Documento No. 62

Análisis de los Efectos del Calendario sobre el Índice de Volumen de la Producción Industrial en
México

Por

Víctor M. Guerrero

Julio, 1987

Las ideas contenidas en el presente ensayo son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan la posición del Banco de México.

**Análisis de los efectos del calendario sobre el
Índice de volumen de la Producción Industrial
en México
por Víctor M. Guerrero**

1.- Introducción.

El Índice de Volumen de la Producción Industrial (IVPI) es uno de los principales indicadores de la economía del país, ya que refleja el nivel promedio de la actividad mensual lograda por la industria. En realidad el nivel mismo del índice no es relevante, ya que carece de unidades, lo que realmente importa medir son los cambios que se observan de un mes a otro en dicho nivel, es decir, la variación porcentual del índice, que se interpreta como la tasa de crecimiento de la actividad industrial, en buena medida, de toda la actividad económica del país.

Lo *grar que las cifras mensuales del IVPI sean comparables entre sí no es tan sencillo como pudiera parecer a simple vista, esto se debe a que hay diversos factores que afectan a los meses con distinta intensidad. Para obtener cifras comparables hay que tener en cuenta, por ejemplo, los efectos estacionales que varían de acuerdo con los meses; en una primera aproximación podría intentarse cancelar dicha estacionalidad y eso ya sería un avance, sin embargo, quedan todavía otros factores, asociados básicamente con el calendario, que deberían ser considerados explícitamente y cancelados, para obtener comparaciones válidas.

2.- Modelo

En este trabajo se hará explícita la existencia de los efectos del calendario, de la estacionalidad y de otros factores cuyo origen está asociado con eventos de carácter exógeno al IVPI. De hecho la serie del IVPI será representada mediante el modelo multiplicativo

$$O_t = T_t \cdot E_t \cdot Y_t \cdot F_t \cdot D_t \cdot L_t \cdot I_t, \quad t = 1, \dots, N \quad (1)$$

* Con la colaboración de F. Javier Rojas. Se agradecen los comentarios y el apoyo brindado por D. Quintero y J. Romo.

Donde O_t es el valor observado del IVPI en el mes t . Los componentes que aparecen en el modelo

Tendencia (T_t) : Movimiento de largo plazo que incluye al posible ciclo y cuyo comportamiento es suave en el sentido de que no muestra cambios bruscos al paso del tiempo.

Estacionalidad (E_t) : Efectos periódicos que se repiten cada año, con magnitud no necesariamente estable al paso del tiempo y cuyas causas pueden considerarse ajenas a la naturaleza económica de O_t .

Intervenciones (Y_t) : Efectos asociados con (aunque quizá no directamente causados por) eventos exógenos al comportamiento histórico de O_t ; tales efectos pueden ser momentáneos, sostenidos periódicos y por ello confundirse con los de alguna otra componente, pero a diferencia de los efectos de las otras componentes, los efectos de intervenciones se tiene idea de a qué asociarlos u en que momentos aparecen. En lo que toca a la serie del IVPI se considera como intervención a la crisis surgida en 1982, la cual tuvo un efecto sostenido que se refleja como una caída del nivel de la serie.

Festividades movibles (F_t): Para el caso del IVPI se consideran aquí sólo a los efectos de la Semana Santa, que se mueve entre los meses de marzo y abril, debido a que se determina de acuerdo con el calendario lunar (el jueves Santo puede ocurrir entre el 19 de marzo y el 22 de abril).

Días de la semana (D_t) : Efectos atribuibles al distinto número de días de la semana que tienen los meses (por ejemplo hay meses que tienen 4 y otros que tienen 5 lunes).

Longitud de los meses (L_t) : Efecto de longitud variable de los meses, para tener en cuenta que hay meses de 28, 29, 30 y 31 días.

Irregularidad (I_t) : Efectos residuales no explicados por ninguna de las anteriores componentes.

Una vez reconocida la existencia de estas componentes, el problema de obtener cifras mensuales comparables del IVPI se traduce en la estimación y eliminación de los efectos que simplemente oscurecen la tendencia de la serie. Este proceso de estimación y eliminación de efectos es a lo que comúnmente se le conoce como ajuste de la serie y el resultado viene a ser una serie ajustada $A(O_t)$ que, en términos del modelo (1), se obtiene como

$$A(O_t) = \hat{T}_t \cdot \hat{I}_t = O_t / (\hat{E}_t \cdot \hat{Y}_t \cdot \hat{F}_t \cdot \hat{D}_t \cdot \hat{L}_t) \quad (2)$$

En particular la existencia de la componente estacional se ha detectado en una gran variedad de series de tiempo económicas y el deseo de eliminar a sus efectos ha motivado la aparición de varios paquetes computacionales que ajustan a las series por estacionalidad, dentro de ellos sobresale el paquete X-11-ARIMA (Ver Dagum, 1980 o Guerrero, 1983^a) por su gran versatilidad y porque en diversos estudios de carácter empírico que se han realizado (e.g. Kuiper, 1978) se ha encontrado que sus resultados son bastante aceptables. Por estos motivos, en este trabajo se optó por utilizarlo como herramienta básica de ajuste; además este procedimiento permite aplicar otros ajuste precios, denominados así porque se efectúan de maneja precisa a la desestacionalización (Véase Guerrero, 1983b). De hecho el paquete X-11-ARIMA permite representar a la serie observada según el modelo

$$O_t = T_t \cdot E_t \cdot P_t \cdot I_t, \quad t = 1, \dots, N \quad (3)$$

En donde la componente P_t , que contiene a los ajustes precios, es proporcionada por el analista como información adicional a la serie O_t y por lo mismo el analista tiene la libertad de obtenerla como mejor le parezca.

3.- Estimación de P_t

No tener ninguna restricción respecto a cómo estimar la componente P_t (que en nuestro caso representaría a los efectos Y_t , F_t , D_t y L_t) puede ser visto como una ventaja, pero a la vez como una responsabilidad, ya que de su adecuada estimación dependerán los resultados del análisis que se realice. En el estudio que nos ocupa se discutirán cuatro posibles métodos de estimación de dicha componente P_t que surgen de otros tantos argumentos considerados a priori como razonablemente apropiados, pero

cuya validez será verificada empíricamente. Para validar dichos métodos en el caso de la serie del IVPI, se tendrán en cuenta algunos criterios que permitan evaluar numéricamente su eficacia.

Conviene mencionar desde ahora que los cuatro métodos presuponen la existencia de una representación del tipo ARIMA para la serie original, en la cual se tendrán en cuenta los efectos de las intervenciones según la técnica del análisis de intervención propuesta por Box y Tiao (1975); así el problema consiste en estimar y cancelar los otros efectos que componen a P_t , esto es, los efectos por Semana Santa (F_t), por días de la semana (D_t) y por longitud de los meses (L_t).

3.1 Método 1

Este método surge de la idea de que el nivel de actividad mensual varía proporcionalmente con el número de días laborables, según el calendario de labores de México del cual se excluyen los días feriados, los domingos y se supone que los sábados se trabaja tan sólo medio día. Como días feriados se consideró a: 1 de enero, 5 de febrero, 21 de marzo, jueves y viernes de Semana Santa, 1 y 5 de mayo, 16 de septiembre, 2 y 20 de noviembre, 12 y 25 de diciembre y el 1 de diciembre cuando hay toma de posesión presidencial. Dicho calendario de días laborables para los años de 1975 a 1985, se presenta como Cuadro 1.

