Documento No. 55

Destacionalización de Series de Tiempo Económicas:

Parte II

Ajustes Previos Hacia la Deestacionalización

Por

Víctor M. Guerrero

Agosto, 1983.

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

ÍNDICE

- I. INTRODUCCIÓN
- II. “OTROS EFECTOS” CONOCIDOS QUE COMPONEN
A UNA SERIE DE TIEMPO
 - A) Efectos de Calendario
 - B) Efectos de Intervenciones
- III. AJUSTE POR EFECTOS DE CALENDARIO
 - A) Método X-11 (X-11-ARIMA)
 - B) Otros Procedimientos
- IV. AJUSTE POR INTERVENCIONES
- V. RECOMENDACIONES
 - A) Verificación de Supuestos de los Modelos para
“Otros Efectos”
 - B) Uso de la Evidencia Interna al Construir Modelos
para “Otros Efectos”
- VI. CONCLUSIÓN
 - A) Etapas para Preajustar a una Serie por “Otros Efectos”
 - B) Ejemplos
 - C) Ajustes Previos para Series Trimestrales.

REFERENCIAS

APÉNDICE

Desestacionalización de Series de Tiempo Económicas:

Parte II. Ajustes Previos A La Desestacionalización

por

Víctor M. Guerrero*

I. Introducción

En este documento se continúa con la presentación de la metodología en que se fundamenta la desestacionalización de series de tiempo económicas y que fue iniciada en la Parte I bajo el título de UNA INTRODUCCIÓN A LA METODOLOGÍA (véase Guerrero, 1983). En aquel trabajo se realizó una breve reseña histórica de la metodología del ajuste estacional, dentro de la cual se consideraron, además de algunos aspectos generales, las razones que comúnmente se proporcionan para desestacionalizar series y la definición de las componentes que integran a una serie de tiempo. Posteriormente se presentaron algunos métodos de ajuste por estacionalidad, para lo cual se partió de ciertos enfoques básicos; de aquí se procedió a tocar el aspecto de la selección de un modelo aditivo o multiplicativo, dependiendo de la serie que se estudie (a este respecto se hizo mención a un método propuesto por el autor para llevar a cabo la elección con base en los datos); asimismo se mencionaron los métodos más conocidos para desestacionalizar series, como son el X-11, X-11-ARIMA, SABL y BAYSEA entre otros. Como consideraciones prácticas que surgieron de la Parte I, se dieron algunos lineamientos sobre los métodos disponibles en el Banco de México (en particular se recomendó utilizar el método X-11-ARIMA) y se mostró la interpretación de algunos términos y conceptos asociados con un ajuste estacional. Para finalizar aquel primer documento, se hizo mención a las recomendaciones que han hecho los expertos de Estados Unidos acerca de la desestacionalización de series de tiempo.

En esta segunda parte se presentarán específicamente los ajustes que, de manera previa a la desestacionalización de una serie de tiempo dada, se requiere aplicar a dicha serie para lograr una desestacionalización efectiva; efectiva en el sentido de que las componentes de la serie sean

^{*/} Se agradece la colaboración de Odette Barrón para la elaboración de este estudio y de igual manera se agradecen los comentarios brindados por Gabriel Vera. También desea patentarse el reconocimiento a la eficiente mecanografía con que Rocío Barragán y Ana Adela Velázquez contribuyeron a este trabajo.

apropiadamente identificadas, estimadas y separadas. Dichos ajustes surgen de la idea de que una serie desestacionalizada debe estar compuesta exclusivamente por una tendencia-ciclo de largo plazo y fluctuaciones irregulares, de tal forma que no deben percibirse en ella variaciones de carácter determinista o semideterminista; asimismo, la componente estacional debe contener exclusivamente los efectos estacionales que actúan sobre la serie. Así pues, si en la serie original existen efectos deterministas o semideterministas, aparte de los efectos estacionales, se requerirá introducir otra u otras componentes en la serie, que reflejen precisamente dichos efectos y que permitan verlos explícitamente como ajenos a la estacionalidad, a la tendencia y a la irregularidad.

Las componentes de la serie de tiempo original vendrán a ser entonces: tendencia-ciclo, estacionalidad, otros efectos e irregularidad. A partir de una serie de tiempo observada $\{0_1, 0_2, \dots, 0_N\}$, tales componentes podrían representarse mediante alguno de los siguientes tres modelos:

Modelo Multiplicativo	$0_t = T_t E_t V_t I_t$	$(t=1, 2, \dots, N)$
-----------------------	-------------------------	----------------------

Modelo Aditivo	$0_t = T_t + E_t + V_t + I_t$	$(t=1, 2, \dots, N)$
----------------	-------------------------------	----------------------

o

Modelo Log-Aditivo	$\log(0_t) = \log(T_t) + \log(E_t) + \log(V_t) + \log(I_t)$	$(t=1, 2, \dots, N)$
--------------------	---	----------------------

en donde, además de las componentes ya conocidas de tendencia-ciclo (T), estacionalidad (E) e irregularidad (I), aparece la componente por “otros efectos” que se denotó por V.

La componente por "otros efectos" requiere, desde luego, ser definida más concretamente, lo cual se hará en la siguiente sección. A partir de la definición de los "otros efectos" es que se han derivado algunos procedimientos de estimación y ajuste; en la sección III de este trabajo se presentarán, aunque de manera superficial, los métodos más conocidos para llevar a cabo tales tareas.

II. "Otros Efectos" Conocidos que Componen a una Serie de Tiempo

Dentro de los efectos conocidos que pueden considerarse como parte, ya sea determinista o semideterminista de una serie de tiempo económica, sobresalen los llamados efectos de calendario, a los cuales se hará referencia a continuación.

A) Efectos de Calendario

Los efectos de calendario se considera que influyen particularmente a las series de tiempo mensuales que se obtienen como agregados de datos diarios; es decir se supone que en los datos diarios existe una cierta periodicidad semanal completamente determinista que debería transmitirse a la serie mensual mediante el proceso de agregación, sin embargo, debido a que (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 de la semana (lunes, por ejemplo) que contiene, y (iii) existen festividades, tanto movibles como fijas, en las que la actividad económica se detiene; entonces la serie mensual presenta ya no efectos deterministas, sino semideterministas.

El hecho de que los meses tengan 28, 29, 30 ó 31 días, da origen a la variación o efecto por longitud del mes; mientras que el efecto causado por el distinto número de días de la semana de que consta un mes, origina lo que se conoce como efecto o variación por días de operación (o variación por días hábiles) y, por último, el efecto causado por las festividades movibles, como es el caso de Semana Santa, se denomina precisamente variación por días festivos. Debe notarse que la variación por festividades fijas, del tipo de Navidad o del 16 de Septiembre, aparece incluida dentro de la variación por días de operación y no dentro de la variación por días festivos.

El efecto por longitud del mes surge a raíz del uso del calendario Gregoriano (establecido en el siglo XVI por el Papa Gregorio) que divide al año en 12 meses de longitudes distintas, de manera independiente del calendario lunar. Este efecto es claramente causado por el calendario mismo y, por ejemplo, Cleveland (1982) desarrolla su metodología bajo esta premisa, arguyendo incluso que la no corrección o ajuste por longitud del mes "contribuye a la inestabilidad en la componente estacional e incrementa así la complejidad de la variación estacional".

Por otro lado, debido a que los meses mantienen fijo su número de días (excepto febrero en años bisiestos), el efecto por longitud del mes se confunde con otros efectos de carácter estacional y bien podría considerarse como parte integrante de la estacionalidad; es más, Granger (1978) expone como una causa de la estacionalidad el hecho de que los meses tengan más o menos días conforme lo establece el calendario. Similarmente, Young (1965) establece 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 se estima como parte de la componente estacional.

De esta manera, no es del todo claro si el efecto por longitud del mes debe pertenecer a la componente estacional o si debe incluirse dentro de la componente de otros efectos. No obstante, el presente autor sugiere ajustar por este tipo de efectos sólo si (i) existe alguna razón específica para separar este efecto de los demás efectos estacionales o si (ii) el método de desestacionalización o de estimación de efectos de calendario impone la restricción de calcular por separado dicho efecto, como sucede con el método SABL (véase Cleveland, 1982). La razón de esta sugerencia estriba en que, comúnmente, con un ajuste estacional se pretende obtener la serie desestacionalizada y no analizar las causas de la estacionalidad.

Con respecto a la variación por días de operación, es posible afirmar que está ligada precisamente con la actividad (financiera, de producción, de ventas, etcétera) la cual se supone variable durante los diferentes días de la semana, pero estable al paso del tiempo, de tal forma que se podría hablar de una tasa de actividad fija para los lunes, otra distinta para los martes y así sucesivamente. Desde luego, en lugar de tasas de actividad podrían mencionarse niveles o volúmenes de actividad, pero esto acarrearía dificultades en cuanto a que las unidades asociadas con la actividad dependen de las unidades en que se encuentra medida la serie original y, en cambio, al hablar de tasas de actividad se estará haciendo mención a números puros, en el sentido de que son relativos y carecen de unidades.

Si se contara con los datos diarios de la serie, como Cleveland y Devlin (1982) apuntan, la estimación de las tasas de actividad podría realizarse de manera relativamente simple utilizando técnicas de regresión. Como se verá más adelante, aun cuando no se cuente con la serie de datos diarios, sino solamente con la serie mensual (agregada de datos diarios), las técnicas de regresión constituyen el método más común para estimar el efecto por días de operación, y dichas técnicas forman parte ya de los métodos de desestacionalización más utilizados.

La variación por días festivos (movibles) es causada por las festividades locales, primordialmente de carácter religioso, como es el caso de la Semana Santa en México que fluctúa entre los meses de marzo y abril, o como ocurre con las festividades asociadas con el año nuevo chino, que es siempre el primer día del año en el calendario chino, pero fluctúa entre los meses de enero y febrero del calendario Gregoriano (véase Liu, 1980). Aquí es importante reconocer que la variación por días festivos es causada por la movilidad de las festividades entre los meses, más no por la festividad misma; esto podría aclararse si se considera por ejemplo la producción de juguetes, dicha producción se incrementa cada año alrededor del mes de noviembre debido a que se espera un mayor volumen de ventas en diciembre, así pues, aunque el incremento en producción está asociado con una festividad (Navidad en este caso), dicho incremento debe verse como un efecto estacional ya que ocurre en el mismo mes todos los años.

Por otro lado, el que la variación por días festivos fijos aparezca incluida como parte de la variación por días de operación se debe a que tales días festivos están correlacionados con la composición misma del calendario y, como Young (1965) cita "cada vez que Navidad cae en lunes, diciembre empieza en viernes y contiene cinco viernes, sábados y domingos", esto desde luego dificulta grandemente la tarea de separar la variación por días de operación de la variación causada por días festivos fijos.

B) Efectos de Intervenciones

Aparte de los efectos de calendario mencionados previamente, en ocasiones pueden visualizarse otro tipo de efectos causados por fenómenos esencialmente exógenos al comportamiento histórico de la serie y que, por lo mismo, no forman parte ni de la tendencia ni de la estacionalidad y por lo común se incluyen como efectos irregulares. Si la causa de tales efectos es conocida, el considerarlos como parte de la irregularidad no es del todo apropiado, ya que con un ajuste estacional debe tratar de cancelarse lo más posible de la variación que oscurece a la componente de tendencia-ciclo de la serie (véase Kallek, 1978) y además, la serie desestacionalizada debe reflejar exclusivamente la componente de tendencia-ciclo aunada con la irregularidad, sin que existan efectos deterministas o semideterministas, como aquellos causados por ciertas decisiones (políticas, administrativas o de otra naturaleza) del tipo de la devaluación de la moneda, del establecimiento de un nuevo impuesto, de huelgas, etcétera. Lo importante a notar en estos efectos es que sus causas y su momento de ocurrencia son conocidos, y por

lo tanto no son movimientos puramente irregulares; a las variaciones que surgen de esta manera se les denominará efectos de intervenciones, en donde el término intervención refleja precisamente el hecho de que ocurrió un fenómeno que interviene sobre el comportamiento de la serie, tanto en la parte inmediata a la ocurrencia de dicho fenómeno, como quizá en su parte futura.

