UNIVERSIDAD NACIONAL AUTONOMA DE MEXICO

FACULTAD DE CIENCIAS

"ANALISIS DE LA TASA DE DESEMPLEO ABIERTO TOTAL"

T E S I S

QUE PARA OBTENER EL TITULO DE:

ACTUARIA

PRESENTA:

PAOLA VASCONCELOS PALACIOS

FACULTAD DE CIENCIAS
UNAM

DIRECTORA DE TESIS:

ACT. MARIA AURORA VALDEZ MICHEL

2004

VNIVERSIDAD NACIONAL AVPNOMA DE MEXICO

ACT. MAURICIO AGUILAR GONZÁLEZ
Jefe de la División de Estudios Profesionales de la
Facultad de Ciencias
Presente

Comunicamos a usted que hemos revisado el trabajo escrito:

"Análisis de la Tasa de Desempleo Abierto Total"

realizado por Vasconcelos Palacios Paola

con número de cuenta 9432990-2 , quien cubrió los créditos de la carrera de: Actuaría

Dicho trabajo cuenta con nuestro voto aprobatorio.

Atentamente

Director de Tesis

Propietario	Act. María Aurora Valdés Michell
Propietario	Act. Martha Martínez Juárez
Propietario	Act. Marina Castillo Garduño
Suplente	Act. Felipe Zamora Ramos
Suplente	Act. María del Carmen Durán Rojas

Consejo Departamental de Matemáticas

Act. Jaime Vázquez Alamilla

FACULTAD DE CIENCIAS
CONSEJO DEPARTAMENTAL
DE
MATEMATICAS

A mis maravillosos padres Eduardo Vasconcelos Huesca y Eloisa Palacios Ortiz por todo su amor, entrega y dedicación.

A mis hermanos, Sabina por todo su apoyo y compañía durante todo este tiempo, Eloisa, Jesús y José, por lo que hemos aprendido juntos y lo que nos falta, que esto les sirva como ejemplo para que cumplan sus metas.

A mis abuelos por todo el cariño que me han brindado.

A mis profesores de los que tanto he aprendido y me han llevado hasta aquí.

A la profesora Act. Ma. Aurora Valdés Michell muchas gracias por su apoyo, motivación y ejemplo.

A mis amigos que han estado conmigo en este largo proceso.

Y a toda y cada una de las personas que formaron parte importante para que esto se hiciera realidad.

Con amor para mis padres, espero les agrade.

"Por mi raza hablará el espíritu"
José Vasconcelos.

Uno de los problemas, centro de preocupación para la mayor parte de los países –incluidos los de las economías más prósperas-, es el deterioro de los niveles de empleo durante los últimos 20 años.

Uno de los principales problemas que aquejan al sector laboral en México es la deficiente distribución de los ingresos salariales entre la población trabajadora; es por eso que todo programa de acción en ese campo debe tomar muy en cuenta la importancia de incidir directamente sobre la distribución del ingreso entre la población trabajadora.

Si bien, es cierto, que el ritmo ascendente del crecimiento económico y el incremento de la demanda global son fundamentales para crear empleos productivos, también es verdadero que el problema del desempleo no depende únicamente del número de puestos de trabajo que se generan por la buena marcha de la economía; hay que sumarle otras variables, como el crecimiento en las tasas de participación de la población económicamente activa (PEA), por ejemplo, que a su vez dependen de una serie de factores socioeconómicos. En fin, los mercados de trabajo enfrentan algunas distorsiones y a veces altas tasa históricas de crecimiento de la población que agravan la situación actual.

No se puede perder de vista la complejidad del problema, pero tampoco aminorar el esfuerzo en la búsqueda de opciones claras para combatir el desempleo y al mismo tiempo evitar que ocurra un desgaste inútil de los recursos humanos, en aras de conservar su empleo y mejorar la productividad y la competitividad de las empresas.

Se utiliza un enfoque de series de tiempo con el fin de detectar patrones de persistencia en el desempleo, y sobre esa base se calcula la magnitud para 16 áreas urbanas consideradas en la Encuesta Nacional de Empleo Urbano.

El hecho de que durante los últimos años, a pesar de que los niveles de desempleo en México se han mantenido muy por debajo de los observados en países europeos y en Estados Unidos, ha sido posible detectar un alto nivel de *persistencia* en las tasa de desempleo urbano –entendiendo por persistencia el hecho de que un incremento en la tasa de desempleo en un periodo no es compensada por una caída gradual en los periodos subsecuentes.