Cabe hacer notar que el presente método es en realidad uno de los que primero se emplearon para obtener cifras comparables que correspondieran a un mes estándar, en particular aparece citado en Kendall (1975, p. 8), pero su aplicación para ajustar el Índice de Producción Industrial de Estados Unidos fue descontinuada en 1953, según lo reporta Young (1965, nota 16) quien cita como uno de los argumentos para descartar el método el que “en algunos casos la baja de actividad atribuible a un día feriado es recuperada mediante mayor actividad en días contiguos” o bien el que “en otros casos, como sucede con el 25 de diciembre, la baja de actividad es más que proporcional a un solo día no laborable”. Así pues, solamente por completitud de este trabajo se presentarán tanto el método como sus resultados al aplicarse al IVPI en México.

Cuadro 1
Días laborables según el calendario mexicano

Año \ Mes	Ene	Ech	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sen	Oct	Nov	Dic	Suma
1975	24	21	20.5	24	22.5	23	25	23.5	23	25	21.5	23	278
1976	23.5	21	25	22	22	24	24.5	24	23	23.5	22.5	23.5	280.5
1977	23	21.5	24	21.5	23	24	23.5	25	23	23.5	23	23.5	280.5
1978	24	22	22	22.5	23	24	23.5	25	23	24	22	21.5	278.5
1979	24	21	23.5	21	23.5	23.5	24	25	22.54	25	22	21.5	278.5
1980	24	22	22.5	22	22.5	23	25	23.5	23	25	21.5	23	279
1981	23.5	21	23.5	22	21.5	24	25	23.5	23	24.5	21	23.5	278
1982	22.5	21	25	22	22	24	24.5	24	23	23.5	22.5	23.5	279.5
1983	23	21.5	23	22.5	23	24	23.5	25	23	23.5	23	23.5	280.5
1984	24	23	23.5	21	23.5	23.5	24	25	22.5	25	22	21.5	280.5
1985	24	21	22.5	22	24	22.5	25	24.5	22	25	22	22	278.5
Promedio	23.59	21.45	23.19	22.04	22.77	23.59	24.32	24.36	22.82	24.32	22.09	22.73	279.27

El modelo específico a considerar es:

$$O_t = T_t \cdot E_t \cdot Y_t \cdot C_t \cdot I_t, \quad t = 1, \dots, N \quad (4)$$

En donde el componente C_t está constituida por los efectos de F_t , D_t y L_t . En relación al modelo (3), los ajustes previos a realizar resultan ser $P_t = Y_t \cdot C_t$, en donde, como ya se advirtió previamente, los efectos de Y_t serán estimados mediante el análisis de intervención.

Sea $d_{i,q}$ el número de días laborables en el mes q del año i , según se muestra en el Cuadro 1, entonces el factor de ajuste mensual para tener en cuenta la actividad que se hubiera realizado en el mes, si el número de días laborables hubiera sido el mismo durante todos los meses, se obtiene como

$$\hat{C}_{i,q} = 12d_{i,q} / \sum_{q=1}^{12} d_{i,q} \quad \text{para } i=1975, \dots, 1985 \text{ y } q=1, \dots, 12 \quad (5)$$

3.2 Método 2

En este método se considerará que los efectos de la Semana Santa pueden ser representados como una intervención más que actúa sobre la serie, por lo mismo, el análisis de intervención que se aplique debe considerar no sólo a los factores exógenos

de intervención, sino a un factor adicional asociado con la Semana Santa. El efecto por días de la semana se supone capaz de representarse mediante siete ponderaciones, una para cada día de la semana, las cuales reflejarían tasas de actividad si pudieran estimarse con datos diarios, pero que al no contar más que con datos mensuales, reflejan esencialmente la composición del calendario. El efecto por longitud variable de los meses se puede cancelar simplemente estandarizando el número de días de cada uno de los meses.

Este método se deriva de la propuesta de Pierce y Cleveland (1981) y es el que se sugiere utilizar en Guerrero (1983b) ya que combina sólo dos técnicas que han probado ser sumamente eficaces en la práctica, el análisis de intervención y el uso integral del procedimiento X-11-ARIMA con sus opciones de ajuste por días de la semana y por longitud del mes. Desde el punto de vista de eficiencia estadística, el método no es óptimo porque no se realiza la estimación simultánea de los parámetros de intervención y las ponderaciones para los días de la semana, sino que dicha estimación se realiza de manera secuencial y eso no permite observar las posibles interacciones entre intervenciones y días de la semana, sin embargo esta crítica sería también aplicable a cualquier otro método en el que se usen los ajustes previos del procedimiento X-11-ARIMA.

El modelo que en este caso se plantea específicamente es :

$$O_t = T_t \cdot E_t \cdot Y'_t \cdot D_t \cdot L_t \cdot I_t, \quad t = 1, \dots, N \quad (6)$$

En el cual aparece ahora la componente Y'_t que incluye tanto los efectos de intervenciones (Y_t) como la Semana Santa (F_t); la componente de ajustes previos del modelo general (3) se forma por lo tanto como $P_t = Y'_t \cdot D_t \cdot L_t$ la técnica de estimación y ajuste de los efectos $D_t \cdot L_t$ está integrada en el procedimiento X-11-ARIMA de acuerdo con la formulación siguiente:

Supóngase que el modelo (6) puede describirse como

$$O_t = T_t \cdot E_t \cdot Y'_t \cdot L_t \cdot I'_t, \quad t = 1, \dots, N \quad (7)$$

en donde la irregularidad I'_t es una variable aleatoria que contiene a los efectos por días de la semana y que satisface

$$E(I'_t) = E(I'_t) \cdot I_t \quad \text{con} \quad E(I'_t) = E(I_t) = 1 \quad (8)$$

De tal forma que resulta razonable suponer $\sum_{t=1}^N D_t / N = 1$.

Ahora bien, considérese el modelo lineal

$$I'_t = D_t + \varepsilon_t / n_t \quad (9)$$

Con un ε_t un error aleatorio y n_t el número de días del mes t , entonces de (8) y (9) se sigue que

$$\varepsilon_t / n_t = D_t (I_t - 1) \quad \text{con} \quad E(\varepsilon_t) = 0 \quad (10)$$

De acuerdo con el supuesto de que los efectos por días de la semana se pueden capturar mediante siete ponderaciones, se tiene que.

$$D_t = \sum_{j=1}^7 \alpha_j X_{j,t} / n_t \quad (11)$$

con α_j , $j=1, \dots, 7$ las ponderaciones para los días de la semana y $X_{j,t}$ la frecuencia del día j en el mes t (con 1=lunes, ..., 7=domingo). Entonces se requiere que

$$\sum_{t=1}^N D_t / N = \sum_{j=1}^7 \alpha_j \left(\sum_{t=1}^N x_{j,t} / n_t \right) / N = 1 \quad (12)$$

pero cuando N es grande, la proporción de días de la semana en los meses es la misma, así que

$$\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N x_{j,t} / n_t = \frac{1}{7} \quad \text{para } j=1, \dots, 7 \quad (13)$$

y por ello es requisito que las ponderaciones satisfagan la restricción

$$\sum_{j=1}^7 \alpha_j = 7 \quad (14)$$

El modelo (9) se convierte entonces en

$$n_t I'_t = \sum_{j=1}^7 \alpha_j x_{j,t} + \varepsilon_t \quad , \quad \text{con} \quad \sum_{j=1}^7 \alpha_j = 7 \quad (15)$$

no obstante, con el fin de facilitar la prueba de la hipótesis de efectos por días de la semana, conviene reparametrizar el modelo en función de nuevos parámetros $\beta_1, \dots, \beta_7$ que satisfagan $\sum_{j=1}^7 \beta_j = 0$, lo cual se logra al definir

$$\beta_j = \alpha_j - 1 \quad , j=1, \dots, 6 \text{ y } \beta_7 = -\sum_{j=1}^6 \beta_j \quad (16)$$

entonces el modelo (15) viene a ser

$$\begin{aligned} n_t I'_t &= \sum_{j=1}^7 \beta_j x_{j,t} + \sum_{j=1}^7 x_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \\ &= \sum_{j=1}^6 \beta_j x_{j,t} - \sum_{j=1}^6 \beta_j X_{7,t} + n_t + \varepsilon_t \\ &= \sum_{j=1}^6 \beta_j (X_{j,t} - X_{7,t}) + n_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (17)$$

o sea

$$n n_t (I'_t - 1) = \sum_{j=1}^6 \beta_j X_{j,t} + \varepsilon_t \quad (18)$$

con $X_{j,t} = X_{j,t} - X_{7,t} \quad , j = 1, \dots, 6$

Una vez estimados los parámetros β_j mediante $\hat{\beta}_j, j = 1, \dots, 6$, se puede obtener