En las dos secciones siguientes, se hará una breve reseña de los métodos que han sido desarrollados para tener en cuenta los efectos que aquí se acaban de describir, sin embargo, debe recordarse que tales métodos han sido diseñados para aplicarse antes de llevar a cabo la desestacionalización de la serie y son básicamente métodos de estimación de uno u otro de los efectos mencionados en la sección anterior. Conviene mencionar que los ajustes por tales efectos se realizan de manera previa a la desestacionalización ya que se consideran de naturaleza básicamente determinista y por consiguiente de más fácil identificación que los efectos estacionales o los efectos irregulares. Esto va de acuerdo con la filosofía implícita en el ajuste estacional de que es más fácil identificar por ejemplo, la tendencia, que la estacionalidad.

El hecho de que los ajustes que aquí se mencionan sean realizados previamente a la desestacionalización implica que, si se considera el modelo multiplicativo

$$C_t = T_t E_t V_t I_t \quad (t=1,2,\dots,N)$$

entonces lo primero que se hace es estimar la componente V_t , mediante V_t , a continuación se procede a construir la serie "ajustada previamente"

$$AP(0)_t = 0_t / V_t = T_t E_t I_t \quad (t=1,2,\dots,N)$$

sobre la cual se realiza la desestacionalización comúnmente entendida. Ahora bien, es importante notar que la componente V puede estar formada a su vez por una componente de variación o efectos de calendario (C), y por otra componente que considere a los efectos de intervenciones (Y), es decir

$$V_t = C_t Y_t \quad (t=1,2,\dots,N)$$

sin embargo, los efectos de calendario se consideran básicamente como los causados por la variación en días de operación (D), y las festividades movibles (F), ya que el efecto por longitud de mes se

corrige de una manera muy simple, como se verá más adelante, y sin que haya necesidad de considerar este efecto explícitamente en el modelo. Así pues, por lo general se tiene $C_t = D_t F_t$, de tal manera que el modelo para la serie original viene a ser

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

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

$$AP(O_t) = O_t / (F_t Y_t) = T_t E_t D_t I_t \quad (t=1,2,\dots,N)$$

Desde luego, si el modelo fuese aditivo, los productos y cocientes involucrados en la expresión anterior se sustituirían por sumas y diferencias, respectivamente. Cabe notar que, por razones que se verán posteriormente, para realizar un ajuste previo por días de operación, regularmente se requiere tener un ajuste preliminar por estacionalidad; por ello el adjetivo previo deberá verse como un indicador de que el ajuste se realizó antes de obtener la desestacionalización definitiva.

III. Ajuste por Efectos de Calendario

A) Método X-11 (X-11-ARIMA)

El método quizá más conocido para llevar a cabo un ajuste por efectos de calendario es el que se encuentra instrumentado dentro de las opciones del paquete X-11 y que se encuentra detallado en Young (1965). Este método sugiere que puede haber dos maneras de realizar el ajuste, la primera utilizando la evidencia "interna" en los datos mismos y la segunda mediante el empleo de evidencia "externa", derivada del conocimiento de la serie; sin embargo, los resultados obtenidos con alguna de las dos maneras generalmente difieren de los obtenidos con la otra, la razón de esto se verá más adelante. Por ahora conviene decir que cuando se usa evidencia externa el objetivo radica en construir un factor (si el modelo es multiplicativo) del tipo

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

donde r_j es la tasa diaria de actividad correspondiente al día j -ésimo de la semana (con $j=1,2,\dots,7$ y $\sum_{j=1}^7 r_j = 7$), $X_{j,t}$ es la frecuencia del día j en el mes t , es decir es 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. Es notorio aquí el hecho de que el modelo para la serie es de tipo multiplicativo, más el modelo para representar la variación por días de operación es un modelo lineal (aditivo), este punto lo justifica Young (1965, Apéndice A) diciendo que hasta aquella fecha, esa era la mejor opción que se podía tener, ya que permitía el uso directo de las técnicas de estimación para modelos lineales y en particular de las técnicas de regresión; desde luego, actualmente esto no tiene por qué ser la causa fundamental para el uso del modelo lineal y, por ejemplo, la técnica propuesta por Bell y Hillmer (1982) que se mencionará posteriormente, proporciona una manera alternativa de representar el efecto por días de operación.

Un problema que surge inmediatamente al tratar de usar evidencia externa es el de la estimación de las tasas diarias de actividad, la práctica común en este sentido consiste en asignar valores de manera subjetiva, con base en el conocimiento que se tiene de la serie en estudio; pero esto trae consigo el suponer esquemas demasiado simples para las tasas de actividad del tipo $r_1=r_2=\dots=r_5=1.4$, $r_6=r_7=0$, si es que el supuesto es de que no existe actividad los días 6 y 7 (sábado y domingo), pero con esto se deja de tener en cuenta que, por ejemplo en una serie de producción, la actividad total del mes está influenciada por la demanda esperada el mes siguiente, es decir, se dejan de considerar las interacciones que puedan existir entre las actividades diaria y mensual.

Por su parte, 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, esto se logra partiendo de un ajuste preliminar por estacionalidad que proporcione una estimación de la irregularidad (I_t , $t=1,2,\dots,N$); este ajuste preliminar lo realiza el método X-11 de acuerdo con los pasos indicados en Guerrero (1983). Posteriormente, bajo los supuestos de que (i) toda la variación por días de operación se encuentra contenida en la componente irregular y (ii) dicha variación puede expresarse en la forma de siete ponderaciones, una para cada día de la semana, se obtiene que

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

donde β_j representa la ponderación asociada con el día j (para $j=1,2,\dots,7$ 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 ε_t representa a la verdadera irregularidad del mes t ; entonces se sigue que una estimación del efecto por días de operación está dada por

$$\hat{D}_t = (\sum_{j=1}^7 b_j X_{jt}) / n_t$$

con b_j el estimador (obtenido por el método de mínimos cuadrados) de β_j ($j=1,2,\dots,7$).

Realizar el ajuste por días de operación con base en los datos mismos, según Shiskin, Young y Musgrave (1967), tiene las siguientes ventajas respecto al ajuste basado en información externa o a priori: (1) resulta menos costoso que intentar establecer el patrón diario de actividad, individualmente para cada serie y (2) frecuentemente proporciona un mejor ajuste, ya que permite la inclusión del efecto neto de varios factores relacionados con el calendario y no simplemente las tasas diarias de actividad.

Para entender el procedimiento de estimación de las ponderaciones $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_7$ 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 establece en el cuadro 1 en términos de un código para los 22 tipos de mes que pueden ocurrir en el calendario.

CUADRO 1
Código para los Diferentes Tipos de Mes

Código	No. de Días en el Mes	Día Inicial del Mes	Días que Ocurren 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

Con base en el código del cuadro 1 puede obtenerse el siguiente patrón para el calendario, patrón que se repite cada 28 años debido al ciclo de los años bisiestos (los cuadros 1 y 2 son adaptaciones de los cuadros 2 y 3 que aparecen en Young, 1965).

CUADRO 2
Calendario Codificado por Tipo de Mes

Años	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1957,63,74	2	22	5	8	3	13	1	4	14	2	12	7
58,69,75	3	22	6	9	4	14	2	5	8	3	13	1
59,70,81	4	22	7	10	5	8	3	6	9	4	14	2
60	5	15	2	12	7	10	5	1	11	6	9	4
61,67,78	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
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
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
1984	7	17	4	14	2	12	7	3	13	1	11	6

Una vez que se logra apreciar la composición del calendario, el procedimiento estadístico más simple que viene a la mente es el correspondiente al de un Análisis de Varianza con un solo factor explicativo, que consiste básicamente en agrupar los datos de la componente irregular en los 22 grupos que surgen de la composición del calendario; si se observan diferencias significativas entre los grupos, se tendrá evidencia de que existe variación causada por los días de operación, y el ajuste por días de operación se obtiene entonces calculando la media de los valores de cada uno de los 22 grupos, dichas medias vienen a ser los factores previos de ajuste, que se utilizan como divisores de la irregularidad correspondiente.

Un refinamiento del anterior procedimiento se basa en estimar las ponderaciones $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_7$ mediante la utilización explícita de las variables independientes $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{7t}$ ($t=1,2,\dots,N$) que representan el número de veces que cada uno de los días de la semana aparece en el mes, de esta manera se construye el modelo de regresión

$$U_t = \sum_{j=1}^6 \beta_j x_{j,t} - \varepsilon_t \quad (t=1,2,\dots,N)$$

donde la variable dependiente U_t representa a la irregularidad preliminar estimada para el mes t , ponderada por los días del mes, o sea $U_t = n_t \hat{I}_t$, además para simplificar un poco los cálculos se define

$$x_{j,t} = X_{j,t} - X_{7,t} \quad (j=1,2,\dots,6)$$

y entonces se tiene que $\beta_7 = -\sum_{j=1}^6 \beta_j$, de esta manera, con el modelo de regresión anterior se obtienen las estimaciones $b_1, b_2, \dots, b_7$, que se usan para calcular el efecto por días de operación $\hat{D}_t$, como se mencionó previamente. Cabe aquí notar que el enfoque de modelo de regresión había sido ya utilizado, antes que Young, por otros investigadores, para realizar ajustes por efectos de días de operación (eg. Eisenpress, 1956).

Desde luego, una vez calculados los valores b_j , surge el deseo de realizar inferencia acerca de las verdaderas ponderaciones β_j , para llevar a cabo dicha inferencia, 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 ε_t ; dichos supuestos son considerados uno a uno por Young (1965, Apéndice A) quien reporta que los resultados obtenidos por él tanto con series artificiales como con series reales, indicaron que tales supuestos no se violaban seriamente y que, de cometerse violaciones, los resultados no se afectan gravemente; el criterio empleado por Young para determinar la gravedad de las violaciones es 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 internamente en el método X-11, y en consecuencia en el método X-11-ARIMA, falta indicar que: (1) si acaso se desea considerar el ajuste previo por longitud del mes, lo único que esto implica es que, en los lugares donde se divide entre el número de días de cada uno de los meses, el divisor se reemplaza por el valor 30.4375, que representa el número promedio de días en cada uno de los meses, en un ciclo de cuatro años, (o sea $365.25/12=30.4375$) y (2) a primera vista parecería que un ajuste por días festivos (ya sean fijos o movibles) podría expresarse explícitamente en el ajuste por días de operación a través de pequeños cambios en el patrón que sigue el calendario, dichos cambios consistirían esencialmente en asignar una ponderación cero a los días de fiesta; a este respecto Young (1965) afirma que este tipo de

práctica es incorrecta ya que lo esencial "no es si la actividad cesó durante el día festivo, sino si la variación en la serie mensual está relacionada con ese día."

Por último, conviene hacer notar que el procedimiento de ajuste por días de operación mencionado previamente se derivó en el supuesto de que la serie por ser ajustada consta de flujos mensuales y, por consiguiente, no es estrictamente apropiado para aplicarse a series del tipo saldos al final del mes; en particular, Young (1981) aprecia que una limitante del procedimiento para series de saldos es la de suponer que un febrero de año bisiesto debe tener más actividad que un febrero regular. A este respecto, Cleveland y Grupe (1981) muestran los cambios que sería necesario efectuar al modelo de regresión para adecuarlo en particular al caso de series de saldos, sin embargo los mismos Cleveland y Grupe advierten que los resultados que se obtienen con las modificaciones propuestas por ellos serían esencialmente iguales a los que se obtienen con el método anterior. Esta concordancia de resultados con uno u otro procedimiento surge de la modificación misma propuesta por Cleveland y Grupe, que consiste en cambiar la matriz de observaciones de las variables independientes $x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{6,7}$, descritas anteriormente, para adecuarla al caso de saldos, y resulta que la matriz que se usa con series de flujos está altamente correlacionada con la correspondiente matriz para series de saldos.

