UNIVERSIDAD ANAHUAC

CON ESTUDIOS INCORPORADOS A LA UNIVERSIDAD NACIONAL AUTONOMA DE MEXICO

AJUSTE ESTACIONAL DE SERIES DE TIEMPO UTILIZANDO METODOS BASADOS EN MODELOS

T E S I S

QUE PARA OBTENER EL TITULO DE:

A C T U A R I O

P R E S E N T A:

MARIA DEL CARMEN JUSTINA SANCHEZ GARCIA

MEXICO, D. F., 1986

I N D I C E

INTRODUCCION

En este trabajo se presenta un método para ajustar estacionalmente una serie de tiempo; este tipo de estudios son de gran interés para algunas areas de la ciencia entre las cuales se encuentra la economía.

El desarrollo de las computadoras ha impulsado el desarrollo de métodos para el ajuste estacional de series de tiempo.

Fundamentalmente las metodologías que se han analizado, han sido generadas a partir de heurísticas obtenidas al aplicar diversas ideas intuitivas sobre lo que se piensa es el ajuste estacional.

Un objetivo fundamental de este trabajo es presentar una metodología que posee bases formales fundamentadas en el análisis de series de tiempo.

A continuación se describe brevemente el contenido de este trabajo.

En el primer capítulo se presentan los antecedentes históricos del ajuste estacional, las definiciones y características de las componentes y algunas de las razones por las cuales se desea ajustar estacionalmente una serie de tiempo.

En el segundo capítulo se describen algunas metodologías de ajuste estacional como son el método de descomposición clásica, el método de promedios moviles, el Census-X-11, el método X-11-ARIMA, etc.

El tercer capítulo presenta la descripción del método basado en modelos para ajustar estacionalmente una serie de tiempo, los supuestos en los que se basa y la aplicación del método en los tres casos mas usuales de modelos ARIMA.

Un ejemplo de esta metodología es presentado en el capítulo cuarto. El método se aplicó a la serie de salida de turistas de México a partir de Enero de 1977 a Marzo de 1985, ya que el modelo de esta serie es uno sobre los que se desarrolló el método en el capítulo 3. Sobre esta serie, también se aplicaron los métodos Census-X-11 y X-11-ARIMA. Se hicieron comparaciones de los resultados que se presentan en las conclusiones.

En los apéndices técnicos se describen algunas de las metodologías y los programas que se utilizaron para ejemplificar el método. Estas metodologías son el Census II X-11 y el X-11-ARIMA. Estos métodos fueron desarrollados por el Bureau of the Census en Canadá.

CAPITULO 1

AJUSTE ESTACIONAL

1.1 ANTECEDENTES HISTORICOS

En el estudio de series de tiempo, una de las metodologías que más se ha utilizado es la que se basa en su descomposición a través de las llamadas componentes no observables.

El estudio y uso de componentes no onservables (UCM) se inició en ramas de la ciencia como son Astronomía y Meteorología. En el siglo XVII se utilizan para el cálculo de órbitas planetarias. En el siglo XVIII se utilizan para analizar las leyes de Kepler y por primera vez se separa la componente irregular. Las leyes de Kepler mostraban la posición observada de un planeta como la posición promedio más una fluctuación irregular, esto es:

$$P(t) = P + I(t)$$

Donde:

$P(t)$ - Es la posición actual del planeta.

P - Es la posición promedio del planeta o posición media.

$I(t)$ - Es la componente irregular.

Posteriormente se distinguen los movimientos seculares, esto es, los movimientos de tendencia o crecimiento a largo plazo, y los periódicos que involucran fluctuaciones más o menos repetitivas. Más adelante surge la idea de los ciclos.

Hacia 1801 el astrónomo Heschel hace el primer intento de explicar la periodicidad en datos económicos y estudió la relación entre las manchas solares y el precio del trigo.

Entre 1825 y 1875 se hizo popular la idea de componentes no observables en el estudio de datos económicos.

Charles Babbage en 1839 analiza los datos de la Camara de Compensaciones y estudia los efectos estacionales, con observaciones diarias sobre las que obtiene un patrón estacional. Intenta identificar y aislar la componente irregular del modelo. Consideraba de gran importancia el estudio de las fluctuaciones a corto plazo para la mejoría en el pronóstico.

Esta es otra de las ideas que fundamentan la necesidad del ajuste estacional. Habla de las ventajas de utilizar métodos de estudios meteorológicos con variables económicas.

Jevons es el primero que estudia las variaciones económicas a fondo, buscó explicaciones físicas para fijar leyes que las gobernaran. Hace estudios sobre ciclos económicos y los relaciona con las manchas solares. Al analizar la caida del precio del oro, busca la manera de corregir la serie de fluctuaciones temporales para poder observar más claramente la tendencia. Considera que las series están compuestas por periodicidades diferentes y se inclina a estudiarlas por separado.

En 1843, Guy examina datos de mortalidad y enfermedad para ver si están relacionados con factores estacionales.

Con Cournot se hacen las primeras aplicaciones de este modelo en el área económica, hace referencia a los estudios astronómicos y dice que es necesario reconocer los movimientos seculares y periódicos, los cuales son independientes.

En 1884, Jevons menciona el modelo de componentes no observables en astronomía (UCM) y lo aplica en el análisis económico. Mientras Petty habla de los ciclos económicos y busca un método estadístico para corregirlo llamado Promedio en el Ciclo.

En el siglo XIX aumentaron las contribuciones en el área económica. Gilbart es uno de los primeros en analizar los patrones estacionales en los fenómenos económicos. En el estudio que hizo sobre emisiones de notas bancarias, observa un patrón estacional distinto en los bancos de Irlanda y Escocia del que presenta en los bancos de Inglaterra, y vió que este patrón varía en el tiempo. Encontró la posible causa de la estacionalidad en las notas bancarias.

W.M. Pearson fué de los primeros en delinear las componentes de una serie de tiempo, las que comprenden son: las fluctuaciones estacionales, la tendencia secular, los movimientos cíclicos y el residual que se conoce como componente irregular.

Durante los años veintes hasta principios de los treintas, se ajustaron conceptos importantes sobre las componentes y el ajuste estacional.

> " Esto incluye (a) la idea de que la estacionalidad cambia sobre el tiempo, (b) la idea de explicar la tendencia y el ciclo cuando la componente estacional es estimada, (c) la imposibilidad de describir la tendencia y el ciclo por medio de fórmulas matemáticas explícitas, y (d) la necesidad de tratar con observaciones extremas." (1)

---

(1) W.R. Bell & S.C. Hillmer: 1984 (pag. 294)

Diferentes instituciones se dedicaron al desarrollo de técnicas de desestacionalización. Los mejores métodos desarrollados en esa época son el de diferencias de promedios moviles y el de razón a promedios móviles.

Se ha discutido mucho el uso de promedios mensuales; pero como ha puntualizado H.D. Falkner:

> "La ventaja principal de la media es su calculo extremadamente sencillo." (2)

Makridakis en 1976 complementa el estudio sobre la aparición de técnicas para la determinación de componentes, además menciona que en 1911 en Francia se creó un comité encargado de proponer métodos para remover las componentes en una serie de tiempo con el propósito de pronosticarlas por separado.

En 1979 Nerlove, Grether y Carvalho hacen mención a este respecto donde precisan con detalle el desarrollo de modelos de series de tiempo con componentes no observables, tratan también los temas de desestacionalización y el de determinación y estudio de los ciclos económicos.

> "La estacionalidad debe ser removida de las series de tiempo económicas para que los principales ciclos económicos puedan ser estudiados más facilmente y las condiciones económicas actuales puedan apreciarse." (3)

Tratan las diferentes periodicidades por separado, esto es, las mensuales, los trimestrales y los anuales.

Actualmente los economistas se interesan por la componente de tendencia-ciclo lo cual explica la necesidad de eliminar las otras componentes de la serie.

---

(2) S. Kallek; 1978 (pag. 3)
(3) S.C. Hillmer & G.C. Tiao; 1982 (pag. 63)

1.2 DEFINICION DE ESTACIONALIDAD

Existen diferentes criterios sobre la estacionalidad los cuales no se han unificado y han dado lugar a fuertes controversias. Diferentes autores han dado sus definiciones sobre estacionalidad de entre los cuales destacan:

Box & Jenkins en el año de 1976 establecen que la serie observada sigue un patrón periódico. Estos períodos son de un tamaño determinado 'S', en los que ocurren fenómenos similares con intensidades parecidas en un intervalo del período determinado, el período 'S' no está limitado a un año. (4)

En 1977 Granger y Newbold consideran que la estacionalidad se presenta en períodos de tamaño 'S=12' cuando se tienen los datos mensuales, limitando el período a un año.

Shinskin, que se ha dedicado al estudio de la estacionalidad y además desarrolló el método Census II X-11, define a la estacionalidad como

> "... un patrón de variaciones intra-anuales que se repiten de forma constante o que evoluciona año con año." (5)

Dagum está de acuerdo con esta definición, ella afirma que la variación estacional representa los efectos de varios eventos, como son los climatológicos y los institucionales, que se repiten regularmente cada año. Kallek en 1978 complementa estas ideas, define la estacionalidad de una forma simple:

> "..., la estacionalidad se refiere a fluctuaciones periódicas regulares que ocurren cada año en torno al mismo tiempo y con la misma intensidad, y lo más importante, puede medirse y removerse de la serie bajo estudio." (6)

La opinión de Hillmer, Bell & Tiao (1981) sobre lo que es el ajuste estacional es:

> "El ajuste estacional puede ser visto como la estimación de una componente no-estacional (no observable) Nt, o como la estimación y eliminación de la componente estacional (no observable) St, de la serie de tiempo Zt." (7)

Otros autores como Kendall y Yule generalizan la idea de estacionalida a períodos no necesariamente anuales. Dicen que la estacionalida representa variaciones periódicas razonables

---

(4) G.E.P. Box & G.M. Jenkins; 1976 (pag. 301)
(5) J. Shiskin, A.H. Young & J.C. Musgrave; 1967 (pag. 1)
(6) S. Kallek; 1978 (pag. 15)
(7) S.C. Hillmer; W.R. Bell & G.C. Tiao; 1981 (pag. 2)

correspondientes a ritmos periódicos e identificables, aunque el período no sea de un año. Hablan de eliminar la estacionalidad ya que oscurece el análisis de las otras componentes.

En 1982, De Alba dice que las variaciones estacionales son aquellas que se presentan con las estaciones del año, aunque actualmente se utiliza también para designar movimientos de la serie que se repiten en períodos fijos como días, semanas, meses, sexenios, etc.

Todas estas definiciones son basicamente empíricas. De todas éstas, la definición más formal es la expuesta por Box & Jenkins.

Por mi cuenta, opino que la estacionalidad representa un conjunto de factores o eventos, no controlables, que se repiten en una forma regular lo que origina un patrón de comportamiento periódico. La longitud de los períodos puede variar pero generalmente se presenta en un año. Este conjunto de eventos pueden ser removidos para lograr un mejor análisis del resto de las componentes.

1.3 COMPONENTES DE UNA SERIE DE TIEMPO ESTACIONAL

En el sentido más amplio, la metodología de descomposición propone la existencia de cinco componentes o factores:

Tt - Componente de Tendencia-Ciclo.
(Marca el crecimiento de la serie y además tiene un movimiento cíclico superimpuesto en forma de onda.)

St - Componente Estacional.
(Son fluctuaciones que se repiten cada período con más o menos la misma intensidad y por la misma época del período. Normalmente los períodos son de un año.)

Dt - Factor de ajuste por días de operación.
(Son los pesos que se les dan a cada uno de los días de la semana al igual que a cada mes del año.)

Ht - Factor de ajuste por días festivos.

It - Componente Irregular.

Estas componentes pueden estar relacionadas tanto de una forma aditiva:

$$Zt = St + Tt + Dt + It$$

como de una forma multiplicativa:

$$Zt = St \times Tt \times Dt \times It$$

(El efecto de Ht suele incorporarse a It en los dos casos.)

El modelo multiplicativo se utiliza especialmente cuando la tendencia en las series varía considerablemente (usualmente su comportamiento es no lineal) y para la cual la variación estacional absoluta es aproximadamente proporcional.

El modelo aditivo se utiliza cuando la tendencia en las series no es tan marcada, también se utiliza cuando en la serie existen elementos tanto negativos como ceros y en otros casos cuando la dependencia de la estacionalidad no radica principalmente en el nivel de la componente de Tendencia-Ciclo.

Se han hecho diferentes estudios para saber en que forma están relacionadas las componentes de una serie de tiempo.

Durbin & Kenny proponen una metodología basada en un análisis gráfico que además de ser sencillo es altamente informativo.

AJUSTE ESTACIONAL

Este se obtiene tomando como medida de la amplitud estacional, la desviación media absoluta de la tendencia sobre cada año:

$$Ai = (1/12) \sum_{j=0}^{12} |Zij - Xij|$$

El valor de Ai se grafica contra el correspondiente valor de la tendencia media, la cual se obtiene de la siguiente forma:

$$Ti = (1/12) \sum_{j=0}^{12} |Xij|$$

donde la tendencia estimada 'Xij' se obtiene mediante la aplicacion de un filtro de 21-puntos de Durbin & Murphy sobre la serie original. (8)

Si los puntos para los años sucesivos son unidos en forma cronológica, es posible obtener una impresión visual de la relación entre Ai y Ti y de cualquier cambio de éstas en el tiempo.

Considerando que la relación entre la amplitud estacional y la tendencia media es aproximadamente lineal, trazaremos una línea recta, la cual si pasa por el origen se considerará una relación multiplicativa entre las componentes pero si la línea es horizontal se considerará una relación aditiva.

Si la relación entre la amplitud estacional y la tendencia media es una curva o una combinación de lineas rectas, la relación entre las componentes de la serie será mixta, ésto es, aditivo-multiplicativo.

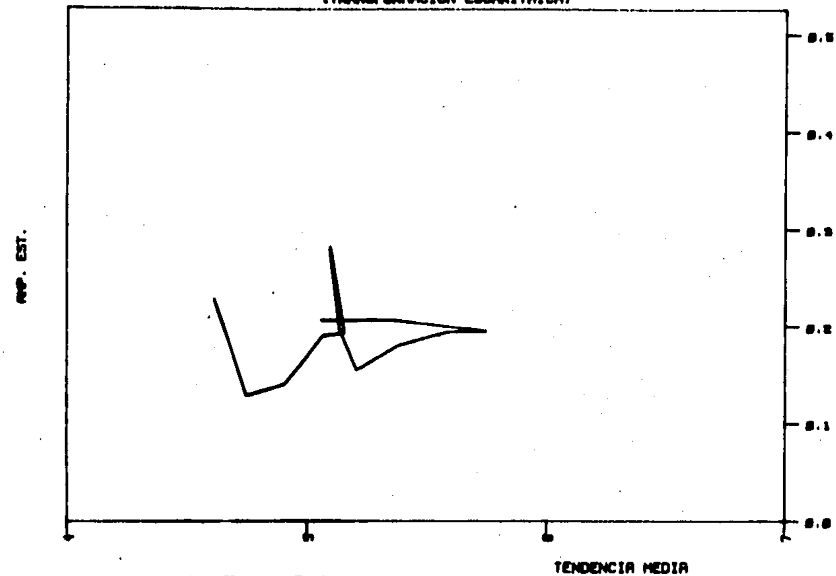
La figura 1 nos muestra el diagrama entre la amplitud estacional y la tendencia media de la transformación logarítmica de la serie de salida de turistas (Enero de 1970 a Marzo de 1985), sobre la cual podemos trazar una línea recta horizontal por lo que se considerará que la relación entre las componentes es aditiva. La figura 2 nos muestra el diagrama de la serie de salida de turistas (Enero de 1970 a Marzo de 1985), sobre la cual podemos trazar una línea recta diagonal pasando por el origen lo que indica una relación multiplicativa entre las componentes.

---

(8) J. Durbin & M.J. Murphy: (pag. 385)
Los pesos centrados de 21-puntos que se utilizan son:
(-0.04769, -0.02535, -0.00301, 0.01933, 0.04167, 0.06401, 0.08634, 0.10868, 0.13202, 0.08333, 0.08333, 0.08333, 0.13202, 0.10868, 0.08634, 0.06401, 0.04167, 0.01933, -0.00301, -0.02535, -0.04769)

FIGURA 1
SALIDA DE TURISTAS
(TRANSFORMACION LOGARITMICA)

S.A.I.
BANAMEX



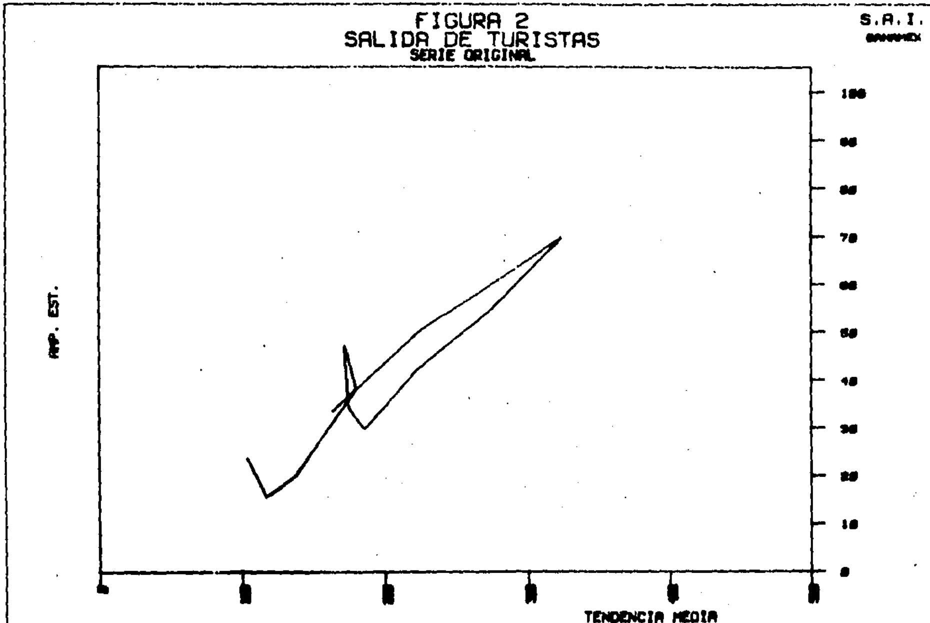


FIGURA 2
SALIDA DE TURISTAS
SERIE ORIGINAL
S.A.I.
BANAMEX
AMP. EST.
TENDENCIA MEDIA
100
70
50
40
30
20
10

1.4 CARACTERISTICAS DE LA COMPONENTE ESTACIONAL

Dagum (1978 a) establece que la componente estacional representa las consecuencias de fenómenos climatológicos e institucionales que se repiten regularmente cada año.

La componente estacional se diferencía de la tendencia por que tiene caracter oscilatorio, del ciclo por tener periodicidad anual y de la irregularidad por el hecho de ser sistemática.

La componente estacional tiene tres características importantes, señaladas por Dagum:

1.- El fenómeno se repite cada año con cierta regularidad y puede evolucionar. (PERIODICO)

2.- El fenómeno puede medirse y separarse de las otras fuerzas que influyen en el movimiento de la serie. (FUERZAS CAUSALES INDEPENDIENTES)

3.- El fenómeno es causado principalmente por fuerzas no-económicas, exógenas al sistema económico y que no pueden controlarse ni modificarse por los tomadores de decisiones.

La tercera característica es la razón fundamental para eliminar la componente estacional en la serie en cuestión.

Una característica importante de la componente estacional es que puede ser estable o puede evolucionar en el tiempo en magnitud y/o en temporalidad.

Por medio de una representación gráfica podemos observar el comportamiento de las componentes por separado en una serie de tiempo.

La figura 3 nos muestra la serie original, la serie ajustada estacionalmente y la componente de tendencia-ciclo. En esta gráfica podemos observar la diferencia entre cada una de las series.

La componente estacional de la serie puede evolucionar al paso del tiempo como lo muestra la figura 4.

La componente irregular la podemos observar en la figura 5 y como vemos, no sigue ningun patrón.

Ya eliminada la componente estacional se podra analizar más facilmente las otras componentes como la tendencia-ciclo

Algunos métodos se basan en el hecho de que la componente estacional es estable como los métodos basados en técnicas de

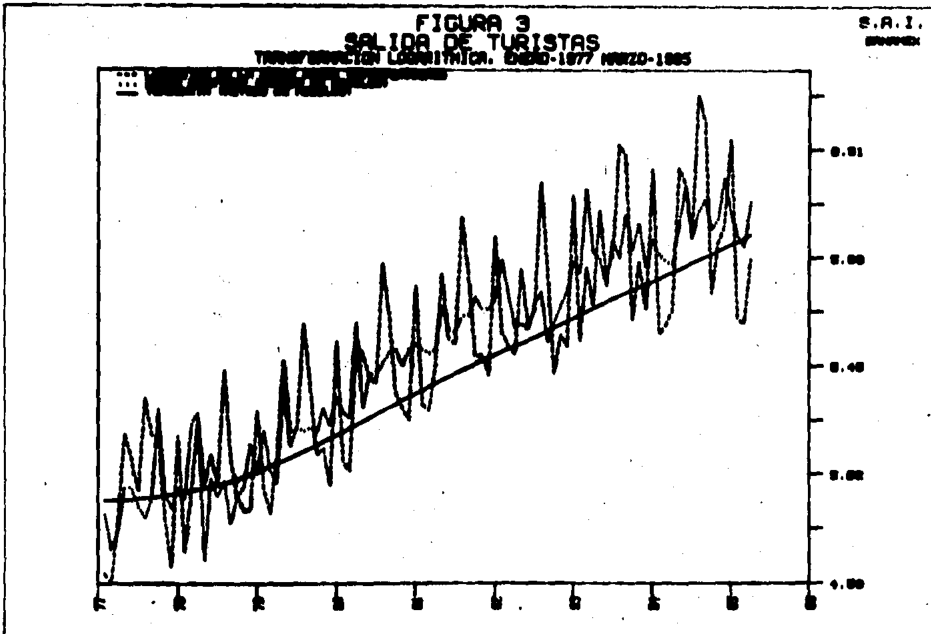


FIGURA 3
SALIDA DE TURISTAS
S.A.I.

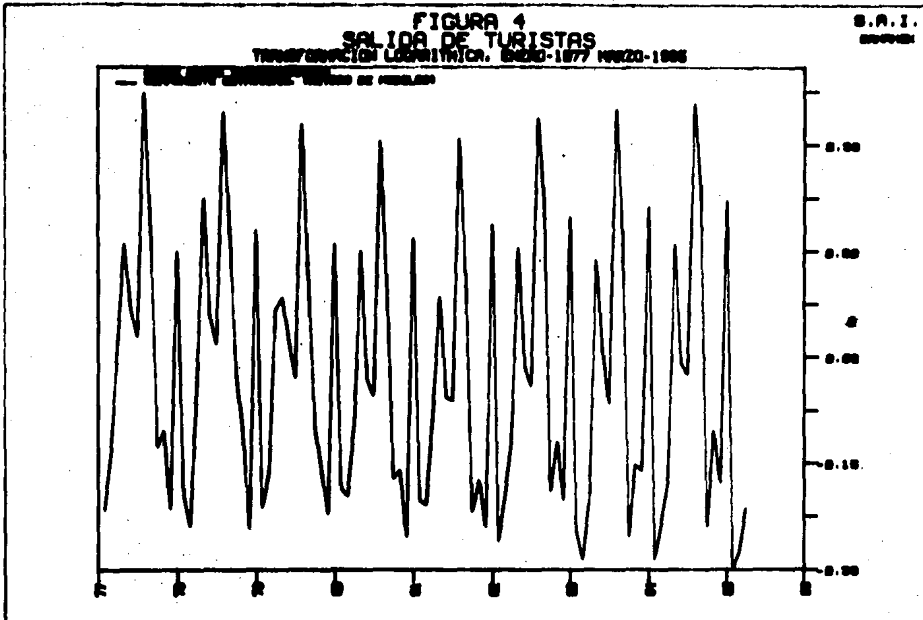
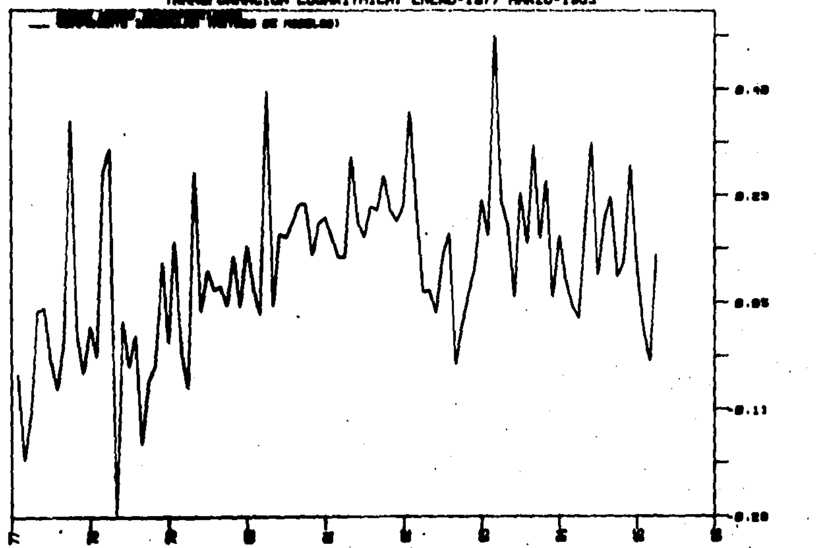


FIGURA 4
SALIDA DE TURISTAS
S.A.I.