$\hat{\beta}_7 = -\sum_{j=1}^6 \hat{\beta}_j$ y la componente D_t se estima como

$$\hat{D}_t = 1 + \sum_{j=1}^6 \hat{\beta}_j x_{j,t} / n_t = \sum_{j=1}^7 (1 + \hat{\beta}_j) X_{j,t} / n_t \quad (19)$$

además, las ponderaciones para cada día de la semana se obtienen de

$$\alpha_j = 1 + \hat{\beta}_j \quad j=1, \dots, 7$$

Por otro lado, el efecto por longitud variable de los meses puede estimarse mediante el factor de estandarización

$$\hat{L}_t = n_t / 30.4375 \quad (20)$$

donde $30.4375 = 365.25/12$ es el número promedio de días que tiene un mes de un ciclo de cuatro años. Esto da por resultado que el efecto conjunto de días de la semana y longitud del mes se estime como

$$\hat{D}_t \bullet \hat{L}_t = \sum_{j=1}^7 (1 + \hat{\beta}_j) X_{j,t} / 30.4375 \quad (21)$$

Nótese que en este método no se tienen en cuenta los efectos de los días feriados (no-laborables) y que las únicas variables explicativas son las frecuencias de los días de la semana en los meses, este hecho le da generalidad al procedimiento X-11-ARIMA para poderse aplicar a diversos tipos de series y en todos los países que se rijan por el calendario Gregoriano; de hecho, el paquete de cómputo tiene instrumentado un calendario codificado, ya que existen tan sólo 22 tipos distintos de mes, según se aprecia en el Cuadro 2. Así mismo, en el Cuadro 3 aparece el calendario codificado por tipo de mes, para los años 1961 a 1988, pero el patrón que se observa en este cuadro se repite cada 28 años y por esta razón al calendario del Cuadro 3 se le puede considerar como un calendario perpetuo y universal.

Cuadro 2
Código para los diferentes tipos de mes

Código	No de días en el mes	Día inicial del mes	Días con frecuencia de 5 veces en el mes
1	31	lunes	lu, ma, mi
2	31	martes	ma, mi, ju
7	31	domingo	do, lu, ma
8	30	lunes	lu, ma
9	30	martes	ma, mi
14	30	domingo	do, lu
15	29	lunes	lu
16	29	martes	ma
21	29	domingo	do
22	28	cualquiera	ninguno

Cuadro 3
Calendario codificado por tipo de mes

Años	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1961,67,78	7	22	3	13	1	11	6	2	12	7	10	5
62,73,79	1	22	4	14	2	12	7	3	13	1	11	6
63,74,85	2	22	5	8	3	13	1	4	14	2	12	7
64	3	20	7	10	5	8	3	6	9	4	14	2
65,71,82	5	22	1	11	6	9	4	7	10	5	8	3
66,77,83	6	22	2	12	7	10	5	1	11	6	9	4
68	1	18	5	8	3	13	1	4	14	2	12	7
69,75,86	3	22	6	9	4	14	2	5	8	3	13	1
70,81,87	4	22	7	10	5	8	3	6	9	4	14	2
72	6	16	3	13	1	11	6	2	12	7	10	5
76	4	21	1	11	6	9	4	7	10	5	8	3
80	2	19	6	9	4	14	2	5	8	3	13	1
84	7	17	4	14	2	12	7	3	13	1	11	6
88	5	15	2	12	7	10	5	1	11	6	9	4

3.3 método 3

Los supuestos básicos de este método son: i) los días laborables son los que importan realmente para explicar los efectos del calendario y ii) conviene distinguir entre días no laborables por festividades movibles (Semana Santa en este caso) y los otros días no laborables por ser feriados o por ser fin de semana, pero la estimación de ambos efectos debe ser simultánea. Los autores del método, Pfeffermann y Fisher (1982), lo sugirieron para suplir las deficiencias encontradas con el método 1 y para enriquecer un poco más las técnicas ya instrumentadas en el paquete X-11 (o X-11-ARIMA en su caso), sin embargo ellos no consideraron en su trabajo la aplicación de análisis de intervención, así que los resultados que en este trabajo se encuentren al comparar el método 3 con el método 2 serán realmente nuevos.

Específicamente se hace uso del modelo (1), pero ahora supóngase que dicho modelo puede describirse como (cabe notar que Pfeffermann y Fisher no consideran explícitamente el efecto por longitud del mes y por ello dicho efecto parece como parte de la estacionalidad en su método original)

$$O_t = T_t \bullet E_t \bullet Y_t \bullet L_t \bullet I_t^* \quad , \quad t = 1, \dots, N \quad (22)$$

en donde I_t^* incluye a los efectos por días laborables D_t^* (que se forman por D_t (que se forman por D_t y F_t) y admito la representación

$$I_t^* = D_t^* + \varepsilon_t \quad (23)$$

supóngase además que en el modelo (1) la irregularidad es una variable aleatoria con $E(I_t) = 1, Var(I_t) = \sigma^2$ y $Cov(I_t, I_{t'}) = 0, t \neq t'$. Entonces de (1) y (23) se tiene que

$$\varepsilon_t = D_t^* (I_t - 1) \text{ con } E(\varepsilon_t) = 0, Var(\varepsilon_t) = D_t^{*2} \sigma^2 \text{ y } Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t'}) = 0, t \neq t' \quad (24)$$

Sea $D_{i,q}^*$ el efecto por días laborables en el año i y el mes q , con

$$D^*_{12(i-1)+q} = \gamma_q + \delta_q d_{i,q} + n_q f_{i,q}, \quad i=1, \dots, n \text{ y } q=1, \dots, 12 \quad (25)$$

donde $d_{i,q}$ representa el número de días laborables, $f_{i,q}$ es el número de días no laborables por Semana Santa, en el mes $t=12(i-1)+q$ y γ_q, δ_q y n_q son parámetros por estimar. Para cada q se tiene entonces

$$\begin{aligned} I^*_{12(i-1)+q} &= D^*_{12(i-1)+q} + \varepsilon_{12(i-1)+q} \\ &= \gamma_q + \delta_q d_{i,q} + n_q f_{i,q}, \quad i=1, \dots, n \text{ y } q=1, \dots, 12 \end{aligned} \quad (26)$$

supóngase adicionalmente que (24) se cumple de acuerdo con

$$E(\varepsilon_{12(i-1)+q}) = 0 \text{ y } Var(\varepsilon_{12(i-1)+q}) = D^{*2}_{12(i-1)+q} \sigma^2_q,$$

$$Cov(\varepsilon_{12(i-1)+q}, \varepsilon_{12(i'-1)+q}) = 0, \quad i=i' \quad (27)$$

de tal manera que la covariación de los errores se da entre meses del mismo año exclusivamente, por lo cual los 12 modelos (26) pueden estimarse por Mínimos Cuadrados Ordinarios.