B) Otros Procedimientos

El siguiente procedimiento que se describirá está ligado al método de desestacionalización SABL, pero su enfoque es indudablemente aplicable a otros métodos, por lo cual conviene mencionarlo con cierto detalle. Podría decirse que el procedimiento consta de dos fases fundamentales, la primera de las cuales consiste en la detección de los efectos de calendario y la segunda en la construcción de un modelo para tener en cuenta dichos efectos y llevar a cabo el ajuste por ellos; aunque de hecho la primera fase conviene repetirla una vez realizado el ajuste, para verificar que no exista variación residual. Un supuesto fundamental del procedimiento es que la serie es mensual y está formada como un agregado de datos diarios, a partir de este supuesto es que se han desarrollado las técnicas siguientes.

La detección de efectos de calendario aparece descrita en Cleveland y Devlin (1980), ésta se puede realizar mediante análisis espectral o mediante análisis en el dominio del tiempo (véase Engle, 1976) y, aunque las técnicas son más potentes si se utiliza el análisis espectral, aquí se mantendrá el

criterio expuesto en Guerrero (1983) de citar básicamente los resultados que se puedan expresar en términos del dominio del tiempo. Por su lado, la construcción de modelos y el ajuste por efectos de calendario se describe detalladamente en Cleveland y Devlin (1982).

Un paso importante para detectar y, en su caso, modelar los efectos de calendario, consiste en elegir una transformación apropiada de la serie para obtener una representación aditiva en la escala transformada. La idea intuitiva que sustenta al hecho de emplear una transformación es la de que los datos no tienen por qué adecuarse a un tipo particular de modelo (aditivo, multiplicativo, etcétera), sino que es el modelo el que debe poderse adaptar a los datos, por ello, mientras más flexibilidad se le dé al modelo, mayores posibilidades habrá de que el modelo represente 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 lograr mayor flexibilidad en el modelo, la elección de una transformación que en particular brinde una representación aditiva debe verse como un paso fundamental. Dicha representación aditiva es

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

para alguna p en particular, con

$$O_t^{(p)} = \begin{cases} O_t^p & \text{si } p > 0 \\ \log(O_t) & \text{si } p = 0 \text{ para } O_t > 0 \text{ (} t=1,2,\dots,N \text{)} \\ -O_t^p & \text{si } p < 0 \end{cases}$$

y donde V_t , que denota a los "otros efecto", aquí se supone son efectos del calendario (así que $V_t = C_t$) o a lo más son efectos de calendario y efectos por días festivos (movibles), lo que conduce a tener $V_t = C_t + F_t$. Advuértase que los modelos aditivo y log-aditivo se obtienen si se elige en particular $p=0$ o $p=1$ respectivamente. La componente de efectos de calendario se supone que corresponde a la variación por días de operación si se ajusta primero a la serie original por el efecto de longitud del mes, lo cual se logra simplemente dividiendo a los datos originales entre el número de días del mes correspondiente y multiplicando posteriormente por el número promedio de días en el mes (30.4375); es decir, si O_{1t} denota a la serie corregida por longitud del mes, se supondrá que

$$0^{(p)}_{1t} = T_t + E_t + V_t + I_t \quad (t=1,2,\dots,N)$$

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

Es importante reconocer que en este método no se cuestiona siquiera si el efecto por longitud de mes debe ser considerado o no, sino que, debido a la derivación que realizan Cleveland y Devlin (1982), de no corregirse a la serie por este tipo de efecto, simplemente la representación anterior perdería su validez. Además, conviene también mencionar que, para definir a la componente por días festivos (F_t), aquí se considera como días festivos fijos únicamente a aquellos que caen siempre el mismo día de la semana dentro del mismo mes (como sucede con el Día del Padre, en México), y a todas las demás festividades, aunque tengan fecha fija, se les considera como movibles debido al efecto que ejercen sobre los días de operación.

Así pues, después de corregir a la serie original por longitud del mes y de haber seleccionado la transformación (con el criterio de minimizar la interacción entre tendencia y estacionalidad) se somete a la serie resultante a un ajuste preliminar por estacionalidad, que proporciona en particular una estimación previa de la componente irregular (I_t) en donde se supone que está incluida la componente V_t . Para evitar que la componente irregular se vea distorsionada por observaciones extremas, lo que se hace es aplicar un recorte (clipping) de valores irregulares extremos, conforme a una "receta" robusta un tanto complicada para describirla en este documento. Dicha componente irregular recortada puede graficarse con el fin de visualizar los efectos de calendario, en particular, debido a consideraciones teóricas relacionadas con el análisis espectral realizado por Cleveland y Devlin (1980) se sugieren tres gráficas: (1) se recomienda graficar las 12 subseries mensuales de la componente irregular ya que, de existir efectos de calendario significativos, éstos se mostrarán típicamente como oscilaciones periódicas cada 5.6 años en dichas subseries, excepto en febrero (el valor 5.6 surge como resultado del análisis espectral); (2) la componente estacional por mes también es aconsejable graficarla contra los años y aquí lo que se pretende es detectar correlaciones entre el nivel de la componente estacional y los efectos de calendario, particularmente podría apreciarse cierta correlación entre el nivel estacional y el número de días por mes, o sea, el efecto por longitud del mes; y (3) la última gráfica, diseñada especialmente para identificar efectos causados por la composición del calendario, consiste en realizar un "diagrama de bloque" (la construcción de este tipo de diagramas que permiten visualizar de manera gráfica y simultánea la localización y dispersión de un conjunto de datos, aparece descrita en Tukey, 1977) ya sea de la serie original o bien de la serie irregular recortada, de acuerdo con el día de la

semana en que comenzó el mes; de hecho se aconseja realizar dos gráficas, una para los meses con 31 días y otra para los meses con 30 días.

Supóngase ahora que, para descomponer preliminarmente a la serie (transformada) en tendencia, estacionalidad e irregularidad, se aplicó un operador que cancela estacionalidad y tendencia, y que es aproximadamente lineal, entonces lo que realmente se tiene, si se consideran explícitamente los efectos de calendario en el modelo, es

$$\begin{aligned} L(O_{1t}^{(p)}) &= L(T_t) + L(E_t) + L(D_t) + L(I_t) \\ &= L(D_t) + L(I_t) \end{aligned}$$

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 $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_7$ 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

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

en los métodos más conocidos (X-11, X-11-ARIMA y SABL), $L(O_{1t}^{(p)})$ corresponde a la irregularidad y además el operador L no es estrictamente lineal; no obstante, el efecto de L sobre las variables $d_{j,t}$ puede reproducirse aproximadamente si se conocen las ponderaciones que el método de

desestacionalización aplica sobre la serie $O_{lt}^{(p)}$ (eg. Young, 1968 o Cleveland, Devling y Terpenning, 1981); de esta manera, si $\tilde{L}$ es una representación lineal aproximada del método L utilizado, las ponderaciones α_j ($j=1,2,\dots,7$) se pueden estimar por regresión de $\tilde{L}(O_{lt}^{(p)})$ sobre las variables explicativas $\tilde{L}(d_{1,t}), \tilde{L}(d_{2,t}), \dots, \tilde{L}(d_{7,t})$ con la restricción de que $\sum_{j=1}^7 \alpha_j = 0$. La estimación de $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_7$ sugieren Cleveland y Devlin (1982) se lleve a cabo mediante técnicas robustas (si se desea conocer cuáles son dichas técnicas véase Mosteller y Tukey, 1977).

Una vez obtenidas las ponderaciones estimadas $a_1, a_2, \dots, a_7$, el ajuste por efectos de calendario consiste en obtener la serie ajustada previamente

$$AP(O_{lt}^{(p)}) = O_{lt}^{(p)} - \sum_{j=1}^7 a_j d_{j,t}$$

sobre la cual ya podría aplicarse el procedimiento de desestacionalización propiamente dicho. Al final del análisis deberá recordarse que todo el procedimiento fue realizado 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 si se hace

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

donde la transformación inversa se define mediante

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

El procedimiento descrito previamente está íntimamente ligado al método de ajuste estacional SABL en lo que toca el uso de transformaciones y procedimientos robustos; similarmente, existe también un procedimiento de ajuste por días de operación diseñado para complementar el método de ajuste estacional BAYSEA. Dicho procedimiento, de origen Bayesiano, es presentado en Ishiguro y

Akaike (1981), en donde se ilustra también su empleo en la práctica. El enfoque seguido por este procedimiento es básicamente el mismo que en los dos previamente vistos, es decir, se trata de estimar un conjunto de 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 las otras componentes de la serie (tendencia, estacionalidad e irregularidad), esta es una característica que había sido ya expuesta como deseable por Fromm (1978) en su comentario: "debe ser claro que puede haber ventajas significativas en procedimientos que simultáneamente, más que secuencialmente, ajusten por variación estacional y variación por días de operación".

A continuación se hablará de 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 de tales procedimientos es el desarrollado por Cleveland y Grupe (1981), quienes proponen utilizar modelos de regresión para los efectos de calendario y un modelo del tipo ARIMA (véase Box y Jenkins, 1970) para los residuales. De hecho, lo que el procedimiento sugiere es la forma en que debe crearse la matriz de valores observados de las variables explicativas, dependiendo del tipo de serie que se esté analizando; si la serie es del tipo flujos, la especificación de la matriz es esencialmente igual que la del método X-11, asimismo se presenta la matriz correspondiente a otros dos casos de interés práctico: el de series del tipo "saldo al final del mes" y el de "saldos promedio diarios". No obstante, como Young (1981) aprecia, los resultados de Cleveland y Grupe indican que se requiere aplicar ajuste por efectos debidos a la composición del calendario para el caso de series de saldos, más no necesariamente para series con información del tipo inventarios. Además, como los autores mencionan, las matrices, aunque 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 (1982) quienes consideran la estimación simultánea de los parámetros que describen al efecto de calendario y los parámetros del modelo ARIMA que describe el comportamiento de la serie. La idea básica que sostiene al ajuste por efectos de calendario dentro del contexto de modelos ARIMA es que ignorar variables dependientes conocidas que son importantes para explicar el comportamiento de la serie en estudio trae dificultades y, por el contrario, mejoras notables pueden lograrse si se tienen en cuenta dichas variables. Así pues, ya que el efecto de calendario se supone que se capta mediante siete

ponderaciones asociadas con los días de la semana, el número de veces que los días de la semana aparecen en los meses vienen a ser variables explicativas de importancia, y lo mismo ocurre con la variable que denota a los días festivos. El procedimiento de construcción del modelo sugerido, sigue las etapas usuales de los modelos de Box-Jenkins, sin embargo aquí se enfrenta uno al problema de identificación del modelo ARIMA, ya que las autocorrelaciones de la serie están influenciadas por los efectos de calendario; para resolver este problema, los autores justifican el estimar preliminarmente un modelo de regresión con las variables consideradas importantes y, a partir de los residuales de este modelo, identifican el modelo ARIMA correspondiente; la estimación definitiva se realiza desde luego, de manera simultánea utilizando 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. De hecho, el método anterior es una extensión del procedimiento seguido por Liu (1980) para aplicar el Análisis de Intervención de Box y Tiao (1975) al caso general en donde intervienen efectos de calendario; en el trabajo de Liu se 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. Por otro lado, debe reconocerse que ni Liu, ni Bell y Hillmer, consideran explícitamente el problema de la desestacionalización de series, pero sus enfoques son perfectamente aplicables para llevar a cabo ajustes previos a una desestabilización, ya que el fundamento de ambos es el análisis de intervención, que se ilustrará con los ejemplos que se muestran más adelante.