FIGURA 5
SALIDA DE TURISTAS
TRANSFORMACION LOGARITMICA. ENERO-1977 MARZO-1985



regresión y otros como los de promedios móviles consideran que la componente estacional evoluciona en el tiempo.

La experiencia nos muestra que la estacionalidad evoluciona al paso del tiempo debido a cambios tecnológicos, institucionales, políticas gubernamentales y/o alteraciones físicas (climatológicas) pero no se sabe como es esta evolución.

Otra característica de la componente estacional es su naturaleza, si es estocástica, determinística o compuesta. Los métodos basados en regresión, la consideran determinística y otros métodos como son los basados en promedios móviles la consideran estocástica.

1.5 CAUSAS DE LA COMPONENTE ESTACIONAL

El hombre siempre se ha visto influenciado basicamente por los cambios climatológicos, los cuales año con año se repiten ya sea con mayor o menor intensidad. También podemos decir que se ve afectado por sus propias costumbres, como son los festejos.

Con esto, podemos ver que la componente estacional representa los efectos causados por diferentes factores durante un período determinado, los cuales se repiten en el siguiente período con una intensidad parecida.

Dagum (1978 a) establece que la componente estacional representa las consecuencias de fenómenos tanto climatológicos como institucionales que se repiten regularmente cada año, estos fenómenos son basicamente de fuerzas no-económicas que no pueden ser controlados por lo menos a corto plazo, a manera de ejemplo de estas fuerzas se encuentran: las lluvias, sequias, vacaciones, etc.

Pearson opina que cada componente de una serie de tiempo tiene sus causas determinadas y que son independientes unas de otras.

Granger nos dice que es importante tomar en cuenta las causas de la estacionalidad ya que si no se toman en cuenta nos puede llevar a definiciones y conclusiones erroneas o no tan exactas. Considera que por lo menos existen cuatro causas básicas de la estacionalidad en los datos económicos, estas son:

1.- CALENDARIO

Durante el año existen días festivos que afectan a las diferentes series de tiempo, sobre todo aquellas que estan relacionadas con la producción, provocando picos o cimas en las series. Estas también se ven afectadas por la cantidad de días totales que tiene cada mes así como por la cantidad de días laborales.

2.- LAS DECISIONES TEMPORALES

Las decisiones temporales son aquellas que pueden variar de un año a otro como son las vacaciones escolares o universitarias, el pago de dividendos en las compañías o el pago de impuestos, estas actividades las fijan determinadas instituciones, lo que provoca fluctuaciones estacionales debido a que las actividades se fijan alrrededor del mismo período cada año. Estas decisiones son generalmente determinísticas o preanunciadas.

3.- EL CLIMA

Los cambios climatológicos afectan directamente a diferentes series de tiempo económicas, sobre todo a aquellas concernientes a la agricultura, construcción y transportación, y consecuentemente, afectan de forma indirecta a otras series. Podriamos considerar que este factor es realmente la estacionalidad ya que es una consecuencia de los movimientos de la tierra que dan paso a las estaciones del año.

4.- EXPECTATIVAS

Las expectativas de los patrones estacionales de una variable pueden provocar un determinado comportamiento estacional tanto en ella como en otras variables que estan relacionadas con ésta. Las expectativas de los patrones estacionales de una variable son hechas en base al comportamiento estacional pasado de esa variable o de otras variables que se le relacionen. Podemos ver, como ejemplo, que como se sabe en Navidad aumentan considerablemente las ventas de juguetes, ésto afecta el patrón estacional de la publicidad de juguetes lo que a su vez afecta a la variable de ventas de juguetes.

Normalmente estas causas aparecen juntas, y en ocaciones se pueden distinguir. Las causas básicas pueden influir en la estacionalidad de una serie en una forma directa o indirecta, esto es, puede deberse a otros factores que a su vez son originados por las causas que se consideran básicas.

Podemos ver que las fuerzas causales son de caracter no-económico y que estan fuera de nuestro control. Además, varian de serie en serie, por lo que sus componentes estacionales tendrán características diferentes.

Pueden existir otras causas de la estacionalidad además de las mencionadas anteriormente, las cuales pueden modificar la estacionalidad. Las causas pueden considerarse como factores exógenos de naturaleza no-económica, que influyen en la variable en estudio y que no dejan ver claramente las características y el comportamiento de la serie, esto es, los aspectos económicos de éstas.

Podemos decir que de estas causas, dos de ellas, el calendario y las decisiones temporales, pueden ser vistas como determinísticas debido a que permanecen fijas en el año, ellas pueden dar lugar a que la componente estacional se considere también determinística pero las otras dos componentes, el clima y las expectativas, al ser consideradas no determinísticas a pesar de que pueden predecirse, nos llevan a afirmar que la componente estacional es no determínistica.

Granger proporciona dos conclusiones importantes de esto:

"... 1.- Las causas de la estacionalidad pueden variar grandemente de una serie a otra, y, en consecuencia, se puede esperar que las componentes estacionales tengan diferentes propiedades, y 2.- las componentes estacionales no pueden ser asumidas como determinísticas, i.e., perfectamente predicibles." (9)

(9) W.J. Granger; (pag. 34)

1.6 RAZONES PARA AJUSTAR UNA SERIE DE TIEMPO

El ajuste estacional es uno de los varios enfoques estadísticos que existen para analizar una serie de tiempo. Lo que se busca al ajustar estacionalmente una serie es el hecho de eliminar o remover la componente de la serie.

En 1978, Kallek discute sobre los objetivos generales y la necesidad de mejorar el ajuste estacional y declara que:

> "uno pretende eliminar lo más de la fluctuación que oscurece a la componente de tendencia-ciclo de la serie." (10)

Esto nos dice que lo ideal sería remover tanto la componente estacional como la componente irregular para así poder analizar la componente de tendencia-ciclo, para lo cual primero tendremos que estimar las componentes que queremos remover.

Fromm, en 1978 apoya esto diciendo que el ajuste estacional tiene como propósito:

> "permitir la identificación de patrones subyacentes y relaciones causales, y para disminuir la posibilidad de ser engañados por correlaciones espurias que resulten de influencias estacionales simétricas e independientes." (11)

Se puede decir que las razones principales para ajustar una serie son:

1.- Facilitar el pronóstico a corto plazo,

2.- Relacionar las series con otras, como eventos externos o variables de política,

3.- Podemos comparar mes contra mes en la serie y entre series con estacionalidades diferentes.

El hecho de remover la componente estacional de las series de tiempo económicas se ha vuelto tan común que a veces se ha olvidado la razon y el objetivo de esto.

Los objetivos por los cuales es necesario tener datos ajustados estacionalmente son, entre otros:

---

(10) S. Kallek; 1978 (pag. 15)
(11) G. Fromm; (pag. 26)

1.- El desarrollo de técnicas que permitan medir de una manera más precisa la componente estacional.

2.- El establecimiento de métodos estadísticos para determinar cual de las diferentes alternativas debe ser usada antes de hacer una selección basada en un juicio intuitivo.

3.- El establecimiento de criterios estadísticos medibles para determinar la bondad de ajuste del modelo seleccionado.

4.- El establecimiento de técnicas que ajusten observaciones terminales con mayor seguridad.

5.- El desarrollo de técnicas que permitiran la publicación de errores muestrales tanto para datos ajustados estacionalmente como para datos no ajustados.

6.- La medición de los efectos sistemáticos que de otra manera sería confundido con la componente irregular, tales efectos como variaciones por días de operación, efectos de calendarios, para así poder preservar las propiedades de tendencia-ciclo en su máxima extensión.

Algunos autores no están de acuerdo con el ajuste estacional ya que consideran que al estar basadas en relaciones empíricas pueden producir un ruido blanco, o sea, que puede existir una perdida de información debido al ajuste.

CAPITULO 2

METODOLOGIAS DE AJUSTE ESTACIONAL

2.1 GENERALIDADES

Existen diferentes métodos para desestacionalizar series de tiempo los cuales han sido clasificados de la siguiente forma:

1.- Métodos basados en técnicas de regresión.

2.- Métodos basados en técnicas de promedios móviles.

3.- Métodos basados en modelos (modelacion empírica).

Mendershausen en 1939 trató de regresionar la estacionalidad para cada mes sobre un conjunto de variables exógenas (variantes meteorológicas y sociales) con el propósito de construir un modelo explicativo para la estacionalidad pero sus resultados empíricos quedaron inconlusos.

Los métodos de series de tiempo de ajuste estacional tratan de estimar un mecanismo generador de las observaciones bajo el supuesto de que las series estan compuestas por una parte sistemática que está determinada por una función de tiempo y una parte aleatoria que obedece a leyes de probabilidad.

2.2 METODO DE DESCOMPOSICION CLASICA O DE RAZON A PROMEDIOS MOVILES

Este método, también conocido como el método de Razón a Promedios Móviles, descompone a la serie de tiempo en sus cuatro componentes que son: tendencia, ciclo, estacionalidad e irregularidad, que frecuentemente se presentan en series de tiempo económicas.

Fue desarrollado por F. Macaulay en el National Bureau of Economic Research (NBER) durante 1922.

Usualmente, este método ausme que la relación entre las cuatro componentes es multiplicativa:

$$Zt = Tt \times Ct \times St \times It \tag{2.1}$$

donde:

Zt - Es la serie original.
Tt - Es la componente de Tendencia.
Ct - Es la componente de Ciclo.
St - Es la componente Estacional.
It - Es la componente Irregular.

Se calcula un promedio móvil de 'L' períodos (donde 'L' es la longitud de la estacionalidad), éste representa el valor medio para el año. De esta forma los valores estarán libres de los efectos de la estacionalidad ya que los períodos altos se compensaran con los períodos bajos.

Si denotamos Mt como el resultado de la aplicación de promedios móviles a la ecuacion (2.1), Mt estara libre del factor estacional y la línea sera poco irregular por lo que la podemos considerar como una estimación de la componente de Tendencia-Ciclo:

$$Mt = Tt \times Ct \tag{2.2}$$

Si asumimos que la tendencia tiene un comportamiento lineal,

$$Tt = a + bt \tag{2.3}$$

o consideramos un determinado patrón de comportamiento, podemos separar el Ciclo de la Tendencia de la siguiente forma:

$$\frac{Mt}{Tt} = \frac{(Tt \times Ct)}{a + bt} = Ct$$

En la práctica es dificil separarlas por lo que normalmente se prefiere trabajar con ellas juntas como la componente de Tendencia-Ciclo.

Para estimar la componente estacional-irregular dividimos la serie original (2.1) entre la componente de tendencia-ciclo (2.2):

$$\frac{Zt}{Mt} = \frac{St \times Tt \times Ct \times It}{Tt \times Ct} = St \times It \qquad (2.5)$$

La componente Irregular puede ser eliminada promediando los valores resultantes de (2.5), estos promedios se hacen sobre el mismo período de los diferentes años, el resultado es un conjunto de valores estacionales libres de aleatoriedad llamados indices estacionales.

Este método sirvió de base para el desarrollo de los métodos actualmente utilizados como son el Census II X-11 y el X-11-ARIMA.

2.3 CENSUS II VARIANTE X-11

La versión X-11 fué desarrollada en 1965 en base a las diferentes versiones de actualización del método Census II en el Bureau of the Census.

Con este método se introducen nuevas herramientas para el análisis de las series de tiempo, se puede escoger una relación entre las componentes, ya sea aditiva o multiplicativa, también se puede escoger entre un ajuste estacional completo o un sumario de las medidas calculadas al realizar el ajuste estacional.

La serie está formada por: Tt - la componente de tendencia-ciclo, St - la componente estacional, Dt - la componente o factor por días de operación, y por último la I"t - la componente de variaciones irregulares.

Se considera, en el caso multiplicativo, que el factor por días de operación está compuesto por: Dp - que es el factor de ajustes previos por días de operación y Dr - que son las variaciones por días de operación residuales, después de aplicar Dp (o es toda la variación si no se realiza el ajuste previo). En el caso aditivo solo se utiliza Dp que corresponde a toda la variación.

En la componente irregular I" están incluidas las variaciones por días festivos, huelgas, etc. las que se pueden remover por medio del factor de ajuste previo (P), por los valores extremos (E) y por las variaciones residuales (I) relacionadas de la siguiente forma:

	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
	$I'' = P \times E \times I$	$I'' = P + E + I$
donde	$I' = E \times I$	$I' = E + I$
	$E = \lvert I' - 1.0 \rvert > 2.5\ \sigma^2_{I'}$	$E = \lvert I' \rvert > 2.5\ \sigma^2_{I'}$

Los valores extremos son aquellos valores irregulares que caen fuera de 2.5 veces la desviación estandar ($\sigma^2_{I'}$).

El X-11 tiene la opción de ajustar series de tiempo mensuales o trimestrales.

El X-11 esta dividido en siete partes principales descritas en el apéndice A.

2.4 X-11-ARIMA

El X-11-ARIMA fué desarrollado en Canadá (Statistics Canada) por Estela Bee Dagum entre 1975 y 1978, debido a algunas limitaciones que tiene el X-11 entre las que destacan:

1.- La falta de un modelo explícito aplicado a toda la serie, relacionado con la descomposición.

2.- El hecho de que no se pueda aplicar el mismo conjunto de pesos al principio y al final de la serie que el aplicado en los datos centrales de ésta.

3.- Como consecuencia de las dos anteriores, las estimaciones de las observaciones en curso deben de ser revisadas conforme los datos aumentan, lo cual provoca confusiones en el usuario, particularmente si estas revisiones son largas o involucran cambios en la dirección de los movimientos generales de la serie ajustada.

El X-11-ARIMA resuelve estos problemas al:

1.- Utilizar un modelo ARIMA (autoregresive integrated moving average) para modelar la serie. Método desarrollado por Box & Jenkins (1970).

2.- Extrapolar la serie original en un año en cada uno de los extremos de la serie utilizando el modelo ARIMA que se ajusta y proyecta a la serie correctamente (forecasting, and backcasting).

Al realizar los dos pasos anteriores, se minimiza la revisión de la estacionalidad en el error cuadratico medio.

Los principales pasos utilizados en el X-11-ARIMA son iguales que aquellos utilizados en el Census II Variante X-11 los cuales están descritos en el apéndice A y las diferencias en el apéndice B.

2.5 OTROS METODOS

1.- BAYSEA

El BAYSEA (Bayesian Seasonal Adjustment) es el único procedimiento de ajuste estacional basado en estadística Bayesiana, el cuál fué desarrollado por H. Akaike del Instituto de estadística Matemática de Tokio.

El BAYSEA utiliza un proceso de suavización y estima las componentes por medio de un modelo restringido de mínimos cuadrados. Supone una relación aditiva o log-aditiva entre las componentes de la serie.

2.- SABL

El SABL (Seasonal Adjustment Bell Laboratories), desarrollado por Cleveland, Dunn & Terpenning en 1979, en concepto, es similar al X-11 pero con algunas diferencias significativas.

SABL supone que la relación entre las componentes de una serie de tiempo pueden ser muy variadas por lo que propone una transformación potencia para que los datos transformados se relacionen aditivamente. Para suavizar la serie, utiliza medianas móviles ponderadas, así como medias móviles ponderadas y procedimientos robustos para identificar y reemplazar las observaciones aberrantes. Posteriormente se realiza el ajuste estacional.

El SABL es una fusión de un grupo de ideas estadísticas para el ajuste estacional como lo son la filosofía del X-11, la estimación en forma robusta y los trabajos sobre suavización y transformación potencia.

CAPITULO 3

METODOLOGIA BASADA EN MODELOS

3.1 INTRODUCCION

En la actualidad, como hemos visto, se han desarrollado diferentes métodos para realizar el ajuste estacional de series de tiempo.

Actualmente, ha sido de gran interés, el desarrollar métodos, basados en modelos, para realizar el ajuste estacional de series de tiempo. Han desarrollado procedimientos de este tipo Grether & Nerlove en 1970; Cleveland & Tiao en 1976; Pierce en 1978, 1980; Box, Hillmer &Tiao en 1978; Tiao & Hillmer en 1978; Burman en 1980; y Cleveland, Grupe & Pierce en 1984.

El procedimiento que aquí se presenta fué desarrollado por Hillmer & Tiao en 1982, el cual propone un modelo para descomponer una serie de tiempo en tres componentes independientes, la estacionalidad, la tendencia y la irregularidad, las cuales están relacionada en forma aditiva.

Este procedimiento asume que el mecanismo de generación de la serie en cuestión está basado en el proceso ARIMA Gaussiano.

Se ha encontrado en la práctica que los modelos ARIMA son lo suficientemente flexibles para describir el comportamiento de gran cantidad de series de tiempo no-estacionarias y estacionales.

Existen situaciones en las qua estos modelos, por si solos, no son adecuados, como en el caso de las series afectadas por huelgas. En estos casos, los modelos ARIMA pueden ser modificados para aproximarse a la realidad usando las técnicas de análisis de intervención desarrolladas por Box & Tiao en 1975.

3.2 SUPUESTOS

La serie de tiempo observable al tiempo 't' puede descomponerse de la siguiente forma:

$$Zt = St + Tt + It \tag{3.1}$$

donde:

Zt es la serie original.

St es la componente estacional.

Tt es la componente de tendencia-ciclo.

It es la componente irregular.

Cuando se da el caso de que las componentes de la serie esten relacionadas de una forma multiplicativa, el modelo (3.1) es el apropiado para el logaritmo de la serie original, esto es:

$$Zt = St \times Tt \times It$$

$$\begin{aligned} Ln\ (Zt) &= Ln\ (St \times Tt \times It) \\ &= Ln\ (St) + Ln\ (Tt) + Ln\ (It) \end{aligned}$$

Se supone también que cada una de las componentes sigue un modelo ARIMA, esto es:

$$\begin{aligned} \phi_s(B)\ St &= \eta_s(B)\ bt, \\ \phi_t(B)\ Tt &= \eta_t(B)\ ct, \\ \phi_i(B)\ It &= \eta_i(B)\ dt, \end{aligned}$$

donde B es el operador de retraso tal que B*St = St-1. Las raices de cada par de polinomios $(\phi_s(B),\eta_s(B))$, $(\phi_t(B),\eta_t(B))$ y $(\phi_i(B),\eta_i(B))$ se encuentran sobre o fuera del círculo unitario y no tienen raices en común, y bt, ct, y dt son tres procesos de ruido blanco independientes e identicamente distribuidos como $N(0, \sigma_b^2)$, $N(0, \sigma_c^2)$, y $N(0, \sigma_d^2)$ respectivamente. Y el modelo general para Zt es el siguiente modelo ARIMA:

$$\phi(B)\ Zt = \theta(B)\ at,$$

donde:

$\phi(B)$ es el factor común más grande entre $\phi_s(B)$, $\phi_t(B)$, $\phi_i(B)$, y $\Theta(B)$ y σ_a^2 pueden obtenerse mediante la relación

$$\frac{\Theta(B)\ \Theta(F)\ \sigma_a^2}{\phi(B)\ \phi(F)} = \frac{n_s(B)\ n_s(F)\ \sigma_b^2}{\phi_s(B)\ \phi_s(F)} + \frac{n_t(B)\ n_t(F)\ \sigma_c^2}{\phi_t(B)\ \phi_t(F)} + \frac{n_i(B)\ n_s(F)\ \sigma_d^2}{\phi_i(B)\ \phi_i(F)} \qquad (3.4)$$

a la cual se llega de la siguiente forma:

$$\phi(B)\ Zt = \Theta(B)\ at$$

entonces,

$$Zt = \frac{\Theta(B)\ at}{\phi(B)}$$

donde:

$$\frac{\Theta(B)}{\phi(B)} = W(B)$$

Por medio de la función generadora de autocovarianza, (ver Box & Jenkins, 1976, pag. 42)

$$\gamma(B) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma k\ B^k$$

donde:

$$\gamma k = \sigma_a^2 \sum_{j=0}^{\infty} W_j\ W_{j+k}$$

entonces,

$$\gamma(B) = \sigma_a^2 \sum_{k=-\infty}^{\infty} \sum_{j=0}^{\infty} W_j\ W_{j+k}\ B^k$$

$$= \sigma_a^2 \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{k=-j}^{\infty} W_j\ W_{j+k}\ B^k$$

como $W_h=0$ para $h < 0$. Escribiendo $j+k=h$ entonces $k=h-j$ con lo que se tiene que:

$$\gamma(B) = \sigma_a^2 \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{k=-j}^{\infty} W_j W_{j+k} B^{h-j}$$

$$= \sigma_a^2 \sum_{k=-j}^{\infty} W_h B^h \sum_{j=o}^{\infty} W_j B^{-j}$$

$$= \sigma_a^2 \; W(B) \; W(B^{-1})$$

$$= \sigma_a^2 \; W(B) \; W(F)$$

entonces,

$$Var(Zt) = Var(W(B)\ at) = W(B)\ W(F)\ \sigma_a^2$$

$$= Var(W_s(B)\ bt + W_t(B)\ ct + W_i(B)\ dt)$$

$$= Var(W_s(B)\ bt)+Var(W_t(B)\ ct)+Var(W_i(B)\ dt)$$

$$= W_s(B)\ W_s(F)\ \sigma_b^2 + W_t(B)\ W_t(F)\ \sigma_c^2 + W_i(B)\ W_i(F)\ \sigma_d^2$$

resultado expresado en la ecuacion (3.4) donde $F = B^{-1}$.

Cuando las estructuras estocásticas de St, Tt y It, mostradas en la ecuación (3.2), se conocen, la estimación de las componentes de tendencia y estacionalidad pueden obtenerse.

Clevelan & Tiao (1976) demostraron que los estimadores de mínimos cuadrados para las componentes de tendencia y estacionalidad, cuando las raices de los polinomios $\phi_s(B)$, $\phi_t(B)$ y $\phi_i(B)$ se encuentran sobre o fuera del círculo unitario, son:

$$\bar{S}t = W_s(B)\ Zt \qquad y \qquad \bar{T}t = W_t(B)\ Zt \qquad (3.5)$$

donde:

$$W_s(B) = \frac{\sigma_b^2\ \emptyset(B)\ \emptyset(F)\ n_s(B)\ n_s(F)}{\sigma_a^2\ \theta(B)\ \theta(F)\ \phi_s(B)\ \phi_s(F)}$$

$$W_t(B) = \frac{\sigma_c^2\ \phi(B)\ \phi(F)\ n_t(B)\ n_t(F)}{\sigma_a^2\ \theta(B)\ \theta(F)\ \phi_t(B)\ \phi_t(F)}$$

Aquí el problema radica en que debido a que St, Tt y It son series no observables, sus respectivos modelos no se conocen por lo cual no se pueden calcular las estimaciones de St y Tt. Pero de cualquier forma podemos obtener un estimado del modelo (3.3) utilizando la serie observable Zt. Consecuentemente, es de interés el investigar hasta que punto un modelo conocido para Zt determinará los modelos para las componentes de la serie.

3.3 PROPIEDADES DE LAS COMPONENTES DE TENDENCIA Y ESTACIONAL

La componente estacional y la componente de tendencia en la mayoría de las series cambian al paso del tiempo. Esta característica es tomada en cuenta en la mayoría de los métodos que se utilizan para ajustar las series, como por ejemplo, los pesos en los filtros del X-11 que se utilizan, son más pequeños cuanto más lejana del momento corriente sea la observacion de Zt.

En el caso de ajuste estacional vía modelos, consideraremos que la tendencia y la estacionalidad son componentes estocásticas debido a la evolución que tienen al paso del tiempo.

1.- Componente de Tendencia Estocástica.

Las series de tiempo suelen presentar movimientos que evolucionan en el tiempo. Localmente, o sea, alrededor de un momento específico, esos movimientos suelen modelarse adecuadamente a través de un polinomio en el tiempo. Sin embargo, hacer esto sería inadecuado cuando se considera todo el recorrido en el tiempo de la serie en cuestión. Así entonces, sería necesario plantear un modelo con tendencia estocástica.

Se supone entonces que Tt sigue un modelo no estacionario del tipo:

$$(1-B)^d \, Tt = n_t(B) \, ct \qquad (3.6)$$

donde $n_t(B)$ es un polinomio en B con grado no mayor a 'd' y ct es una variable aleatoria iid $N(0, \sigma_c^2)$.