La estimación de D^*_t se obtiene de acuerdo con

$$\hat{D}^*_t = \hat{D}^*_{12(i-1)+q} = \hat{\gamma}_q + \hat{\delta}_q d_{i,q} + \hat{n}_q f_{i,q} \quad (28)$$

Las subseries mensuales $\{d_{i,q}\}$ se obtienen del Cuadro 1 para los años 1975 a 1985, excepto en los casos $\{d_{i,3}\}$ y $\{d_{i,4}\}$, ya que para los meses de marzo y abril el Cuadro 1 muestra las diferencias $d_{i,3} - f_{i,3}$ y $d_{i,4} - f_{i,4}$, pero la información complementaria del Cuadro 1 puede obtenerse del Cuadro 4, en donde se muestran las series $f_{i,3}$ y $f_{i,4}$; además se sabe que $\{f_{i,q}\} = \{0\}$ para $q \neq 3, 4$.

Cuadro 4
Días no laborables por Semana Santa

Mes\Año	1975	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85
Marzo	2	0	0	2	0	0	0	0	1	0	0
Abril	0	2	2	0	2	2	2	2	1	2	2

Finalmente, el efecto por longitud del mes se supone que resulta por el distinto número de días laborables que tienen los meses, por lo cual la cancelación de dicho efecto se logra al estandarizar mediante multiplicación por el factor

$$\hat{L}_t = n^*_t / \bar{n}^* = \sum_{t=1}^N n^*_t / N \quad (29)$$

en donde n^*_t es el número de días laborables en el mes t , los cuales se muestran en el Cuadro 1 y $\bar{n}^* = 23.2725$. Por consiguiente, la estimación de los ajustes previos del modelo (3) se obtiene como

$$\hat{P}_t = \hat{Y}_t \cdot \hat{D}^*_t \cdot \hat{L}_t \quad (30)$$

3.4 Método 4

El siguiente método puede considerarse como una combinación de los métodos 2 y 3, pues surge de los siguientes supuestos: i) los efectos del calendario son explicados por el diferente tipo y número de días laborables y ii) los efectos por los distintos tipos de días laborables son expresables mediante siete ponderaciones, que pretenden reflejar más apropiadamente la tasa de actividad de los días laborables de la semana. Conviene hacer notar que aun cuando tales ponderaciones se aproximan un poco más al concepto de tasa de actividad diaria, estrictamente no representan eso, sino más bien la composición del calendario de días laborables.

El modelo correspondiente es el mismo que el del método 2 y el desarrollo metodológico es también similar, sólo que ahora la expresión (15) toma la forma

$$n^*_t I'_t = \sum_{j=1}^7 \alpha_j X^*_{j,t} + \varepsilon_t \quad (31)$$

en donde n^*_t es (igual que en el método 3) el número de días laborables del mes t , $j=1, \dots, 6$ y $X^*_{j,t}$ es la frecuencia del día laborable j en el mes t , $j=1, \dots, 6$ y $X^*_{7,t}$ es la frecuencia de los días no laborables, que incluye domingos, días festivos y sábados (ponderados por 0.5). la reparametrización a usar ahora es la propuesta por Bell y Hillmer (1983) para evitar las correlaciones altas entre las α 's y surge de

$$\begin{aligned} n^*_t I'_t &= \sum_{j=1}^7 \alpha_j X^*_{j,t} + \varepsilon_t \\ &= \sum_{j=1}^7 (\alpha_j - \bar{\alpha})(X^*_{j,t} - X^*_{7,t}) + \sum_{j=1}^7 (\alpha_j - \bar{\alpha})X^*_{7,t} + \bar{\alpha} \sum_{j=1}^7 X^*_{j,t} + \varepsilon_t \\ &= \sum_{j=1}^6 (\alpha_j - \bar{\alpha})X^*_{j,t} + \bar{\alpha} n^*_t + \varepsilon_t \\ &= \sum_{j=1}^7 \phi_j x^*_{j,t} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (32)$$

con $x^*_{j,t} = x^*_{j,t} - x^*_{7,t}$ y $\phi_j = \alpha_j - \bar{\alpha}$ para $j=1, \dots, 6$ y $x^*_{7,t} = n^*_t$, $\phi_7 = \bar{\alpha}$, por lo tanto, se obtiene que

$$D_t = \sum_{j=1}^7 \phi_j X^*_{j,t} / n^*_t \quad (33)$$

Si se desea obtener los efectos individuales para cada uno de los días de la semana se tendría

$$\hat{\alpha}_j = \hat{\phi}_j + \hat{\phi}_7 \text{ para } j=1, \dots, 6 \text{ y } \hat{\alpha}_7 = \hat{\phi}_7 - \sum_{j=1}^6 \hat{\phi}_j \quad (34)+$$

ya que

$$\alpha_7 - \bar{\alpha} = \sum_{j=1}^7 \alpha_j - \bar{\alpha} - \sum_{j=1}^6 \alpha_j = 6\bar{\alpha} - \sum_{j=1}^6 (\phi_j + \bar{\alpha}) = -\sum_{j=1}^6 \phi_j$$

Además, el efecto conjunto por días laborables y longitud de los meses puede estimarse como

$$\hat{D}_T \bullet \hat{L}_t = \sum_{j=1}^7 \hat{\phi}_j x_{j,t}^* / \bar{n}^* \quad (35)$$

con $\bar{n}^*$ dado en (29). Finalmente, la componente de ajustes previos del modelo (3) vendrá a ser

$$\hat{P}_t = \hat{Y}'_t \bullet \hat{D}_t \bullet \hat{L}_T \quad (36)$$

4.- Criterios para juzgar la bondad de los métodos

Con el fin de establecer comparaciones entre los resultados de los diversos métodos, se requiere definir algunos criterios de bondad de los métodos, en particular aquí se considerarán los siguientes:

4.1 Especificación adecuada de los modelos

La idea detrás de este criterio es que los supuestos estadísticos que fundamentan a los modelos deben ser razonablemente válidos para que sus resultados sean creíbles. Por este motivo habría que realizar verificación de supuestos cuando esto sea factible y se debe también verificar la significación estadística de los parámetros estimados.

En lo que toca a los modelos de análisis de intervención esta idea es redundante, porque la estrategia misma de construcción de modelos a la Box-Jenkins incluye a la verificación como etapa fundamental.

Ya en lo referente a los métodos de regresión que se emplean con cada método específico, podría señalarse que:

- Para el método 1 no existe un modelo paramétrico a estimar y por ello no se requiere verificación de supuestos estadísticos,
- Con el método 2, en el modelo (18) se supone que los errores aleatorios ε_t son independientes e idénticamente distribuidos conforme a una distribución $N(0, \sigma^2)$; la salida del paquete X-11-ARIMA

no permite verificar estos supuestos porque no presenta los residuales, sin embargo Young (1965, Apéndice A) reporta los resultados de diversas simulaciones de las cuales se sugiere que los supuestos no son seriamente violados.

- En el método 3 se supone también que los errores en cada una de las 12 regresiones (26) son independientes y normalmente distribuidos con media cero y varianza propia para cada q ; un análisis de residuales a partir de gráficas sería suficiente para verificar los supuestos, pero el cálculo de la estadística d de Durbin-Watson sería recomendable.
- El método 4 también supone errores independientes e idénticamente distribuidos como $N(0, \sigma^2)$ por lo cual el análisis de residuales resulta pertinente, pero en este caso, ya que no existe una constante en el modelo (32), el cálculo de la estadística d no resulta apropiado.