IV. AJUSTE POR INTERVENCIONES

Tener en cuenta los efectos de intervenciones es importante ya que esto permite "limpiar" a la serie de efectos del tipo determinista. Una primera manera de ajustar a la serie por esta clase de efectos consiste en realizar un ajuste preliminar por estacionalidad y, en el supuesto de que las intervenciones se reflejan completamente en la componente irregular, anular (es decir, darles un valor de 0 a) las irregularidades extremas observadas en los momentos de las intervenciones. Esta manera es obviamente simplista y confundiría a los efectos de las intervenciones con las irregularidades extremas; por otro lado, el método empleado para desestacionalizar preliminarmente a la serie no tiene por qué reconocer que existió alguna intervención y, si el efecto de ésta es en cierta manera sostenido, no será posible identificar y/o separar al efecto de la intervención de un efecto estacional o de un efecto de largo plazo que forme parte de la tendencia misma.

Una manera más apropiada para estimar y ajustar por los efectos de intervenciones consiste en adoptar la técnica desarrollada por Box y Tiao (1975) con el nombre precisamente de Análisis de Intervención. Este enfoque es completamente congruente con el de los Métodos Basados en Modelos, ya que la idea fundamental que lo sostiene es que el efecto causado por la intervención puede modelarse. Pierce y Cleveland (1981) utilizaron este procedimiento para modelar los controles de crédito que se instrumentaron en Estados Unidos en 1980 y que afectaban a los agregados monetarios; su estrategia consistió en construir un modelo que contuviera los efectos de la intervención, para preajustar la serie mediante la cancelación de aquella parte del modelo que representa a la intervención, y ajustar posteriormente a la serie por estacionalidad. Cabe notar aquí que los efectos causados por festividades movibles del tipo de la Semana Santa pueden también modelarse mediante la presente técnica, lo cual da mayor importancia aún a este procedimiento.

Utilizar análisis de intervención para ajustar previamente a una serie antes de desestacionalizarla es deseable porque así se obtiene una serie "limpia" de ciertos efectos deterministas conocidos, sin embargo, para poder realizar dicho análisis se requiere que el analista conozca razonablemente bien la metodología de Box-Jenkins para construir modelos ARIMA, la cual pudiera considerarse como una técnica matemática sofisticada y que no toda la gente maneja. Por otro lado, el análisis de intervención tal como aparece en Box y Tiao (1975), es un tanto difícil de aplicar, ya que requiere que el analista tenga un grado de conocimiento de la serie en estudio que le permita postular, a priori, un modelo dinámico para los efectos de las intervenciones; a este respecto, Guerrero (1982) sugiere utilizar evidencia interna, en el sentido de que sean los datos mismos los que indiquen el tipo de función que se requiere para modelar la intervención, y presenta con mayor detalle y ejemplos la teoría que sustenta al análisis de intervención.

Brevemente, la estrategia del análisis de intervención consiste en construir un modelo ARIMA (de acuerdo con la metodología de Box y Jenkins, 1970) para representar a la serie desde la observación inicial hasta la observación previa al momento de la intervención (aquí se requiere conocer con exactitud el momento en que dicha intervención ocurrió), después de esto debe poderse especificar la forma funcional del modelo de intervención, para lo cual se puede utilizar el conocimiento que se tenga de la serie o, si dicho conocimiento es insuficiente, se pueden construir gráficas de los errores de pronóstico, como se ilustra en Guerrero (1982), las cuales ayudan en la postulación de un modelo

tentativo de intervención; el siguiente paso es la estimación, de manera simultánea, de los parámetros del modelo ARIMA y los del modelo dinámico de intervención; finalmente deben verificarse los supuestos del modelo completo y, en caso de ser necesario repetir las etapas anteriores hasta que se logren satisfacer razonablemente bien todos los supuestos. Desde luego, esta es una presentación demasiado breve e incompleta de la técnica de análisis de intervención y, en caso de querer utilizarla en la práctica, conviene referirse al documento original de Box y Tiao o al documento de Guerrero, mencionados anteriormente.

V. Recomendaciones

A) Verificación de Supuestos de los Modelos para "Otros Efectos"

Debe ser claro que al preajustar una serie por efectos de calendario y/o efectos de intervenciones, la idea fundamental es representar a tales efectos a través de un modelo, ya sea éste un modelo de regresión, de análisis de varianza o de análisis de intervención; por lo tanto, debido a que los modelos están fundamentados en supuestos que, de no satisfacerse, invalidarían los resultados obtenidos, conviene realizar una verificación de tales supuestos. Esta idea aparece implícita en Young (1965, Apéndice A) en donde se subrayan los supuestos que sustentan al método; más explícitamente, Cleveland y Devlin (1982) aconsejan realizar gráficas de residuales para verificar que los resultados de la regresión son válidos, en particular ellos sugieren verificar: (i) la forma funcional del modelo de regresión, mediante la gráfica de residuales contra valores ajustados y las gráficas de los residuales contra los residuales obtenidos al regresar a cada una de las variables explicativas sobre las otras variables explicativas; (ii) la simetría en la distribución de los residuales, mediante una gráfica en papel de probabilidad normal; (iii) la varianza constante, mediante una gráfica de residuales (en valor absoluto) contra el tiempo; (iv) el nivel medio constante, a través de la gráfica de residuales contra el tiempo, y (v) la independencia en los errores aleatorios, mediante el cálculo de una versión robusta de las autocorrelaciones de los residuales, las cuales no deben diferir significativamente de cero.

Otra verificación que es recomendable realizar es la de que no existen efectos de calendario residuales, para ello se podrían utilizar los métodos para detectar efectos de calendario que describen Cleveland y Devlin (1980), pero ahora en la componente irregular, después de preajustar y desestacionalizar a la serie.

Verificaciones similares a las anteriores podrían realizarse con cualquiera de los métodos, y conviene verificar también los supuestos adicionales específicos del método que se haya empleado; por ejemplo, si se usa el procedimiento sugerido por Bell y Hillmer (1982), puede verificarse que la forma funcional para representar los efectos por días festivos es válida, lo cual se logra mediante una prueba estadística que aquellos autores derivan Dentro del enfoque de los Métodos Basados en Modelos, que utilizan representaciones ARIMA, la verificación viene a ser una etapa rutinaria que surge de la metodología de Box-Jenkins, por ello es obvio que se requiere realizarla, ya sea dentro del presente contexto del ajuste estacional de series o dentro de cualquier otro contexto.

B) Uso de la Evidencia Interna al Construir Modelos para "Otros Efectos"

Como se hizo resaltar cuando se describió el procedimiento de ajuste por días de operación que utiliza el método X-11, existen básicamente dos maneras de preajustar a una serie por el efecto de días de operación: (1) por medio de información a priori acerca de la serie, información que puede transmitirse a través de ponderaciones que reflejen básicamente la tasa de actividad diaria y se obtienen con base en evidencia externa o a partir de supuestos que pretendan captar la esencia del comportamiento diario de la información (la cual se agrega posteriormente para formar la serie mensual), y (2) a través de la información contenida en los datos mismos, lo cual corresponde al uso de la evidencia interna, para calcular la ponderación correspondiente a cada día de la semana. De igual manera, el ajuste por efectos causados por días festivos y/o intervenciones podría realizarse mediante el uso de evidencia interna o de evidencia externa. Sin embargo, el empleo de evidencia externa o de supuestos a priori no es recomendable, como lo hace notar Young (1981), ya que la mayoría de las veces tal evidencia surge de consideraciones subjetivas o está basada en una observación casual del fenómeno, o por otro lado, 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 el que permite descubrir efectos, que no necesariamente apoyan a los supuestos a priori, pero que en cambio pueden conducir a nuevos hallazgos tendientes a una mejor explicación de la serie. Asimismo, debe recordarse que en las recomendaciones del comité de expertos sobre desestacionalización del Federal Reserve Board de Estados Unidos (véase Pierce y Cleveland, 1981 o Guerrero, 1983) se apoya el uso de enfoques con base en modelos, lo cual está muy a tono con la idea de utilizar modelos explícitos para todos los "otros efectos" que se han considerado aquí.

VI Conclusión

(i) Etapas para Preajustar a una Serie por "Otros Efectos"

Para concluir, a continuación se presentan las etapas que convendría seguir para realizar la desestacionalización de una serie de tiempo mensual que contenga efectos de calendario y/o de intervenciones. Dichas etapas son acordes con las siguientes modificaciones que sugieren Pierce y Cleveland (1981) 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 efectivo de la información con técnicas del tipo X-11-ARIMA (aunados a la desestacionalización con datos actuales). Así pues, las etapas que aquí explícitamente se sugiere seguir para desestacionalizar con el método X-11-ARIMA, son:

(i) Conocer el tipo de variable para la cual se cuenta con información en forma de serie de tiempo mensual, es decir, saber qué representa dicha variable, de qué manera se consigue la información, qué tipo de datos se reportan en la serie (flujos, saldos, etcétera) y qué tipo de efectos es factible que la influyan.

(ii) Con base en lo anterior, determinar si es aplicable el preajuste por efectos de intervenciones y/o por efectos de calendario y, en su caso, qué procedimiento utilizar. En particular aquí deberá decidirse: (1) si es razonable corregir por longitud del mes, para lo cual conviene pensar que dicha corrección se requiere si el énfasis del análisis consiste en estudiar la componente estacional en sí misma (ya que la corrección por longitud del mes le 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; (2) si conviene trabajar con la serie tal como está o si sería preferible transformarla, por ejemplo al pasar de saldos a flujos, para que el ajuste por días de operación sea estrictamente válido; y (3) qué modelo representará mejor a la serie, el aditivo, el multiplicativo o el log-aditivo, para ello recuérdese que en Guerrero (1983) se presenta un procedimiento que permite discriminar entre el modelo aditivo y el modelo multiplicativo (o log-aditivo), pero la discriminación entre modelo multiplicativo y log-aditivo es básicamente una cuestión de convencimiento personal.

(iii) Aplicar análisis de intervención, sobre la serie original si se decidió a utilizar el modelo aditivo en la etapa anterior o sobre la serie de los logaritmos si el modelo es el multiplicativo o log-aditivo. El análisis de intervención recuérdese que es aplicable si se sabe que ocurrió algún fenómeno que pudiera afectar al comportamiento histórico de la serie y se conoce la fecha de ocurrencia de tal fenómeno (huelgas, devaluaciones de la moneda, etcétera) o bien 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 dicho análisis se efectuó sobre la serie original, los ajustes vendrán a ser valores que se sustraigan de la serie para realizar posteriormente la desestacionalización; por el contrario, si el análisis de intervención se aplicó a la serie de los logaritmos, los ajustes serán factores entre los cuales se dividirá a la serie original.

(v) Utilizar el modelo ARIMA construido en la etapa (iii) para que se realice la extrapolación requerida por el método X-11-ARIMA. Después de estas etapas se procedería a realizar la desestacionalización de la serie de acuerdo con las opciones que mejor representen lo que se espera del análisis de la serie.

(vi) Solicitar al paquete X-11-ARIMA que realice el cálculo de las ponderaciones diarias con base en la evidencia interna o, a lo más, utilizar ponderaciones a priori que puedan modificarse de acuerdo con la evidencia interna; el uso de la evidencia externa por sí sola se justificaría básicamente cuando se quisiera simular lo que ocurriría con las ponderaciones a priori o bien cuando se tenga pleno conocimiento de que tales ponderaciones reproducen fielmente la realidad. Por otro lado, debe tenerse en mente que el ajuste que proporciona el paquete es estrictamente válido para series mensuales del tipo flujo y por tanto, para series de tipo saldo o saldo promedio diario, los resultados deberán verse con cierta reserva.

B) Ejemplos

En esta sección se intenta ilustrar, con series del Banco de México, la aplicación de las técnicas descritas previamente. Así pues, con el sólo criterio de que las series presentaran algunos de los efectos aquí mencionados, se estudiaron varias series, de las cuales se reportan aquí los resultados para las dos series del sector real: Ingresos por Turismo (IPT) y Egresos por Turismo (EPT), y para la serie del sector financiero: Billetes y Monedas en Poder del Público (BYM). Cada una de dichas series fue analizada por separado; para ello se construyeron modelos ARIMA que las representasen razonablemente bien, utilizando la estrategia de construcción de modelos de Box y Jenkins (1970).