Puede considerarse al modelo (3.6) como uno polinomial con coeficientes estocásticos, Box & Jenkins (1970 pag. 149) demuestran esto a partir de la función de pronóstico de un proceso IMA(0,d,q) general, la cual satisface lo siguiente:

$$(1-B)^d \, \hat{Z}t(l) = 0$$

donde $\hat{Z}t(l)$ es un polinomio en 'l' de grado a lo más de 'd-1':

$$\hat{Z}t(l) = b_0 + b_1 \, l + b_2 \, l^2 + b_3 \, l^3 + \ldots + b_{d-1} \, l^{d-1}$$

esto dará como resultado los pronósticos Zt(l) para $l > q-d$. Los coeficientes $b_0, b_1, b_2, \ldots, b_{d-1}$ deben ser progresivamente actualizados conforme el origen avanza.

Como el modelo (3.6) es no estacionario, su densidad no se puede definir, se define, sin embargo, la función de densidad pseudoespectral (psdf) de la siguiente forma:

$$ft(w) = \frac{\sigma_c^2 \; n_t(e^{iw}) \; n_t(e^{-iw})}{(1-e^{iw})^d \; (1-e^{-iw})^d} \qquad \text{donde } 0 \leq w \leq \pi$$

Aquí se analiza la tendencia en el dominio de las frecuencias.

La función pseudoespectral será infinita cuando w=0 y muy grande para frecuencias 'w' muy pequeña.

2.- Componente de Estacionalidad Estocástica

La componente estacional tiene cierta evolución en el tiempo por lo cual se considera estocástica, pero también, debe preservar un cierto patrón.

Si la componente estacional no evoluciona en el tiempo, esto es, que fuera determinística, se repetiría de igual forma cada 's' períodos y la suma de 's' componentes consecutivas sería una constante, en otras palabras:

$$St = St - s \qquad \text{y} \qquad U(B)\ St = c$$

donde $U(B) = 1 + B + B^2 + B^3 + \ldots + B^{s-1}$ y 'c' puede tomar el valor de cero.

El decir que la componente estacional es estocástica implicaría que U(B) St es aleatorio pero cercano a cero. Con lo cual puede decirse que el modelo no estacionario para St sería:

$$U(B)St = n_s(B)\ bt \qquad (3.7)$$

donde $n_s(B)$ es un polinomio en B con grado no mayor a 's-1' y bt es una variable aleatoria iid $N(0, \sigma_b^2)$. Esto quiere decir que la suma consecutiva de 's' componentes, U(B) St , se ajusta a un modelo de promedios móviles de orden no mayor a 's-1'.

La función de pronóstico de la componente estacional en un origen de tiempo dado, debe ajustarse al patrón estacional de 's' períodos, el cual se irá actualizando al paso del tiempo.

También, $E[U(B)St] = E[n_s(B)at] = 0$ por lo que puede decirse que la ecuación (3.7) mantiene un patrón cíclico local que permite que la estacionalidad evolucione en el tiempo.

La función de densidad pseudoespectral (psdf) para el modelo (3.7) sería:

$$fs(w) = \frac{\sigma_b^2 \ n_s(e^{iw}) \ n_s(e^{-iw})}{U(e^{iw}) \ U(e^{-iw})}$$

la cual tiene las siguientes propiedades:

1.- fs(w) es infinita cuando la frecuencia es estacional, esto es: $w = 2k\pi/s$ donde $k=1,2,\ldots,(s/2)$ donde (s/2) denota el entero más grande, menor o igual a s/2.

2.- fs(w) toma su valor mínimo en $w = 0$ y es relativamente pequeño en las frecuencias lejanas a las frecuencias estacionales, esto es: $w =((2k-1)\pi)/s$ donde $k=2,3,\ldots,(s/2)$.

3.4 DESCOMPOSICION ESTACIONAL BASADA EN MODELOS

En el modelo general, (3.3), se requiere que $\emptyset(B)$ contenga el factor $U(B)$ correspondiente a la componente estacional y $(1-B)$ correspondiente a la componente de tendencia y que, además, el polinomio autorregresivo de la componente irregular en (3.2) no tenga raices comunes con $U(B)$ ni con $(1-B)$, ya que si tales raices existieran, implicaría que en la componente irregular queda algún factor estacional y/o de tendencia que puede incluirse dentro de St o de Tt.

Con la aclaración anterior, puede suponerse que el polinomio autorregresivo del modelo (3.3) es:

$$\emptyset(B) = (1-B)^d \, U(B) \, \phi_i(B) \tag{3.8}$$

donde los tres factores del lado derecho no tienen raices en común.

En otras palabras, conociendo el modelo para Zt, y suponiendo que es posible una descomposición, los polinomios autorregresivos de St, Tt e It pueden ser determinados. La relación (3.4) pasa a ser:

$$\frac{\theta(B)\,\theta(F)\,\sigma_a^2}{\emptyset(B)\,\emptyset(F)} = \frac{n_s(B)\,n_s(F)\,\sigma_b^2}{U(B)\,U(F)} + \frac{n_t(B)\,n_t(F)\,\sigma_c^2}{(1-B)^d\,(1-F)^d} + \frac{n_i(B)\,n_i(F)\,\sigma_d^2}{\phi_i(B)\,\phi_i(F)} \tag{3.9}$$

El siguiente paso será el de determinar los polinomios de promedios móviles y las varianzas. Cualquier selección de los tres polinomios y de las tres varianzas que satisfagan la ecuación (3.9) será considerada como una descomposición aceptable ya que será consistente con la información contenida en el modelo proporcionado por los datos observados.

La condición necesaria y suficiente para la existencia de una descomposición aceptable es que suponiendo que $\emptyset(B)$ toma la forma (3.8), se puede realizar una descomposición de fracciones parciales única del lado izquierdo de la ecuación (3.9) obteniendo:

$$\frac{\theta(B)\,\theta(F)\,\sigma_a^2}{\emptyset(B)\,\emptyset(F)} = \frac{Qs(B)}{U(B)\;\;U(F)} + \frac{Qt(B)}{(1-B)^d\,(1-F)^d} + \frac{Qi(B)}{\phi_i(B)\,\phi_i(F)}$$

donde:

$$Qs(B) = q_{0s} + \sum_{i=1}^{s-2} q_{is} (B^i + F^i)$$

y

$$Qt(B) = q_{0t} + \sum_{i=1}^{s-2} q_{it} (B^i + F^i)$$

y Qi(B) puede obtenerse mediante la resta.

El hecho de que exista una descomposición de fracciones parciales única se debe a que los grados de libertad de Qs(B) y Qt(B) son menores a los grados de libertad de sus correspondientes denominadores.

Para $0 \leq w \leq \pi$, sea:

$$E_1 = \min_w \frac{Qs(e^{-iw})}{|U(e^{-iw})|^2}$$

$$E_2 = \min_w \frac{Qt(e^{-iw})}{|1-e^{-iw}|^{2d}}$$

$$E_3 = \min_w \frac{Qi(e^{-iw})}{|\phi_1(e^{-iw})|^2}$$

(3.11)

Se puede demostrar que una descomposición aceptable existe si y solo si $E_1 + E_2 + E_3 \geq 0$. (3.12)

Para demostrar lo anterior, escribase $B = e^{-iw}$ donde $0 \leq w \leq \pi$, cada uno de los tres términos del lado derecho de la ecuación (3.9) es una función de densidad pseudoespectral (psdf).

Desde que $n_s(B)$ es de grado a lo más 's-1' y $n_t(B)$ es de grado a lo más 'd', l comparar (3.9) con (3.10) puede escribirse:

$$\frac{\left|n_s(e^{-iw})\right|^2 \sigma_b^2}{\left|U(e^{-iw})\right|^2} = \frac{Qs(e^{-iw})}{\left|U(e^{-iw})\right|^2} + L_1$$

$$\frac{\left|n_t(e^{-iw})\right|^2 \sigma_c^2}{\left|1-e^{-iw}\right|^{2d}} = \frac{Qt(e^{-iw})}{\left|1-e^{-iw}\right|^{2d}} + L_2$$

$$\frac{\left|n_i(e^{-iw})\right|^2 \sigma_d^2}{\left|\phi_i(e^{-iw})\right|^2} = \frac{Qi(e^{-iw})}{\left|\phi_i(e^{-iw})\right|^2} + L_3 \tag{3.13}$$

Donde L_1, L_2 y L_3 son constantes tales que $L_1 + L_2 + L_3 = 0$.

La constante 'Li' provee una diferencia entre la descomposición en fracciones parciales inicial (3.13) y una descomposición aceptable si es que existe.

Una descomposición aceptable implica y es implicada si para toda 'i', $Li+Ei \geq 0$, lo que es equivalente a (3.12).

Una descomposición aceptable única exite si y solo si:

$$E_1 + E_2 + E_3 = 0$$

Por otro lado, cuando $E_1 + E_2 + E_3 > 0$, exite un numero infinito de formas de agregar constantes a los tres términos del lado derecho de (3.10) para obtener descomposiciones aceptables.

3.5 DESCOMPOSICION CANONICA

A falta de conocimientos previos acerca de la estructura estocástica precisa de la tendencia y de la estacionalidad, toda la información en el modelo conocido de Zt (3.3) acerca de St y Tt esta comprendida en (3.9).

De cualquier forma, cuando $E_1 + E_2 + E_3 > 0$, esta información no es suficiente para determinar el modelo único para Tt y St. Para llevar a cabo el ajuste estacional de los datos, se debe hacer una elección arbitraria. Considerando que las componentes de tendencia y estacionalidad deben evolucionar paulatinamente, parece razonable extraer lo más posible del ruido blanco de las componentes de tendencia y estacionalidad sujetas a la restricción (3.9).

Se busca maximizar la varianza de la componente irregular. Con esto, se define la descomposición canónica como la descomposición que maximiza la varianza de la componente irregular sujeta a la restriccion (3.9).

Propiedades de la descomposición canónica

1.- La descomposición canónica es única.

2.- Minimiza la varianza de la componente estacional y de la componente de tendencia, haciendo a St y a Tt lo más determinísticas posible.

3.- Los polinomios $n_s(B)$ y $n_t(B)$ tienen al menos una raíz en el círculo unitario de tal forma que los modelos para $\bar{S}t$ y $\bar{T}t$ no son invertibles.

4.- Si $\tilde{S}t$ y $\tilde{T}t$ son dos componentes estacionales y de tendencia aceptables, otras que las conónicas, entonces:

$$\tilde{S}t = \bar{S}t + et_1$$

y

$$\tilde{T}t = \bar{T}t + et_2$$

donde et_1 y et_2 son ruido blanco..

5.- La varianza de U(B)ST es minimizada para la descomposición canónica.

En la cuarta propiedad se observa que al sumarse la componente estacional canónica y el ruido blanco, se produce una componente estacional más confusa. Esto debido a que la componente estacional canónica es predecible, mientras que el ruido blanco no lo es.

Finalmente, en la quinta propiedad, al observarse que la $E[U(B)St] = 0$ y que la varianza de $U(B)St$ es pequeña, se asegura que la suma de las 's' componentes estacionales consecutivas se mantenga cercana a cero.

3.6 APLICACION DE ALGUNOS CASOS MAS USUALES

Para ilustrar lo presentado hasta ahora, se tomaron tres modelos usualmente utilizados en la práctica, que son casos especiales de (3.3).

$$1.- \ (1-B^s)Zt = (1-\Theta_2 B^s)at \tag{3.14}$$

$$2.- \ (1-B)(1-B^s)Zt = (1-\Theta_1 B)(1-\Theta_2 B^s)at \tag{3.15}$$

$$3.- \ (1-B^s)Zt = (1-\Theta_1 B)(1-\Theta_2 B^s)at \tag{3.16}$$

Se supone que $\sigma_a^2 = 1$ y que $\phi_1(B) = 1$. Ello no afecta la generalidad de los resultados.

Primeramente se obtiene Qi(B) dividiendo el numerador entre el denominador del lado izquierdo, manteniendo el residuo R(B). Se aplica posteriormente a $R(B)/\phi(B)\phi(F)$ la descomposición en fracciones parciales, lo que lleva a la obtención de Qs(B) y de Qt(B) y finalmente se encuentran los valores mínimos de E_1, E_2 y E_3 para determinar la existencia de una descomposición aceptable.

MODELO 1

$$(1-B^s)Zt = (1-\Theta_2 B^s)at$$

En este caso, se tiene que d=1, además,

$$\phi(B) = (1-B^s) \quad \text{y} \quad \Theta(B) = (1-\Theta_2 B^s)$$

por lo que:

$$\frac{(1-\Theta_2 B^s)(1-\Theta_2 F^s)\ \sigma_a^2}{(1-B^s)\ (1-F^s)} = \frac{Qs(B)}{U(B)\ U(F)} + \frac{Qt(B)}{(1-B)^d(1-F)^d} + \frac{Qi(B)}{\phi_i(B)\ \phi_i(F)}$$

como $\sigma_a^2 = 1$, $\phi_i(B) = 1$ y $d = 1$,

$$\frac{(1-\Theta_2 B^s)(1-\Theta_2 F^s)}{(1-B^s)\ (1-F^s)} = \frac{Qs(B)}{U(B)\ U(F)} + \frac{Qt(B)}{(1-B)\ (1-F)} + Qi(B)$$

Primeramente se obtiene el valor de Qi(B) dividiendo:

$$\frac{(1-\Theta_2 B^s)(1-\Theta_2 F^s)}{(1-B^s)\ (1-F^s)} = \Theta_2 + \frac{(1-\Theta_2)^2}{(1-B^s)\ (1-F^s)}$$

así:

$$Qi(B) = \Theta_2$$

y Qs(B) y Qt(B) se obtienen utilizando la descomposición en fracciones parciales sobre:

$$\frac{(1-\Theta_2)^2}{(1-B^s)\ (1-F^s)} = \frac{Qs(B)}{U(B)\ U(F)} + \frac{Qt(B)}{(1-B)\ (1-F)}$$

con lo que se llega a:

$$Qs(B) = \frac{(1-\theta_2)^2 \left[1 - \frac{1}{s^2} U(B)\ U(F)\right]}{(1-B) \qquad (1-F)}$$

$$Qt(B) = \frac{(1-\theta_2)^2}{s^2}$$

Para la componente de tendencia puede verse que (3.11) es monotonamente decreciente en 'w'. Haciendo B=-1 obtenemos:

$$E_2 = \frac{1}{4s^2} (1-\theta_2)^2$$

y para la componente estacional, es facilmente demostrable que (3.11) es mayor a cero y tiene un mínimo para w = 0 por lo que:

$$E_1 = \frac{(1-\theta_2)^2 (s^2 - 1)}{12 \quad s^2}$$

con lo cual se llega a la desigualdad:

$$E_1 + E_2 + E_3 = \theta_2 + \frac{(1-\theta_2)^2}{4 s^2} + \frac{(1-\theta_2)^2 (s^2 - 1)}{12 \quad s^2} \geq 0$$

o equivalente, resolviendo para θ_2 :

$$\theta_2 \geq \frac{-(5 s^2 - 2) + 2 s (6(s^2-1))^{1/2}}{(s^2 + 2)} \qquad (3.17)$$

Con esta desigualdad se pueden obtener valores del límite inferior de θ_2 para diferentes valores de 's' mostrados en la siguiente tabla:

s	2	4	6
l.i.θ_2	-0.1716	-0.1170	-0.1080
8	10	12	∞
-0.1049	-0.1035	-0.1027	-0.1010

Existen valores de θ_2 para los cuales el modelo (3.14) no es consistente con una descomposición aditiva como se ha definido; pero de cualquier forma, un valor de $\theta_2 > -0.1010$ siempre generá una descomposición aceptable.

Cuando se da el caso de una desigualdad estricta en (3.17), existirá un número infinito de descomposiciones aceptables.

La descomposición canónica corresponde a:

$$\frac{\sigma_b^2\, n_s(B)\, n_s(F)}{U(B)\quad U(F)} = \frac{Qs(B)}{U(B)\, U(F)} - E_1$$

$$= \frac{Qs(B)}{U(B)\, U(F)} - \frac{(s^2-1)}{12\; s^2}\,(1-\theta_2)^2$$

$$\frac{\sigma_c^2\, n_t(B)\, n_t(F)}{(1-B)\ (1-F)} = \frac{Qt(B)}{(1-B)(1-F)} - E_2$$

$$= \frac{1}{4s^2}\ (1-\theta_2)^2\ \frac{(1+B)\ (1+F)}{(1-B)\ (1-F)}$$

MODELO 2

$$(1-B)(1-B^s)Zt = (1-\Theta_1 B)(1-\Theta_2 B^s)at$$

Para este modelo d=2,

$\phi(B) = (1-B)(1-B^s)$ y $\Theta(B) = (1-\Theta_1 B)(1-\Theta_2 B^s)$

entonces,

$$\frac{(1-\Theta_1 B)(1-\Theta_2 B^s)(1-\Theta_1 F)(1-\Theta_2 F^s)\ \sigma_a^2}{(1-B)(1-B^s)(1-F)(1-F^s)} =$$

$$\frac{Qs(B)}{U(B)\ U(F)} + \frac{Qt(B)}{(1-B)^d(1-F)^d} + \frac{Qi(B)}{\phi_1(B)\ \phi_1(F)}$$

como $\sigma_a^2 = 1$, $\phi_1(B) = 1$ y $d = 2$, entonces

$$\frac{(1-\Theta_1 B)(1-\Theta_2 B^s)(1-\Theta_1 F)(1-\Theta_2 F^s)}{(1-B)(1-B^s)(1-F)(1-F^s)} =$$

$$\frac{Qs(B)}{U(B)\ U(F)} + \frac{Qt(B)}{(1-B)^2(1-F)^2} + Qi(B)$$

Para obtener el valor de Qi(B) dividimos:

$$\frac{(1-\theta_1 B)(1-\theta_2 B^s)(1-\theta_1 F)(1-\theta_2 F^s)}{(1-B)(1-B^s)(1-F)(1-F^s)} = \theta_1 \theta_2 +$$

$$\frac{(1-\theta_1\theta_2)^2 + (\theta_1-\theta_2)^2 - \theta_1(1-\theta_2)^2(B+F)-\theta_2(1-\theta_1)^2(B^s+F^s)}{(1-B)(1-B^s)(1-F)(1-F^s)}$$

entonces,

$$Qi(B) = \theta_1 \theta_2$$

Qs(B) y Qt(B) se obtienen utilizando la descomposición en fracciones parciales sobre:

$$\frac{(1-\theta_1\theta_2)^2 + (\theta_1-\theta_2)^2 - \theta_1(1-\theta_2)^2(B+F) - \theta_2(1-\theta_1)^2(B^s+F^s)}{(1-B)(1-B^s)(1-F)(1-F^s)}$$

$$\frac{Qs(B)}{U(B)\ U(F)} + \frac{Qt(B)}{(1-B)^2(1-F)^2}$$

con lo que se llega a :

$$Qs(B) = \frac{(1-\theta_1)^2 \left[1 - \frac{1}{s^2} U(B)\ U(F)\right] + \theta_1(1-B)(1-F)}{(1-\theta_2)^{-2}\ (1-B)^2\ (1-F)^2} -$$

$$\frac{\left[\frac{(s^2-4)}{12\ s^2}(1-\theta_1) + \frac{(1+\theta_1)^2}{4\ s^2}\right] (1-B^s)(1-F^s)}{(1-\theta_2)^{-2}\ (1-B)^2\ (1-F)^2}$$

$$Qt(B) = \frac{(1-\theta_1)^2(1-\theta_2)^2}{s^2}\ , x$$

$$\left[\left[1 + \frac{\theta_2 s^2}{(1-\theta_2)^2} + \frac{(s^2-4)}{12} + \frac{(1+\theta_1)^2}{4(1-\theta_1)^2}\right] (1-B)(1-F)\right]$$

Para demostrar que existe una descomposición aceptable se obtienen los valores de E_1, E_2 y E_3 (3.11) haciendo B=-1:

$$E_2 = \frac{(1-\theta_2)^2}{48\ s^2} \left[(1-\theta_1)^2(s^2-1) + 3\ (1+\theta_1)^2 \right] + \frac{(1-\theta_1)^2\theta_2}{4}$$

y para la componente estacional, es facilmente demostrable que (3.11) es mayor a cero y tiene un mínimo para w=0. Entonces,

$$E_1 = - \frac{(1-\theta_2)^2}{48\ s^2} \left[(1-\theta_1)^2\ (s^2-1) + 3\ (1+\theta_1)^2 \right]$$

$$= \frac{(1-\theta_1)^2\theta_2}{4} - E_2$$

con lo cual se llega a la desigualdad:

$$E_1 + E_2 + E_3 = \frac{(1-\theta_1)^2\theta_2}{4} - E_2 + E_2 + \theta_1\ \theta_2 \geqslant 0$$

$$E_1 + E_2 + E_3 = \frac{(1-\theta_1)^2\theta_2}{4} - \theta_1\ \theta_2 \geqslant 0$$

o equivalente, factorizando θ_2:

$$E_1 + E_2 + E_3 = \theta_2 \frac{(1+\theta_1)^2}{4} \geq 0$$

entonces,

$$\theta_2 \geq 0$$

y

$$\theta_1 \geq -1$$

La descomposición canónica será :

$$\frac{\sigma_b^2 \, n_s(B) \, n_s(F)}{U(B) \, U(F)} = \frac{Qs(B)}{U(B) \, U(F)} - E_1$$

$$= \frac{Qs(B)}{U(B)U(F)} - \frac{(1-\theta_1)^2\theta_2}{4} - E_2$$

$$\frac{\sigma_c^2 \, n_t(B) \, n_t(F)}{(1-B)^2(1-F)^2} = \frac{Qt(B)}{(1-B)^2(1-F)^2} - E_2$$

$$= \frac{Qt(B)}{(1-B)^2(1-F)^2} - \left[\frac{(1-\theta_2)^2}{48 \, s^2} \left[(1-\theta_1)^2(s^2-1) + 3 \, (1+\theta_1)^2\right] + \frac{(1-\theta_1)^2\theta_2}{4} \right]$$

MODELO 3

$$(1-B^s)\ Zt = (1-\Theta_1 B)(1-\Theta_2 B^s)\ at$$

En este caso, d=1,

$$\phi(B) = (1-B^s) \quad y \quad \Theta(B) = (1-\Theta_1 B)(1-\Theta_2 B^s)$$

entonces,

$$\frac{(1-\Theta_1 B)(1-\Theta_2 B^s)(1-\Theta_1 F)(1-\Theta_2 F^s)\ \sigma_a^2}{(1-B^s)(1-F^s)} =$$

$$\frac{Qs(B)}{U(B)\ U(F)} + \frac{Qt(B)}{(1-B)^d(1-F)^d} + \frac{Qi(B)}{\phi_i(B)\ \phi_i(F)}$$

como $\sigma_a^2 = 1$, ϕ (B) = 1 y d = 1, entonces,

$$\frac{(1-\Theta_1 B)(1-\Theta_2 B^s)\ (1-\Theta_1 F)(1-\Theta_2 F^s)}{(1-B^s)\ (1-F^s)} =$$

$$\frac{Qs(B)}{U(B)\ U(F)} + \frac{Qt(B)}{(1-B)\ (1-F)} + Qi(B)$$

Para obtener el valor de $Qi(B)$ se divide:

$$\frac{(1-\theta_1 B)(1-\theta_2 B^s)(1-\theta_1 F)(1-\theta_2 F^s)}{(1-B^s)(1-F^s)} = \theta_2 \quad (1-\theta_1 B)(1-\theta_1 F) +$$

$$\frac{1 + \theta_2 \; (1+\theta_1^2) \; (\theta_2-2) \; + \theta_1(\theta_1 \; - \; (B+F)(1-\theta_2^2))}{(1-B^s) \; (1-F^s)}$$

entonces $Qi(B) = \theta_2 \; (1-\theta_1 B)(1-\theta_1 F)$

$Qs(B)$ y $Qt(B)$ se obtienen utilizando la descomposición en fracciones parciales sobre:

$$\frac{1 + \theta_2 \; (1+\theta_1^2)(\theta_2-2) \; + \theta_1(\theta_1 \; - \; (B+F)(1-\theta_2^2))}{(1-B^s) \; (1-F^s)} =$$

$$\frac{Qs(B)}{U(B)\; U(F)} + \frac{Qt(B)}{(1-B)(1-F)}$$

con lo que se tiene:

$$Qs(B) = \frac{\frac{(1+\theta_1)^2}{4} \quad (1-B)(1-F) \; + \; (1-\theta_1)^2 \left[\frac{1}{4}\;(1+B)(1+F) \; - \; \frac{1}{s^2}\; U(B)\; U(F)\right]}{(1-\theta_2)^{-2}\; (1-B)\; (1-F)}$$

$$Qt(B) = \frac{(1-\theta_1)^2 \; (1-\theta_2)^2}{s^2}$$

Para demostrar que existe una descomposición aceptable se obtienen los valores de E_1, E_2 y E_3 (3.11) haciendo B=-1:

$$E_2 = \frac{(1-\theta_1)^2(1-\theta_2)^2}{4 \; s^2}$$

y para la componente estacional, es demostrable que (3.11) es mayor a cero y tiene un mínimo para w=0. Entonces,

$$E_1 = - \frac{(1-\theta_2)^2 \; \theta_1}{s^2}$$

con lo que se llega a la desigualdad :

$$E_1 + E_2 + E_3 = - \frac{(1-\theta_2)^2 \; \theta_1}{s^2} + \frac{(1-\theta_1)^2(1-\theta_2)^2}{4 \; s^2} + \theta_2 \; (1+\theta_1)^2$$

reduciendola algebraicamente se tiene:

$$(1+\theta_1) \left[\frac{(1-\theta_2)^2}{4 \; s^2} + \theta_2 \right] \geq 0$$

Por lo que se puede deducir que existe una descomposición canónica y existen descomposiciones aceptables si:

$$\theta_2 \geq 0$$

La descomposición canónica será:

$$\frac{\sigma_b^2\, n_s(B)\; n_s(F)}{U(B)\quad U(F)} = \frac{Qs(B)}{U(B)\; U(F)} - E_1$$

$$= \frac{Qs(B)}{U(B)\; U(F)} + \frac{(1-\theta_2)^2\; \theta_1}{s^2}$$

$$\frac{\sigma_c^2\, n_t(B)\; n_t(F)}{(1-B)(1-F)} = \frac{Qt(B)}{(1-B)(1-F)} - E_2$$

$$= \frac{Qt(B)}{(1-B)(1-F)} - \frac{(1-\theta_1)^2\,(1-\theta_2)^2}{4\; s^2}$$

Para los modelos 2 y 3 también existe una descomposición aceptable para los valores de θ_2 negativos cercanos a cero.