4.2 Mejor explicación de la variabilidad en la serie observada.

De hecho lo que se pretende con los modelos es reducir la importancia relativa de la irregularidad respecto a la importancia de las otras componentes de la serie. Como los cuatro métodos propuestos requieren del uso del X-11-ARIMA, para todos ellos se contará con la salida del paquete de cómputo, en la cual aparecen, además de la desviación estándar de la irregularidad, las contribuciones relativas de cada una de las componentes para explicar la variación, medida ya sea como (i) el cambio porcentual de un mes a otro o (ii) el cambio porcentual de una año a otro de la serie original.

Los cálculos de las contribuciones los realiza el paquete X-11-ARIMA de acuerdo con el siguiente argumento:

considérese la descomposición multiplicativa (3) y sean rO_t , rT_t , rE_t , rP_t y rI_t los cambios porcentuales de un mes a otro (tasas de variación mensual) de las respectivas componentes, entonces se obtiene la relación

$$(\overline{rO})^2 \doteq (\overline{rT})^2 + (\overline{rE})^2 + (\overline{rP})^2 + (\overline{rI})^2 \quad (37)$$

lo cual puede justificarse con la aproximación

$$\log(O_t) - \log(O_{t-1}) = \log(1 + rO_t) \doteq rO_t \text{ si } rO_t \text{ es pequeña} \quad (38)$$

que al ser aplicada a cada una de las componentes, permite escribir

$$rO_t \doteq rT_t + rE_t + rP_t + rI_t \quad (39)$$

además, al elevar al cuadrado y promediar las tasas de variación de cada componente se obtiene se obtienen los valores $(\overline{rO})^2, (\overline{rT})^2, \dots, (\overline{rI})^2$, en donde, por ejemplo

$$(\overline{rO})^2 = \sum_{t=2}^N (rO_t)^2 / (N-1) \quad (40)$$

de esta manera, al hacer caso omiso de los productos cruzados entre tasas de variación se obtiene (37).

La contribución relativa de las componentes para explicarlas variaciones en la serie, son los cocientes

$$(\overline{rT})^2 / S1, (\overline{rE})^2 / S1, (\overline{rP})^2 / S1 \text{ y } (\overline{rI})^2 / S1 \quad (41)$$

con

$$S1 = (\overline{rT})^2 + (\overline{rE})^2 + (\overline{rP})^2 + (\overline{rI})^2 \quad (42)$$

y la bondad de la aproximación (37) se mide a través de $(\overline{rO})^2 / S1$.

De manera similar, si la variación en la serie se toma como los cambios porcentuales de un año a otro (el mes de un año respecto al mismo mes del año anterior) se obtienen las tasas de variación anual RO_t, RT_t, RE_t, RP_t y RI_t , y los cocientes

$$(\overline{RT})^2 / S2, (\overline{RE})^2 / S2, (\overline{RP})^2 / S2, (\overline{RI})^2 / S2 \text{ y } (\overline{RO})^2 / S2 \quad (43)$$

con

$$S2 = (\overline{RT})^2 + (\overline{RE})^2 + (\overline{RP})^2 + (\overline{RI})^2$$

4.3 Identificación adecuada de la componente estacional

Este criterio se sugiere debido a que en los cuatro métodos se aplica el método X-11-ARIMA, la validez de cuyos resultados dependen de la apropiada identificación de la componente estacional, lo

cual sucede cuando además de existir poca irregularidad, la estacionalidad evoluciona poco al paso del tiempo. En el procedimiento X-11-ARIMA se realizan dos pruebas F, una para verificar que la estacionalidad estable es significativa, F1, y la otra para verificar que la estacionalidad movible no lo es, F2, (para el desarrollo y justificación de F1 y F2 véase Dagum, 1980). Es deseable pues que el valor de F1 sea grande y el de F2 pequeño, respecto a los valores de tablas de la distribución F con 11 y 120 grados de libertad para el caso de F2 (esto es porque se tienen 132 observaciones mensuales en la serie).

4.4 Grado de laboriosidad

Un criterio menos relevante que los anteriores pero de consideración si se piensa en la aplicación de los métodos propuestos de manera masiva, es el esfuerzo requerido para instrumentarlos. Conviene pues, apreciar el esquema de cálculo y los pasos que se siguen con cada uno de los métodos:

- Método 1. Se requiere (i) construir un modelo ARIMA con intervenciones ajenas a los efectos del calendario y (ii) correr el programa del X-11-ARIMA con ajustes previos $\hat{P}_t = \hat{Y}_t \bullet \hat{C}_t$, donde $\hat{C}_t$ surge de (5).
- Método 2. Se requiere (i) construir un modelo ARIMA con intervenciones que incluyan los efectos de la Semana Santa y (ii) correr el programa del X-11-ARIMA con ajustes previos $\hat{P}_{1t} = \hat{Y}_t \bullet \hat{F}_t$, y con la opción de ajuste por días de la semana y longitud del mes, de tal manera que el conjunto de ajustes previos sea $\hat{P}_t = \hat{Y}_t \bullet \hat{F}_t \bullet \hat{D}_t \bullet \hat{L}_t$.
- Método 3. Se requiere (i) construir un modelo ARIMA con intervenciones ajenas a los efectos del calendario, (ii) correr el programa X-11-ARIMA con ajustes previos $\hat{P}_{1t} = \hat{Y}_t$ para obtener la serie I^*_t de (22), (iii) correr las 12 regresiones (26) para obtener $\hat{D}^*_t$ y (iv) correr el programa X-11-ARIMA con ajustes previos $\hat{P}_t = \hat{Y}_t \cdot \hat{D}^*_t \cdot \hat{L}_t$.
- Método 4. Se requiere (i) construir un modelo ARIMA con intervenciones que incluyan los efectos de la Semana Santa, (ii) correr el programa X-11-ARIMA con ajustes previos $\hat{P}_t = \hat{Y}_t \cdot \hat{F}_t \cdot \hat{D}_t \cdot \hat{L}_t$ para obtener la serie I^*_t de (31), (iii) correr la regresión (32) para obtener $\hat{D}_t$ y (iv) correr el programa X-11-ARIMA con los ajustes previos $\hat{P}_t = \hat{Y}_t \cdot \hat{F}_t \cdot \hat{D}_t \cdot \hat{L}_t$.

Como puede observarse, hay dos niveles de laboriosidad, un nivel elemental asociado con los métodos 1 y 2, y un segundo más elaborado que se asocia con los métodos 3 y 4, de tal manera que si éste fuera un criterio primordial la elección debería realizarse entre los

5.- Análisis de resultados

Como se indicó previamente, los cuatro métodos propuestos en la sección 3 requieren de una representación ARIMA que incluya funciones dinámicas para representar los efectos de la o las intervenciones en consideración. En el presente caso las intervenciones a estudiar eran dos: una que representara el efecto de la crisis económica que surgió en 1982 (véase la ggráfica del IVPI que aparece como Gráfica A.1 en el apéndice) y otra más para modelar el efecto de la Semana Santa.

Los modelos que se postularon como tentativos para tales efectos son los que aparecen en la Figura 1, en particular cabe notar que el efecto de la crisis económica se detectó significativamente a partir de marzo de 1982 y por ello sus efectos se considera que comienzan en ese mes.