Considerando que México presenta en general un marco legal que limita la capacidad de ajuste del mercado laboral y que se trata de un país con fuerte estructura corporativa y con una base sindical bastante amplia, es posible entender la presencia de cierto nivel de persistencia en los niveles de desempleo, es decir, de cierta lentitud en el ajuste del mercado laboral a los choques internos y externos. A estos factores se debe sumar el proceso de terciarización que se vive en las grandes ciudades y la alta concentración sectorial de la mano de obra que este proceso ha traído consigo, factores ambos que contribuyen sustancialmente a rigidizar el mercado de trabajo.

El presente trabajo intenta estudiar el comportamiento de la serie correspondiente a la tasa de desempleo abierto total, la cual consideramos que es un indicador de coyuntura en cualquier país; además de que ésta proporciona información importante acerca de la situación económica del país y las expectativas potenciales para las personas económicamente inactivas, dentro del periodo considerado.

En el capítulo I se dará una breve descripción de lo que es una serie de tiempo, sus distintas representaciones y características, se hablará de procesos estocásticos, ecuaciones en diferencia, así como de los modelos autoregresivos y de promedios móviles, en el capítulo II se dará una introducción de la serie de desempleo abierto total continuando así en el capítulo III a la construcción del modelo con sus distintas etapas, identificación, estimación de parámetros, verificación de supuestos y el uso del modelo, que nos ayudarán al análisis de la serie de desempleo.

INDICE

Capítulo 1 Introducción al análisis de series de tiempo

Serie de tiempo es un registro metódico de observaciones numéricas, efectuadas a intervalos de tiempo fijos. Un nombre más apropiado debería ser: **sucesión cronológica.**

Para el enfoque inferencial, la población se define en función del método o modelo estadístico por usar.
Por ejemplo las series se pueden descomponer de acuerdo a su:

- tendencia-ciclo y
- estacionalidad (deterministas) e irregularidad (aleatoria).

La población corresponde a la tendencia-ciclo y estacionalidad fijas, con "todas" las posibles realizaciones de la irregularidad. Resulta a veces limitado, en esencia, la estimación de la componente estacional.

Con procesos estocásticos se tiene una clase flexible de modelos, que produce pronósticos precisos y que se generaliza con facilidad a series múltiples.

1.1 Elementos estadísticos en el análisis de series de tiempo.

Los elementos estadísticos de una serie de tiempo son:

- **Enfoque descriptivo.** Gráficas y medidas descriptivas.
- **Enfoque inferencial.** Inferir de la muestra a la población.

1.2 Series de tiempo vistas como procesos estocásticos.

Proceso estocástico. Familia de variables aleatorias asociadas a un conjunto índice de números reales τ de T, de forma tal que cada elemento del conjunto le corresponda una y sólo una variable aleatoria, donde T es el conjunto índice y Z(τ), la variable aleatoria correspondiente al elemento τ de T.

Si T es un intervalo de números reales, ya sea cerrado o abierto, se dirá que el proceso estocástico es continuo, y si T es un conjunto finito o infinito pero numerable, el proceso estocástico se dirá que es discreto. El hecho de que el proceso estocástico sea finito o continuo no indica nada acerca de la naturaleza de las variables involucradas.

1.2.1 Series de tiempo discretas.

En una **Serie de tiempo discreta** el conjunto índice T es finito o infinito numerable y está en función del tiempo (la variable aleatoria involucrada, Z, puede ser discreta o continua). La inferencia es acerca del proceso generador de los datos.

La variable aleatoria y su valor observado se denotan por Z. Sus N valores sucesivos son $Z_1, Z_2, ..., Z_t, ..., Z_N$, que corresponden a los tiempos $\tau_0 + h, \tau_0 + 2h, ..., \tau_0 + th, ..., \tau_0 + Nh$ para un origen τ_0 y una longitud h, fijos.

La notación usual es: $\{Z_t\}$ para t = 1, 2, ..., N. Por ejemplo si la serie es mensual y su primera observación es en julio de 1978, entonces Z_{25} corresponde a julio de 1980.

Una serie observada es **una realización** de un proceso estocástico (se pudo haber observado otra). El elemento probabilístico genera las distintas realizaciones.

Para una variable aleatoria se estudia su función de densidad $f(Z)$. Para N variables aleatorias, se debe estudiar la función de densidad conjunta $f(Z_1, Z_2, ..., Z_N)$.

En el análisis estadístico, comúnmente se supone que las variables aleatorias son independientes (con ello se obtiene fácilmente la densidad conjunta).

Una serie de tiempo supone que existe toda una estructura de asociación entre las variables.