Los límites inferiores precisos son difíciles de obtener analíticamente. Para estos modelos, como para cualquier otro de la forma (3.3) que satisfaga la condición (3.8), existirá una descomposición aceptable y la forma canónica correspondiente puede determinarse por métodos numéricos.

CAPITULO 4

APLICACION DEL METODO

4.1 INTRODUCCION

Para ejemplificar lo anteriormente presentado, se escogió una serie que siguiera uno de los modelos expuestos.

La transformación logarítmica de la serie de salida de turistas a partir de Enero de 1977 sigue un modelo ARIMA(0,0,0)(0,1,1)12, esto es:

$$(1-B^{12})\mathrm{Ln}\ Zt = (1-\Theta_2 B^{12})\ at$$

por lo que es posible utilizar el primer modelo con "s=12".

Para encontrar el modelo que sigue la serie, se utilizó un paquete de series de tiempo llamado PACK, con el cual se halló el modelo, así como el valor de Θ_2= 0.404339.

Con este paquete también se realizó un análisis de intervención a la serie con el método desarrollado por Box & Tiao en el año de 1975, con el cual los efectos causados por eventos exógenos como devaluaciones, inflación o variables que afectan el comportamiento de esta serie, son excluidos.

El modelo considerando el análisis de intervención, quedó de la siguiente forma:

$$\mathrm{Ln}\ Zt = \frac{(1-\Theta_2 B^{12})\ \ at}{(1-B^{12})} + \Theta_0 + W_1 S_{61-108} + \frac{W_2\ S_{63-108}}{(1-B)} +$$

$$(W_3-W_4B)\ P_{73} + (W_5-W_6B)\ S_{76-108} + W_7 S_{81-108} + W_8 S_{93-108}$$

donde θ_0 es un parámetro de tendencia,

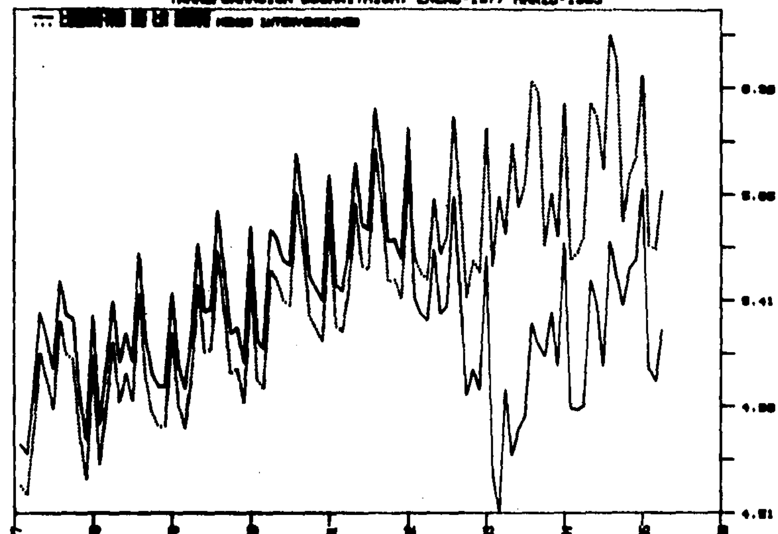
$W_1\ S_{61-108}$	es un cambio de nivel a partir de la observación 61,
$\dfrac{W_2\ S_{63-108}}{(1-B)}$	es un cambio de pendiente a partir de la observación 63,
$(W_3 - W_4\ B)\ P_{73}$	es un cambio de nivel en las observaciones 73 y 74,
$(W_5 - W_6\ B)\ S_{76-108}$	son dos cambios de nivel, primero en la observación 76 hasta el final de la serie y el segundo desde la observación 77 hasta el último dato de la serie.
$W_7\ S_{81-108}$	es un cambio de nivel a partir de la observación 81 hasta el final de la serie.
$W_8\ S_{93-108}$	es un cambio de nivel a partir de la observación 93 hasta el final de la serie.

Para poder aplicar el procedimiento del modelo 1 descrito en la pagina 40, se realizó un programa que resta a la transformación logarítmica de la serie el parámetro de tendencia y las intervenciones (programa presentado en el apéndice F).

La figura 6 muestra la diferencia entre la transformación logarítmica de la serie y de ésta menos las intervenciones.

S.A.I.

FIGURA 6
SALIDA DE TURISTAS
TRANSFORMACION LOGARITMICA. ENERO-1977 MARZO-1985



4.2 METODO BASADO EN MODELOS

Para obtener los estimadores de las componentes de tendencia y estacionalidad de la serie, se utilizaron las fórmulas 3.5, sobre las cuales se sustituyeron los correspondientes valores de $\emptyset(B)$ y de Θ , y los resultados mostrados en la pagina 42 correspondiente al modelo 1.

Se realizó el desarrollo algebraico del producto de los polinomios con los cuales se pudieron obtener las funciones de peso tanto para la componente estacional como para la componente de tendencia (tabla 1) para la transformación logarítmica de la serie de salida de turistas, mediante el programa mostrado en el apéndice G.

TABLA 1

Pesos que se aplicaron para obtener las estimaciones de la componente estacional.

(1- 6)	-.081064	-.033588	-.031834	-.030080	-.028325	-.026571
(7-12)	-.024817	-.023063	-.021309	-.019555	-.017800	-.016046
(13-18)	0.297129	-.013583	-.012873	-.012164	-.011455	-.010745
(19-24)	-.010036	-.009326	-.008617	-.007908	-.007198	-.006489
(25-30)	0.120156	-.005493	-.005206	-.004919	-.004632	-.004345
(31-36)	-.004058	-.003771	-.003485	-.003198	-.002911	-.002624
(37-42)	0.048589	-.002221	-.002105	-.001989	-.001873	-.001757
(43-48)	-.001641	-.001525	-.001409	-.001293	-.001177	-.001061
(49)	0.019647					

Pesos que se aplicaron para obtener las estimaciones de la componente de tendencia.

(1- 6)	0.034465	0.033588	0.031833	0.030079	0.028325	0.026571
(7-12)	0.024817	0.023062	0.021308	0.019554	0.017800	0.016046
(13-18)	0.014553	0.013582	0.012873	0.012163	0.011454	0.010745
(19-24)	0.010035	0.009326	0.008617	0.007907	0.007198	0.006488
(25-30)	0.005885	0.005492	0.005205	0.004918	0.004632	0.004345
(31-36)	0.004058	0.003771	0.003484	0.003197	0.002910	0.002624
(37-42)	0.002379	0.002221	0.002105	0.001989	0.001873	0.001757
(43-48)	0.001641	0.001525	0.001409	0.001293	0.001177	0.001061
(49)	0.000962					

Los pesos aquí obtenidos decrecen lentamente y se extienden a lo largo de varios años lo que no sucede con los pesos aplicados con el método Census-X-11 ya que son para 3 años solamente.

Además, los pesos aquí obtenidos dependen del valor de Θ_2, el cual fué determinado por la misma serie.

En la figura 7 podemos observar la componente estacional obtenida mediante el método de modelos.

La figura 8 muestra la componente de tendencia, la serie ajustada estacionalmente y la transformación logarítmica de la serie menos las intervenciones (8A), el logaritmo de la serie original y la tendencia más las intervenciones (8B), y el logaritmo de la serie original y la tendencia obtenida al aplicarle el método de modelos a la serie transformada sin quetarle las intervenciones.

La componente irregular se obtiene restandole a la transformación logarítmica de la serie, las componentes estacional y de tendencia mostrada en.la figura 8A. (figura 9)

FIGURA 7
SALIDA DE TURISTAS
TRANSFORMACION LOGARITMICA. ENERO-1977 MARZO-1985

S.A.I.

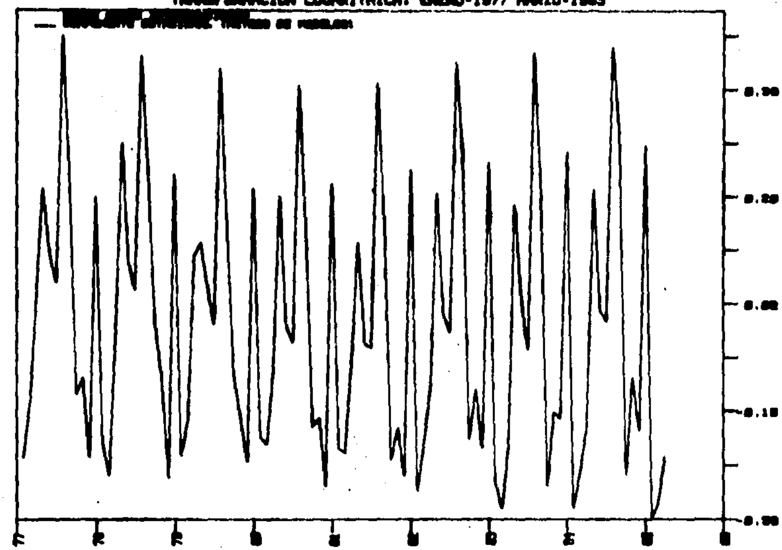
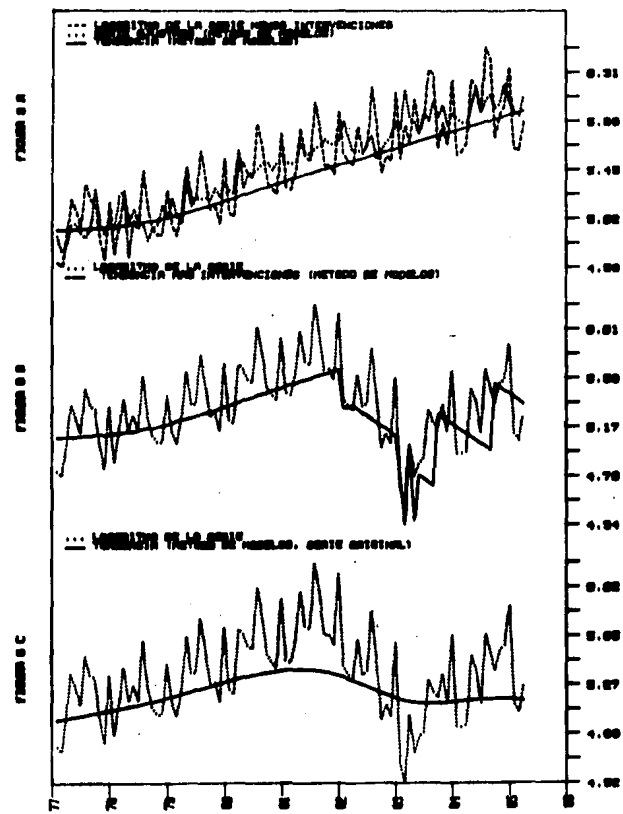


FIGURA 8
SALIDA DE TURISTAS
TRANSFORMACION LOGARITMICA. ENERO-1977 MARZO-1986



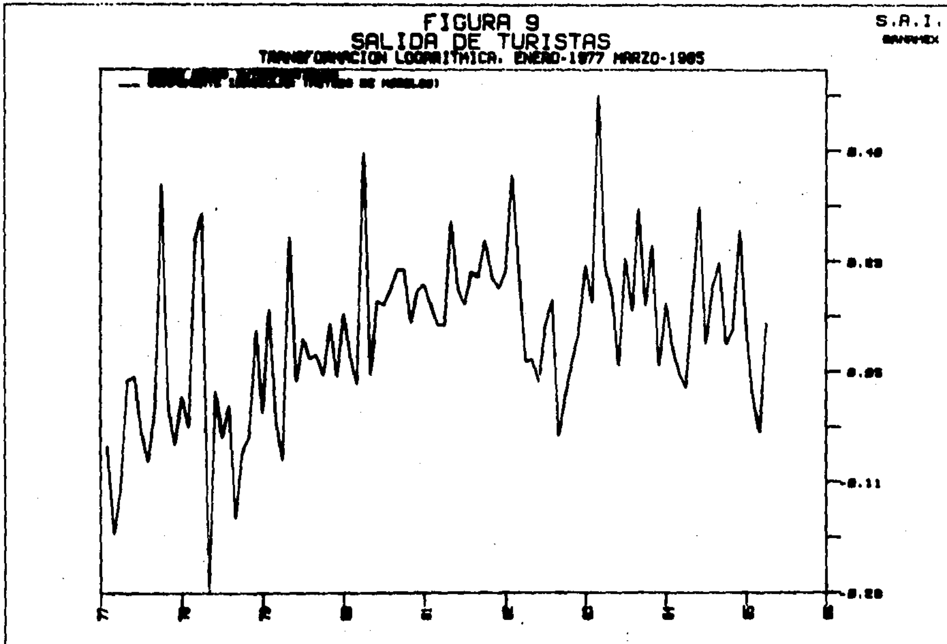


FIGURA 9
SALIDA DE TURISTAS
TRANSFORMACION LOGARITMICA. ENERO-1977 MARZO-1985
S.A.I.

4.3 METODOS CENSUS-X-11 Y X-11-ARIMA

Al aplicar el método Census-X-11, descrito en el apéndice A, sobre la serie, se obtienen los estimadores de las componentes estacional y de tendencia (tabla 2).

La componente estacional se muestra en la figura 10 y la tendencia de la serie, la serie ajustada estacionalmente y la transformación logarítmica de la serie en la figura 11. La componente irregular obtenida por este método está graficada en la figura 12.

Las series obtenidas mediante el método X-11-ARIMA se muestran en la tabla 3. La figura 13 muestra la componente estacional obtenida mediante este método.

El método X-11-ARIMA se describe en el apéndice B, para el cual se utilizó un modelo ARIMA (0,0,0)(0,1,1)12 descrito en la introducción de éste capítulo. La componente de tendencia está graficada en la figura 14 junto con la serie ajustada estacionalmente y la transformación logarítmica de la serie de salida de turistas de México (período de Enero de 1977 a Marzo de 1985). La componente irregular obtenida mediante el X-11-ARIMA es graficada en la figura 15.

TABLA 2

Componente estacional obtenida mediante el método Census-X-11 sobre la transformación logarítmica de la serie de salida de turistas de México.

AÑO	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DIC
1977	-23.	-27.	-5.	18.	6.	-2.	41.	15.	-10.	-15.	-22.	23.
1978	-22.	-27.	-5.	18.	5.	-2.	41.	15.	-11.	-15.	-22.	25.
1979	-20.	-27.	-6.	17.	3.	-3.	41.	16.	-11.	-14.	-20.	28.
1980	-20.	-27.	-8.	17.	0.	-3.	41.	16.	-11.	-11.	-18.	32.
1981	-22.	-29.	-10.	15.	-3.	-5.	40.	17.	-10.	-7.	-15.	36.
1982	-25.	-31.	-12.	15.	-4.	-6.	38.	17.	-8.	-3.	-12.	39.
1983	-28.	-33.	-13.	15.	-5.	-7.	36.	16.	-7.	0.	-9.	41.
1984	-31.	-35.	-14.	14.	-5.	-8.	35.	15.	-6.	2.	-8.	42.
1985	-32.	-36.	-14.									

Componente de tendencia obtenida mediante el método Census X-11 sobre la transformación logarítmica de la serie de salida de turistas de México.

AÑO	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DIC
1977	5.04	5.07	5.09	5.12	5.15	5.17	5.18	5.18	5.17	5.16	5.15	5.15
1978	5.15	5.16	5.18	5.19	5.19	5.19	5.18	5.18	5.18	5.21	5.23	5.26
1979	5.29	5.31	5.33	5.34	5.36	5.37	5.38	5.39	5.39	5.40	5.41	5.43
1980	5.45	5.48	5.51	5.54	5.57	5.59	5.61	5.61	5.61	5.61	5.61	5.64
1981	5.68	5.71	5.75	5.77	5.79	5.79	5.79	5.79	5.78	5.77	5.75	5.72
1982	5.67	5.62	5.56	5.50	5.45	5.40	5.35	5.30	5.23	5.16	5.09	5.03
1983	4.98	4.94	4.91	4.90	4.92	4.97	5.03	5.09	5.15	5.20	5.24	5.26
1984	5.29	5.31	5.33	5.34	5.35	5.36	5.37	5.40	5.43	5.46	5.47	5.47
1985	5.46	5.44	5.43									

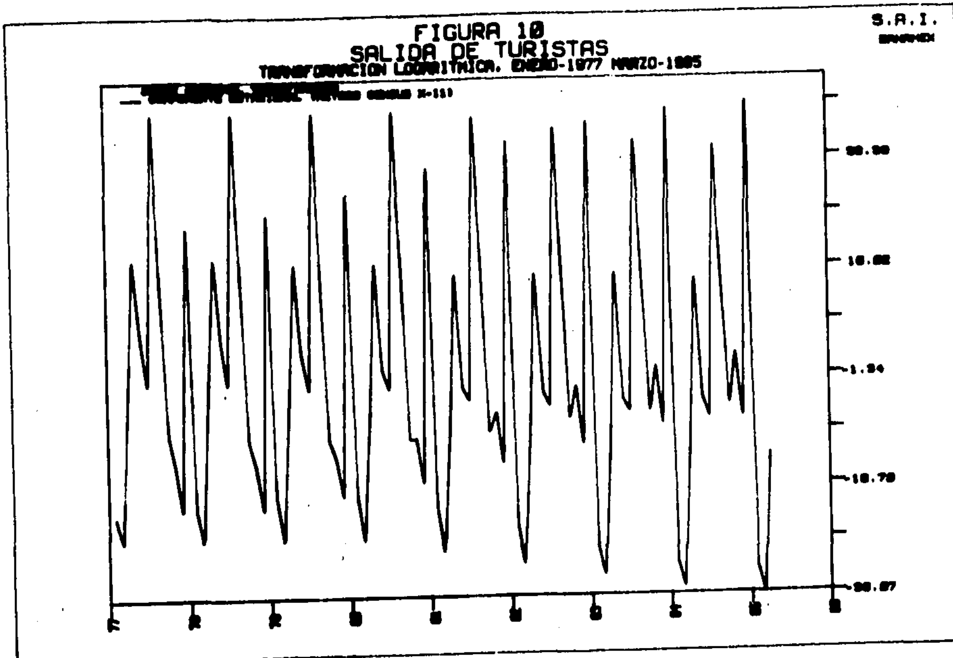
TABLA 3

Componente estacional obtenida mediante el método X-11-ARIMA sobre la transformación logarítmica de la serie de salida de turistas de México.

AÑO	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DIC
1977	-24.5	-30.8	-7.6	18.3	6.3	-2.7	39.5	15.2	-8.1	-11.1	-17.3	22.1
1978	-23.2	-30.2	-8.2	18.6	5.0	-2.6	40.0	15.9	-9.1	-11.9	-18.7	24.5
1979	-22.4	-28.8	-9.1	18.2	2.6	-2.8	40.9	16.3	-10.0	-12.0	-18.6	27.8
1980	-21.8	-28.2	-10.4	17.6	-0.7	-3.3	40.5	16.7	-9.9	-10.4	-17.4	32.2
1981	-22.9	-28.3	-11.6	16.0	-3.2	-4.9	38.8	16.5	-8.8	-7.0	-14.2	36.2
1982	-24.7	-29.6	-12.6	14.0	-4.8	-7.3	36.0	16.1	-6.9	-2.5	-10.5	39.7
1983	-27.0	-31.1	-13.3	11.8	-5.3	-9.5	33.5	15.0	-5.3	1.6	-6.6	41.7
1984	-28.7	-32.8	-13.1	9.8	-5.5	-11.0	31.5	14.0	-3.9	4.7	-4.2	42.6
1985	-29.9	-34.0	-13.0									

Componente de tendencia obtenida mediante el método X-11-ARIMA sobre la transformación logarítmica de la serie de salida de turistas de México.

AÑO	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DIC
1977	5.25	5.19	5.15	5.14	5.14	5.15	5.15	5.15	5.14	5.13	5.13	5.13
1978	5.15	5.17	5.19	5.20	5.20	5.19	5.17	5.16	5.16	5.18	5.21	5.25
1979	5.29	5.32	5.35	5.36	5.37	5.37	5.37	5.38	5.38	5.38	5.40	5.42
1980	5.45	5.47	5.50	5.54	5.57	5.59	5.60	5.60	5.60	5.60	5.61	5.63
1981	5.67	5.71	5.75	5.77	5.79	5.79	5.79	5.78	5.77	5.76	5.74	5.71
1982	5.66	5.60	5.55	5.49	5.44	5.40	5.35	5.29	5.23	5.15	5.08	5.02
1983	4.97	4.93	4.91	4.91	4.93	4.98	5.03	5.09	5.14	5.18	5.12	5.24
1984	5.26	5.29	5.33	5.35	5.37	5.38	5.39	5.40	5.42	5.44	5.45	5.45
1985	5.43	5.40	5.36									


S.A.I.
FIGURA 10
SALIDA DE TURISTAS
TRANSFORMACION LOGARITMICA. ENERO-1977 MARZO-1985

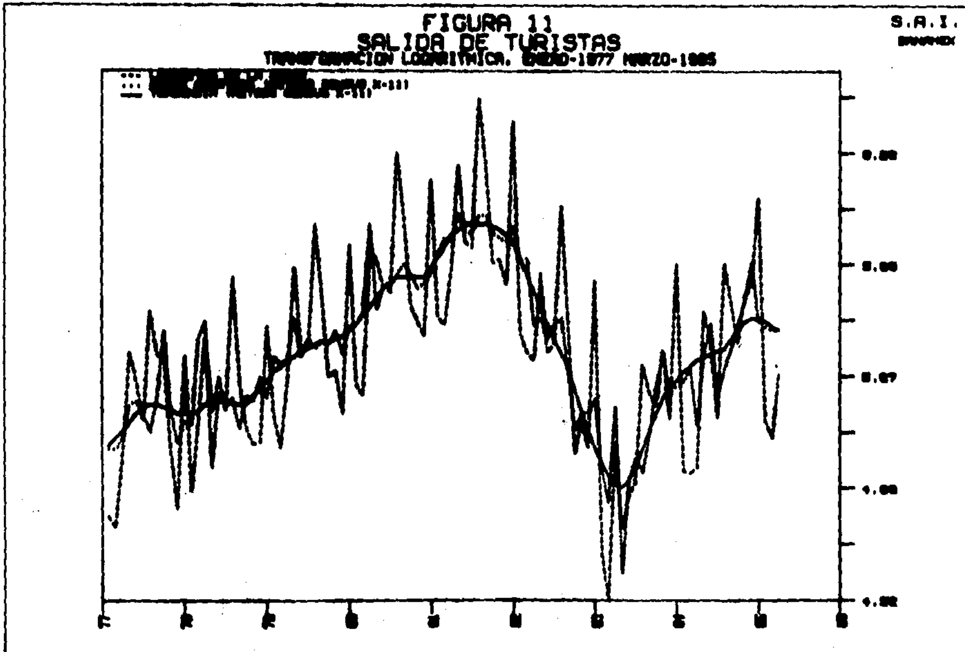


FIGURA 11
SALIDA DE TURISTAS

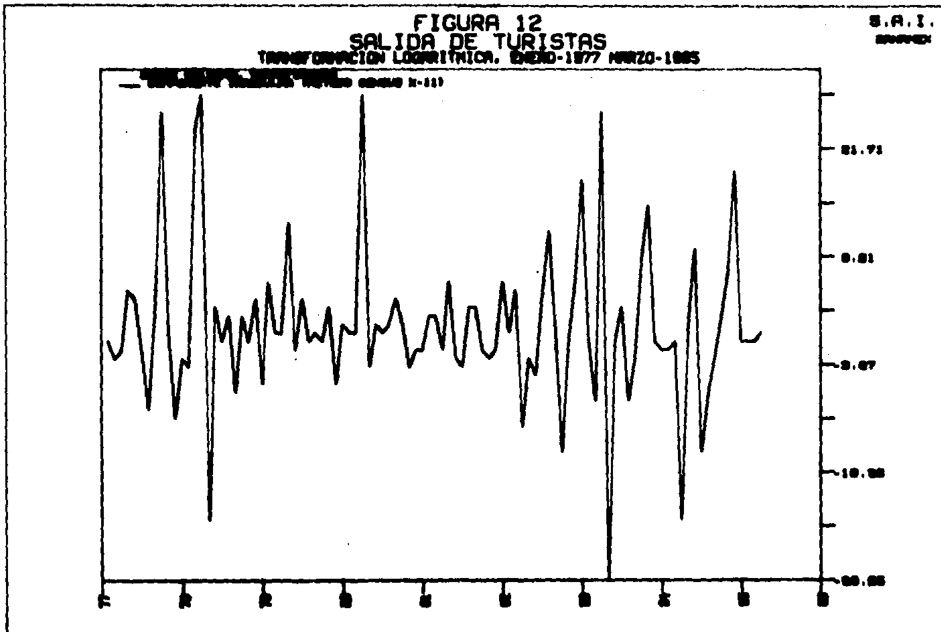


FIGURA 12
SALIDA DE TURISTAS
S.A.I.