Como etapa inicial se determinó una escala apropiada para realizar el análisis mediante el procedimiento sugerido en Guerrero (1983); dicha escala resultó ser la logarítmica en los tres casos. Posteriormente se utilizó Análisis de Intervención (véase Guerrero, 1982) para detectar efectos causados por la Semana Santa (días festivos movibles) y por las siguientes intervenciones: devaluación de la moneda en septiembre de 1976, implantación del Impuesto sobre el Valor Agregado (IVA) y devaluación de febrero de 1982, dependiendo de si el período de observación de las series cubría a tales intervenciones, desde luego. Acto seguido se pasó a realizar el ajuste por estacionalidad correspondiente. Los resultados obtenidos se reportan a continuación. Cabe notar que en ninguno de los ejemplos se intentó corregir a la serie por longitud del mes ya que no existía razón específica para ello.

IPT: Los datos que constituyen a esta serie son los flujos mensuales de divisas que los turistas extranjeros gastan durante sus viajes a ciudades no fronterizas del país. Aun cuando existen más datos anteriores, el período de estudio de la serie fue arbitrariamente elegido de enero de 1971 a diciembre de 1981 (véase el Apéndice).

Como un primer paso en el análisis del logaritmo de IPT se intentó detectar efectos atribuibles a las intervenciones mencionadas previamente, sin embargo no se logró encontrar ningún efecto significativo.

Posteriormente se aplicó a la serie IPT el procedimiento del paquete X-11-ARIMA, con el modelo multiplicativo (que podría justificarse con el hecho de haber encontrado apropiada la escala logarítmica para realizar el análisis). Dicho procedimiento permitió determinar variación significativa a

causa de los días de operación. Con el fin de apreciar más claramente el procedimiento de cálculo de factores de ajuste por días de operación se realizó lo siguiente: (i) los valores de la componente irregular con valores extremos excluidos (cuadros C13 y C14 de la salida del paquete X-11-ARIMA) se clasificaron en 22 grupos de acuerdo con la información del Cuadro 2 que aparece en la sección III. A de este documento, (ii) dentro de cada grupo se obtuvo la media, que podría considerarse como el factor de ajuste por días de operación en ese tipo de mes, (iii) los factores de ajuste por días hábiles obtenidos por regresión (cuadro C16.B de la salida del paquete) fueron también agrupados de acuerdo con la clasificación del cuadro 2. Los valores obtenidos en (ii) y en (iii) son los que aparecen en el cuadro 3, en donde se aprecia una gran similitud en los valores; de hecho, el ajuste por uno u otro método debería ser aceptable, aunque es preferible utilizar el método de regresión porque de esta manera se pueden estimar las ponderaciones correspondientes a cada uno de los días de la semana y esto facilita hasta cierto punto, la interpretación de tales ponderaciones.

CUADRO 3
Factores Previos de Ajuste por Tipo de Mes*

Mes Tipo	0	1	2	3	4	6	9	1	2
Media del Grupo									
de Irregulares	6.68	9.55	01.87	00.33	03.35	01.72	6.95	7.48	8.03
Factor Obtenido									
por regresión	7.52	8.16	01.06	01.37	03.39	01.15	7.35	6.11	9.04
Mes Tipo	0	1	2	3	4	6	9	1	2
Media del Grupo									
de Irregularidades	9.38	9.26	04.56	02.32	00.18	8.70	02.60	03.20	9.61
Factor Obtenido									
por Regresión	00.38	9.77	02.36	02.80	9.54	00.23	03.41	03.88	9.12

*-/ Meses del Tipo 15,17,18 y 20 no existen entre 1971 y 1981

Las ponderaciones para los días de la semana y los valores de los estadísticos calculados t y F , que sirven para determinar si las ponderaciones son significativamente diferentes de la unidad, se proporcionan en el cuadro 4.

CUADRO 4
Ponderaciones para los Días de la Semana

Día de la Semana	Lun.	Mar.	Miérc.	Juev.	Vier.	Sáb.	Dom.
Ponderación	.518	.315	1.397	.718	1.213	1.495	1.345
t	-2.132*	-3.066**	1.726	-1.241	.952	2.175*	1.561
$F = 9.741^{***}$							

En este cuadro, los asteriscos indican los niveles de significación para las respectivas pruebas de hipótesis de que las ponderaciones son iguales a la unidad: un asterisco indica significación al nivel del 5%, dos al nivel del 1% y tres al 0.1%. Así pues, ignorando las posibles interacciones entre tasas diarias de actividad y la composición misma del calendario, podría pensarse que en los días lunes y martes ingresan significativamente menos divisas y el sábado significativamente más que en el resto de los días de la semana, lo cual en una primera instancia suena razonable ya que sería de esperar que más turistas ingresaran al país los fines de semana que al principio de la semana. La descomposición de IPT en sus componentes puede visualizarse gráficamente en la figura 1.

Figura 1
INGRESOS POR TURISMO (IPT)

Por otra parte, la importancia relativa de la componente por días de operación puede apreciarse al comparar los resultados de la desestacionalización con y sin ajuste por días de operación. En particular, en el cuadro 5 se muestran las contribuciones relativas de cada una de las componentes de la serie para explicar la variación observada en la serie original. Dichas contribuciones de cada componente para explicar la varianza total las calcula el método X-11-ARIMA de la siguiente manera:

- (i) La variación medida como el cambio porcentual de un mes a otro se obtiene del cuadro F2.B de la salida del paquete; los cálculos se llevan a cabo en base a la relación */

$$(r^0)^2 \simeq (r^T)^2 + (r^E)^2 + (r^D)^2 + (r^I)^2$$

*/ Tal relación podría justificarse por medio del argumento expuesto a continuación:

considérense al modelo multiplicativo

$$O_t = T_t E_t D_t I_t \quad (t=1,2,\dots,N)$$

y sean r_t^0 , r_t^I , r_t^E , r_t^D y r_t^T las tasas de variación mensuales (o cambios porcentuales de un mes a otro) de las respectivas componentes; entonces la aproximación

$$\log(O_t) - \log(O_{t-1}) = \log(O_t/O_{t-1}) = \log(1+r_t^0) \simeq r_t^0$$

aplicada a cada una de las componentes, permitiría escribir

$$r_t^0 \simeq r_t^T + r_t^E + r_t^D + r_t^I$$

de donde, al elevar al cuadrado y promediar, haciendo caso omiso de productos cruzados entre tasas de variación, se llega a la mencionada expresión, donde por ejemplo,

$$(r^0)^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{t=2}^N (r_t^0)^2 \quad \text{y} \quad (r^I)^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{t=2}^N (r_t^I)^2.$$

la cual indica que el promedio de los cambios porcentuales al cuadrado de la serie original $((r^0)^2)$ es aproximadamente igual a la suma de los respectivos promedios de los cambios porcentuales al cuadrado para las componentes de la serie, o sea para la tendencia (T), para la estacionalidad (E), para los efectos por días de operación (D), y para la componente irregular (I). Debido a que la suma que aparece del lado derecho, que se denotará por SUMA, no es igual exactamente que $(r^0)^2$, lo que se hace es calcular la SUMA y después obtener los cocientes $(r^T)^2/SUMA, \dots, (r^I)^2/SUMA$, los cuales reflejan la importancia relativa de los cambios porcentuales en cada componente; además se calcula el

$$COCIENTE = SUMA/(r^0)^2$$

para indicar qué tan buena fue la aproximación $(r^0)^2 \simeq SUMA$.

(ii) La variación medida como el cambio porcentual de un año a otro se obtiene también del cuadro F2.B que da como resultado el método X-11-ARIMA; al igual que con (i), los cálculos se realizan con base en una cierta relación que liga a los cambios porcentuales, anuales en el presente caso; dicha relación es

$$(R^0)^2 \simeq (R^T)^2 + (R^E)^2 + (R^D)^2 + (R^I)^2$$

la cual es completamente equivalente a la relación para variaciones mensuales, sólo que aquí R_t^0 representaría, por ejemplo, a la tasa de variación anual de la serie original.

(iii) La variación medida en la porción estacionaria de la serie original se calcula volviendo primero aproximadamente estacionaria a la serie original mediante la cancelación de una tendencia exponencial (si el modelo fuese aditivo la tendencia por cancelar sería lineal). Posteriormente se calcula la contribución relativa de cada componente a la variación total. ^{*}/

CUADRO 5

Contribuciones Relativas de las Componentes a la Variación en la Serie

	Componente de la Serie	Ajuste por Días de Operación		
		<u>SI (a)</u>	<u>N0 (b)</u>	<u>b/a</u>
Variación medida como el cambio porcentual de un mes a otro	I	8.77	10.89	1.24
	T	0.74	0.63	0.85
	E	87.42	88.48	1.01
	D	3.06	--	--
	SUMA	100.00	100.00	--
	COCIENTE(X100)	96.38	96.95	--
Variación medida como el cambio porcentual de un año a otro	I	8.66	11.20	1.29
	T	89.81	88.62	0.99
	E	0.17	0.18	1.06
	D	1.35	--	--
	SUMA	100.00	100.00	--
	COCIENTE(X100)	99.98	96.80	--
Variación medida en la porción estacionaria de la serie original	I	4.27	5.45	1.28
	T	21.81	22.37	1.03
	E	72.67	75.29	1.04
	D	0.82	--	--
	TOTAL	99.58	103.12	1.04

* / El método explícito de cálculo de tales contribuciones no es suficientemente explicado en los documentos de que dispone el presente autor, sin embargo, es de suponer que aquí se utiliza una relación aproximada del tipo de análisis de varianza, o sea

$$SC(0') \simeq SC(T) + SC(E) + SC(D) + SC(I)$$

donde 0' representaría a la parte estacionaria de la serie original y, por ejemplo, SC(E) denotaría a la suma de cuadrados de los valores de la estacionalidad. Si se hace ahora

$$SC(TOTAL) = SC(T) + SC(E) + SC(D) + SC(I)$$

entonces los valores que aparecen en el cuadro 5 vendrían a ser los cocientes (en porcentos)

$$SC(T)/SC(0'), SC(E)/SC(0'), ..., SC(TOTAL)/SC(0').$$

En los resultados del cuadro 5 puede apreciarse que, al no efectuar el ajuste por días de operación se afecta básicamente a la componente irregular ya que se incrementa su variación en un 24%, 29% o 28%, dependiendo del tipo de medida de variación que se adopte. La estacionalidad también incrementaría su variación aunque en grado mucho menor; mientras que no es del todo claro que es lo que ocurriría con la tendencia, ya que una medida indica que reduciría su variación, otra indica que la variación permanece prácticamente estable, y la tercera indica que sí habría aumento en la variación.

EPT: Esta serie está formada por los flujos mensuales de dinero que salen del país a causa del turismo egresivo; el período de observación cubierto por esta serie va de enero de 1971 a diciembre de 1981, al igual que con la serie anterior. En la presente serie se detectaron dos tipos de efectos, uno del tipo de días festivos movibles, que es el de Semana Santa, y otro más del tipo de intervención, causado por la devaluación de la moneda en septiembre de 1976. Cabe hacer notar aquí un estudio realizado en el Banco de México (véase Vargas, 1981) donde se analizaron varias series relacionadas con el Turismo Receptivo y Egresivo en México, en dicho trabajo se encontró también que los dos efectos mencionados previamente eran de importancia para la explicación del fenómeno en estudio; desafortunadamente no es factible establecer comparaciones entre los resultados de aquel trabajo y los del actual, debido fundamentalmente a que las series de aquel trabajo fueron desglosadas y analizadas en el desglose, en contraste con el análisis global que se presenta aquí. En el Apéndice se muestran los datos utilizados.