1.2.2 Uso de operadores y polinomios de retraso.

Para deducir la densidad conjunta se usará la notación de **operadores de retraso** (B).

$$BZ_t = Z_{t-1} \quad \forall t \text{ y}$$

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

Al aplicar B^k a $\{Z_1, Z_2, ..., Z_t, ..., Z_N\}$ se obtiene $\{Z_{1-k}, Z_{2-k}, ..., Z_{t-k}, ..., Z_{N-k}\}$, así que se pierden k observaciones, pues $Z_{1-k}, Z_{2-k}, ..., Z_0$ no existen.

Otro operador de uso frecuente y que esta íntimamente ligado con B es el **operador diferencia** ∇. Este operador se utiliza para expresar relaciones del tipo $Y_t = Z_t - Z_{t-1}$, donde, Z_t es una variable de saldo, entonces Y_t será la correspondiente variable de flujo; es decir, se define a ∇ mediante

$$\nabla Z_t = Z_t - Z_{t-1} \quad \forall t$$

o sea,

$$\nabla = 1 - \text{B} \text{ y } \nabla \text{Z}_t = (1 - \text{B})\text{Z}_t$$

En general

$$\nabla^k Z_z = \sum_{j=0}^{k} \frac{k!}{j!(k-j)!}(-1)^j Z_{t-j} \qquad \forall \text{ k} = 0,1,2,...$$

Los modelos autorregresivos y de promedios móviles se pueden escribir con polinomios de retraso de la siguiente manera:

MA : $$Z_t - \mu = \left(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \ldots - \theta_q B^q\right) a_t = \theta(B) a_t$$

AR : $$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \ldots - \phi_p B^p)(Z_t - \mu) = a_t$$

o sea, $$\phi(B)(Z_t - \mu) = a_t$$

ARMA : $$\phi(B)(Z_t - \mu) = \theta(B) a_t$$

Con $\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_q$ y $\phi_1, \phi_2, \ldots, \phi_p$ parámetros, μ el nivel de la serie y $\{a_t\}$ una sucesión de errores aleatorios (ruido blanco).

Adicionalmente se usa el modelo ARIMA:

$$\phi(B)\nabla^d (Z_t - \mu) = \theta(B) a_t$$

1.2.3 Procesos estocásticos lineales.

Los modelos para los procesos estocásticos se basan en la idea de que una serie de tiempo, cuyos valores sucesivos pueden ser altamente **dependientes,** puede considerarse generada a partir de una serie de choque aleatorios **independientes** $\{a_t\}$. Estos choque aleatorios se supone que son realizaciones independientes de una variable aleatoria cuya media es constante (generalmente se le considera igual a cero) y cuya varianza es σ_a^2. A esta sucesión de variables aleatorias $\{a_t\}$ se le conoce como *proceso de ruido blanco*.

1.3 Procesos estacionarios

En general para poder caracterizar completamente a un proceso estocástico, es necesario conocer la función de densidad conjunta de todas las variables aleatorias involucradas.

La **estacionariedad** se requiere para poder construir la función de densidad conjunta de una serie de tiempo. Los primeros momentos pueden resumir una buena medida de la densidad. Si la media de Z_t es $E(Z_t) = \mu_t$, entonces la expresión del modelo lineal general conduce a

$$\mu_t = \mu + E(a_t - \varphi_1 a_{t-1} - \varphi_2 a_{t-2} - \ldots -)$$

La esperanza término a término de la suma infinita sólo es valida si:

$$\varphi_0 + \sum_{i=1}^{\infty} |\varphi_i| < \infty$$

Si esto ocurre entonces la media es $\mu_t = \mu$ constante. Si la media es constante, el proceso podría alejarse de su media, pero siempre regresará a ella.

La varianza del proceso se obtiene como:

$$\gamma_0 = E\left[(Z_t - \mu)^2\right] = \sigma_a^2 \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i^2$$

siempre que la suma infinita converja. Lo cual ocurre si la sucesión $\varphi_1, \varphi_{2,}, \ldots$ es absolutamente convergente.

Un proceso estocástico es estrictamente estacionario si la función de densidad de cualquier conjunto de variables $Z_t, Z_{t+1}, \ldots, Z_{t+m}$ es invariante a desplazamientos en el tiempo, $f(Z_t, Z_{t+1}, \ldots, Z_{t+m}) = f(Z_{t+k}, Z_{t+k+1}, \ldots, Z_{t+k+m})$, para toda t, m y k. Ni el nivel de la serie, ni su variabilidad dependen del tiempo, y en lo que respecta a la covarianza, no existe dependencia en el tiempo, pero si de la separación (k) que hay entre las variables.

Lo anterior conducirá a pensar que la serie mostrará el mismo comportamiento en términos generales sin importar el momento en el que se observe.

A los procesos que cumplen con que sus momentos de primeo y segundo orden no dependen del tiempo, se les denomina *estacionarios de segundo orden*.