FIGURA 13
SALIDA DE TURISTAS
TRANSFORMACION LOGARITMICA. ENERO-1977 MARZO-1985

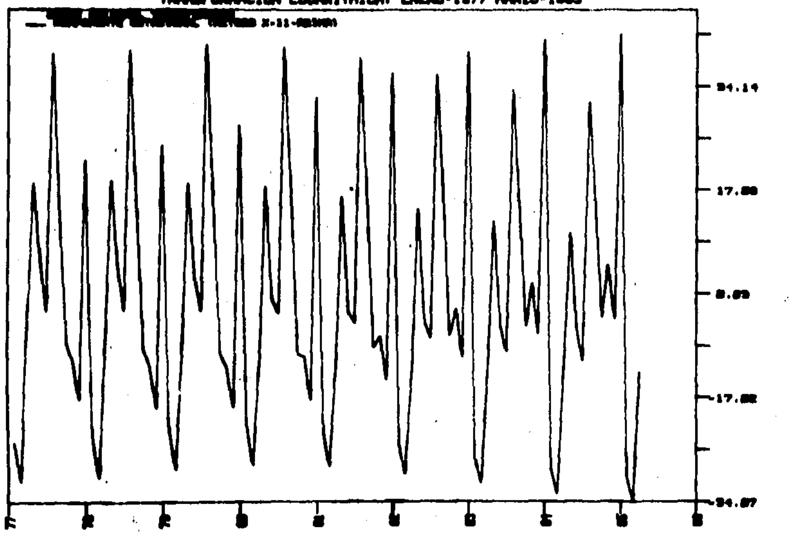
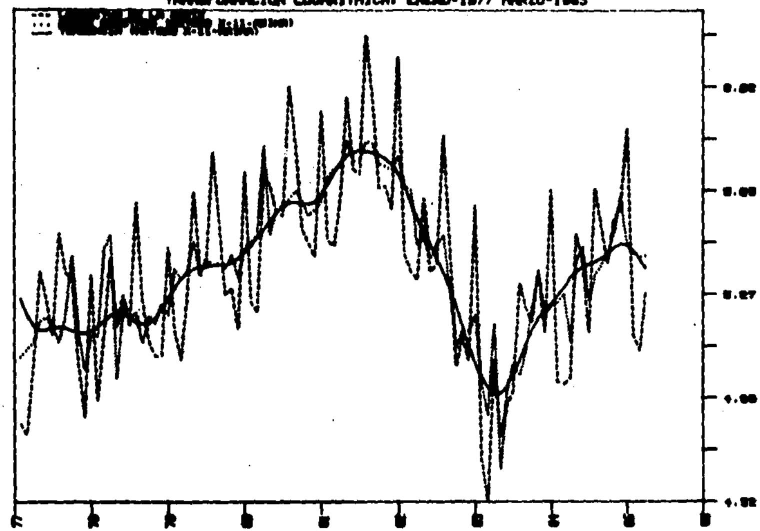


FIGURA 14
SALIDA DE TURISTAS
TRANSFORMACION LOGARITMICA. ENERO-1977 MARZO-1985



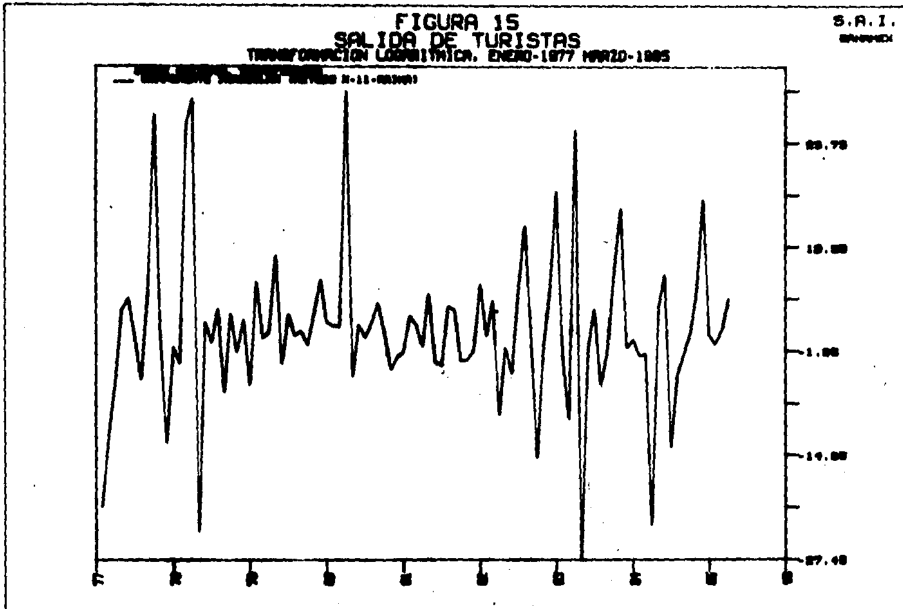


FIGURA 15
SALIDA DE TURISTAS
S.A.I.

4.4 CONCLUSIONES

Al ajustar estacionalmente una serie de tiempo con el método basado en modelos se utiliza la información que ésta nos proporciona. Esto es, los pesos que se aplican para estimar las componentes son obtenidos mediante los parámetros del modelo ARIMA que sigue la serie.

Intuitivamente lo anterior es acertado puesto que cada serie contiene información diferente a las demas, por lo que un método que aproveche esto tendría necesariamente ventajas.

Sin embargo, para aplicar el método basado en modelos, se requiere de conocimientos sobre series de tiempo para poder aplicar el modelo ARIMA correspondiente. Ello implica una gran cantidad de conocimientos por parte del usuario interesado. Esto no deja de ser un inconveniente en algunas ocasiones.

En cambio, los métodos Census-X-11 y X-11-ARIMA pueden ser utilizados con mayor facilidad ya que solamente se requiere conocer el programa que los implementan.

Además, el método basado en modelos tiene el inconveniente de que aún no se ha elaborado un programa de computo con el cual se pueda realizar el ajuste estacional de series de tiempo.

Otro inconveniente que se presenta con el método de modelos es que no se han considerado las intervenciones. El método de modelos se aplica al modelo ARIMA original, es por esto que en el ejemplo se restaron las intervenciones de la serie original. (figura 8A)

Este es un problema con las series Mexicanas ya que estas presentan gran cantidad de cambios irregulares sobre el ciclo, los cuales necesitan del análisis de intervención para que el modelo se ajuste.

Es recomendable el método basado en modelos para ajustar estacionalmente una serie de tiempo si se tienen las herramientas necesarias.

En el caso de que se tenga que ajustar estacionalmente una mayor cantidad de series y se disponga de poco tiempo, es recomendable utilizar los métodos tradicionales como el Census-X-11 y el X-11-ARIMA debido a que son métodos más generales.

El método basado en modelos da lugar a estimadores usualmente mas confiables debido a las características ya mencionadas.

Comparando los resultados de los tres métodos, podemos ver que la componente de tendencia en el método de modelos es más suave (figura 8C) que la de los métodos X-11 y X-11-ARIMA (figuras 11 y 14). Comparamos estas figuras ya que para la obtención de las componentes de tendencia presentadas se utilizó la transformación logarítmica de la serie sin quitarle las intervenciones.

La figura 8A nos muestra la tendencia de la serie a la cual se le restaron las intervenciones antes de aplicarle el método de modelos. Posteriormente, a esta componente de tendencia se le sumaron las intervenciones que se le habían restado a la serie en un principio. Esta nueva componente está mostrada en la figura 8B.

Como se puede ver, exiten problemas al sumar las intervenciones a la componente de tendencia ya que se considera que esta no debe tener irregularidades. Los picos que se distinguen en la gráfica son ocasionados por la naturaleza de las intervenciones. Esto es, unas intervenciones son cambios de pendientes y otras son cambios de nivel, éstas últimas son las que ocasiona los cambios más bruscos de la componente de tendencia. Este es uno de los problemas que son de interés para su estudio futuro.

La componente estacional es muy parecida en los tres casos aunque existe mayor diferencia entre la componente estacional obtenida mediante el método de modelos que la componente estacional obtenida por los otros dos métodos. Esto se debe a que en el método de modelos se aplican una mayor cantidad de pesos para obtener las componentes y además, como ya se ha dicho, estos pesos han sido obtenidos con información proporcionada por la serie.

Con esta componente podemos ver que los meses en los que sale más gente del país por vacaciones son el mes de Julio y el mes de Diciembre y los meses en los que menos gente sale del país son Febrero, Marzo, Septiembre, Octubre y Noviembre. Estos resultados se deben basicamente al calendario escolar.

Una de las complicaciones que se tuvo al tratar de desarrollar el método basado en modelos para otros modelos fué en si la descomposición en fracciones parciales ya que se encuentra involucrado el operador de retraso.

A pesar de todo esto, es interesante aprender nuevas metodologías, no solo en el area de series de tiempo, y tratar de aplicarlas a problemas actuales de nuestro país.

APENDICE A

APENDICE TECNICO DEL PROGRAMA X-11

ESPECIFICACIONES		MULTIPLICATIVO	ADITIVO
	LA SERIE ORIGINAL (O) ESTA COMPUESTA POR: LA COMPONENTE DE TENDENCIA_CICLO (C), LA COMPONENTE ESTACIONAL (S), EL FACTOR POR DIAS DE OPERACION (D) Y LA COMPONENTE DE VARIACIONES IRREGULARES (I")	$O=CxSxI''xD$ $D=Dp \times Dr$ Dp = FACTOR DE AJUSTE PREVIO POR DIAS DE OPERACION. Dr = VARIACIONES POR DIAS DE OPERACION RESIDUALES DESPUES DE APLICAR Dp (O TODA LA VARIACION SI NO SE REALIZA EL AJUSTE PREVIO).	$O=C+S+I''+D$ $D=Dr$
	LAS VARIACIONES IRREGULARES I" INCLUYEN VARIACIONES POR DIAS FESTIVOS, HUELGAS, ETC. LAS QUE SE PUEDEN REMOVER POR MEDIO DEL FACTOR DE AJUSTE PREVIO (P), POR EXTREMOS (E) Y POR VARIACIONES RESIDUALES (I).	$I''=PxExI$ $I'=ExI$ $I^W=1+w(I'-1)$	$I''=P+E+I$ $I'=E+I$ $I^W=I'\ w$

PARTE A	OPCIONAL AJUSTES PREVIOS	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
A1	SERIE ORIGINAL	O=CxSxI"xD	O=C+S+I"+D
A2	FACTOR DE AJUSTE PREVIO MENSUAL	P	P
A3	SERIE ORIGINAL AJUSTADA POR EL FACTOR DE AJUSTE PREVIO MENSUAL A1/A2.	$\frac{O}{P}$=CxSxI'xD	O-P= C+S+I'+D
A4	FACTOR DE AJUSTE PREVIO POR DIAS DE OPERACION. MEDIANTE LOS PESOS DIARIOS DADOS POR EL USUARIO (VARIABLE DWT) Y LA ASIGNACION POR LONGITUD DEL MES (VARIABLE LOPT) SE CALCULA EL FACTOR DE AJUSTE MENSUAL CON LOS CUALES SE AJUSTA LA SERIE A1 O LA SERIE A3.	Dp $\frac{(CxSxI'xD)}{Dp}$ = CxSxI'xDr	NO SE USA

PARTE B	ESTIMACION PRELIMINAR DE VARIACION Y PESOS POR DIAS DE OPERACION	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
B1	SERIE ORIGINAL O SERIE ORIGINAL PREVIAMENTE AJUSTADA.	$C \times S \times I' \times Dr$	$C+S+I'+Dr$
B2	ESTIMACION DE LA TENDENCIA APLICANDO A B1 UN PROMEDIO MOVIL CENTRADO DE 12-TERMINOS.	$M_c[C \times S \times I' \times Dr]$ $= C_1$	$M_c[C+S+I'+Dr]$ $= C_1$
B3	PROPORCION (DIFERENCIAS) S-I NO MODIFICADA. DIVIDIR B1 ENTRE B2 (RESTAR B2 DE B1).	$C \times S \times I' \times Dr / C_1$ $= S \times I' \times Dr$	$C+S+I'+Dr-C_1$ $= S+I'+Dr$
B4	REEMPLAZO DE VALORES PARA EXTREMOS S-I (B3). A LA PROPORCION S-I, SE LE APLICA UN PROMEDIO MOVIL DE 5-TERMINOS SEPARADAMENTE PARA CADA MES PARA ESTIMAR EL FACTOR ESTACIONAL PRELIMINAR, SE APLICA A ESTOS UN PROMEDIO MOVIL CENTRADO DE 12-TERMINOS. SE CALCULAN LOS VALORES INICIALES Y FINALES DE LA SERIE QUE SE HAN PERDIDO, DEBIDO A LOS PROMEDIOS MOVILES, MEDIANTE UNA EXTRAPOLACION. SE DIVIDE LA PROPORCION S-I ENTRE EL ESTIMADO DE LA ESTACIONALIDAD (SE RESTA S DE S-I) PARA OBTENER UN ESTIMADO DE LA COMPONENTE IRREGULAR. SE CALCULA LA DESVIACION ESTANDAR DE LOS ESTIMADOS DE LA COMPONENTE IRREGULAR (SIGMA) SE LES ASIGNA UN PESO DE CERO A LOS VALORES MAYORES DE 2.5 VECES SIGMA. UN PESO COMPLETO DE UNO A LOS VALORES IRREGULARES MENORE A 1.5 VECES SIGMA. Y UN PESO GRADUADO LINEALMENTE ENTRE 0.0 Y 1.0 A LOS VALORES IRREGULARES ENTRE 2.5 VECES SIGMA Y 1.5 VECES SIGMA.	$M_s[S \times I' \times Dr]$ $= S$ $S \times I' \times Dr / S$ $= I' \times Dr$ $I^W = 1 + w(I'-1)$ $w = 0.0$ si $\lvert I'-1 \rvert > 2.5\,\sigma_{I'}$ $w = 1.0$ si $\lvert I'-1 \rvert < 1.5\,\sigma_{I'}$ $w = 2.5 - \lvert I'-1 \rvert / \sigma_{I'}$ si $1.5\,\sigma_{I'} \leq \lvert I'-1 \rvert \leq 2.5\,\sigma_{I'}$ $S \times I^W \times Dr$	$M_s[S+I'+Dr]$ $= S$ $S+I'+Dr-S$ $= I'+Dr$ $I^W = I'\,w$ $w = 0.0$ si $\lvert I' \rvert > 2.5\,\sigma_{I'}$ $w = 1.0$ si $\lvert I' \rvert < 1.5\,\sigma_{I'}$ $w = 2.5 - \lvert I' \rvert / \sigma_{I'}$ si $1.5\,\sigma_{I'} \leq \lvert I' \rvert \leq 2.5\,\sigma_{I'}$ $S+I^W+Dr$
B5	FACTOR ESTACIONAL. A LA TABLA DE S-I, B3, CON LOS VALORES EXTREMOS REEMPLAZADOS CON EL VALOR CORRESPONDIENTE DE LA TABLA B4, SE LE APLICA UN PROMEDIO MOVIL DE 5-TERMINOS PARA CADA MES PARA ESTIMAR EL FACTOR ESTACIONAL PRELIMINAR. A	$M_s[S \times I^W \times Dr]$ $= S_1$	$M_s[S+I^W+Dr]$ $= S_1$

PARTE B	ESTIMACION PRELIMINAR DE VARIACION Y PESOS POR DIAS DE OPERACION	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
	ESTE SE LE APLICA UN PROMEDIO MOVIL CENTRADO DE 12-TERMINOS. EN LOS PRIMEROS Y ULTIMOS SEIS MESES SE REPITE EL FACTOR MAS CERCANO DISPONIBLE PARA EL MES EN PARTICULAR.		
B6	SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE. SE DIVIDE B1 ENTRE B5 (SE RESTA B5 DE B1).	$CxSxI'xDr/S_1$ $= CxI'xDr$	$C+S+I'+Dr-S_1$ $=C+I'+Dr$
B7	TENDENCIA-CICLO. SE APLICA LA RUTINA DE LA CURVA DE LA VARIABLE DE TENDENCIA CICLO (APENDICE C) A B6 (SI I/C > 0.99, UN PROMEDIO MOVIL DE 13-TERMINOS ES SELECCIONADO)	$M_c[CxI'xDr]$ $= C_2$	$M_c[C+I'+Dr]$ $= C_2$
	O P C I O N A L AJUSTE DE TENDENCIA-CICLO POR HUELGAS. LOS EFECTOS DE VALORES EXTREMOS EN LA COMPONENTE DE TENDENCIA CICLO, B7, SON REDUCIDOS POR LOS CALCULOS OPCIONALES DESCRITOS A CONTINUACION. ESTOS CALCULOS SE PUEDEN USAR CUANDO LA SERIE SE VEA AFECTADA POR HUELGAS O POR OCURRENCIAS SIMILARES.		
	SE DIVIDE (SE LE RESTA A) LA SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE ENTRE EL FACTOR ESTIMADO DE TENDENCIA-CICLO.	$CxI'xDr/C_2$ $= I'xDr$	$C+I'+Dr-C_2$ $= I'+Dr$
	SE CALCULA UNA DESVIACION ESTANDAR MOVIL DE 5-AÑOS DE LA COMPONENTE IRREGULAR Y SE PRUEBA EL AÑO CENTRAL DEL PERIODO CONTRA EL LIMITE DE 2.5 VECES SIGMA. SE REMUEVEN LOS VALORES SUPERIORES A 2.5 VECES SIGMA Y SE VUELVE A CALCULAR SIGMA. SE ASIGNA UN PESO DE CERO A LOS VALORES IRREGULARES SUPERIORES A 2.5 VECES SIGMA, UN PESO DE 1.00 A VALORES IRREGULARES MENORES A 1.5 VECES SIGMA Y UN PESO GRADUADO LINEALMENTE A LOS VALORES IRREGULARES ENTRE 2.5 VECES SIGMA Y 1.5 VECES SIGMA.		
	PARA VALORES QUE RECIBEN MENOS QUE UN PESO COMPLETO DE UNO, EL	$I' = I^W$	$I' = I^W$

PARTE B	ESTIMACION PRELIMINAR DE VARIACION Y PESOS POR DIAS DE OPERACION	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
	CORRESPONDIENTE VALOR DE LA SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE ES REEMPLAZADO POR UN PROMEDIO DEL VALOR POR SU PESO Y LOS DOS VALORES MAS CERCANOS QUE TENGAN UN PESO COMPLETO DE UNO, TANTO PRECEDENTE COMO SIGUIENTE.	para $\|I'-1\|>1.5\,\sigma_{I'}$	para $\|I'\|>1.5\,\sigma_{I'}$
	PARA LOS DOS PRIMEROS AÑOS SE UTILIZA LA SIGMA QUE SE CALCULA PARA EL TERCER AÑO Y PARA LOS DOS ULTIMOS AÑOS SE UTILIZA LA SIGMA QUE SE CALCULA PARA EL ANTEPENULTIMO AÑO. PARA REEMPLAZAR VALORES EXTREMOS TANTO AL PRINCIPIO COMO AL FINAL DE LA SERIE SE PROMEDIA EL VALOR POR SU PESO CON LOS TRES VALORES DE PESO COMPLETO DE UNO MAS CERCANOS.	CxI^WxDr	$C+I^W+Dr$
	A LA SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE MODIFICADA POR VALORES EXTREMOS, SE LE APLICA LA RUTINA DE LA CURVA DE TENDENCIA-CICLO PARA OBTENER UNA ESTIMACION DE LA ESTACIONALIDAD.	$M_c[CxI^WxDr] = C_2$	$M_c[C+I^W+Dr] = C_2$
B8	PROPORCION (DIFERENCIA) S-I NO MODIFICADA. DIVIDIR B1 ENTRE B7, (RESTAR B7 DE B1).	$CxSxI'xDr/C_2 = SxI'xDr$	$C+S+I'+Dr-C_2 = S+I'+Dr$
B9	REEMPLAZO DE VALORES EXTREMOS PROPORCION (DIFERENCIA) S-I. A LA PROPORCION (DIFERENCIA) S-I, SE LE APLICA UN PROMEDIO DE 7-TERMINOS (3x5) PARA ESTIMAR SEPARADAMENTE PARA CADA MES EL FACTOR ESTACIONAL. EL RESTO ES IGUAL QUE EN EL PASO B4 EXCEPTO QUE LA PROPORCION (DIFERENCIA) QUE SE UTILIZA ES LA CALCULADA EN B8.	$M_s[SxI'xDr] = S_1$ $\frac{SxI'xDr}{S_1} = I'xDr$ $I'=I^W$ para $\|I'-1\|>1.5\,\sigma_{I'}$ SxI^WxDr	$M_s[S+I'+Dr] = S_1$ $S+I'+Dr-S_1 = I'+Dr$ $I'=I^W$ para $\|I'\|>1.5\,\sigma_{I'}$ $S+I^W+Dr$
B10	FACTOR ESTACIONAL. A LA PROPORCION (DIFERENCIA) S-I CALCULADA EN B8 REEMPLAZANDOLE LOS VALORES EXTREMOS POR LOS VALORES CORRESPONDIENTES EN LA TABLA B9 SE LE APLICA UN PROMEDIO MOVIL DE 7-TERMINOS	$M_s[SxI^WxDr] = S_2$	$M_s[S+I^W+Dr] = S_2$

PARTE B	ESTIMACION PRELIMINAR DE VARIACION Y PESOS POR DIAS DE OPERACION	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
	(3x5) A CADA MES SEPARADAMENTE PARA OBTENER UNA ESTIMACION PRELIMINAR DE LA ESTACIONALIDAD. SE AJUSTAN LOS FACTORES A QUE SUMEN 12 UTILIZANDO UN PROMEDIO MOVIL CENTRADO DE 12-TERMINOS.		
B11	SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE. IGUAL QUE EL PASO B6 EXCEPTO QUE SE UTILIZA EL FACTOR ESTACIONAL CALCULADO EN B10.	$CxSxI'xDr/S_2$ $= CxI'xDr$	$C+S+I'+Dr-S_2$ $= C+I'+Dr$
B12	NO SE USA.		
B13	SERIE IRREGULAR. SE DIVIDE B11 ENTRE B7 (SE RESTA B7 DE B11) PARA OBTENER UNA SERIE IRREGULAR PRELIMINAR.	$CxI'xDr/C_2$ $=I'xDr$	$C+I'+Dr-C_2$ $=I'+Dr$
	------------------------------ O P C I O N A L AJUSTE POR VARIACION POR DIAS DE OPERACION. LOS PASOS B14,B15, B16,B18 y B19 SON INCLUIDOS SOLAMENTE CUANDO LA INFORMACION MENSUAL DE LA SERIE LO PIDE. CUANDO SE REALIZA EL AJUSTE POR VARIACION POR DIAS DE OPERACION EN BASE A INFORMACION EXTERNA, SE UTILIZA LA TABLA A4. ------------------------------		
B14	VALORES EXTREMOS IRREGULARES EXCLUIDOS DE LA REGRESION POR DIAS DE OPERACION. SEPARA LA SERIE B13, PARA MESES CON 31 Y 30 DIAS EN SIETE GRUPOS, SEPARADAMENTE, DEPENDIENDO EN QUE DIA DE LA SEMANA EMPIEZA EL MES, Y PARA FEBRERO SEPARA LOS AÑOS BISIESTOS DE LOS NO BISIESTOS. PARA MESES DE 31, 30 DIAS Y PARA FEBREROS DE AÑOS NO BISIESTOS, CALCULA LA MEDIA DE CADA GRUPO Y LA DESVIACION CUADRADA DE LOS VALORES DE SU RESPECTIVA MEDIA. DE AQUI SE CALCULA LA VARIANZA DIAS DE OPERACION SIGMA-T SOBRE LA SERIE COMPLETA, EL CUAL ES USADO PARA IDENTIFICAR VALORES EXTREMOS. SE IDENTIFICAN Y SE REMUEVEN LOS		