Los dos efectos detectados como influyentes sobre el comportamiento del logaritmo de EPT fue posible modelarlos a través de la técnica del análisis de intervención y se obtuvo entonces la siguiente representación

$$\log(EPT_t) = \frac{\{\omega_I, 0, \omega_I, 1\} B^3}{(1-B)^2} P_{I,t} + \{\omega_{II}\} P_{II,t} + N_t$$

donde B denota al operador de retraso tal que

$$B^k Z_t = Z_{t-k} \quad \text{para } k=0,1,2,\dots$$

N_t es el modelo ARIMA que representa al comportamiento estocástico de $\log(EPT_t)$; $\omega_{I,0}$, $\omega_{I,1}$ y ω_{II} son los parámetros asociados con las "intervenciones" I y II, que vienen a ser:

I: Devaluación de la moneda en septiembre de 1976, y

II: Semana Santa,

con las cuales se asocian las siguientes funciones de pulso

$$P_{I,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } t = \text{septiembre de 1976} = I \\ 0 & \text{si } t \neq I \end{cases}$$

y

$$P_{II,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } t = \text{mes en el que ocurre la Semana Santa} = II \\ 0 & \text{si } t \neq II \end{cases}$$

Explícitamente, el modelo para $\log(EPT_t)$ puede escribirse como

$$\log(EPT_t) = \begin{cases} N_t & \text{si } t < I; t \neq II \\ (t-I+1)\omega_{I,0} + N_t & \text{si } t = I, I+1, I+2; t \neq II \\ (t-I)\omega_{I,0} - (t-I-3)\omega_{I,1} + N_t & \text{si } t \geq I+3; t \neq II \\ \omega_{II} + N_t & \text{si } t < I; t = II \\ (t-I+1)\omega_{I,0} + \omega_{II} + N_t & \text{si } t = I, I+1, I+2; t = II \\ (t-I)\omega_{I,0} - (t-I-3)\omega_{I,1} + \omega_{II} + N_t & \text{si } t \geq I+3; t = II \end{cases}$$

asimismo, de manera aislada, la función de intervención para representar el efecto de la devaluación, puede verse gráficamente como aparece en la figura 2.

Figura 2
FUNCIÓN DE INTERVENCIÓN PARA LA DEVALUACIÓN
Efecto Aditivo sobre log(EPT)

Los parámetros de intervención estimados (conjuntamente con los parámetros del modelo ARIMA) y sus respectivos errores estándar, son

$$\begin{array}{lll} \omega_{I,0} = -0.1737 & , & \omega_{I,1} = -0.1919 \text{ y } \omega_{II} = 0.3126 & , \\ (0.0597) & & (0.0595) & (0.0852) \end{array}$$

debido a que las funciones de intervención están asociadas con la serie $\log(EPT)$, una interpretación que podría darse a tales funciones, pero para la serie EPT y de acuerdo con los valores estimados de los parámetros es la siguiente:

I.- La devaluación de septiembre de 1976 causó en el nivel de EPT correspondiente a un factor de descuento mensual dictado por el valor $e^{\omega_{I,0}} = 0.8405$, dicho factor es aplicable durante los meses de septiembre, octubre y noviembre de 1976; de diciembre de 1976 en adelante, el factor cambia a $e^{\omega_{I,0}-\omega_{I,1}} = 1.0184$, de tal manera que se empieza a observar entonces un crecimiento mensual del 1.84%; este crecimiento mensual, cancela el decremento que se observó en los tres meses inmediatamente posteriores a la devaluación después de 32 meses; es decir en mayo de 1979 se alcanza el nivel de egresos previo a la devaluación, y a partir del mes de mayo se comienza a observar que los egresos sobrepasan el nivel marcado por la tendencia histórica que prevalecía hasta la devaluación.

II.- Con respecto al efecto de Semana Santa, este puede interpretarse como correspondiente a un factor dictado por $e^{\omega_{II}} = 1.3670$, o sea que se presenta un incremento del 36.70% de egresos por turismo en el mes en que ocurre la Semana Santa.

De hecho, en las interpretaciones anteriores se vislumbra ya la manera en que se construyen los factores previos de ajuste para la serie; esto es, mientras que en el modelo construido para $\log(EPT)$ las intervenciones aparecen como efectos aditivos (cuyas magnitudes quedan determinadas por los valores estimados de los parámetros), en la serie original EPT, las intervenciones adquieren la representación de efectos multiplicativos, éstos corresponden precisamente a los llamados factores de ajuste que se

requiere proporcionar al paquete de desestacionalización para preajustar la serie antes de llevar a cabo el ajuste por estacionalidad. Dichos factores de ajuste se muestran gráficamente, junto con las demás componentes de la serie, en la figura 3.

Con fines comparativos, conviene observar el ajuste del modelo ARIMA con y sin efectos de intervención, para ello se estimaron los siguientes tres modelos (expresados en notación de modelos ARIMA de Box y Jenkins, 1970):

$$(1) \log(EPT_t) = \frac{\omega_{I,0} - \omega_{I,1} B^3}{(1-B)^2} P_{I,t} + \omega_{II,0} P_{II,t} + \frac{(1-\theta B)(1-\theta B^{12})}{(1-B)(1-B^{12})} a_t$$

48.

$$(1-B)^2 \quad (1-B)(1-B^{12})$$

$$(2) \log(EPT_t) = \frac{\omega_{I,0} - \omega_{I,t} B^3}{(1-B)^2} P_{I,t} + \frac{(1-\theta B)(1-\theta B^{12})}{(1-B)(1-B^{12})} a_t$$

$$(3) \log(EPT_t) = \frac{(1-\theta B)(1-\theta B^{12})}{(1-B)(1-B^{12})} a_t$$

en el primero a parecen las dos intervenciones de interés; en el segundo solamente aparece la intervención por la devaluación de 1976, pero no el efecto por Semana Santa, y en el tercero no aparece ninguna de las intervenciones. Los resultados obtenidos aparecen en el cuadro siguiente

CUADRO 6

Resultados de la Estimación de Modelos para log(EPT)

Modelo	Parámetro Estimado	Intervalo del 95% de confianza	Error Estándar del modelo	Estadística Q* y Grados de Libertad
	$\theta = .735$	(.605, .866)	.126	20.74, 19
	$\theta = .553$	(.386, .719)		
(1)	$\omega_{I,0} = -.174$	(-.232, -.115)		
	$\omega_{I,1} = -.192$	(-.250, -.134)		
	$\omega_{II,0} = .313$	(.229, .396)		

*/ El valor de Q debe compararse con los valores de tablas de una distribución Ji-cuadrada con los grados de libertad señalados.

	$\theta = .784$	(.664, .903)	.151	27.99, 20
	$\theta = .614$	(.453, .774)		
(2)	$\omega_{I,0} = -.179$	(-.243, -.114)		
	$\omega_{I,1} = -.195$	(-.259, -.130)		
(3)	$\theta = .628$	(.483, .773)	.167	23.62, 22
	$\theta = .642$	(.502, .782)		

Aquí se puede apreciar que todos los parámetros resultan ser significativamente distintos de cero al nivel de significación del 5%; además, al no considerar el efecto por Semana Santa se eleva el error estándar en un 20%, mientras que, al ignorar también el efecto de la devaluación dicho error estándar aumentaría alrededor de un 33%.

Ya dentro del ajuste estacional, se examinó a la serie con ajustes previos para detectar efectos por días de operación mediante el procedimiento del paquete X-11-ARIMA. Lo mismo se efectuó con la serie original, los resultados aparecen en el cuadro 7 en donde se aprecia que el valor de la F calculada es en ambos casos muy pequeño y conduce a rechazar la hipótesis de existencia de efectos por días de operación. Asimismo en el cuadro 7 se aprecia la contribución atribuible a los ajustes previos para explicar la variación en la serie; las cifras que se reportan en este cuadro fueron obtenidas de la salida del paquete X-11-ARIMA, las cuales fueron explicadas cuando se presentó el cuadro 5.

Figura 3
EGRESOS POR TURISMO (EPT)

CUADRO 7
Contribuciones Relativas de las Componentes a la Variación de la Serie

	Componente de la Serie	Ajustes Previos		
		SI(a)	NO (b)	b/a
Valor de F para probar días de operación		1.291	1.687	--
Variación medida como el cambio porcentual de un mes a otro	I	11.31	11.64	1.03
	T	0.37	0.87	2.35
	E	82.21	87.49	1.06
	Y	6.11	--	--
	SUMA	100.00	100.00	--
	COCIENTE(X100)	82.23	99.31	--
Variación medida como el cambio porcentual de un año a otro	I	11.04	11.69	1.06
	T	47.31	88.18	1.86
	E	0.19	0.12	0.63
	Y	41.47	--	--
	SUMA	100.00	100.00	--
	COCIENTE(X100)	62.45	96.16	--
Variación medida en la porción estacionaria de la serie original	I	5.73	7.73	1.35
	T	5.26	34.82	6.62
	E	49.47	58.64	1.19
	Y	46.56	--	--
	TOTAL	107.02	101.19	0.95

Este cuadro permite apreciar los movimientos en la variación de las componentes a causa de los ajustes previos por Semana Santa y por intervenciones que, a riesgo de confusión, han sido denotados conjuntamente por la letra Y, que había sido utilizada previamente para representar a la componente de efectos por intervenciones exclusivamente; lo anterior es debido a que tanto el efecto por Semana Santa (festividad movable) como el efecto de la devaluación de 1976 (intervención) fueron tratados mediante el análisis de intervención.

El cuadro 7 hace notorio particularmente el incremento en la variación de la tendencia si no se realizan los ajustes previos, ya que una medida indica un incremento en variación del 135%, otra del 86% y la última del 562%; de esto se sigue que los ajustes previos sirvieron básicamente para suavizar el comportamiento de T ; en mucho menor grado, también sirvieron dichos ajustes para suavizar a la componente irregular, mientras que no está muy claro el efecto ejercido por el preajuste sobre la componente estacional, esto es así ya que la primera y última medida de variación indican suavizamiento a causa del preajuste, pero la segunda medida indica lo contrario.

Adviértase también que los valores de los COCIENTES($X100$) reportados en este cuadro para la serie con ajustes previos están sensiblemente alejados del valor 100, esto se debe a que los ajustes previos alteraron significativamente el nivel de la serie original y en este caso, en lugar de considerar el cociente respecto al promedio de los cambios porcentuales al cuadrado de la serie original, posiblemente hubiera sido más adecuado calcular el cociente relativo al promedio de los cambios porcentuales al cuadrado de la serie ajustada previamente.

BYM: Esta serie del sector financiero, aunque considerada la mayoría de las veces en forma de saldos para los fines operativos del Banco de México, fue convertida a flujos para aplicar apropiadamente el ajuste por días de operación. El período de observación correspondiente va de enero de 1971 a julio de 1982 y los datos originales pueden consultarse en el Apéndice de este trabajo. Las intervenciones que se intentó detectar fueron: la devaluación de septiembre de 1976, la implantación del IVA y la devaluación de febrero de 1982; asimismo se intentó determinar la existencia de efectos causados por la movilidad de la Semana Santa. Como resultado del análisis de intervención, solamente se determinaron efectos significativos atribuibles a la devaluación de 1976, y el modelo resultó ser

$$\log(\text{BYM}_t) = \frac{\omega_{1,0}}{(1-B)} P_{1,t} + \frac{(1-\theta B^2)(1-\theta B^6)}{(1-\Phi B)(1-B)(1-B^{12})} a_t$$

donde

$$P_{1,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } t = \text{septiembre de 1976} = I \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

con los parámetros estimados que aparecen en el cuadro 8.