Asimismo, un proceso estacionario estocástico será *estrictamente estacionario* si la función de densidad para un conjunto arbitrario de variables $(Z_t, Z_{t+1},..., Z_{t+m})$es invariante respecto a desplazamientos en el tiempo.

Es común suponer que la distribución asociada con las series de tiempo es la Normal, de aquí se sigue que es suficiente conocer la media μ y l*a función de autocovarianza* $\{\gamma_k\}$ para caracterizar completamente a una serie estacionaria.

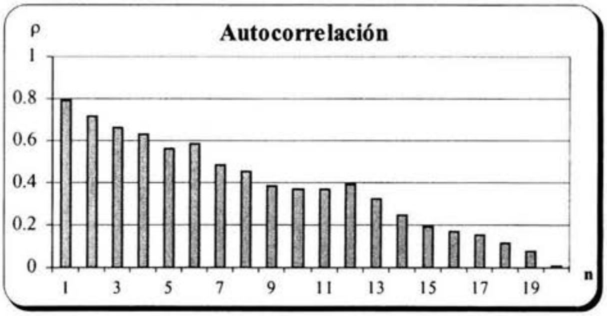
La media del proceso puede estimarse como la media muestral de la serie observada

$$\overline{Z} = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N} Z_t$$

El hecho de que tanto la varianza como las autocovarianzas dependan del tiempo implica desde luego, que el proceso no es estacionario.

Otra forma de ver si una serie es estacionaria o no, es fijándose en su función de Autocorrelación, si éstas decaen o no rápidamente a cero.

Cuando la función de Autocorrelación tiende hacia el valor cero de una manera bastante lenta, es un fenómeno típico de las series de tiempo no-estacionarias.



Función de Autocorrelación de la serie "Tasa de Desempleo Abierto Total"

La razón por la cual la función de autocorrelación asociada con procesos homogéneos no estacionarios no decae rápidamente a cero, es porque la tendencia polinomial produce que las observaciones de la serie dependan de observaciones distantes en el tiempo.

1.3.1 Diferencias y no estacionariedad homogénea.

El hecho de que la gran mayoría de las series de tiempo con las que uno trabaja en la practica no sean estacionarias, no es tan grave como parece a primera vista, ya que se puede solucionar este problema convirtiendo estacionarias series que originalmente no lo eran.

En muchos casos prácticos, la no-estacionariedad de la serie es homogénea, lo cual significa que es únicamente el nivel de la serie el que se ve afectado por la no-estacionariedad, debido a que existe alguna tendencia polinomial adaptiva. En estos casos es posible eliminar dicha tendencia, y por lo tanto volver la serie estacionaria, mediante la aplicación del operador diferencia un número apropiado de veces.

El propósito de tomar diferencias es pues, volver estacionario el nivel de una serie, pero debe recordarse que si se aplican diferencias a series que ya son estacionarias, éstas seguirán siendo estacionarias, lo cual significa que fácilmente podría sobrediferenciarse a una serie al tratar de volverla estacionaria. El hecho de sobrediferenciar a una serie acarrea problemas en la identificación de algún modelo para representarla, se incrementa la varianza de la serie y se pierden observaciones innecesariamente, ya que al aplicar d veces el operador diferencia, o sea ∇^d, se pierden automáticamente d observaciones. Es necesario entonces tener cuidado con no sobrediferenciar.

1.4 Elementos de ecuaciones en diferencia.

Aquí se pretende mostrar en que ocasiones la teoría correspondiente al fenómeno en estudio puede indicar cual es el proceso generador de la serie; las ecuaciones en diferencia, son de utilidad en el desarrollo de las ideas propuestas por Box y Jenkins (1970).

Las ecuaciones en diferencia lo que buscan es responder a las siguientes preguntas: ¿cuál es la solución de la ecuación en diferencia que se estudia? y ¿cuáles son las condiciones para que el proceso representado mediante una ecuación en diferencia, llegue alcanzar eventualmente un punto que equilibrio?

El concepto de equilibrio eventual para procesos deterministas, esta ligado con el concepto de estacionariedad para serie de tiempo.

Las ecuaciones en diferencia son representaciones de procesos ligados a teorías.