PARTE B	ESTIMACION PRELIMINAR DE VARIACION Y PESOS POR DIAS DE OPERACION	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
	VALORES MAYORES A 2.5 VECES SIGMA-T (LA CONSTRUCCION DEL LIMITE SUPERIOR DE SIGMA-T SE PUEDE CAMBIAR CON EL PARAMETRO SIGMU AL CORRER EL PROGRAMA). SE VUELVE A CALCULAR LA MEDIA Y LA DESVIACION SIGMA-T Y SE REIDENTIFICAN Y SE REMUEVEN LOS VALORES EXTREMOS MAYORES A 2.5 VECES SIGMA-T. PARA FEBRERO DE AÑOS BISIESTOS SE EXCLUYEN LOS VALORES QUE SE DESVIAN DE 1.0 (0.0 EN ADD) POR MAS DE 2.5 VECES SIGMA-T. LOS VALORES QUE SON REMOVIDOS COMO EXTREMOS SON MOSTRADOS EN LA TABLA B14. NO SON INCLUIDOS AL APLICAR LA REGRESION POR DIAS DE OPERACION EN B15.	para $\lvert I'-1\rvert > 2.5\,\sigma_{I'}$ $(I' x Dr)$ ES REMOVIDO DE LA REGRESION.	para $\lvert I'\rvert > 2.5\,\sigma_{I'}$ $(I'+Dr)$ ES REMOVIDO DE LA REGRESION.
B15	REGRESION PRELIMINAR POR DIAS DE OPERACION. ESTIMACION POR MINIMOS CUADRADOS DE LOS SIETE PESOS DIARIOS DE LA SERIE B13 (CON VALORES EXTREMOS OMITIDOS) USANDO LA ESPECIFICACION, DONDE: Xij ES EL NUMERO DE VECES QUE EL j-ESIMO DIA DE LA SEMANA OCURRE EN EL i-ESIMO MES. LUNES-1,....,DOMINGO-7. Bj SON LOS SIETE PESOS DIARIOS VERDADEROS, DONDE Bj=0 Ni ES TANTO 31,30 O 28.25, SI NO SE HACE UN AJUSTE PREVIO. DEPENDIENDO DE QUE MES SEA (i) (DE 31 DIAS, 30 DIAS O FEBRERO) Ni ES LA SUMA DE LOS PESOS DIARIOS PREVIOS (Dp) PARA TODOS LOS DIAS DEL MES, SI SE HACE UN AJUSTE PREVIO. Ii ES EL VALOR DE LA COMPONENTE IRREGULAR VERDADERO PARA EL MES i. bj ES EL ESTIMADOR OBTENIDO POR MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS DE Bj Y SIGMAj DENOTA EL ERROR ESTANDAR. SI EL VALOR CALCULADO DE t ES MAYOR QUE EL DE TABLAS CON UN NIVEL DE SIGNIFICANCIA DE 1%	$[IxDr] \rightarrow Dr$ $[IxDr]_i - 1 = \frac{X_{1i}B_1 + X_{2i}B_2 + \ldots + X_{7i}B_7 + I_i}{N_i}$ DONDE $(IxDr)_i$ ES LA COMPONENTE IRREGULAR PARA EL i-ESIMO MES CON VARIACION POR DIAS DE OPERACION RESIDUAL. SI LOS PESOS PREVIOS Dp_j SON USADOS, COMBINENSE CON LOS ESTIMADOS EN LA REGRESION DE LA SIGUIENTE FORMA: $D_j = b_j + Dp_j$ DONDE D_j SON LOS PESOS COMBINADOS. SI NO SE TIENEN DISPONIBLES LOS PESOS, USESE 1.0 PARA TODO Dp. $t_j(P) = b_j/\sigma_j$ $t_j(1) = (D_j - 1)/\sigma_j$ $(j=1,\ldots,7)$	$(I+Dr) \rightarrow Dr$ $(I+Dr)_i = X_{1i}B_1 + \ldots + X_{7i}B_7 + I_i$ DONDE $(I+Dr)_i$ ES LA COMPONENTE IRREGULAR PARA EL i-ESIMO MES CON VARIACION POR DIAS DE OPERACION RESIDUAL. $D_j = b_j \quad (j=1,\ldots,7)$ $t_j(0) = D_j/\sigma_j$ DONDE $t_j(0)$ ES LA RAZON t PARA PROBAR SI D_j ES SIGNIFICATIVAMENTE DIFERENTE DE 0.0.

PARTE B	ESTIMACION PRELIMINAR DE VARIACION Y PESOS POR DIAS DE OPERACION	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
	(2.62), SE IMPRIME UN MENSAJE DE SIGNIFICANCIA. SE CALCULA EL VALOR DE F, $F=\sigma_0^2/\sigma_1^2$ DONDE σ_0^2 Y σ_1^2 SON LAS VARIANZAS EXPLICADA POR LA REGRESION Y LA VARIACION RESIDUAL RESPECTIVAMENTE. SI EL VALOR CALCULADO DE F ES MAYOR QUE EL DE TABLAS A UN NIVEL DE SIGNIFICANCIA DE 1% (2.95), SE IMPRIME UN MENSAJE DE QUE UNA VARIACION POR DIAS DE OPERACION SIGNIFICATIVA ESTA PRESENTE.	PARA PROBAR SI LOS PESOS COMBINADOS Dj SON SIGNIFICATIVAMENTE DIFERENTES AL PESO PREVIO Dp Y DE 1.0, $\hat{\sigma}_j$ ES TAMBIEN ERROR ESTANDAR DE Dj.	
B16	FACTOR DE AJUSTE POR DIAS DE OPERACION DERIVADOS DE LOS COEFICIENTES DE REGRESION. SE CONSTRUYE UN FACTOR DE AJUSTE DE CALENDARIO MENSUAL CON LA FORMULA: DONDE Mi ES EL FACTOR DE AJUSTE MENSUAL PARA EL MES i. Ni ES 31 O 30 CUANDO EL MES i TIENE 31 O 30 DIAS. Ni ES 28.25 PARA FEBRERO SI NO SE HIZO AJUSTE PREVIO Y Ni ES 29 O 28 PARA FEBREROS DE AÑOS BISIESTOS O NO BISIESTOS SI SE HA HECHO UN AJUSTE PREVIO. EN LA TABLA B16 SE IMPRIMEN LOS FACTORES MENSUALES. SE DIVIDE B13 ENTRE B16 (RESTA B16 DE B13) PARA OBTENER LA COMPONENTE IRREGULAR SIN VARIACION POR DIAS DE OPERACION.	$M_i = \frac{X_{1i}(b_1+1)+\dots+X_{7i}(b_7+1)}{N_i}$ $I' \times Dr/Dr = I'$	$M_i = X_{1i}b_1+\dots+X_{7i}b_7$ $I'+Dr-Dr=I'$
B17	PESOS PRELIMINARES PARA LA COMPONENTE IRREGULAR. SE CALCULA LA SIGMA DE 5-AÑOS MOVIL PARA LA COMPONENTE IRREGULAR CALCULADA EN B16, (O B13 SI NO SE APLICO EL AJUSTE POR DIAS DE OPERACION). SE PRUEBA EL VALOR DE LA COMPONENTE IRREGULAR DEL AÑO CENTRAL DE LOS 5 QUE SE UTILIZAN PARA EL PROMEDIO Y SE PRUEBA CONTRA 2.5 VECES SIGMA. PARA LOS DOS PRIMEROS AÑOS LOS LIMITES QUE SE UTILIZAN SON LOS		

PARTE B	ESTIMACION PRELIMINAR DE VARIACION Y PESOS POR DIAS DE OPERACION	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
	CALCULADOS PARA EL TERCER AÑO, Y PARA LOS DOS ULTIMOS AÑOS DE LA SERIE SE UTILIZA EL QUE SE CALCULO PARA EL ANTEPENULTIMO AÑO. SE REMUEVEN LOS VALORES MAYORES A 2.5 VECES SIGMA Y SE CALCULA DE NUEVO LA SIGMA 5-AÑOS MOVIL. SE LES ASIGNA UN PESO DE CERO A LOS VALORES IRREGULARES MAYORES A 2.5 VECES SIGMA Y UN PESO COMPLETO DE UNO A LOS VALORES MENORES A 1.5 VECES SIGMA. A LOS QUE SE ENCUENTRAN ENTRE 2.5 VECES SIGMA Y 1.5 VECES SIGMA SE LES ASIGNA UN PESO GRADUADO LINEALMENTE. SE IMPRIMEN LAS SIGMAS DE LOS 5-AÑOS MOVILES Y LOS PESOS PARA LA COMPONENTE IRREGULAR EN LA TABLA B17.	$[I'] = w$	$[I'] = w$
B18	FACTOR DE DIAS DE OPERACION DERIVADO DE LA COMBINACION DE LOS PESOS DIARIOS. SE CONSTRUYEN FACTORES POR DIAS DE OPERACION MENSUAL DE LOS PESOS PREVIOS COMBINADOS Y DE LOS FACTORES POR DIAS DE OPERACION ESTIMADOS (TABLA B15) USANDO LA MISMA FORMULA QUE LA MOSTRADA EN B16 EXCEPTO QUE D_j ES SUBSTITUIDO POR (b_j+1).	$D=DpxDr$	
B19	SERIE ORIGINAL AJUSTADA POR DIAS DE OPERACION Y VARIACIONES PREVIAS. SE DIVIDE A3 (O A1, O B1 SI A3 NO APARECE) ENTRE B18, (SE RESTA B18 DE A3).	$CxSxI'xD/D$ $=CxSxI'$	$C+S+I'Dr-Dr$ $=C+S+I'$

PARTE C	ESTIMACION FINAL DE VARIACION POR DIAS DE OPERACION Y PESOS PARA LA COMPONENTE IRREGULAR	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
C1	SERIE ORIGINAL MODIFICADA POR LOS PESOS PRELIMINARES Y AJUSTADA POR LA VARIACION PREVIA POR DIAS DE OPERACION. AJUSTADA POR VARIACIONES PREVIAS POR DIAS DE OPERACION (B19 O B1 SI NO ES USADA LA OPCION DE REGRESION POR DIAS DE OPERACION) PARA VALORES EXTREMOS REDUCIENDO LAS VARIACIONES IRREGULARES CUANDO ES ASIGNADO MENOS DEL PESO COMPLETO DE UNO A LA COMPONENTE IRREGULAR EN B17.	$\frac{CxSxI' x(1+w(I'-1))}{I'}$ $= CxSxI^{W}$	$C+S+I'-(I'x(1-w))$ $= C+S+I^{W}$
C2	SE CALCULA UN PROMEDIO MOVIL CENTRADO DE 12-TERMINOS DE C1 COMO UN ESTIMADOR DE LA COMPONENTE DE TENDENCIA-CICLO.	$M_c[CxSxI^{W}]$ $= C_3$	$M_c[C+S+I^{W}]$ $= C_3$
C3	NO ES USADO		
C4	MODIFICACION POR LA PROPORCION (DIFERENCIA) S-I. SE DIVIDE C1 ENTRE C2 (SE RESTA C2 DE C1) PARA OBTENER LA PROPORCION (DIFERENCIA) S-I.	$CxSxI^{W}/C_3$ $= SxI^{W}$	$C+S+I^{W}-C_3$ $= S+I^{W}$
C5	FACTOR ESTACIONAL A C4 SE LE APLICA UN PROMEDIO DE 5-TERMINOS PARA CADA MES PARA ESTIMAR EL FACTOR ESTACIONAL PRELIMINAR. A ESTE SE LE APLICA UN PROMEDIO MOVIL CENTRADO DE 12-TERMINOS. EN LOS PRIMEROS Y ULTIMOS SEIS MESES SE REPITE EL FACTOR MAS CERCANO DISPONIBLE PARA EL MES EN PARTICULAR (MISMO MES EN DIFERENTES AÑOS).	$M_s[SxI^{W}]= S_3$	$M_s[S+I^{W}]= S_3$
C6	SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE. SE DIVIDE C1 ENTRE C5 (SE RESTA C5 DE C1) PARA OBTENER LA SERIE PRELIMINAR AJUSTADA ESTACIONALMENTE.	$CxSxI^{W}/S_3$ $= CxI^{W}$	$C+S+I^{W}-S_3$ $= C+I^{W}$
C7	TENDENCIA-CICLO SE APLICA LA RUTINA DE LA CURVA DE LA VARIABLE DE TENDENCIA CICLO A C6 PARA OBTENER UNA ESTIMACION PRELIMINAR DE ESTA.	$M_c[CxI^{W}]= C_4$	$M_c[C+I^{W}]= C_4$

PARTE C	ESTIMACION FINAL DE VARIACION POR DIAS DE OPERACION Y PESOS PARA LA COMPONENTE IRREGULAR	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
C8.	NO SE USA		
C9	MODIFICACION POR LA PROPORCION (DIFERENCIA) S-I SE DIVIDE C1 ENTRE C7 (SE RESTA C7 DE C1) PARA OBTENER LA DIFERENCIA S-I.	$CxSxI^W/C_4$ $= SxI^W$	$C+S+I^W-C_4$ $= S+I^W$
C10	FACTOR ESTACIONAL. A LA PROPORCION OBTENIDA EN C9 SE LE APLICA UN PROMEDIO MOVIL DE 7-TERMINOS (3x5) PARA ESTIMAR SEPARADAMENTE PARA CADA MES EL FACTOR ESTACIONAL. SE AJUSTAN LOS FACTORES A QUE SUMEN 12 UTILIZANDO UN PROMEDIO MOVIL CENTRADO DE 12-TERMINOS.	$M_s[SxI^W]= S_4$	$M_s[S+I^W]= S_4$
C11	SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE. SE DIVIDE B1 ENTRE C10 (SE RESTA C10 DE B1) SE REINTRODUCEN. EXTREMOS, EXTREMOS CERCANOS Y VARIACION POR DIAS DE OPERACION.	$CxSxI'xDr/S_4$ $= CxI'xDr$	$C+S+I'+Dr-S_4$ $= C+I'+Dr$
C12	NO SE USA		
C13	SERIE IRREGULAR. DIVIDIENDO C11 ENTRE C7 (RESTANDO C7 DE C11) SE OBTIENE UN ESTIMADO DE LA COMPONENTE IRREGULAR.	$CxI'xDr/C_4$ $= I'xDr$	$C+I'+Dr-C_4$ $= I'+Dr$
	-------------------------------- **O P C I O N A L** **AJUSTE POR DIAS DE OPERACION. CUANDO LA RUTINA DE DIAS DE OPERACION ES APLICADA EN B14, B15, B16, B18 Y B19, ES REAPLICADO EN C14, C15, C16, C18 Y C19 PARA OBTENER ESTIMADORES MEJORADOS.** --------------------------------		
C14	**VALORES EXTREMOS EXCLUIDO POR LA REGRESION POR DIAS DE OPERACION. LA VARIANZA ES CALCULADA UTILIZANDO LOS 22 TIPOS DE** FACTORES MENSUALES POR DIAS DE OPERACION MOSTRADOS EN B16 EN LUGAR DE LAS MEDIAS DE LOS MESES DE 31 Y 30 DIAS Y LOS FEBREROS DE AÑOS NO BISIESTOS. ESTO	**para** $\|I'-1\|>2.5\ \sigma_I,$ (I'xDr) REMOVIDOS POR LA REGRESION.	**para** $\|I'\|>2.5\ \sigma_I,$ (I'+Dr) REMOVIDOS POR LA REGRESION.

PARTE C	ESTIMACION FINAL DE VARIACION POR DIAS DE OPERACION Y PESOS PARA LA COMPONENTE IRREGULAR	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
	MEJORA EL TRATAMIENTO DE LOS VALORES EXTREMOS, PARTICULARMENTE PARA LOS FEBREROS DE AÑOS BISIESTOS. LOS EXTREMOS MAYORES QUE 2.5 VECES SIGMA SE MUESTRAN EN LA TABLA C14.		
C15	REGRESION POR DIAS DE OPERACION FINAL. IGUAL QUE EN LA TABLA B15 EXCEPTO QUE LOS CALCULOS SE REALIZAN SOBRE C13 (CON VALORES EXTREMOS OMITIDOS). USANDO EL ERROR ESTANDAR DE LOS SIETE PESOS DIARIOS, LOS ESTIMADOS DE LOS ERRORES ESTANDAR DEL FACTOR DE AJUSTE MENSUAL Mi SE CALCULAN CON LAS FORMULAS AQUI MOSTRADAS. . SI EL AJUSTE POR LONGITUD DEL MES ES INCLUIDO EN LOS FACTORES POR DIAS DE OPERACION, EL DENOMINADOR PARA TODA ESTIMACION DE SIGMA-M ES DE 30.4375.	[I'xDr] → Dr j-ESIMO DIA DE LA SEMANA EN EL QUE EMPIEZA EL MES. MES DE 31-DIAS: $\hat{\sigma}_{M31}=\frac{1}{31}[\hat{\sigma}_j^2+\hat{\sigma}_{j+1}^2+\hat{\sigma}_{j+2}^2+2(\hat{\sigma}_{j,j+1}+\hat{\sigma}_{j,j+2}+\hat{\sigma}_{j+1,j+2})]^{1/2}$ MES DE 30-DIAS: $\hat{\sigma}_{M30}=\frac{1}{30}[\hat{\sigma}_j^2+\hat{\sigma}_{j+1}^2+\hat{\sigma}_{j+2}^2]^{1/2}$ FEBRERO DE AÑOS BISIESTOS: $\hat{\sigma}_{M29}=\frac{1}{29}\hat{\sigma}_j$ FEBRERO DE AÑOS NO BISIESTOS: $\hat{\sigma}_{M28}=0$ donde $\hat{\sigma}_{j+7}=\hat{\sigma}_j$	[I'+Dr] → Dr $\hat{\sigma}_{M31}=[\hat{\sigma}_j^2+\hat{\sigma}_{j+1}^2+\hat{\sigma}_{j+2}^2+2(\hat{\sigma}_{j,j+1}+\hat{\sigma}_{j,j+2}+\hat{\sigma}_{j+1,j+2})]^{1/2}$ $\hat{\sigma}_{M30}=[\hat{\sigma}_j^2+\hat{\sigma}_{j+1}^2+\hat{\sigma}_{j+2}^2]^{1/2}$ $\hat{\sigma}_{M29}=\hat{\sigma}_j$ $\hat{\sigma}_{M28}=0$
C16	FACTOR DE AJUSTE POR DIAS DE OPERACION FINAL DERIVADOS DE LOS COEFICIENTES DE LA REGRESION. IGUAL QUE EN LA TABLA B16 EXCEPTO QUE EL FACTOR DIVIDE A C13 (SE LE RESTA A C13).	I'xDr/Dr = I'	I'+Dr-Dr = I'
C17	PESOS FINALES PARA LA COMPONENTE IRREGULAR. IGUAL QUE EN LA TABLA B17 EXCEPTO QUE C16 (O C13 SI NO SE USA LA OPCION DE AJUSTE POR DIAS DE OPERACION) ES USADO.	[I'] = w	[I'] = w
C18	FACTOR POR DIAS DE OPERACION FINAL DERIVADO DE LA COMBINACION DE LOS PESOS DIARIOS. IGUAL QUE LA TABLA B18 EXCEPTO QUE SE USAN LOS PESOS FINALES ESTIMADOS EN C15. SI SE INCLUYE VARIACION POR LONGITUD DEL MES, LOS FACTORES POR DIAS DE OPERACION SE CALCULAN SOBRE Ni = 30.4375 PARA TODOS LOS MESES.	D=Dp x Dr	NO SE USA

PARTE C	ESTIMACION FINAL DE VARIACION POR DIAS DE OPERACION Y PESOS PARA LA COMPONENTE IRREGULAR	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
C19	SERIE ORIGINAL AJUSTADA POR VARIACIONES PREVIAS Y POR DIAS DE OPERACION. DIVIDA A3 ENTRE C18 (RESTE C18 DE A3) (O B1 SI A3 NO APARECE).	$CxSxI'xD/D$ $= CxSxI'$	$C+S+I'+D-D$ $= C+S+I'$

PARTE D	ESTIMACION FINAL DEL FACTOR ESTACIONAL, DE LA TENDENCIA-CICLO Y DE LA SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE.	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
D1	SERIE ORIGINAL MODIFICADA POR LOS PESOS FINALES Y AJUSTADA POR VARIACIONES PREVIAS Y POR DIAS DE OPERACION. IGUAL QUE C1 EXCEPTO QUE SE UTILIZAN LOS PESOS DE C17 Y LA SERIE AJUSTADA C19.	$\frac{CxSxI'x(1+w(I'-1))}{I'}$ $= CxSxI^W$	$C+S+I'-(I'(1-w))$ $= C+S+I^W$
D2	TENDENCIA-CICLO. SE CALCULA UN PROMEDIO MOVIL CENTRADO DE 12-TERMINOS SOBRE D1 COMO ESTIMACION DE LA TENDENCIA CICLO.	$M_c[CxSxI^W]$ $= C_5$	$M_c[C+S+I^W]$ $= C_5$
D3	NO SE USA.		
D4	MODIFICACION POR LA PROPORCION (DIFERENCIA) S-I. SE DIVIDE D1 ENTRE D2 (SE RESTA D2 DE D1) PARA OBTENER LA PROPORCION (DIFERENCIA).	$CxSxI^W/C_5$ $= SxI^W$	$C+S+I^W-C_5$ $= S+I^W$
D5	FACTOR ESTACIONAL. IGUAL QUE EN LA TABLA B5 EXCEPTO QUE D4 ES UTILIZADO.	$M_s[SxI^W] = S_5$	$M_s[S+I^W] = S_5$
D6	SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE. SE DIVIDE D1 ENTRE D5 (SE RESTA D5 DE D1) PARA OBTENER UNA SERIE PRELIMINAR AJUSTADA ESTACIONALMENTE.	$CxSxI^W/S_5$ $= CxI^W$	$C+S+I^W-S_5$ $= C+I^W$
D7	TENDENCIA-CICLO. IGUAL QUE LA TABLA B7 EXCEPTO QUE SE UTILIZA D6.	$M_c[CxI^W] = C_6$	$M_c[C+I^W] = C_6$
D8	PROPORCION (DIFERENCIA) S-I FINAL NO MODIFICADA. DIVIDA C19 ENTRE D7 (RESTE D7 DE C19) (O B1 SI NO SE PIDIO LA OPCION DE AJUSTE POR DIAS DE OPERACION) PARA OBTENER LA PROPORCION (DIFERENCIA) S-I FINAL SIN MODIFICAR. LLEVA A CABO UN ANALISIS DE VARIANZA DE LA PROPORCION (DIFERENCIA) S-I PARA DETERMINAR SI LA SERIE ORIGINAL CONTIENE UNA ESTACIONALIDAD ESTABLE Y SIGNIFICATIVA. (VER APENDICE E PRUEBA F).	$CxSxI'/C_6$ $= SxI'$	$C+S+I'-C_6$ $= S+I'$

PARTE D	ESTIMACION FINAL DEL FACTOR ESTACIONAL, DE LA TENDENCIA-CICLO Y DE LA SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
D9	VALORES FINALES DE REEMPLAZO PARA EXTREMOS DE LAS PROPORCIONES (DIFERENCIAS) S-I. SE DIVIDE D1 ENTRE D7 (SE RESTA D7 DE D1) PARA OBTENER LA PROPORCION (DIFERENCIA) S-I MODIFICADA POR EXTREMOS Y EXTREMOS CERCANOS. SE IMPRIMEN LOS VALORES QUE NO SON IDENTICOS AL CORRESPONDIENTE VALOR EN LA TABLA D8. PARA CADA MES SE CALCULA Y SE IMPRIME EL CAMBIO PROMEDIO PORCENTUAL DE AÑO CON AÑO (DIFERENCIA) DE LOS ESTIMADOS DE LA COMPONENTE IRREGULAR (I'), DE LA ESTACIONALIDAD (S) Y DE SU RAZON (I'/S)=MSR, ESTO ES RAZON ESTACIONALIDAD MOVIL, DONDE S ES OBTENIDA POR MEDIO DE UN PROMEDIO MOVIL DE 7-TERMINOS SOBRE D8 Y D9. LA (I) SE OBTIENE DIVIDIENDO ENTRE S LA RAZON S-I (RESTANDO S A LA DIFERENCIA S-I). EL MSR PUEDE SER USADO COMO INDICADOR DE LA CANTIDAD DE ESTACIONALIDAD MOVIL QUE PRESENTA CADA MES EN PARTICULAR. (VER APENDICE D).	$CxSxI^W/C_6$ $= SxI^W$	$C+S+I^W-C_6$ $= S+I^W$
D10	FACTOR ESTACIONAL FINAL. IGUAL QUE B10 EXCEPTO QUE D8 Y D9 SON USADOS. CALCULA UN ESTIMADO DEL FACTOR ESTACIONAL PROYECTADO UN AÑO CON LA FORMULA: $S_{n+1}=S_n+(\frac{1}{2})(S_n-S_{n-1})$	$M_s[SxI^W] = S_6$	$M_s[S+I^W] = S_6$
D11	SERIE FINAL AJUSTADA ESTACIONALMENTE. SE DIVIDE C19 ENTRE D10 (SE RESTA D10 DE C19) PARA OBTENER LA SERIE FINAL AJUSTADA ESTACIONALMENTE (EN CASO DE QUE NO EXISTA C19 SE UTILIZA B1).	$CxSxI'/S_6$ $= CxI'$	$C+S+I'-S_6$ $= C+I'$