CUADRO 8

Resultados de la Estimación del Modelo para $\log(\text{BYM})$

Parámetro Estimado	Intervalo del 95% de Confianza	Error Estándar del Modelo	Estadística Q y Grados de Libertad
$\Phi = -.391$	$(-.567, -.215)$	.030	22.77, 20
$\theta = .462$	$(.287, .637)$		
$\theta = -.652$	$(-.800, -.503)$		
$\omega_{1,0} = .211$	$(.174, .247)$		

Con estos resultados, el modelo estimado viene a ser

$$\log(\text{BYM}_t) = \begin{cases} N_t & \text{si } t < I \\ .211 + N_t & \text{si } t \geq I \end{cases}$$

con

$$(1+.391B)(1-B)(1-B^{12})N_t = (1-.462B^2)(1+.652B^6) a_t$$

Ya con el modelo estimado, se procedió a probar la significación estadística del efecto por días de operación y se obtuvieron los resultados que se muestran en el cuadro 9, dichos resultados indican que (aparte de interacciones con la composición del calendario) los días lunes, martes y miércoles tienen una actividad significativamente menor, mientras que los viernes presentan actividad significativamente mayor, a la que se esperaría si todos los días tuvieran la misma tasa de actividad. Nótese que aquí, de hecho, los sábados y los domingos presentan actividades normales, posiblemente como compensación de las actividades entre fin e inicio de semana.

CUADRO 9

Ponderaciones para los Días de la Semana

Día de la Semana	Lun.	Mart.	Miérc.	Juev.	Vier.	Sáb.	Dom.
Ponderación	.858	.850	.782	1.109	1.263	1.102	1.035
t	-2.434*	-2.440*	-3.542***	1.832	4.379***	1.718	.594

$$F = 34.606***$$

Los asteriscos indican la significación estadística de los respectivos resultados según se explicó en el cuadro 4. La descomposición de la serie se muestra de manera gráfica en la figura 4.

El cuadro 10 permite apreciar la importancia relativa de cada una de las componentes si se aplican o dejan de aplicarse los ajustes previos y el ajuste por días de operación, la explicación de los valores que se presentan en este cuadro es similar a la que se dio para el cuadro 5.

CUADRO 10

Contribuciones Relativas de las Componentes a la Variación de la Serie

Componente de la Serie		<u>Ajustes Previos y por Días de Op.</u>		
		SI(a)	NO (b)	b/a
	Componente de la Serie	Ajustes Previos		
		SI(a)	NO (b)	b/a
Valor de F para probar días de operación	I	9.45	18.62	1.97
	T	19.78	22.89	1.16
	E	57.03	58.48	1.03
	Y	0.14	--	--
	D	13.60	--	--
	SUMA	100.00	100.00	--
	COCIENTE(X100)	105.58	99.21	--
Valor de F para probar días de operación	I	0.32	0.33	1.03
	T	98.79	99.67	1.01
	E	0.01	0.01	1.00
	Y	0.70	--	--
	D	0.18	--	--
	SUMA	100.00	100.00	--
	COCIENTE(X100)	83.85	99.58	--
Valor medida en la porción estacionaria de la serie original	I	1.38	3.53	2.56
	T	42.42	62.09	1.46
	E	13.82	29.46	2.13
	Y	65.30	--	--
	D	0.72	--	--
	TOTAL	123.65	95.08	0.77

Figura 4

BILLETES Y MONEDAS EN PODER DEL PÚBLICO (BYM)

Este último cuadro permite apreciar que, de no efectuar los ajustes previos y por días de operación, la variación de las tres componentes I, T y E se vería incrementada, aunque la componente irregular se afectaría en un grado ligeramente mayor que la tendencia y la estacionalidad. Por otro lado, aquí es también factible apreciar que la contribución relativa de la componente por días de operación es apreciablemente mayor que la contribución atribuible al efecto de intervención en tanto se use como medida de variación el cambio porcentual mensual, esto es en contraste con las contribuciones a la variación medida en la parte estacionaria de la serie, en donde marcadamente ocurre lo contrario; asimismo nótese la carencia de importancia de las contribuciones relativas por los dos efectos de interés, si se mide a la variación a través del cambio porcentual anual.

C) Ajustes Previos para Series Trimestrales

Para finalizar este trabajo, aún cuando no se ha mencionado en ningún momento el caso de las series trimestrales, debe notarse que también estas series pueden verse afectadas por efectos de calendario y/o de intervenciones; por lo mismo, es natural preguntarse qué se puede hacer para preajustar este tipo de series antes de desestacionalizarlas. Desafortunadamente, el presente autor no tiene conocimiento de que se haya escrito acerca de este tema, una posible causa podría ser el que la mayoría de las series trimestral es en Estados Unidos, Inglaterra, Canadá y Japón (que es donde se desarrolla la investigación más activa sobre desestacionalización de series) se construyen a partir de

series mensuales y por tanto, los ajustes previos pueden realizarse sobre las series mensuales, para luego trimestralizarlas. No obstante, es inmediato indicar que la técnica de análisis de intervención podría utilizarse sin restricción alguna tanto a series mensuales como trimestrales; en cambio, el método de ajuste por días de operación sí requeriría modificarse sustancialmente para poderse aplicar a una serie trimestral y, por último, el efecto por longitud del trimestre, de considerarse necesario, podría corregirse de manera muy simple multiplicando a la serie original por el factor de corrección $91.3125/n_t$, en donde $91.3125=365.25/4$ viene a ser 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 .

REFERENCIAS

- Bell, W.R. y Hillmer, S.C. (1982) "Modeling Time Series with Calendar Variation", Journal of the American Statistical Association 77; por aparecer.
- Box, G.E.P. y Jenkins, G.M. (1970) Time Series Analysis, forecasting and control, Holden-Day.
- Box, G.E.P. y Tiao, G.C. (1975) "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems", Journal of the American Statistical Association 70, pp. 70-80.
- Cleveland, W.P. y Grupe, M.R. (1981) "Modeling Time Series when calendar Effects are Present", Special Studies Paper No. 162, Federal Reserve Board.
- Cleveland, W.S. (1982) "Seasonal and Calendar Adjustment", por aparecer en Brillinger y Krishnaiah (eds.) Handbook of Statistics Vol. 3.
- Cleveland, W.S. y Devlin, S.J. (1980) "Calendar Effects in Monthly Time Series: Detection by Spectrum Analysis and Graphical Methods", Journal of the American Statistical Association 75, pp. 487- 96.
- Cleveland, W.S. y Devlin, S.J. (1982) "Calendar Effects in Monthly Time Series: Modeling and Adjustment", Journal of the American Statistical Association 77; pp. 520-28.
- Cleveland, W.S.; Devlin, S.J. y Terpenning; I.J. (1981) "The SABL Statistical and Graphical Methods", Documento No-Publicado, Computing Information Library, Bell Laboratories.
- Engle, R.F. (1976) "Interpreting Spectral Analyses in Terms of Time Domain Models", Annals of Economic and Social Measurement 5; pp.89-109.
- Fromm, G. (1978) "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) pp. 26-29.
- Granger, C.W.J. (1978) "Seasonality: Causation, Interpretation, and Implications" en A. Zellner (ed.), Seasonal Analysis of Economic Time Series, (U.S. Bureau of the Census) pp. 33-55 (con comentarios).

Guerrero, V.M. (1983) "Desestacionalización de Series de Tiempo Económicas: Parte I, Una Introducción a la Metodología", Documento de Investigación No. 54, Banco de México

Guerrero, V.M. (1982) "El Proceso Inflacionario en México, Teoría y Aplicaciones del Análisis de Intervención", Documento de Investigación No. 49, Banco de México, S.A.

Ishiguro, M. y Akaike, H. (1981) "A Bayesian Approach to the Trading-Day Adjustment of Monthly Data" en O.D. Anderson y M.R. Perryman (eds.) *Time Series Analysis*, North-Holland, pp. 213-226.

Kallek, S. (1978) "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) pp.3-32 (con comentarios).

Liu, L.M. (1980) "Analysis of Time Series with Calendar Effects", Management Science 26; pp. 106-112.

Ljung, G.M. y Box, G.E.P. (1978) "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models", Biometrika 65, 297-303.

Mosteller, F. y Tukey, J.W. (1977) Data Analysis and Regression, Addison Wesley Publishing Company.

Pierce, D.A. y Cleveland, W.P. (1981) "Intervention Analysis and Seasonal Adjustment of the Monetary Aggregates: The 1980 Credit Controls Experience", Special Studies Paper No. 163, Federal Reserve Board.

Pierce, D.A. y Cleveland, W.P. (1981) "Seasonal Adjustment Methods for the Monetary Aggregates", Federal Reserve Bulletin 67; pp. 875-887.

Shiskin, J.; Young, A.H. y Musgrave, J.C. (1967) "The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program", Technical Paper No. 15, U.S. Bureau of the Census.

Tukey, J.W. (1977) *Exploratory Data Analysis*, Addison-Wesley Publishing Company.

Vargas, A.A. (1981) "Análisis del Turismo Receptivo y Egresivo en México", Documento de Investigación No. 35, Banco de México, S.A.

Young, A.H. (1965) "Estimating Trading-Day Variation in Monthly Economic Time Series", Technical Paper No. 12; U.S. Bureau of the Census.

Young, A.H. (1968) "Linear Approximations to the Census and BLS Seasonal Adjustment methods", Journal of the American Statistical Association 63; pp. 445-472.

Young, A.H. (1981) "Comments on 'Modeling Time Series when Calendar Effects are Present', by Cleveland, W.P. and Grupe, M.R.", Documento No-Publicado, presentado en la conferencia organizada por ASA-CENSUS-NBER en Washington.

APÉNDICE

Series Utilizadas para Ilustrar los Procedimientos

Ingresos por Turismo

(Flujos Mensuales en Miles de Dólares)

Año	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1971	38516	43517	41350	40013	33117	31383	40501	41218	25331	33337	35199	57553
1972	42894	48547	59820	39713	36284	47473	46999	48632	33863	40361	47492	70662
1973	56755	62633	67522	60886	55143	59613	61482	65547	40221	49350	59500	85568
1974	70509	82468	84835	78374	61258	67477	70651	72858	43253	55656	68016	86688
1975	70074	74705	82400	56414	53402	62808	73353	74167	42487	55782	67060	87480
1976	73814	85736	81358	76052	63367	66588	75116	68358	41448	58377	54617	90759
1977	71845	74900	79774	80104	55904	63764	80231	75287	46084	61405	67790	109438
1978	96952	110384	125826	84359	74601	71262	100537	91504	64951	73061	92035	135543
1979	117391	132940	139665	124620	98201	111593	119174	127534	82332	99436	113820	176617
1980	157360	175572	176435	137970	120510	124565	128002	133722	94166	115714	135479	171750
1981	169195	185537	167049	151261	135025	138236	137696	127888	98328	111190	134304	203873

Egresos por Turismo

(Flujos Mensuales en Miles de Dólares)

Año	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1971	11031	9672	11693	23384	21453	15610	24406	20628	15174	16673	13796	17447
1972	16543	12272	19531	19882	22084	20552	33441	31467	23461	19311	17264	23921
1973	19269	17502	21524	29800	25097	23487	34900	34383	25098	21699	21274	23946
1974	21140	22183	24994	37259	35732	30931	50687	45736	35245	28540	23564	35570
1975	27616	22826	38761	28797	36297	34228	62176	50502	36391	28275	27531	52383
1976	23383	27120	26278	50266	42921	40748	67124	51500	28040	23419	16429	25846
1977	20518	19104	24958	36577	35513	32259	51690	41800	40488	28675	23021	41424
1978	26890	31081	44380	36957	45227	41009	71643	51321	42813	35571	35503	56584
1979	34777	32444	40136	70736	50886	57192	93717	74215	55023	52205	43137	79012
1980	48793	47127	82375	76523	73844	76364	159225	130653	84870	72773	69198	121809
1981	76547	75311	85582	148790	110635	114175	222036	175643	121223	119601	109228	196146

Billetes y Monedas en Poder del Público
(Flujos Mensuales en Millones de Pesos)