1.4.1 Ecuaciones en diferencia para procesos deterministas.

El termino ecuaciones en diferencia sirve para denotar el equivalente discreto de las ecuaciones diferenciales que involucran variables en función del tiempo, es decir, si se considera que el tiempo es continuo, el comportamiento de una variable Z(t) a través del tiempo queda determinado por sus derivadas

$$\frac{dZ}{dt}, \frac{d^2Z}{dt^2}, \ldots, \frac{d^kZ}{dt^k}, \ldots$$

Por otro lado si se considera que la variable Z al ser observada con cierto espaciamiento a través del tiempo, dependen de un tiempo discreto (en el cual t sólo toma valores enteros) entonces el comportamiento de Z_t estará dictado por sus diferencias.

$$\nabla Z_t, \nabla^2 Z_t, ..., \nabla^k Z_t$$

1.4.2 Ecuaciones en diferencia de primer orden.

Como ejemplo de una de las ecuaciones más simples, considérese la siguiente ecuación

$$Z_t = a_0 + a_1 Z_{t-1} \quad t = \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots,$$

en la cual a_0 y $a_1 \neq 0$ son constantes; dicha ecuación también puede escribirse como

$$(1 - a_1 B) Z_t = a_0 \quad t = \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots,$$

Al operar ambos lados de la ecuación anterior con $(1 - a_1 B)^{-1}$ se tiene

$$Z_t = \frac{a_0}{1 - a_1} + s\ a_1^t \text{ si } a_1 \neq 1$$

donde s es una constante.

Para obtener una solución particular debe especificarse de alguna manera el valor de la constante s lo cual requiere información adicional acerca de un valor especifico Z_t o bien de las condiciones generales del comportamiento de Z_t, como podría ser su nivel medio o alguna cota superior o inferior. En particular si suponemos conocida Z_0, se tendría

$$Z_0 = \frac{a_0}{1 - a_1} + s$$

De donde la solución de la ecuación en diferencia dado Z_0 viene a ser:

$$Z_t = \frac{a_0}{1-a_1} + \left(Z_0 - \frac{a_0}{1-a_1}\right) a_1^t \text{ para t = ... , -2, -1, 0, 1 ,2, ... ,}$$

1.4.3 Ecuaciones en diferencia de orden 2.

Considérese la ecuación en diferencia de segundo orden

$$(1 - a_1 B - a_2 B^2) Z_t = a_0 \quad t = ...,-2,-1,0,1,2,...; \; a_2 \neq 0$$

Se tiene como solución general de esta ecuación

$$Z_t = \frac{a_0}{1 - a_1 - a_2} + s_1 g_1^t + s_2 g_2^t$$

sujeta a $a_1 = g_1 + g_2$ y $a_2 = -g_1 g_2$

1.4.4 Ecuaciones en diferencia de orden p.

En esta sección se hará una presentación, bastante superficial de la metodología en general que sigue para seguir ecuaciones en diferencia de orden $p \geq 3$, es decir, se considera la ecuación

$$\left(1 - a_1 B - a_2 B^2 - ... - a_p B^p\right) Z_t = a_0 \quad t = ... , -2, -1, 0, 1 ,2, ... , \; a_p \neq 0$$

y por el Teorema Fundamental del Álgebra[1], se sabe que el polinomio de retraso involucrado se puede escribir como

$$(1-g_1B)(1-g_2B)...(1-g_pB)=G(B)$$

de tal forma que las raíces de la ecuación característica

$$G(x)=0$$

son x = g_1^{-1}, g_2^{-1}, ... , g_p^{-1}. Si se supone que todas las raíces son distintas, entonces la solución general de $(1-a_1B-a_2B^2-...-a_pB^p)Z_t=a_0$ viene a ser

$$Z_t=\left(\frac{a_0}{(1-g_1)(1-g_2)...(1-g_p)}\right)+s_1\,g_1^t+s_2\,g_2^t+\ldots+s_p\,g_p^t$$

Como se pudo apreciar cuando se estudiaron las ecuaciones en deferencia de primer orden, el que el proceso alcance su punto de equilibrio, depende de que el recíproco del módulo de cada una de las raíces de la ecuación característica, sea menor que la unidad.

1.5 Modelos para series de tiempo univariadas

La experiencia ha demostrado que la mayoría de los fenómenos reales de carácter ya sea económico o de otra índole, son un tanto más complejos que los procesos representables mediante las ecuaciones en diferencia lineales. Estas ecuaciones, aunque son de mucha utilidad en la práctica, imponen limitantes en lo que respecta a la representación de fenómenos reales debido a su característica de ser completamente deterministas por eso es

[1] Teorema fundamental del Álgebra. Si p(x) es un polinomio de grado $n \geq 1$, entonces: p(x) = 0 tiene por lo menos una raíz real o compleja.

conveniente introducir en ellas una componente aleatoria que les permita una mayor flexibilidad.

1.5.1 Modelos Autoregresivos (AR)

Una generalización de las ecuaciones en diferencias consiste en introducir una variable aleatoria en el lado derecho de la ecuación, de tal manera que se tenga

$$A(B)Z_t = \text{constante} + a_t$$

en donde por simplicidad, se supone que $\{a_t\}$ es un proceso de ruido blanco[2].