PARTE D	ESTIMACION FINAL DEL FACOTR ESTACIONAL, DE LA TENDENCIA-CICLO Y DE LA SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE.	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
D12	TENDENCIA-CICLO FINAL. DIVIDA D1 ENTRE D10 (RESTE D10 DE D1) PARA OBTENER UNA SERIE MODIFICADA AJUSTADA ESTACIONALMENTE. A ESTA SE LE APLICA LA RUTINA DE LA CURVA DE TENDENCIA-CICLO PARA OBTENER LA ESTIMACION FINAL DE LA TENDENCIA CICLO.	$M_c[C \times I^W] = C_7$	$M_c[C+I^W] = C_7$
D13	SERIE IRREGULAR FINAL. DIVIDA D11 ENTRE D12 (RESTE D12 DE D11) PARA OBTENER LA SERIE IRREGULAR FINAL. CALCULA LA DESVIACION ESTANDAR PARA CADA AÑO, CADA MES Y PARA LA SERIE COMPLETA.	$C \times I'/C_7 = I'$	$C+I'-C_7 = I'$

PARTE E	SERIE ORIGINAL, AJUSTADA ESTACIONALMENTE Y LA IRREGULAR MODIFICADAS.	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
E1	SERIE ORIGINAL MODIFICADA, REEMPLAZO DE VALORES EN LA SERIE ORIGINAL (A1 O B1) DONDE UN PESO DE CERO FUE ASIGNADO EN C17 (MAYORES DE 2.5 VECES SIGMA) POR EL PRODUCTO (SUMA) DE LA TENDENCIA-CICLO, ESTACIONALIDAD, FACTOR IRREGULAR Y COMPONENTES DE AJUSTE PREVIO MOSTRADOS EN D12, D10, C18 Y A2 PARA ASI OBTENER LA SERIE ORIGINAL MODIFICADA POR EXTREMOS.	DONDE w = 0.0 EL CONJUNTO DE I' ES IGUAL A 1.0, ESTO ES: CxSxI"xD =CxSxPxD	DONDE w = 0.0 EL CONJUNTO DE I' ES IGUAL A 0.0, ESTO ES: C+S+I"+Dr =C+S+P+Dr
E2	SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE MODIFICADA. REEMPLAZA AQUELLOS VALORES EN LA SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE FINAL (D11) CUYO PESO ASIGNADO EN C17 ES DE CERO POR EL CORRESPONDIENTE VALOR DE LA COMPONENTE DE TENDENCIA-CICLO D12.	DONDE w = 0.0 EL CONJUNTO DE I' ES IGUAL A 1.0, ESTO ES: CxI' = C	DONDE w=0.0 EL CONJUNTO DE I' ES IGUAL A 0.0, ESTO ES: C+I' = C
E3	SERIE IRREGULAR MODIFICADA. REEMPLAZO DE VALORES EN LA SERIE IRREGULAR FINAL D13 POR 1.0 (0.0) CUANDO EL PESO ASIGNADO EN C17 ES CERO. CALCULA LA DESVIACION ESTANDAR PARA CADA AÑO, CADA MES Y PARA LA SERIE COMPLETA.	DONDE w=0.0 EL CONJUNTO DE I' ES IGUAL A 1.0	DONDE w=0.0 EL CONJUNTO DE I' ES IGUAL A 0.0
E4	PROPORCIONES (DIFERENCIAS) ANUALES TOTALES. CALCULA LA PROPORCION (DIFERENCIA) DE SUMAS TOTALES ANUALES DE LA SERIE ORIGINAL B1 ENTRE LA SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE FINAL D11 (B1/D11) Y LA SERIE ORIGINAL MODIFICADA E1 ENTRE LA SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE MODIFICADA E2 (E1/E2).		
E5	CAMBIOS PORCENTUALES (DIFERENCIAS) MES A MES EN LA SERIE ORIGINAL. LOS CALCULA E IMPRIME SOBRE B1.		

PARTE E	SERIE ORIGINAL, AJUSTADA ESTACIONALMENTE Y LA IRREGULAR MODIFICADAS.	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
E6	CAMBIOS PORCENTUALES (DIFERENCIAS) EN LA SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE. CALCULA E IMPRIME LOS CAMBIOS (DIFERENCIAS) PORCENTUALES INDIVIDUALMENTE SOBRE D11.		

PARTE F	MCD PROMEDIOS MOVILES Y RESUMEN DE MEDIAS	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
F1	MCD PROMEDIOS MOVILES SE APLICA UN PROMEDIO MOVIL SIN PESOS A LA SERIE FINAL AJUSTADA ESTACIONALMENTE D11 CON NUMERO DE TERMINOS IGUAL A MCD (VER F2 PARA EL CALCULO DE MCD) CUANDO SE UTILIZA NUMEROS PARES, EL VALOR DEL PROMEDIO MOVIL SE MUESTRA EN MEDIO MES MAS DE LA POSICION CENTRAL, ESTO ES, SI MCD=2, ENTONCES LA POSICION CENTRAL ES 1.5, MEDIA POSICION MAS SERIA 2, EL PROMEDIO MOVIL CALCULADO CORRESPONDERA AL SEGUNDO MES QUE SE UTILICE EN EL CALCULO.	$M_{MCD}[C \times I']$ $= C_{MCD}$	$M_{MCD}[C+I']$ $= C_{MCD}$
F2	RESUMEN DE MEDIAS *CAMBIOS PORCENTUALES ~~(DIFERENCIAS) PROMEDIO SIN TOMAR EN CUENTA EL SIGNO SOBRE EL MES SELECCIONADO Y SOBRE MCD.~~ CALCULA EL PROMEDIO SIN TOMAR EN CUENTA EL SIGNO DEL CAMBIO PORCENTUAL (DIFERENCIA) PARA LAS SIGUIENTES SERIES SOBRE LOS MESES 1,2,3,4,5,6,7,9,11 Y 12: TABLA — SIMBOLO — SERIE A1(B1) — $\overline{O}t$ — ORIGINAL D11 — $\overline{CI}t$ — AJUS.EST.FINAL D13 — $\overline{I}t$ — IRREGULAR FINAL D12 — $\overline{C}t$ — TEND.CICLO FINAL D10 — $\overline{S}t$ — EST. FINAL A2 — $\overline{P}t$ — FACTOR DE AJUSTE MENSUAL PREVIO C18 — $\overline{TD}(*)t$ — FACTOR DE AJUSTE POR DIAS DE OPERACION E1 — $\overline{O}\ t$ — ORIGINAL MOD. E2 — $\overline{CI}\ t$ — AJUS.EST.MOD. E3 — $\overline{I}\ t$ — IRREGULAR MOD. DONDE t DESIGNA EL MES (t=1,...,7,9,11,12) Y (*) DESIGNA CUANDO SE HA PEDIDO QUE SE APLIQUE VARIACION POR LONGITUD DEL MES EN LOS FACTORES POR DIAS DE OPERACION (* DENOTA		

PARTE F	MCD PROMEDIOS MOVILES Y RESUMEN DE MEDIAS	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
	QUE NO SE INCLUYE ASIGNACION POR LONGITUD DE MES Y ** INCLUYE ASIGNACION POR LONGITUD DEL MES). PARA CADA UNA DE LAS SERIES ANTERIORES, PROMEDIA EL CAMBIO PORCENTUAL (DIFERENCIAS) PARA CADA MES t SIN TOMAR EN CUANTA EL SIGNO E IMPRIME EL PROMEDIO EN LA TABLA DE LA SERIE SOBRE LA CUAL SE CALCULARON LOS CAMBIOS PORCENTUALES (DIFERENCIAS). CALCULA $\overline{I}t/\overline{C}t$ PARA $t=1,\ldots,12$. DESIGNA COMO MCD AL MENOR MES CUYO VALOR DE $\overline{I}t/\overline{C}t < 1.0$ SI $\overline{I}t/\overline{C}t > 1.0$ EN EL QUINTO MES, SE DESIGNA COMO MCD AL SEXTO MES. *<u>CONTRIBUCIONES RELATIVAS DE COMPONENTES A LOS CAMBIOS PORCENTUALES (DIFERENCIAS) EN LA SERIE ORIGINAL.</u> CALCULA LA CONTRIBUCION RELATIVA DE CADA COMPONENTE AL CAMBIO PORCENTUAL (DIFERENCIA) EN LA SERIE ORIGINAL SOBRE CADA MES t USANDO LA SIGUIENTE RELACION: $\overline{O}_t^2=\overline{I}_t^2+\overline{C}_t^2+\overline{S}_t^2+\overline{P}_t^2+\overline{TD}_t^2$ COMO LA SUMA DE CUADRADOS DE LOS CAMBIOS PORCENTUALES (DIFERENCIAS) NO SON EXACTAMENTE IGUAL A $\overline{O}t$, SE SUTITUYE POR $(\overline{O}'t)$, DONDE $(\overline{O}'_t)^2=\overline{I}_t^2+\overline{C}_t^2+\overline{S}_t^2+\overline{P}_t^2+\overline{TD}_t^2$ DESPUES CALCULA LAS RAZONES $\overline{I}t/(\overline{O}'t),\ldots,\overline{TD}t/(\overline{O}'t)$, QUE EXPRESAN LA IMPORTANCIA RELATIVA DE LOS CAMBIOS EN CADA COMPONENTE. TAMBIEN SE CALCULA LA RAZON $(\overline{O}'t)/\overline{O}t$ COMO INDICADOR DE QUE TAN BUENA APROXIMACION ES $(\overline{O}'t)$ DE $\overline{O}t$.		

PARTE F	MCD PROMEDIOS MOVILES Y RESUMEN DE MEDIAS	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
	*PROMEDIO DE DURACION DE LA CORRIDA. SE CALCULA EL PROMEDIO DE DURACION DE LA CORRIDA (EL NUMERO PROMEDIO DE CAMBIOS MENSUALES CONSECUTIVOS EN LA MISMA DIRECCION; LOS "NO CAMBIOS" SE CONSIDERAN COMO CAMBIOS EN LA MISMA DIRECCION QUE EL CAMBIO PRECEDENTE) PARA LAS SIGUIENTES SERIES: TABLA SIMBOLO SERIE D11 CI AJUS.EST.FINAL D13 I IRREGULAR FINAL D12 C TEND.CICLO FINAL F1 MCD PROM.MOVIL MCD *MEDIAS Y DESVIACIONES ESTANDAR DE LOS CAMBIOS PORCENTUALES (DIFERENCIAS). CALCULA LA MEDIA Y LA DESVIACION ESTANDAR DE LOS CAMBIOS PORCENTUALES (DIFERENCIAS) PARA O, I, C, S, CI Y MCD SOBRE EL MES t (t=1,...,7,9,11,12). IMPRIME LA MEDIA Y LA DESVIACION ESTANDAR DE LOS CAMBIOS PORCENTUALES (DIFERENCIAS) CON EL SIMBOLO Y NUMERO DE TABLA DE LA SERIE SOBRE LA CUAL SE CALCULARON LAS MEDIAS.		

PARTE G	GRAFICAS	MULTIPLICATIVO	ADITIVO
G1	GRAFICA GRAFICA DE LA SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE FINAL Y DE LA TENDENCIA-CICLO FINAL (D11 Y D12 RESPECTIVAMENTE).		
G2	GRAFICA GRAFICA DE LA PROPORCION (DIFERENCIA) S-I CON VALORES EXTREMOS, LA PROPORCION (DIFERENCIA) S-I SIN VALORES EXTREMOS Y EL FACTOR ESTACIONAL FINAL (D8, D9 Y D10 RESPECTIVAMENTE).		
G3	GRAFICA GRAFICA EN ORDEN DE CALENDARIO LA PROPORCION (DIFERENCIA) S-I CON VALORES EXTREMOS, LA PROPORCION (DIFERENCIA) S-I SIN VALORES EXTREMOS, Y EL FACTOR ESTACIONAL FINAL (D8, D9 Y D10 RESPECTIVAMENTE).		
G4	GRAFICA GRAFICA LA SERIE IRREGULAR FINAL Y LA SERIE IRREGULAR MODIFICADA (D13 y E3 RESPECTIVAMENTE).		

ESCALAS DE LAS GRAFICAS

MULTIPLICATIVO:

LAS ESCALAS PARA LAS GRAFICAS EN G1 SON SEMI-LOGARITMICAS. EL PROGRAMA SELECCIONA UNA DE LAS SIGUIENTES ESCALAS SEMI-LOGARITMICAS DE TAL FORMA QUE SE MAXIMICE EL ESPACIO UTILIZADO POR LAS GRAFICAS:

5-CICLOS-EL VALOR MAS GRANDE ES 100,000 VECES EL VALOR MAS CHICO.
4-CICLOS-EL VALOR MAS GRANDE ES 10,000 VECES EL VALOR MAS CHICO.
2-CICLOS-EL VALOR MAS GRANDE ES 100 VECES EL VALOR MAS CHICO.
1-CICLOS-EL VALOR MAS GRANDE ES 10 VECES EL VALOR MAS CHICO.
½-CICLOS-EL VALOR MAS GRANDE ES 4 VECES EL VALOR MAS CHICO.
¼-CICLOS-EL VALOR MAS GRANDE ES 2 VECES EL VALOR MAS CHICO.

LA ESCALA PARA LAS GRAFICAS G2, G3 Y G4 SON ARITMETICAS. LA SELECCION SE HACE DE TAL MANERA QUE SE MAXIMICE EL ESPACIO UTILIZADO EN LAS GRAFICAS.

ADITIVO:

LAS ESCALAS PARA LAS GRAFICAS SON ARITMETICAS Y SON SELECCIONADAS DE TAL FORMA QUE EL ESPACIO UTILIZADO EN LAS GRAFICAS SE MAXIMICE.

APENDICE B

APENDICE TECNICO DEL PROGRAMA X-11-ARIMA

En este apendice tecnico se describiran los pesos en los que se diferencian los metodos X-11 y X-11-ARIMA debido a que este ultimo se desarrollo para mejorar ciertos aspectos del primero.

(La numeracion no necesariamente va a ser la misma por lo que al referirnos a los cuadros del X-11, estos tendran anexo un asterisco (*) mientras que los del X-11-ARIMA no lo tendran).

ESPECIFICACIONES	MULTIPLICATIVO	ADITIVO O LOG-ADITIVO
EL MODELO ARIMA QUE SE SELECCIONA EN LA PRIMERA ITERACION SE UTILIZA PARA REEMPLAZAR LOS VALORES EXTREMOS POR LOS VALORES CORRESPONDIENTES DEL MODELO ARIMA.		

PARTE A	OPCIONAL AJUSTES PREVIOS	MULTIPLICATIVO	ADITIVO O LOG-ADITIVO
A1	A1*		
A2	A2*		
A3	A3*		
A4	A4*		NO SE USA
A5	EXTRAPOLACION MODELO ARIMA (FORECAST). PARA EXTENDER LA SERIE UN AÑO EXTRA DE PRONOSTICO, TRES MODELOS ARIMA SON AJUSTADOS AUTOMATICAMENTE A LA SERIE ORIGINAL O, SI ES APLICABLE A LA SERIE ORIGINAL MODIFICADA POR A2 Y A4 CON VALORES EXTREMOS REEMPLAZADOS POR SU CORRESPONDIENTE VALOR DEL MODELO ARIMA SELECCIONADO EN LA PRIMERA ITERACION. EL TRATAMIENTO PREVIO DE VALORES EXTREMOS CONSISTE EN UNA PRUEBA QUE SE HACE A LOS RESIDUALES DEL ARIMA AJUSTADO EN LA PRIMERA ITERACION QUE CUMPLEN CON EL CRITERIO DE ACEPTACION CONTRA (+,-)2.5σ . LOS VALORES QUE CAEN FUERA DE ESTE INTERVALO SON REEMPLAZADOS POR EL CORRESPONDIENTE VALOR DE LA FUNCION (ARIMA). EL MISMO MODELO ARIMA ES URILIZADO PARA HACER EL PRONOSTICO DE LA SERIE. LO ANTERIOR NO SE LLEVA A CABO SI: 1.-EL PROMEDIO ABSOLUTO DEL ERROR DEL PRONOSTICO PARA LOS TRES ULTIMOS AÑOS ES MAYOR AL 12%. 2.-EL VALOR DE PROBABILIDAD DE LA PRUEBA CHI-SQUARE ES MENOR QUE 10%. 3.-EXISTE EVIDENCIA DE SOBREDIFERENCIACION. ESTE CRITERIO SE UTILIZA SOLAMENTE CUANDO EL ARIMA ES SELECCIONADO POR EL PROGRAMA.		
A6	EXTRAPOLACION MODELO ARIMA (BACKCAST). PARA EXTENDER LA SERIE HACIA AÑOS		

PARTE A	OPCIONAL AJUSTES PREVIOS	MULTIPLICATIVO	ADITIVO O LOG-ADITIVO
	PASADOS, SE UTILIZA EL MODELO ARIMA SELECCIONADO ANTERIORMENTE SI: 1.-EL PROMEDIO ABSOLUTO DEL ERROR DEL PRONOSTICO DEL PASADO (BACK-CASTING) PARA LOS TRES ULTIMOS AÑOS ES MENOR AL 18%. 2.-EL VALOR DE PROBABILIDAD DE LA PRUEBA CHI-SQUARE ES MAYOR AL 10%. 3.-NO EXISTE EVIDENCIA DE SOBRE-DIFERENCIACION. ESTO SOLO ES APLICABLE CUANDO LA SELECCION DEL ARIMA LO HACE EL PROGRAMA.		

PARTE B	ESTIMACION PRELIMINAR DE VARIACION Y PESOS POR DIAS DE OPERACION	MULTIPLICATIVO	ADITIVO O LOG-ADITIVO
B1	SERIE ORIGINAL O SERIE ORIGINAL AJUSTADA POR (1) EL FACTOR PREVIO A2 Y/O (2) EL FACTOR PREVIO A4 Y/O (3) LAS MODIFICACIONES PREVIAS UTILIZANDO EL MODELO ARIMA. A ESTA SERIE SE LE APLICA UNA PRUEBA F PARA VER SI HAY PRESENCIA DE ESTACIONALIDAD A UN NIVEL DEL 0.1% DE CONFIANZA. ESTA PRUEBA F ESTA BASADA EN UN ANALISIS DE VARIANZA SOBRE LA PROPORCION S-I DE LA SERIE.		
B2	ADEMAS DE B2* TIENE LA OPCION DE ESCOGER UN PROMEDIO MOVIL CENTRADO DE 24-TERMINOS.		
B3	B3*		
B4	B4*		
B5	B5*		
B6	B6*		
B7	B7*		
B8	B8*		
B9	B9*		
B10	B10*		
B11	B11*		
B12	B12*		
B13	B13*		
B14	B14*		
B15	B15*		
B16	B16*		
B17	B17*		
B18	B18*		
B19	B19*		

PARTE B	ESTIMACION PRELIMINAR DE VARIACION Y PESOS POR DIAS DE OPERACION	MULTIPLICATIVO	ADITIVO O LOG-ADITIVO
B20	VALORES EXTREMOS ESTIMACION DE LOS VALORES EXTREMOS DE LA COMPONENTE IRREGULAR I' DE B13 CON LOS PESOS OBTENIDOS EN B17.	$\frac{I'}{(1+w(I'-1))}$	$I'(1-w)$

PARTE C	ESTIMACION FINAL DE VARIACION POR DIAS DE OPERACION Y PESOS PARA LA COMPONENTE IRREGULAR	MULTIPLICATIVO	ADITIVO O LOG-ADITIVO
C1	C1*		
C2	IGUAL QUE B2 PERO C1 ES USADO		
C3	C3*		
C4	C4*		
C5	C5*		
C6	C6*		
C7	C7*		
C8	C8*		
C9	C9*		
C10	C10*		
C11	C11*		
C12	C12*		
C13	C13*		
C14	C14*		
C15	C15*		
C16	C16*		
C17	C17*		
C18	C18*		
C19	C19*		
C20	VALORES EXTREMOS. IGUAL QUE B20 EXCEPTO QUE C13 Y C17 SON USADAS.		

PARTE D	ESTIMACION FINAL DEL FACTOR ESTACIONAL, DE LA TENDENCIA-CICLO Y DE LA SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE	MULTIPLICATIVO	ADITIVO O LOG-ADITIVO
D1	D1*		
D2	IGUAL QUE B2 EXCEPTO QUE D1 ES USADO.		
D3	D3*		
D4	D4*		
D5	D5*		
D6	D6*		
D7	D7*		
D8	D8*		
D9	D9*		
D10	IGUAL QUE B10 UTILIZANDO D8 Y D9		
D10A	FACTOR ESTACIONAL PROYECTADA UN AÑO. EL PRONOSTICO DEL FACTOR ESTACIONAL PARA UN AÑO SE OBTIENE DE: 1.-LOS VALORES EXTRAPOLADOS DEL ARIMA O 2.-LA EXTRAPOLACION FINAL DEL FACTOR ESTACIONAL DE D10 CON LA FORMULA: $S_{n+1}=S_n+\frac{1}{2}(S_n-S_{n-1})$ SI LA OPCION DEL ARIMA NO SE APLICO.		
D11	D11* NOTESE QUE D11 ES LA SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE Y POR DIAS DE OPERACION SI LA OPCION CORRESPONDIENTE FUE APLICADA. UNA PRUEBA F PARA LA PRESENCIA DE ESTACIONALIDAD RESIDUAL ES APLICADA SOBRE LOS VALORES DE D11 Y SE MANDA UN MENSAJE INDICANDO SI HAY ESTACIONALIDAD RESIDUAL EN: 1.-LA SERIE COMPLETA A UN NIVEL DEL 1%. 2.-PARA LOS TRES ULTIMOS AÑOS A UN 1% Y UN 5% DE NIVEL.		

PARTE D	ESTIMACION FINAL DEL FACTOR ESTACIONAL, DE LA TENDENCIA-CICLO Y DE LA SERIE AJUSTADA ESTACIONLAMENTE	MULTIPLICATIVO	ADITIVO O LOG-ADITIVO
D12	D12*		
D13	D13*		
D16	FACTORES POR DIAS DE OPERACION Y ESTACIONAL COMBINADOS. SE DIVIDE A1, O B1 SI NO SE HICIERON AJUSTES PREVIOS, ENTRE D11 (SE RESTA D11 A A1 O B1) PARA OBTENER LA COMBINACION DEL FACTOR POR DIAS DE OPERACION Y EL FACTOR ESTACIONAL.	$\frac{C \times S \times I' \times Dr}{C \times I'}$ $= S \times Dr$	$C+S+I'+Dr-C-I'$ $= S+Dr$

PARTE E	SERIE ORIGINAL, AJUSTADA ESTACIONALMENTE Y LA IRREGULAR MODIFICADAS	MULTIPLICATIVO	ADITIVO O LOG-ADITIVO
E1	E1*		
E2	E2*		
E3	E3*		
E4	IGUAL QUE B4* PERO EN LUGAR DE USAR B1 SE UTILIZA A1		
E5	IGUAL QUE B5* PERO EN LUGAR DE USAR B1 SE UTILIZA A1		
E6	E6*		

PARTE F	MCD PROMEDIOS MOVILES Y RESUMEN DE MEDIAS	MULTIPLICATIVO	ADITIVO O LOG-ADITIVO
F1	F1*		
F2	IGUAL QUE F2* PERO EL INTERVALO QUE SE UTILIZA ES t=1,2,...,12. *CONTRIBUCIONES RELATIVAS DE LAS COMPONENTES A LA PORCION ESTACIONAL DE LA VARIANZA DE LA SERIE ORIGINAL. LA SERIE ORIGINAL SE VUELVE ESTACIONARIA REMOVIENDO UNA TENDENCIA LINEAL PARA EL CASO ADITIVO O LOG-ADITIVO Y UNA TENDENCIA EXPONENCIAL PARA LA DESCOMPOSICION MULTIPLICATIVA. LA CONTRIBUVION RELATIVA DE LA VARIANZA ES CALCULADA PARA I,C, S,P,TD Y EL TOTAL. *VALOR ESTADISTICO Y SUS CORRESPONDIENTES NIVELES DE PROBABILIDAD. PRUEBA F PARA LA ESTACIONALIDAD ESTABLE EN LA TABLA B1; PRUEBA F PARA LA REGRESION POR DIAS DE OPERACION EN LA TABLA C15; PRUEBA F PARA LA ESTACIONALIDAD ESTABLE EN LA TABLA D8; PRUEBA KRUSKAL-WALLIS CHI-SQUARE EN LA TABLA D8; PRUEBA F PARA LA ESTACIONALIDAD MOVIL EN LA TABLA D8.		
F3	TODAS LAS MEDIDAS ANTERIORES ESTAN EN UN RANGO DE 0 A 3 CON UNA REGION DE ACEPTACION DE 0 A 1.		