Figura 1

Efectos esperados de las intervenciones sobre log (IVPI)

Los resultados de la estimación simultánea de los parámetros tanto del modelo ARIMA como de las funciones de intervención se muestran en el Cuadro 5. En este cuadro en realidad aparecen los resultados de la estimación de cinco modelos, el primero de los cuales (a) corresponde a las funciones graficadas en la Figura 1; debido a que los parámetros estimados $\hat{\omega}_{1,0}$, $\hat{\omega}_{2,1}$, $\hat{\omega}_{3,0}$, $\hat{\omega}_{3,1}$, no resultaron ser significativamente distintos de cero al 5%, se cancelaron y se construyó el modelo (b) que constituye una versión simplificada del anterior y cuyos parámetros estimados son todos significativamente distintos de cero. De hecho el modelo (b) indica que hay una caída en la producción en el mes en que cae Semana Santa y dicha caída en la producción en el mes en que cae Semana Santa y dicha caída es notoriamente mayor si la Semana Santa y dicha caída es notoriamente mayor si la Semana Santa y dicha caída es notoriamente mayor son la Semana Santa ocurre en marzo que sí ocurre en abril. El

modelo (c) considera sólo el efecto de la caída atribuible a la crisis, mientras que el (d) tiene en cuenta solamente el efecto de la Semana Santa y el (e) puede considerarse como la base de comparación, ya que no contiene funciones de intervención.

Nótese en el Cuadro 5 la reducción en desviación estándar residual, $\hat{\sigma}_a$, que se obtiene al introducir las intervenciones, lo cual evidencia la necesidad de considerar las explícitamente y sobre todo la correspondiente a Semana Santa.

Los ajustes por intervenciones ajenas al calendario

Cuadro 5

Resultados de la estimación de modelos para la serie $T(Z_t) = \log(IVPI_t)$

Modelo	Fechas de intervención	Parámetros estimados	Intervalo del 95% de confianza
$T(Z_t) = (\omega_{1,1} - \omega_{1,1}B)P_{I,t}$ $+ \left\{ \frac{\omega_{2,0} - \omega_{2,1}B}{1 - \delta_2 B} \right\} P_{II,t} + \{\omega_{3,0} - \omega_{3,1}B\} P_{III,t}$ $+ \left\{ \frac{\omega_4}{(1 - \delta_4 B)\nabla} \right\} P_{IV,t} + N_t$ $(1 - \Phi B^{12})\nabla N_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^9)(1 - \theta B^{12})a_t$ $Q = 33.4$ con 11 g.l. ^{*/} $\hat{\sigma}_a = 0.0191$	I=(03,'76), (03,'77) (03,'79), (03,'80) (03,'81), (03,'82), (03,'84), (03,'85) II=(03,'75), (03,'78) III=(03,'83) IV=(03,'82)	$\hat{\phi} = 0.90$ $\hat{\theta}_1 = 0.26$ $\hat{\theta}_2 = -0.35$ $\hat{\theta} = 0.69$ $\hat{\omega}_{1,0} = 0.027$ $\hat{\omega}_{1,1} = 0.054$ $\hat{\omega}_{2,0} = -0.081$ $\hat{\omega}_{2,1} = -0.023$ $\hat{\delta}_2 = 0.82$ $\hat{\omega}_{3,0} = 0.015$ $\hat{\omega}_{3,1} = 0.012$ $\hat{\omega}_4 = -0.016$ $\hat{\delta}_4 = 0.94$	(0.82, 0.95) (0.08, 0.44) (-0.54, -0.16) (0.51, 0.87) (-0.014, 0.068) (0.030, 0.077) (-0.136, -0.026) (-0.085, 0.040) (0.48, 1.17) (-0.030, 0.060) (-0.023, 0.047) (-0.029, -0.003) (0.85, 1.03)
$T(Z_t) = \{\omega_1\}P_{I,t} + \{\omega_2\}P_{II,t}$ $+ \left\{ -\frac{\omega^3}{(1 - \delta B)\nabla} \right\} P_{III,t} + N_t$ $(1 - \phi B^{12})\nabla N_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^9)(1 - \theta B^{12})a_t$ $Q=33.3$ con 16 g.l. ^{*/} $\hat{\sigma}_a = 0.0191$	I=(04,'76), (04,'77) (04,'79), (04,'80) (04,'81), (04,'82), (04,'84), (04,'85) II=(03,'75), (03,'78) III=(03,'82)	$\hat{\phi} = 0.93$ $\hat{\theta}_1 = 0.24$ $\hat{\theta}_2 = -0.29$ $\hat{\theta} = 0.67$ $\hat{\omega}_1 = 0.041$ $\hat{\omega}_2 = 0.096$ $\hat{\omega}_3 = -0.017$ $\hat{\delta} = 0.94$	(0.88, 0.98) (0.06, 0.42) (-0.48, -0.11) (0.49, 0.85) (-0.056, -0.025) (-0.118, -0.074) (-0.030, -0.003) (0.085, 1.03)
$T(Z_t) = \left\{ \frac{\omega}{(1 - \delta B)\nabla} \right\} P_{I,t} + N_t$ $(1 - \phi B^{12})\nabla N_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^9)(1 - \theta B^{12})a_t$	I=(03,'82)	$\hat{\phi} = 0.93$ $\hat{\theta}_1 = 0.24$ $\hat{\theta}_2 = -0.29$ $\hat{\theta} = 0.67$ $\hat{\omega} = -0.017$ $\hat{\delta} = 0.94$	(0.80, 1.02) (0.39, 0.71) (-0.21, 0.12) (0.29, 0.72) (-0.034, -0.011)

Q=15.1 con 18 g.l. ^{*/}

(0.86, 0.99)

$$\hat{\sigma}_a = 0.0267$$

$$T(Z_t) = \{\omega_1\}P_{I,t} + \{\omega_2\}P_{II,t} + N_t$$

$$(1 - \phi B^{12})\nabla N_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^9)(1 - \theta B^{12})a_t$$

I=(04,'76), (04,'77)	$\hat{\phi} = 0.92$	(0.87, 0.97)
(04,'79), (04,'80)	$\hat{\theta}_1 = 0.16$	(-0.01, 0.33)
(04,'81), (04,'82),	$\hat{\theta}_2 = -0.38$	(-0.56, -0.21)
(04,'84), (04,'85)	$\hat{\theta} = 0.69$	(0.52, 0.86)
II=(03,'75), (03,'78)	$\hat{\omega}_1 = -0.041$	(-0.056, -0.027)
	$\hat{\omega}_2 = -0.095$	(-0.116, -0.075)

Q=26.7 con 18 g.l. ^{*/}

$$\hat{\sigma}_a = 0.0195$$

$$(1 - \phi B^{12})\nabla T(Z_t) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^9)(1 - \theta B^{12})a_t$$

	- - - -	$\hat{\phi} = 0.88$	(0.75, 1.00)
		$\hat{\theta}_1 = 0.42$	(0.26, 0.59)
		$\hat{\theta}_2 = -0.16$	(-0.33, 0.01)
		$\hat{\theta} = 0.49$	(0.27, 0.71)

^{*/} Q es el estadístico de Box – Pierce que debe compararse con valores de tablas de la distribución Ji-cuadrada con los respectivos grados de libertad (g.l.)