Este tipo de ecuaciones permiten representar a los **procesos autoregresivos** (AR); para dichos procesos se tiene

$$AR:\left(1-\phi_1 B-\phi_2 B^2-\ldots-\phi_p B^p\right)\left(Z_t-\mu\right)=a_t$$

o sea,

$$\phi(B)(Z_t-\mu)=a_t \text{ con } E(Z_t)=Z\ -\mu \text{ y } \phi(B)=cte$$

Su nombre proviene de la expresión

$$Z_t=\phi(B)\mu+\phi_1 Z_{t-1}+\ldots+\phi_p Z_{t-p}+a_t$$

Al referirse a ecuaciones en diferencia en las que interviene algún elemento aleatorio, no es estrictamente válido hablar de convergencia, debido precisamente a las fluctuaciones aleatorias que siempre existirán, aun cuando estas ocurran alrededor del punto de equilibrio.

---

[2] Ruido blanco: sucesión de variable aleatorias independientes e idénticamente distribuidas, con media constante y varianza σ_a^2 constante

Por lo tanto es necesario utilizar el concepto de equilibrio estocástico, mejor conocido como *estacionariedad*. Es decir, mientras que en un proceso determinista se habla de equilibrio, cuando se tiene un proceso estocástico se habla de estacionariedad, de esta manera cuando se habla de un proceso AR podrá ser o no estacionario, dependiendo de los valores que tomen las raíces de la ecuación característica

$$\phi(x) = 0$$

la cual dicta el comportamiento del proceso autorregresivo. Si las raíces se encuentran fuera del circulo unitario, entonces el proceso será estacionario (en el plano complejo).

Además la función de Autocorrelación (FAC) tiende a cero, con un decaimiento del tipo exponencial cuando $0 \prec \phi \prec 1$ y con signos alternados cuando $-1 \prec \phi \prec 0$. Esto mismo puede expresarse al poner la FAC mediante la ecuación en diferencia de primer orden

$$(1 - \phi B)\rho_k = 0 \quad \text{k} = 1,2....$$

sujeta a la condición inicial $\rho_0 = 1$.

1.5.1.1 Modelo AR (1)

El caso más simple es el de un autorregresivo de orden uno, o sea, un AR(1), que se representa como

$$\tilde{Z}_t - \phi \tilde{Z}_{t-1} = a_t$$

y que genera la serie de tiempo que también se conoce como serie de Markov[3]
Para que dicha serie sea estacionaria se requiere que la raíz de la ecuación

---

[3] Sea (Ω, f, P) un espacio de probabilidad, E un subconjunto finito o numerable de $\mathbb{R}$, $\mathrm{X}_n : \Omega \to E$ variables aleatorias que van de Ω en E para n = 1,2,..., tal que, si para toda $n \in \mathrm{N}$ y $x_0, x_1, ..., x_{n+1}$ se cumple $P(X_{n+1} = x_{n+1} \mid X_n = x_n, ..., X_0 = x_0) = Px_n, x_{n+1}$. La sucesión de va {Xn}n $n \in \mathrm{N}$ se llama Cadena de Markov.

$$1-\phi(x)=0$$

se encuentre fuera de círculo unitario, es decir se requiere $|\phi| \prec 1$ para asegurar la estacionariedad del proceso AR(1).

1.5.1.2 Modelo AR (p)

Como el caso general de un proceso autorregresivo, se procede ahora a considerar el proceso AR(p) que se describe mediante la siguiente ecuación

$$\left(1-\phi_1 B-\phi_2 B^2-\ldots-\phi_p B^p\right)Z_t=a_t \qquad \phi_p \neq 0$$

Será estacionario si las raíces de su ecuación característica están fuera del circulo unitario.

Y la FAC se comporta de acuerdo con

$$\left(1-\phi_1 B-\phi_2 B^2-\ldots-\phi_p B^p\right)\rho_k=0$$

La FAC para un AR(p) estacionario cumple con la condición de que $|g_i| \prec 1$ para i =1, ..., p, donde

$$\phi(x)=(1-g_1 x)(1-g_2 x)\ldots(1-g_p x)=0$$

Las condiciones de estacionariedad quedan expresadas en función de los parámetros ϕ (a través de los determinantes de Schur).

Si el modelo AR(p) es estacionario, puede expresarse como suma ponderada de choques aleatorios, con ponderaciones absolutamente convergentes.

Es importante reconocer que la FAC para un proceso AR(p) es única y describe por completo la estructura de asociación.

Dicha FAC queda determinada por una ecuación en diferencia, que involucra el mismo polinomio del modelo.

