondiente. Cabe notar que no se intentó corregir a la serie por longitud de mes, ya que no existía razón específica para ello.

Como resultado del análisis de intervención, se determinaron solamente efectos significativos atribuibles a las devaluaciones de agosto y diciembre de 1982. Estos efectos indicaron que entre agosto y noviembre de 1982 se incrementó 25% la tasa de crecimiento de BYM. A raíz de lo ocurrido en diciembre de 1982, dicha tasa se redujo hasta situarse, a mediados de 1983, en alrededor de 5% debajo de su nivel previo a agosto de 1982. Por lo que toca al efecto por días de operación, se obtuvieron los resultados que se muestran en el cuadro 3. Se aprecia que (aparte de posibles interacciones con la composición del calendario) los lunes y martes tienen una actividad significativamente menor, mientras que los viernes ocurre lo contrario, a la que se esperaría si todos los días tuvieran la misma tasa de actividad. Nótese que los sábados y domingos presentan niveles normales, posiblemente como compensación de la actividad entre fin e inicio de semana.

Para tener una idea de la magnitud de los efectos que actúan sobre la serie, uno de los resultados que conviene analizar es la contribución relativa de cada uno de los componentes para explicar la variabilidad que se aprecia en la serie original. Debido a que, por lo general, las series que se observan en la práctica no tienen un nivel medio constante, su varianza no queda claramente definida; por ello se usan tres definiciones distintas de variabilidad: *i)* medida en el cambio porcentual de un mes a otro, *ii)* medida en el cambio porcentual de un año a otro y *iii)* la varianza en la porción estacionaria de la serie (es decir, en la serie que resulta de cancelar una tendencia exponencial de la serie original). Tales contribuciones se muestran en el cuadro 4, en el cual sobresale que la estacionalidad es la principal fuente de variabilidad para explicar los cambios de un mes a otro, mientras que la tendencia lo es (y por mucho) para explicar los cambios de un año a otro y la variabilidad en la porción estacionaria.

49. *Ibid.*

CUADRO 3

Efectos atribuibles al distinto número de días de la semana que ocurren durante los meses. Ponderación

Lunes	*Martes*	*Miércoles*	*Jueves*	*Viernes*	*Sábado*	*Domingo*
0.676	0.667	1.026	1.082	1.202	1.174	1.173

Aunque la contribución de los efectos de las intervenciones es apenas perceptible, puede ser más importante que la atribuible a los efectos de calendario si se consideran las medidas de variabilidad *ii)* y *iii)*. Por su parte, los efectos de calendario cobran gran relevancia (incluso más que la tendencia) para explicar la variabilidad en los cambios mensuales de la serie. La contribución del componente irregular es, con cualquiera de las medidas de variabilidad utilizadas, relativamente pequeña.

CUADRO 4

Contribuciones relativas de los componentes para explicar la variabilidad en la serie BYM

	Componentes de la serie				
Tipo de variabilidad	*Tendencia*	*Intervenciones*	*Estacionalidad*	*Efectos de calendario*	*Irregularidad*
Medida en el cambio porcentual de un mes a otro	23.12	0.19	47.13	25.85	3.71
Medida en el cambio porcentual de un año a otro	99.81	0.10	0.00	0.04	0.05
Varianza en la porción estacionaria de la serie	89.11	3.23	5.95	1.35	0.35

El producto final de una desestacionalización es justamente la serie sin estacionalidad, la cual se aprecia mejor en una gráfica que en un cuadro. Por ello se presenta finalmente la gráfica que contiene la serie BYM original, la serie desestacionalizada, el componente de tendencia y los factores de estacionalidad correspondientes. Sin embargo, debe resaltarse que las series financieras reflejan efectos de inflación, lo cual no permite ver con claridad los resultados del ajuste estacional. Por este motivo las gráficas corresponden a cifras deflactadas, obtenidas mediante división entre la serie del índice nacional de precios al consumidor. □

Billetes y moneda metálica
(Millones de pesos de 1978)