($\hat{Y}_t$) que se requieren para los métodos 1 y 3 surgieron a partir del modelo (c), mientras que los ajustes por intervenciones y Semana Santa ($\hat{Y}'_t$) se obtuvieron del modelo (b). La manera en que, por ejemplo, se obtuvo la serie $\hat{Y}'_t$ fue a partir de la representación.

$$\log(IVPI_t) = \{-0.041\}P_{I,t} + \{-0.096\}P_{II,t} + \left\{\frac{-0.017}{(1 - 0.94B)\nabla}\right\}P_{III,t} + \hat{N}_t$$

en donde $P_{I,t}$ es la función de pulso que toma el valor 1 cuando $t=I$ y es 0 en otro caso, con I el mes de abril de Semana Santa; de igual manera $P_{III,t}$ es 1 si $t=III$ es marzo de 1983, así los efectos por crisis económica y Semana Santa que son aditivos para la serie $\log(IVPI_t)$, vienen dados por

$$\left\{ \begin{array}{ll} \log(\hat{Y}'_t) = & \begin{array}{ll} -0.041 & t=16,28,52,64,76 \\ -0.096 & t=3,39 \\ \frac{-0.017}{1-0.94}(1-0.94^{t-86}) & t=87,89,\dots,111,113,\dots,123,125,\dots,132 \\ \frac{-0.017}{1-0.94}(1-0.94^{t-86}) - 0.041 & t=88,112,124 \end{array} \end{array} \right.$$

La serie $\log(Y'_t)$ se convierte en una serie de ajustes multiplicativos que se aplican sobre la serie original IVPI al tomar su antilogaritmo. Ahora, en lo que respecta a los demás ajustes realizados según los métodos 1 a 4 de la sección 3, éstos se analizarán a continuación de acuerdo con las salidas que proporcionan el paquete X-11-ARIMA y los criterios enunciados en la sección 4. Así pues, de acuerdo con el criterio de especificación adecuada de los modelos de regresión, se requiere juzgar la significación estadística de los parámetros estimados, para ello se presentan los siguientes cuadros de resultados.

Cuadro 6
Ponderaciones para los días de la semana según el método 2

Día	Lu	Ma	Mi	Ju	Vi	Sa	Do
Ponderación	1.001	1.085	1.082	1.02	1.093	0.85	0.868
t(126)	0.03	1.94	1.95	0.47	2.18	-3.47	-2.99
F(6,126)=17.47 , $R^2=0.47$, $\bar{R}^2=0.44$							

Cuadro 7
Coeficientes para días laborables y días de Semana Santa según el método 3

Mes\Coefi- ciente en %	$\hat{\rho}_1(t)$	$\hat{\rho}_2(t)$	$\hat{\eta}_1(t)$	R^2 d
Ene	58.81, (4.7)	1.74, (3.3)		0.54 1.97
Feb	96.66, (12.2)	0.15, (0.4)		0.02 1.89
Mar	89.05, (9.8)	0.48, (1.2)	-0.23, (-0.6)	0.21 2.19
Abr	71.54, (7.1)	1.23, (2.8)	-0.64, (-2.3)	0.56 2.12
May	89.50, (26.1)	0.46, (3.1)		0.51 2.30
Jun	74.93, (8.2)	1.05, (2.7)		0.45 2.34
Jul	78.87, (9.1)	0.87, (2.4)		0.40 2.47
Ago	85.11, (11.7)	0.61, (2.0)		0.31 2.22
Sep	78.34, (3.7)	0.95, (1.0)		0.10 2.12
Oct	73.29, (10.0)	1.10, (3.7)		0.60 2.09
Nov	84.80, (13.0)	0.69, (2.3)		0.37 2.12
Dic	97.00, (15.0)	0.13, (0.4)		0.02 2.30

Cuadro 8							
Ponderaciones para los días de la semana según calendario laborable con el método 4							
Día	Lu	Ma	Mi	Ju	Vi	Sa	Do
Ponderación	0.973	1.030	1.044	1.023	1.023	0.898	0.972
t(126)	-2.57	2.63	3.89	2.08	1.97	-6.83	-3.91
F(6,126)=831.07 , R ² =0.98 ,R ² =0.97							

De los resultados del Cuadro 6 se deduce que hay una baja significativa en el IVPI en aquellos meses que tienen más sábados y domingos que otro tipo de días, sin embargo esto se compensa con una elevación también significativa del nivel del IVPI cuando los meses tienen más viernes que otro tipo de días. Debido a la significación estadística detectada para los efectos por días de la semana, el ajuste por esta clase de efectos se consideró pertinente.

En el cuadro 7 se aprecia que hay cuatro meses que no presentan efectos significativos por tipo de día de la semana que aparece en el calendario laborable, estos son: febrero, marzo, septiembre y diciembre (en particular sorprende ver que marzo tampoco presenta efecto significativo por Semana Santa) lo cual puede interpretarse como que en estos meses la variación observada en el IVPI se debe a otro tipo de factor, como pudiera ser la longitud de los meses laborables; para estos meses se decidió utilizar como factor de ajuste a la media observada de la irregularidad, es decir, se dedujo que los modelos para estos meses, en lugar de ser del tipo dado por la expresión (26) debía ser

$$I_{12(i-1)+q}^* = \gamma_q + \varepsilon_{12(i-1)+q}$$

con

$$\hat{\gamma}_q = \sum_{i=1}^{11} I_{12(i-1)+q}^* / 11 = \hat{D}_{12(i-1)+q}^*$$

así que los factores de ajuste por días laborables de la semana y Semana Santa para los meses de febrero, marzo, septiembre y diciembre resultaron ser 99.86, 100.05 y 99.90 respectivamente. La interpretación del coeficiente δ que aparece en el Cuadro 7 es la de incremento porcentual por cada día laborable sobre el valor $\hat{\gamma}$, por ende $\hat{\eta}$ muestra la reducción atribuible al número de días de Semana Santa (sólo jueves y/o viernes) que ocurren en el mes. En relación al resultado observado con el mes de marzo, quizá una explicación podría ser la siguiente: existen sólo tres años (en el periodo de observación considerado) en los cuales Semana Santa cae en marzo, 1975, 1978 y 1983, pero en 1983

en realidad el jueves cayó en marzo y el viernes en abril, y según los resultados del análisis de intervención (véase el Cuadro 5) en marzo de 1975 y de 1978 se observan efectos significativos de caída asociados con la Semana Santa, mientras que en 1983 el efecto, aunque sin ser significativo, fue más bien de incremento en el IVPI que de caída, esto podría hacer que el efecto de Semana Santa en marzo medido a través de $\hat{\eta}$, aunque negativo, no fuera significativo.

Del cuadro 8 se deduce que hay una muy buena explicación de la irregularidad mediante los días de la semana del calendario laborable ($R^2 = 0.98$), es de notar además la similitud en los valores de las ponderaciones según los métodos 2 y 4, aunque ahora el método 4 asigna significación estadística a prácticamente todas la ponderaciones (excepto la del viernes).

Conviene mencionar que se inspeccionaron visualmente las gráficas de residuales de los modelos de regresión para los métodos 3 y 4, y no se visualizaron violaciones notables a los supuestos.

El segundo criterio a considerar es el de mejor explicación de la variabilidad en la serie observada, para ello se reportan en el Cuadro 9 las contribuciones relativas de las componentes para explicar la variación en la serie del IVPI (dadas por las expresiones (41) y (43)), así como la desviación estándar de la componente irregular.

Cuadro 9
Contribuciones relativas de las componente a la variación en IVPI

Medida de Variación	Componente de la serie	M é t o d o */				
		0	1	2	3	4
Cambio porcentual mensual	T	4.04	0.72	1.83	0.63	4.51
	E	72.57	18.17	26.66	17.33	70.56
	P	0.48	68.61	68.71	66.97	15.14
	I	22.90	12.50	2.79	15.07	9.80
	-					
	O	1.07	6.30	2.49	7.12	1.04
Cambio porcentual anual	T	86.41	68.76	86.02	66.55	85.22
	E	0.05	0.08	0.03	0.12	0.03
	P	10.48	25.99	13.03	26.69	13.48
	I	3.06	5.17	0.91	6.63	1.27
	-					
	O	1.22	1.53	1.14	1.58	1.17
Desv. Est. De la irregular	-	1.36	2.17	0.64	2.44	0.91

*/ El método 0 corresponde al caso en donde no se efectúan ajustes por efectos de calendario, así que los ajustes previos son ajustes por intervenciones exclusivamente.