1.6 Modelos de Promedios Móviles (MA)

La idea básica de estos modelos consiste en representar a un proceso estocástico $\{Z_t\}$, cuyos valores pueden ser dependientes unos de otros, como una suma finita ponderada de choques aleatorios independientes $\{a_t\}$.

Con los polinomios de retraso se pueden escribir los modelos de Promedios Móviles (MA por sus siglas en ingles Moving average) de la siguiente manera:

$$MA: \tilde{Z}_t = \left(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \ldots - \theta_q B^q\right)a_t = \theta(B)a_t \text{ con } \theta_q \neq 0 \text{ y } q < \infty$$

donde $\{\tilde{Z}_t\}$representa a las desviaciones de $\{Z_t\}$ respecto a su nivel medio μ y $\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_q$ son las ponderaciones (parámetros de promedios móviles) asociadas con los choques aleatorios en los periodos $t-1, t-2, \ldots t-q$, respectivamente.

Así que tiene la expresión de un modelo lineal general con

$$\sum_{i=1}^{q} |\theta_i| \text{ finita}$$

por lo que todo proceso MA es estacionario.

1.6.1 Modelo MA (1)

El proceso de **promedios móviles** de orden uno es el más simple, dicho proceso MA(1) se expresa mediante

$$\tilde{Z}_t = (1 - \theta B)a_t$$

en donde $E(\tilde{Z}_t) = 0$ y $\gamma_0 = Var(\tilde{Z}_t) = \sigma_a^2(1+\theta^2)$

y su FAC es $\rho_k = \begin{cases} \dfrac{-\theta}{1+\theta^2} & \text{si k} = 1 \\ 0 & \text{si k} \geq 2 \end{cases}$

El hecho de que las autocorrelaciones por retrasos mayores a un periodo sean cero, indica que el proceso MA(1) "no recuerda" más allá de lo ocurrido el periodo anterior, es decir, tiene una memoria limitada a un sólo periodo.

Es importante notar también que aun cuando solamente la primera autocorrelación es distinta de cero, dicha autocorrelación no puede ser muy elevada, ya que intuitivamente, eso implicaría una fuerte dependencia de la observación actual con la anterior y así sucesivamente, por lo cual es adecuado pensar en un modelo autorregresivo donde $|\rho_1| \leq 0.5$.

Si $|\theta| \prec 1$ el proceso tendrá una representación AR válida (con ponderaciones absolutamente convergentes). Todo proceso que admita una representación AR válida será llamado *invertible*.[4]

---

[4] Proceso invertible es el que tiene como posible representación a $\pi(B)\tilde{Z}_t = a_t$ en donde $\pi(B) = 1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \ldots$

Con los argumentos antes expuestos aparece la idea de dualidad entre estacionariedad para un proceso AR e invertibilidad para un proceso MA.

La estacionariedad garantiza la existencia de la FAC y la invertibilidad da unicidad al proceso a partir de su FAC.

A partir de la FAC, el modelo que debe usarse es el invertible.

1.6.2 Modelo MA (q)

En general, un proceso estocástico se dirá que sigue un esquema de promedios móviles de orden q ≥ 2 si se le puede representar mediante

$$\tilde{Z}_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \ldots - \theta_q a_{t-q}$$

con $\tilde{Z}_t = Z_t - \mu$ donde μ es el nivel de proceso, $\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_q$ son los parámetros de promedios móviles y $\{a_t\}$ es un proceso de ruido blanco con media cero y varianza constante, σ_a^2. Como se mencionó anteriormente, todo proceso MA es estacionario.

Dado que su media y covarianzas están dadas por

$$E[Z_t] = 0$$

$$\gamma_0 = (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \ldots + \theta_q^2)\sigma_a^2$$

$$\gamma_k = (-\theta_k + \theta_1\theta_{k+1} + \ldots + \theta_{q-k}\theta_q)\sigma_a^2 \quad \text{si } k = 1,\ldots,q \ \text{ ó } \ \text{si } k \geq q + 1$$

Las cuales no dependen del tiempo, es decir, su FAC sólo tiene los primeros q valores diferentes de cero.

1.7 Modelo ARMA

Una generalización de los modelos AR y MA previamente descritos, consiste en combinar ambas clases de modelos para obtener lo que se conoce como modelos autoregresivos y de promedios móviles (ARMA), los cuales fueron estudiados por Wold (1938) y Bartlett (1946). El modelo ARMA (p,q) se representa mediante

$$\phi(B)\tilde{Z}_t = \theta(B)a_t$$

en donde $\phi(B)$ y $\theta(B)$ son polinomios de retraso de orden p y q respectivamente, $\{a_t\}$ es un proceso de ruido blanco y $\tilde{Z}_t$ es la serie de desviaciones de la variable Z_t respecto a su nivel μ.