Año	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1971	19011	18952	18281	18714	18199	17900	18518	18177	17687	18545	19063	21824
1972	20631	20449	21642	21084	20171	20481	20997	21647	21357	21604	22626	26777
1973	24355	24674	25371	25537	25168	26207	25942	26907	26780	27506	29907	34176
1974	31341	31380	32206	31865	32552	32931	32423	33330	32676	34041	37301	42686
1975	39903	40279	40215	40255	41461	41384	40835	42239	40604	42811	44722	52264
1976	48835	49295	47309	49903	49234	49532	51704	50088	56142	61870	72325	79873
1977	71792	71361	70476	71507	68626	69200	70210	68016	69595	71252	73203	88632
1978	81329	81459	84501	84790	81565	88183	85928	87527	87860	88847	93383	114810
1979	105670	106913	111218	111326	112851	118430	114500	117257	117205	118332	128120	149570
1980	137913	143351	144922	143461	150571	152092	150192	154866	148835	160562	169120	194695
1981	192251	195992	194005	208067	212794	211229	218787	213160	208951	225927	233792	281756
1982	272540	277563	280659	292766	297456	301535	315147	-	-	-	-	-

BANCO DE MÉXICO
SUBDIRECCIÓN DE INVESTIGACIÓN ECONÓMICA
Serie de Documentos de Investigación

1. ESTRUCTURA FINANCIERA Y EXPERIENCIA CAMBIARIA: MÉXICO 1954-1977. Guillermo Ortiz. Octubre, 1978.
2. EL FINANCIAMIENTO DEL GASTO PÚBLICO EN UNA ECONOMÍA EN CRECIMIENTO: EL CASO DE MÉXICO. Alain Ize. Noviembre, 1978.
3. ALGUNOS ASPECTOS DEL ENDEUDAMIENTO PÚBLICO EXTERNO EN MÉXICO. Ernesto Zedillo. Diciembre, 1978.
4. UNA APLICACIÓN DEL MODELO BAYESIANO DE DECISIÓN EN EL ANÁLISIS DE FUNCIONES DE PRODUCCIÓN AGRÍCOLA. Héctor E. González M. Diciembre, 1978.
5. POLÍTICA MACROECONÓMICA EN EL CORTO PLAZO: UNA RESEÑA. Alain Ize. Marzo, 1979.
6. ESTUDIOS DE MONEDA Y BANCA Y POLÍTICA MONETARIA SOBRE MÉXICO: SELECCIÓN BIBLIOGRÁFICA DE 1943 A 1978. Abril, 1979.
7. COMERCIO EXTERIOR MÉXICO-ESTADOS UNIDOS: PROBLEMAS DE COMPARABILIDAD ESTADÍSTICA. Jorge Carriles Rubio. Mayo, 1979.
8. EXPLOTACIÓN ÓPTIMA DE RESERVAS PETROLERAS EN UN CONTEXTO MACROECONÓMICO. José Córdoba. Mayo, 1979.
9. ASPECTOS DEFLACIONARIOS. DE LA DEVALUACIÓN DEL PESO MEXICANO DE 1976. José Córdoba y Guillermo Ortiz. Mayo, 1979.
10. EXTRACCIÓN ÓPTIMA DE PETRÓLEO Y ENDEUDAMIENTO EXTERNO: EL CASO DE MÉXICO. Ernesto Zedillo. Junio, 1979.
11. IMPUESTOS DIRECTOS: PROGRESIVIDAD ÓPTIMA. Jesús Seade. Septiembre, 1979.
12. OPCIONES DE POLÍTICA ECONÓMICA 1979-1982. Sócrates Rizzo y Leopoldo Solís. Septiembre, 1979.

13. INTERMEDIARIOS FINANCIEROS Y MERCADOS IMPERFECTOS DE CAPITAL. Guillermo Ortiz. Septiembre, 1979.
14. ESTIMACIONES DE EQUILIBRIO GENERAL DE LOS EFECTOS DE LAS DISTORSIONES EN LOS MERCADOS DE FACTORES: EL CASO DE MÉXICO. José J. Sidaoui y Richard H. Sines. Octubre, 1979.
15. UN ANÁLISIS DE LA INFLACIÓN EN MÉXICO. Alain Ize. Octubre, 1979.
16. ANÁLISIS DE LOS COMPONENTES DEL CAMBIO ESTRUCTURAL CON UN MODELO DE EQUILIBRIO GENERAL, 1970-75, José J. Sidaoui y Richard H. Sines. Enero, 1980.
17. TIPOS DE CAMBIO FLOTANTES Y DESLIZ CAMBIARIO: LAS EXPERIENCIAS DE ALGUNOS PAÍSES EN DESARROLLO. Guillermo Ortiz y Leopoldo Solís. Enero, 1980.
18. UN MODELO DE INFLACIÓN Y CRECIMIENTO EN UNA ECONOMÍA CAPITALISTA EN DESARROLLO. Alain Ize. Enero, 1980.
19. CRECIMIENTO E INFLACIÓN: ALTERNATIVAS CAMBIARIAS PARA MÉXICO. Guillermo Ortiz y Leopoldo Solís. Febrero, 1980.
20. COMPORTAMIENTO DE LA CAPTACIÓN BANCARIA EN MÉXICO. Héctor E. González Méndez. Mayo, 1980.
21. LA ENCUESTA DE TURISMO RECEPTIVO. REPORTE METEOROLÓGICO. Alberto Vargas Aguayo. Junio, 1980.
22. AJUSTE ESTACIONAL DE UNA SERIE DE TIEMPO MEDIANTE EL USO COMPLEMENTARIO DE MÉTODOS TRADICIONALES Y LA TÉCNICA DE BOX-JENKINS. Gabriel Vera Ferrer y Víctor M. Guerrero. Julio, 1980.
23. DISTRIBUCIÓN DEL FINANCIAMIENTO OTORGADO POR EL SISTEMA BANCARIO MEXICANO A LA BANCA PRIVADA Y MIXTA. Víctor M. Guerrero y Gabriel Vera Ferrer. Julio, 1980.
24. LA MIGRACIÓN INDOCUMENTADA A ESTADOS UNIDOS: UN NUEVO ENFOQUE. Juan Díez Canedo. Julio, 1980.

25. UN MODELO FINANCIERO DE DESEQUILIBRIO A CORTO PLAZO PARA LA ECONOMÍA MEXICANA. Alain Ize. Julio, 1980.
26. ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE IMPORTACIONES PARA MÉXICO. Javier Salas. Agosto, 1980.
27. UNA ALTERNATIVA PARA LA MEDIA ARITMÉTICA EN EL CALCULO DE PROMEDIOS SIMPLES DE RELATIVOS DE PRECIOS: LA MEDIA GEOMÉTRICA. Gabriel Vera Ferrer y Víctor M. Guerrero. Agosto, 1980.
28. LA DEMANDA DE DINERO EN MÉXICO: PRIMERAS ESTIMACIONES. Guillermo Ortiz. Septiembre, 1980.
29. ECONOMÍAS DE ESCALA Y CONCENTRACIÓN BANCARIA: EL CASO DE MÉXICO. Héctor E. González Méndez. Octubre, 1980.
30. LA ESTABILIDAD DE LA DEMANDA DE DINERO EN MÉXICO. Guillermo Ortiz. Noviembre, 1980.
31. EL TAMAÑO DE LA FAMILIA Y LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO EN MÉXICO: UN ENSAYO EXPLORATORIO. Gabriel Vera Ferrer. Diciembre, 1980.
32. PROMEDIOS PARAMETRICOS: SU SELECCIÓN Y EMPLEO EN LA DETERMINACIÓN DE ÍNDICES DE PRECIOS, Víctor M. Guerrero. Enero, 1981.
33. UNA APLICACIÓN DEL ANÁLISIS DE INTERVENCIÓN A SERIES DE TIEMPO DE LA ECONOMÍA MEXICANA. Víctor M. Guerrero y Gabriel Vera Ferrer. Marzo, 1981.
34. ALGUNOS ASPECTOS DE LA CONCENTRACIÓN EN EL SISTEMA FINANCIERO MEXICANO. Héctor E. González Méndez. Marzo, 1981.
35. ANÁLISIS DEL TURISMO RECEPTIVO Y EGRESIVO EN MÉXICO. Alberto Vargas Aguayo. Agosto, 1981.
36. COMPORTAMIENTO DE LA FUNCIÓN DE COSTOS DE LA BANCA MÚLTIPLE Y ALTERNATIVAS SOBRE LA EVOLUCIÓN. Héctor E. González Méndez. Septiembre, 1981.

37. DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO EN MÉXICO 1977. Juan Díez-Canedo y Gabriel Vera. Septiembre, 1981.
38. CUENTAS NACIONALES Y ANÁLISIS MACROECONÓMICO. Jesús Reyes Heróles G. y José J. Sidaoui D. Septiembre, 1981.
39. UNA NOTA SOBRE LA EVOLUCIÓN DE LA ESTRUCTURA DE INGRESOS Y GASTOS BANCARIOS: 1966-1979. Alain Ize. Octubre, 1981.
40. LA DOLARIZACIÓN EN MÉXICO: CAUSAS Y CONSECUENCIAS. Guillermo Ortiz. Octubre, 1981.
41. UN ANÁLISIS DEL MERCADO DE CRÉDITO EN MÉXICO. Ángel Calderón, Javier Cárdenas y Alain Ize. Octubre, 1981.
42. SUBSTITUCIÓN DE MONEDAS E INDEPENDENCIA MONETARIA: EL CASO DE MÉXICO. Guillermo Ortiz y Leopoldo Solís. Noviembre, 1981.
43. ESTABILIZACIÓN Y SUBSTITUCIÓN DE ACTIVOS EN UN SISTEMA FINANCIERO CON DOS MONEDAS Y CON EXPECTATIVAS DE DEVALUACIÓN. Alain Ize. Noviembre, 1981.
44. LA DISTRIBUCIÓN DE LOS INGRESOS POR TRABAJO EN MÉXICO. Jesús Reyes Heróles G. G. Enero, 1982.
45. DISTRIBUCIÓN REGIONAL DE LA CAPTACIÓN Y EL FINANCIAMIENTO DE LA BANCA PRIVADA Y MIXTA (1950-1980). Héctor E. González Méndez. Marzo, 1982.
46. COMPORTAMIENTO REGIONAL DE LA CAPTACIÓN Y EL CRÉDITO DE LA BANCA PRIVADA Y MIXTA EN MÉXICO. Héctor E. González Méndez. Abril, 1982.
47. EVOLUCIÓN Y PERSPECTIVAS DE LAS EXPORTACIONES DE MANUFACTURAS. Javier Salas y José J. Sidaoui D. Mayo, 1982.
48. UN ANÁLISIS DE LA INFLACIÓN EN MÉXICO. Jesús Marcos Yacamán. Julio, 1982.
49. EL PROCESO INFLACIONARIO EN MÉXICO. TEORÍA Y APLICACIONES DEL ANÁLISIS DE INTERVENCIÓN. Víctor M. Guerrero. Julio, 1982.
50. ESTRUCTURA ECONÓMICA Y LOS ÍNDICES DE PRECIOS PRODUCTOR. Marín Maydón Garza y Luis H. Villalpando. Noviembre, 1982.

51. PRECIOS Y PRODUCTO EN EL CORTO PLAZO: ENFOQUES TEÓRICOS ALTERNATIVOS. Alain Ize. Noviembre, 1982.
52. ESTRUCTURA DE MERCADO, COMPORTAMIENTO Y POLÍTICAS DE LA BANCA PRIVADA Y MIXTA MEXICANA, 1970-1980. Rubén Yesin Toledo. Noviembre, 1982.
53. EL COMPORTAMIENTO MACROECONÓMICO DE LA ECONOMÍA MEXICANA ENTRE 1961 Y 1981: ESPECIFICACIONES ALTERNATIVAS Y PRUEBAS DE HIPÓTESIS. Alain Ize y Javier Salas. Agosto, 1983.
54. DESESTACIONALIZACIÓN DE SERIES DE TIEMPO ECONÓMICAS: PARTE I. UNA INTRODUCCIÓN A LA METODOLOGÍA. Víctor M. Guerrero. Agosto, 1983.
55. DESESTACIONALIZACIÓN DE SERIES DE TIEMPO ECONÓMICAS: PARTE II. AJUSTES PREVIOS A LA DESESTACIONALIZACIÓN. Víctor M. Guerrero. Agosto, 1983.