En el Cuadro 9 sobresale el método 2 para reducir la importancia de la componente irregular, pero es de subrayar también el intercambio de contribuciones relativas entre E y P que se observan con el método 4 al considerar el promedio de los cambios mensuales al cuadrado al cuadrado como medida de variación

Finalmente el criterio de identificación adecuada de la competente estacional se mide a través de los estadísticos F1 y F2 que se muestran en el Cuadro 10.

Cuadro 10
Pruebas para identificar la estacionalidad

Pruebas para de estacionalidad	M é t o d o s				
	0	1	2	3	4
Estable (F1)	21.66	19.77	71.84	15.60	67.41
Significación	<0.1%	<0.1%	<0.1%	<0.1%	<0.1%
Movible (F2)	1.04	0.79	1.33	0.96	0.35
Significación	>5%	>5%	>5%	>5%	>5%

En los Cuadros 9 y 10 se observan resultados muy similares entre los métodos 1 y 3, aunque aparentemente incluso método 1 podría ser preferible sobre el 3, los métodos 2 y 4 proporcionan mejores resultados que el 1 y el 3, así que la discriminación entre métodos apropiados para modelar y ajustar por efectos de calendario se reduce básicamente a una elección entre los métodos 2 y 4; a este respecto debe notarse que el método 2 es menos laborioso que el 4, según se aprecia en el Cuadro 9.

Por otro lado, es extraño que el método 3 no proporcione mejores resultados que el método 1; una posible causa de esto podría ser el hecho de que el método 3 en su versión original propuesta por Pfefferman y Fisher (1982) no consideran el ajuste por longitud del mes y un resumen de los resultados obtenidos se presenta en el Cuadro 11. En dicho cuadro puede apreciarse que aún sin considerar explícitamente la componente L_t el método 2 proporciona resultados más adecuados que el método 3. Además, al considerar conjuntamente todos los resultados de los Cuadros 9, 10 y 11 el método 2 tal y como fue descrito en la sección 3 viene a ser el mejor método.

6.- Conclusiones

En este documento se presentaron varios métodos alternativos que pueden ser utilizados para tener en cuenta los efectos del calendario como una posible explicación de la variable observada en la serie del IVPI. Tales métodos pueden resultar adecuadamente desde el punto de vista teórico, pero desde el punto de vista empírico hay uno que sobresale por su relativa sencillez de cálculo y porque proporciona resultados sensiblemente mejores, de acuerdo con ciertos criterios adoptados para medir la bondad de los métodos.

Cuadro 11
Resultados de los métodos 2 y 3 sin ajuste por longitud
del mes

Criterios de decisión		Método	
		2	3
Cambio porcentual mensual	T	4.87	5.03
	E	66.98	69.65
	P	20.73	7.33
	I	7.42	17.99
	-		
Cambio porcentual anual	O	0.94	0.91
	T	86.02	86.21
	E	0.03	0.04
	P	13.04	11.73
	I	0.91	2.02
Desv. est. de la irregular	-		
	O	1.14	1.24
	-	0.64	1.26
Prueba F1	-	65.65	24.92
Significación	-	<0.1%	<0.1%
Prueba F2	-	0.71	0.96
Significación	-	>5%	>5%

Los resultados que surgen de la aplicación del método óptimo pueden ser apreciados gráficamente de acuerdo con las gráficas que se presentan en el apéndice, en donde también se presentan los datos originales de la serie del IVPI. Los fundamentos del método óptimo y de los otros considerados se describen en la sección 3 y los pasos que se requiere realizar para su aplicación en la práctica aparecen bajo el enunciado de grado de laboriosidad en la sección 4 del documento. Desde luego, el que el método que aquí se denomina óptimo haya resultado así para la serie del IVPI en México, no garantiza que deba ser el óptimo para todo tipo de series y conviene tener esto en mente para no generalizar tan fácilmente los resultados que aquí se obtuvieron.

Apéndice.

Cuadro A.1
Índice de volumen de la producción industrial

Año	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1975	135.783	132.881	132.293	142.561	142.232	141.013	144.696	142.299	138.386	149.385	146.711	144.872
1976	142.704	142.118	158.469	146.644	152.702	151.155	150.423	149.627	145.073	150.087	147.998	142.495
1977	137.594	137.299	153.673	144.670	155.843	157.163	153.960	156.762	148.241	157.135	161.523	160.079
1978	158.615	155.673	160.167	166.906	170.236	172.307	168.885	174.657	166.360	177.869	175.483	175.207
1979	176.994	170.820	190.436	174.509	190.666	187.496	190.866	191.102	183.533	199.111	197.315	196.272
1980	195.237	196.029	203.465	197.602	207.689	207.236	206.359	209.069	203.059	217.967	210.117	214.943
1981	209.324	208.847	225.902	218.086	227.505	228.872	234.053	227.889	226.296	233.149	223.992	222.608
1982	220.316	221.457	240.526	221.476	230.441	226.924	224.636	221.503	208.522	210.169	204.992	202.815
1983	195.598	197.438	205.447	203.190	206.102	202.134	201.396	202.115	193.437	198.040	197.941	193.289
1984	195.800	203.700	213.900	197.900	212.400	211.300	214.400	213.400	204.800	214.100	215.500	208.700
1985	212.600	216.700	225.700	216.000	226.500	219.300	227.200	223.000	214.800	222.400	219.900	212.400

Gráfica A.1
Producción Industrial
Índice de Volumen

Gráfica A.2
IVPI: Serie Original y Serie Ajustada

Gráfica A.3
IVPI: Serie Original y Tendencia

Gráfica A.4
IVPI: Tendencia

Gráfica A.5
IVPI: Estacionalidad

Gráfica A.6
IVPI: Efectos del Calendario

REFERENCIAS

- Bell, W.R. y S.C. Hillmer (1983) "Modeling Time Series with Calendar Variation", Journal of the American Statistical Association 78, 526-534
- Dagum, E.B. (1980) "The X-11 ARIMA Seasonal Adjustment Method", Statistics Canada Catalogue 12-564E Occasional.
- Guerrero, G.V.M. (1983a) "Desestacionalización de Series de Tiempo Económicas: Parte I. Una introducción a la Metodología", Documento de Investigación No. 54, Banco de México.
- Guerrero, G.V.M. (1983b) "Desestacionalización de Series de Tiempo Económicas: Parte II. Ajustes Previos a la Desestacionalización", Documento de Investigación No.55, Banco de México.
- Kendall, M.G. (1975) Time Series, 2nd. Edition. London: Griffin.
- Kuiper, S. (1978) "A Survey and Comparative Analysis of Various Methods of Seasonal Adjustment" en A. Zellner (ed.), Seasonal Analysis of Economic Time Series, U.S. Bureau of the Census, 56-93.
- Pfeffermann, D. y J.M. Fisher (1982) "Festival and Working Days Prior Adjustment in Economic Time Series", International Statistical Review 50, 113-124.
- Pierce, D.A. y W.P. Cleveland (1981) "Seasonal Adjustment Methods for the Monetary Aggregates", Federal Reserve Bulletin 67, 875-887.
- Young, A.H. (1965) "Estimating Trading-Day Variation in Monthly Economic Time Series" Technical Paper No.12, U.S. Bureau of the Census.