PARTE G	GRAFICAS	MULTIPLICATIVO	ADITIVO O LOG-ADITIVO
G1	GRAFICA GRAFICA DE LA SERIE ORIGINAL SI NO SE HICIERON MODIFICACIONES PREVIAS (A1) O LA SERIE CON VALORES EXTRAPOLADOS (B1) Y SERIE MODIFICADA (E1).		
G2	G1*		
G3	G2*		
G4	G3*		
G5	G4*		
G6	GRAFICA GRAFICA EL PERIODOGRAMA ACUMULADO DE LA COMPONENTE DE LA TABLA D13.		

ESCALAS DE LAS GRAFICAS

MULTIPLICATIVO:

LAS ESCALAS PARA LAS GRAFICAS EN G1 Y G2 SON SEMI-LOGARITMICAS. EL PROGRAMA SELECCIONA UNA DE LAS SEIS SIGUIENTES ESCALAS SEMI-LOGARITMICAS DE TAL FORMA QUE SE MAXIMICE EL ESPACIO UTILIZADO.

5-CICLOS-EL VALOR MAS GRANDE ES 100,000 VECES EL VALOR MAS CHICO.
4-CICLOS-EL VALOR MAS GRANDE ES 10,000 VECES EL VALOR MAS CHICO.
2-CICLOS-EL VALOR MAS GRANDE ES 100 VECES EL VALOR MAS CHICO.
1-CICLOS-EL VALOR MAS GRANDE ES 10 VECES EL VALOR MAS CHICO.
½-CICLOS-EL VALOR MAS GRANDE ES 4 VECES EL VALOR MAS CHICO.
¼-CICLOS-EL VALOR MAS GRANDE ES 2 VECES EL VALOR MAS CHICO.

LA ESCALA PARA LAS GRAFICAS G3, G4, G5 Y G6 SON ARITMETICAS. LA SELECCION SE HACE DE TAL MANERA QUE SE MAXIMICE EL ESPACIO UTILIZADO EN LAS GRAFICAS.

ADITIVO:

LAS ESCALAS PARA LAS GRAFICAS SON ARITMETICAS Y SON SELECCIONADAS DE TAL FORMA QUE EL ESPACIO UTILIZADO EN LAS GRAFICAS SE MAXIMICE.

APENDICE C

RUTINA DE LA CURVA DE LA COMPONENTE DE TENDENCIA-CICLO

APENDICE C RUTINA DE LA CURVA DE LA COMPONENTE DE TENDENCIA-CICLO

1.-COMO UN ESTIMADOR PRELIMINAR DE C, SE APLICA UN PROMEDIO MOVIL DE HENDERSON DE 13-TERMINOS A LA SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE.

2.-COMO UN ESTIMADOR PRELIMINAR DE I, SE DIVIDE LA SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE ENTRE EL PROMEDIO MOVIL DE HENDERSON DE 13-TERMINOS (SE RESTA EL PROMEDIO MOVIL DE HENDERSON DE 13-TERMINOS A LA SERIE AJUSTADA ESTACIONALMENTE).

3.-SE CALCULA EL CAMBIO (DIFERENCIA) PROMEDIO MES A MES. SIN TOMAR EN CUENTA LOS SIGNOS DE LOS ESTIMADORES PRELIMINARES DE LA COMPONENTE IRREGULAR (I) Y DE LA COMPONENTE DE TENDENCIA-CICLO (C).
SE CALCULA LA RAZON (I/C) PARA OBTENER UN ESTIMADOR DE LA IMPORTANCIA DE LAS VARIACIONES IRREGULARES RELATIVAS A LOS MOVIMIENTOS EN LA TENDENCIA-CICLO.

I/C	PROMEDIO MOVIL DE HENDERSON
0.00 A 0.99	9-TERMINOS
1.00 A 3.49	13-TERMINOS
3.50 Y MAYOR	23-TERMINOS

APENDICE D

RAZON DE ESTACIONALIDAD MOVIL (MSR)

APENDICE D RAZON DE ESTACIONALIDAD MOVIL (MSR)

INDICADOR DE LA CANTIDAD DE ESTACIONALIDAD QUE PRESENTA UN MES EN PARTICULAR.

EN BASE AL MSR, EL USUARIO PUEDE ESPECIFICAR UN PROMEDIO MOVIL CORTO O LARGO EN UN AJUSTE SUBSECUENTE DE LA SERIE.

LOS PROMEDIOS QUE SON SELECCIONADOS AUTOMATICAMENTE POR LA VARIANTE X-10 EN BASE AL MSR ESTAN DADOS POR:

MSR (I/C)	PROMEDIO MOVIL
0.00 A 1.49	3-TERMINOS
1.50 A 2.49	3x3-TERMINOS
2.50 A 4.49	3x5-TERMINOS
4.50 A 6.49	3x9-TERMINOS
6.50 A 8.49	3x15-TERMINOS
8.50 Y MAYOR	n-TERMINOS ESTACIONALIDA ESTABLE.

APENDICE E

PRUEBA PARA LA EXISTENCIA DE LA ESTACIONALIDAD ESTABLE DEL PROGRAMA X-11

APENDICE E PRUEBA PARA LA EXISTENCIA DE LA ESTACIONALIDAD ESTABLE DEL X-11

UNA PRUEBA F DE ANALISIS DE VARIANZA PARA LA EXISTENCIA DE LA ESTACIONALIDAD ESTABLE ES APLICADA A LA PROPORCION (DIFERENCIA) S-I FINAL NO MODIFICADA (TABLA D8).

* <u>SUPUESTOS EN LOS QUE SE BASA LA PRUEBA F</u>

LA PRUEBA F QUE SE UTILIZA EN EL X-11 SE BASA EN LOS SIGUIENTES CINCO SUPUESTOS:

1.-$SI_{ij} = \hat{SI}_j + I_{ij}$ $(i=1,\ldots,N_j\ ;\ j=1,\ldots,12)$, DONDE $\hat{SI}_j$ REPRESENTA LA ESTACIONALIDAD ESTABLE PARA EL MES j E I_{ij} REPRESENTE LA IRREGULARIDAD PARA EL MES j Y EL AÑO i.

2.-$E\left[SI_{ij}\right] = \hat{SI}_j$ $(i=1,\ldots,N_j\ ;\ j=1,\ldots,12)$.

3.-$V\left[I_{ij}\right] = \sigma^2$ $(i=1,\ldots,N_j\ ;\ j=1,\ldots,12)$, DONDE σ^2 ES LA VARIANZA DE LA IRREGULARIDAD: ESTO ES LA IRREGULARIDAD ES HOMOCEDASTICA.

4.-$C\left[I_{ij}\ I_{(ij)'}\right] = 0$, $(ij \neq (ij)')$ $;(i=1,\ldots,N_j\ ;\ j=1,\ldots,12)$, ESTO ES, LA IRREGULARIDAD ES UNA SERIE ALEATORIA.

5.-LA I_{ij} SE DISTRIBUYE NORMALMENTE.

LA HIPOTESIS NULA QUE SE ESTA PROBANDO AQUI ES:

$$H_M:\ \hat{SI}_1 = \hat{SI}_2 = \ldots = \hat{SI}_{12} = \hat{\hat{SI}}$$

CONTRA LA HIPOTESIS ALTERNATIVA DONDE NO SON IGUALES TODAS LAS $\hat{SI}_j$.

* <u>TABLA DE ANALISIS DE VARIANZA QUE IMPRIME EL PROGRAMA</u>

FUENTE DE VARIACION	SUMA DE CUADRADOS SS	GRADOS DE LIBERTAD DF	VARIANZA MS	F
ENTRE LOS MESES	$\sum_{j=1}^{12} N_j(\hat{SI}_j-\hat{\hat{SI}})^2$	11	$\frac{SS_m}{DF_m} = \sigma_m^2$	$\frac{\sigma_m^2}{\sigma_R^2}$
RESIDUAL	$\sum_{j=1}^{12}\sum_{i=1}^{N_j}(SI_{ij}-\hat{SI}_j)^2$	N-12	$\frac{SS_R}{DF_R} = \sigma_R^2$	
TOTAL	$\sum_{j=1}^{12}\sum_{i=1}^{N_j}(SI_{ij}-\hat{\hat{SI}})^2$			

APENDICE E PRUEBA PARA LA EXISTENCIA DE LA ESTACIONALIDAD ESTABLE DEL X-11

* PRUEBA DE LA ESTACIONALIDAD ESTABLE MENSUAL

SI_{ij} ($i=1,\ldots,N_j$; $j=1,\ldots,12$) DENOTA LA PROPORCION (DIFERENCIA) S-I FINAL NO MODIFICADA, DONDE N_j ES EL NUMERO DE AÑOS EN EL QUE SE TIENE DISPONIBLE EL DATO DEL j-ESIMO MES.

$\widehat{SI}_j$ DENOTA LA MEDIA MENSUAL DE S-I

$$\widehat{SI}_j = \frac{1}{N_j}\sum_{i=1}^{N_j} SI_{ij}$$

$\hat{\hat{SI}}$ DENOTA LA MEDIA TOTAL DE S-I

$$\hat{\hat{SI}} = \frac{1}{N}\sum_{j=1}^{12}\sum_{i=1}^{N_j} SI_{ij}$$

DONDE N ES EL NUMERO TOTAL DE DATOS MENSUALES DISPONIBLES.

SE CALCULA LA VARIANZA ENTRE LOS MESES

$$\sigma_M^2 = \frac{1}{11}\sum_{j=1}^{12} N_j\,(\widehat{SI}_j-\hat{\hat{SI}})^2$$

SE CALCULA LA VARIANZA RESIDUAL

$$\sigma_R^2 = \frac{1}{N-12}\sum_{j=1}^{12}\sum_{i=1}^{N_j}(SI_{ij}-\widehat{SI}_j)^2$$

SE CALCULA LA VARIANZA TOTAL

$$\sigma_T^2 = \frac{1}{N-1}\sum_{j=1}^{12}\sum_{i=1}^{N_j}(SI_{ij}-\hat{\hat{SI}})^2$$

CON ESTOS DATOS SE CALCULA EL VALOR DE $F = \sigma_M^2 / \sigma_R^2$ Y SE COMPARA CONTRA EL VALOR DE F EN TABLAS CON UN NIVEL DE SIGNIFICANCIA DEL 1%. SI EL VALOR DE F CALCULADO ES MAYOR QUE EL VALOR DE F EN TABLAS NOS INDICA QUE ESTA PRESENTE UNA ESTACIONALIDAD ESTABLE A UN NIVEL DE SIGNIFICANCIA DADO. EN EL X-11, EL VALOR DE F ES COMPARADO CON EL VALOR EN TABLAS DE F CON 1% DE SIGNIFICANCIA Y CON DATOS DE 10 AÑOS ($F = 2.41$).

* PRUEBA DE ESTACIONALIDAD ESTABLE TRIMESTRAL

ESTA PRUEBA ES COMPLETAMENTE ANALOGA A LA PRUEBA MENSUAL DONDE $DF_m = 3$, $DF_r = N-4$. LA HIPOTESIS NULA ES H_M: $\widehat{SI}_1=\widehat{SI}_2=\widehat{SI}_3=\widehat{SI}_4=\hat{\hat{SI}}$ CONTRA LA HIPOTESIS DE QUE NO TODAS LAS SI_j SON IGUALES.

LOS SUPUESTOS SON LOS MISMOS QUE EN EL CASO MENSUAL. LA F CALCULADA ES COMPARADA CONTRA EL VALOR DE $F=4.20$ CON UN NIVEL DE SIGNIFICANCIA DE 1%.

APENDICE F

PROGRAMA 1

Este programa resta las intervenciones y el parámetro de tendencia a la serie de salida de turistas transformada.

```
C     PROGRAMA PARA RESTAR INTERVENCIONES EN LA SERIE DE SALIDA
C     DE TURISTAS (JUNIO 1985)
      REAL*8 Z(500),TEND
      CHARACTER*13 ARCH
      PRINT *,'NOMBRE DEL ARCHIVO DONDE ESTAN LOS DATOS'
      ACCEPT 2,N
      OPEN(UNIT=1,FILE=ARCH,STATUS='OLD')
      DO I=1,N
      READ(1,*)Z(I)
      END DO
      DO I=1,N
      Z(I)=Z(I)_0.16959
      END DO
      DO I=61,N
      Z(I)=Z(I)+0.34168
      END DO
      DO I=63,N
      Z(I)=Z(I)-(I-63+1)*(-0.040516)
      END DO
      Z(73)=Z(73)+0.29885
      Z(74)=Z(74)+0.29885+0.40573
      Z(76)=Z(76)+0.61413
      DO I=77,N
      Z(I)=Z(I)+0.61413-0.41304
      END DO
      DO I=81,N
      Z(I)=Z(I)-0.63930
      END DO
      DO I=93,N
      Z(I)=Z(I)-0.59702
      END DO
      OPEN(UNIT=2,FILE='SALTUR.DAT',STATUS='NEW')
      DO I=1,N
      WRITE(2,4)Z(I)
      END DO
1     FORMAT(A13)
2     FORMAT(I3)
4     FORMAT(F13.4)
      STOP
      END
```

APENDICE G

PROGRAMA 2

Programa con el cual se obtienen los pesos que se debeb aplicar a la serie de salida de turistas transformada para obtener las componentes de tendencia y estacional.

```
C     PROGRAMA PARA ESTIMAR LAS COMPONENTES DE TENDENCIA Y ESTA-
C     CIONALIDAD PARA LAS SERIES QUE SIGUEN EL MODELO ARIMA NU-
C     MERO 1.
      DIMENSION A(0:200),B(0:200),C(0:200),D(0:200),E(0:200)
      REAL*8 T(16),A,X1,X2,X3,SS,SSS,PT(100),PS(100)
      REAL*8 Z(1000),S(1000),TEN(1000),IRR(1000),ADJ(1000)
      CHARACTER*13 ARCH
      INTEGER NUM
      T(1)=0.40439
      VAR=1.00
      X1=((1-T(1))**2.0)/VAR
      Y=X1
      SS=12.00**2
      SSS=12.00**3
      X2=X1/SS
      X3=X2*(SS-(((12.00-1)**2.0)/12.00))
      DO I=2,16
      T(I)=T(1)**I
      END DO
      A(0)=1+T(2)+T(4)+T(6)+T(8)+T(10)+T(12)+T(14)+T(16)
      A(12)=T(1)+T(3)+T(5)+T(7)+T(9)+T(11)+T(13)+T(15)
      A(24)=T(2)+T(4)+T(6)+T(8)+T(10)+T(12)+T(14)
      A(36)=T(3)+T(5)+T(7)+T(9)+T(11)+T(13)
      A(48)=T(4)+T(6)+T(8)+T(10)+T(12)
      A(60)=T(5)+T(7)+T(9)+T(11)
      A(72)=T(6)+T(8)+T(10)
      A(84)=T(7)+T(9)
      A(96)=T(8)
      B(0)=12*A(0)
      DO I=1,109,12
      DO J=0,11
      B(I+J)=(J+1)*A(12+I-1)+(11-J)*A((12+I-1)-12)
      END DO
      END DO
      DO(0)=2*B(0)+2*B(1)
      DO I=1,108
      D(I)=2*B(I)+B(I-1)+B(I+1)
      END DO
      E(0)=2*A(0)-2*A(12)
      DO I=12,108,12
      E(I)=2*A(I)-A(I-12)-A(I+12)
      END DO
      WRITE(6,*)'NOMBRE DEL ARCHIVO DE DATOS'
      READ(5,1)ARCH
      WRITE(6,*)'NUMERO DE DATOS QUE TIENE EL ARCHIVO'
      READ(5,2)NUM
      OPEN(UNIT=1,FILE=ARCH,STATUS='OLD')
      OPEN(UNIT=2,FILE='S.DAT',STATUS='NEW')
      OPEN(UNIT=3,FILE='T.DAT',STATUS='NEW')
      OPEN(UNIT=4,FILE='I.DAT',STATUS='NEW')
      OPEN(UNIT=7,FILE='A.DAT',STATUS='NEW')
      OPEN(UNIT=8,FILE='PS.DAT',STATUS='NEW')
      OPEN(UNIT=9,FILE='PT.DAT',STATUS='NEW')
```

```
      PS(0)=A(0)*(X1-12.00*X2-2.00*X3)+2.0*A(12)*X3
      PT(0)=A(0)*X2*11.5+A(12)*X2*0.5
      DO J=1,48,12
      DO I=0,10
      PS(I+J)=-B(I+J)*X2
      PT(I+J)=B(I+J*X2
      END DO
      END DO
      DO I=12,48,12
      PS(I)=A(I)*(X1-12.0*X2-2.0*X3)+(A(I-12)+A(I+12))*X3
      PT(I)=A(I)*(12.0*X2-(X2/2.0))+(A(I+12)+A(I-12))*(X2/4.0)
      END DO
      DO I=0,48
      WRITE(8,*)PS(I)
      WRITE(9,*)PT(I)
      END DO
      DO I=1,NUM
      READ(1,*)Z(I)
      END DO
      DO I=49,NUM-48
      S(I)=Z(I)*PS(0)
      TEN(I)=Z(I)*PT(0)
      DO J=1,48
      S(I)=S(I)+(Z(I+J)+Z(I-J))*PS(J)
      TEN(I) = TEN(I)+(Z(I+J)+Z(I-J))*PT(J)
      END DO
      END DO
      DO I=49,NUM-48
      WRITE(2,*)S(I)
      WRITE(3,*)TEN(I)
      IRR(I)=Z(I)-TEN(I)-S(I)
      WRITE(4,*)IRR(I)
      ADJ(I)=Z(I)-S(I)
      WRITE(7,*)ADJ(I)
      END DO
1     FORMAT(A13)
2     FORMAT(I3)
      STOP
      END
```

BIBLIOGRAFIA

1.- Akaike, H. & Ishiguro, M.
"COMPARATIVE STUDY OF THE X-11 AND BAYSEA PROCEDURES OF SEASONAL ADJUSTMENT".
The Institute of Statistical Mathematics. 4-6-7 Minami-Azabu, Minato-Ku, Tokyo, 106, Japan.

2.- Bell W. R. & Hillmer S. C.
"ISSUES INVOLVED WITH THE SEASONAL ADJUSTMENT OF ECONOMIC TIME SERIES".
Journal of Business & Economic Statistics, Vol 2, No.4, (1984).

3.- Box G. E. P. & JENKINS G. M.
"TIME SERIES ANALYSIS FORECASTING AND CONTROL".
Holden-Day (1976).

4.- Cleveland W. P. & Grupe M. R.
"MODELING TIME SERIES WHEN CALENDAR EFFECTS ARE PRESENT".
Board of Governors of the Federal Reserve System. Presentado en la conferencia Applied Time Series Analysis of Economic Date, organizado por ASA-CENSUS-NBER. (Octubre de 1976).

5.- Cleveland W. P. & Tiao G. C.
"DECOMPOSITION OF SEASONAL TIME SERIES: A MODEL FOR THE CENSUS X-11 PROGRAM".
Journal of the American Statistical Association. Vol 71, No. 355, pag 581-587. (Septiembre de 1976).

6.- Dagum E. B.
"THE X-11-ARIMA SEASONAL ADJUSTMENT METHOD".
Statistics Canada. Catálogo 12-564E. (Enero de 1983).

7.- Dagum E. B.
"THE X-11-ARIMA SEASONAL ADJUSTMENT METHOD, OUTLINE OF THE METHODOLOGY".
Statistics Canada. Catálogo 12-564E. (Mayo de 1974).

8.- Dagum E. B.
"DIAGNOSTIC CHECKS FOR THE ARIMA MODELS OF THE X-11-ARIMA SEASONAL ADJUSTMENT METHOD".
Time Series Analysis. (1981)

9.- Durbin J. & Murphy M.J.
"SEASONAL ADJUSTMENT BASED ON A MIXED ADDITIVE-MULTIPLICATIVE MODELO".
Journal of the Royal Statistical Society. Pag. 385-410 (1975).

10.- Durbin J. & Kenny P.B.
"SEASONAL ADJUSTMENT WHEN THE SEASONAL COMPONENT BEHAVES NEITHER PURELY MULTIPLICATIVELY NOR PURELY ADDITIVELY".
Seasonal Analysis of Economic Time Series, Economic Reseach Report, ER-1, pag. 173-188. (Septiembre de 1976).

11.- Formm G.
"COMMENTS ON 'A OVERVIEW OF THE OBJECTIVES AND FRAMEWORK OF SEASONAL ADJUSTMENT' BY SHIRLEY KALLEK".
Seasonal Analysis of Economic Time Series, Economic Research Report, ER-1, pag. 26-29. (Septiembre de 1976).

12.- Granger C.W.J.
"SEASONALITY : CAUSATION, INTERPRETATION AND IMPLICATIONS".
Seasonal Analysis of Economic Time Series, Economic Research Report, ER-1, pag. 33-46. (Septiembre de 1976).

13.- Guerrero V. M.
"APUNTES DE SERIES DE TIEMPO"

14.- Guerrero V. M. y Vera G.
"AJUSTE ESTACIONAL DE UNA SERIE DE TIEMPO MEDIANTE EL USO COMPLEMENTARIO DE METODOS TRADICIONALES Y LA TECNICA DE BOX-JENKINS".
Banco de México. Subdirección de Investigación Económica. Serie Documentos de Investigación. Documento 22.

15.- Guerrero V. M.
"DESESTACIONALIZACION DE SERIES DE TIEMPO ECONOMICAS: PARTE I UNA INTRODUCCION A LA METODOLOGIA".
Banco de México. Subdirección de Investigación Económica. Serie Documentos de Investigación. Documento 54.

16.- Guerrero V. M.
"DESESTACIONALIZACION DE SERIES DE TIEMPO ECONOMICAS: PARTE II AJUSTES PREVIOS A LA DESESTACIONALIZACION".
Banco de México. Subdirección de Investigación Económica. Serie Documentos de Investigación. Documento 55.

17.- Hillmer S. C.; Bell W. R. & Tiao G. C.
"MODELING CONSIDERATIONS IN THE SEASONAL ADJUSTMENT OF ECONOMIC TIME SERIES".
Documento presentado en la conferencia Applied Time Series Analysis of Economic Date, organizada por ASA-CENSUS-NBER. (Octubre de 1981).

18.- Hillmer S. C. & Tiao G. C.
"AN ARIMA-MODEL-BASED APPROACH TO SEASONAL ADJUSTMENT".
Journal of the American Statistical Association, Vol 77, No. 377, Theory and Methods Section, pag. 63-70.(Marzo de 1982).

19.- Kallek S.
"AN OVERVIEW OF THE OBJECTIVES AND FRAMWORK OF SEASONAL ADJUSTMENT".
Seasonal Analysis of Economic Time Series, Economic Research Report, ER-1, pag. 3-17. (Eptiembre de 1976).

20.- Makridakis & Wheelwright.
"INTERACTIVE FORECASTING".
Holden-Day.

21.- Pierce D. A.
"A SURVEY OF RECENT DEVELOPMENTS IN SEASONAL ADJUSTMENT".
The American Statistician, Vol 34, No. 3, pag. 125-134.
(Agosto de 1980).

22.- Shiskin J.; Young A. H. & Musgrave J. C.
"THE X-11 VARIANT OF THE CENSUS METHOD II SEASONAL ADJUSTMENT PROGRAM".
Bureau of the Census. Technical papar 15. (Febrero de 1967)

23.- Vaughn R.; Kelly M. & Hochheimer F.
"IDENTIFYING SEASONALITY IN FUTURES PRICES USING X-11".
The Journal of Furures Markets. Vol 1, No. 1, pag. 93-101.
(1981).

24.- Wallis K. F.
"MODELS FOR X-11 AND 'X-11-FORECAST" PROCEDURES FOR PRELIMINARY AND REVISED SEASONAL ADJUSTMENTS".
Documento presentado en la conferencia Applied Time Series Analysis of Economic Date, organizada por ASA-CENSUS-NBER.
(Octubre de 1981).