Ya que en la realidad se encuentran fenómenos que muchas veces representan características tanto de procesos AR como de procesos MA, es conveniente estudiarlos, en algunos casos este tipo de procesos podrían ser la serie obtenida por agregación, como por ejemplo el producto interno bruto, series en donde los datos contienen errores de observación, como por ejemplo series macroeconómicas.

1.7.1 Modelo ARMA (1, 1)

El proceso (1,1) es el más sencillo de los modelos **autoregresivos y de promedios móviles**, además de que es de gran interés, ya que proporciona representaciones adecuadas para muchas series de fenómenos reales.

Algunos procesos que pueden representarse así surgen como suma de procesos independientes, cuyos modelos pueden ser de tipo AR o MA puro (al menos uno de ellos debe ser AR o ARMA). Pero esto no significa que sean necesariamente estacionarios o invertibles.

Están definidos por:

$$(1-\phi B)\tilde{Z}_t = (1-\theta B)a_t$$

Si la raíz de $(1-\phi x)=0$ está fuera del círculo unitario, el proceso es estacionario, y si la raíz de $(1-\theta x)=0$ también lo está, es invertible.

1.7.2 Modelo ARMA (p, q)

El caso general de un proceso ARMA(p,q), tiene p parámetros de tipo AR y q de tipo MA y se representa mediante

$$\phi(B)\tilde{Z}_t = \theta(B)a_t,$$

en donde los polinomios $\phi(B)$ y $\theta(B)$ son de orden p y q respectivamente, es decir,

$$\tilde{Z}_t - \phi_1\tilde{Z}_{t-1} - \ldots - \phi_p\tilde{Z}_{t-p} = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \ldots - \theta_q a_{t-q}$$

Para que este proceso sea estacionario se requiere que las raíces de $\phi(x)=0$ estén fuera del círculo unitario, y para que sea invertible la condición es que las raíces de la ecuación $\theta(x)=0$ también estén fuera del círculo unitario.

Las autocovarianzas del proceso están dadas por

$$\gamma_k = \phi_1\gamma_{k-1} + \ldots + \phi_p\gamma_{k-p} \text{ si } k > q$$

La función de autocorrelación parcial (FACP) para un ARMA(p,q) en general sigue el patrón de $\phi(B)\rho_k = 0$ con p condiciones iniciales. Las cuales son $\rho_1,...,\rho_p$ si q < p ó $\rho_{q-p+1},...,\rho_p$ si p≤q.

Hasta ahora se ha centrado este trabajo en modelos que son estacionarios, pero en la práctica lo más común es que las series que se analizan sean no estacionarias, ya sea porque exhiben algún tipo de tendencia, porque su varianza no sea constante o porque estén influenciadas por algún factor de tipo determinista como puede ser la **estacionalidad**.

En el caso de ser series influenciadas por elementos estacionales, el problema es que se aprecia una **tendencia** en el comportamiento de la serie, es bastante probable que dicha tendencia sea de carácter polinomial adaptivo y por tanto, pueda eliminarse mediante la aplicación del operador diferencia, lo cual da origen a los modelos ARIMA.

Por otro lado, si la no-estacionariedad se debe también a que la **varianza no es constante**, quizá la causa sea que en cada punto de observación t, la variable Z_t tenga varianza σ_t^2 la cual es función de su media μ_t; de ocurrir esto, un argumento derivado del trabajo de Bartlett (1947) conduce a determinar una transformación potencia, para estabilizar la varianza de la serie, antes de cancelar la posible tendencia polinomial adaptiva.

1.8 Modelo ARIMA (p, d, q)

Los modelos **autoregresivos e integrados de promedios móviles** (ARIMA) pueden ser vistos como una generalización de los modelos ARMA. Yaglom (1955) sugirió la posibilidad de que un cierto tipo de no-estacionariedad mostrado por algunas series de tiempo, podía representarse mediante la simple toma sucesiva de diferencias de la serie original.

Si el proceso original $\{Z_t\}$ adolece de no-estacionariedad causada por una tendencia polinomial no-determinista (a la cual se le denomina no estacionariedad homogénea) es posible construir el proceso estacionario $\{W_t\}$, en donde

$$\{W_t\} = \nabla^d Z_t \ \forall \text{t}$$

para esta nueva serie podría ser ya posible obtener un modelo ARMA: $\phi(B)W_t = \theta(B)a_t$, lo cual sería equivalente a considerar el modelo ARIMA

$$\phi(B)\nabla^d Z_t = \theta(B)a_t \ \ \text{d} \geq 1$$

El orden del polinomio de retraso $\phi(B)$, del exponente en el operador diferencia y el orden de retraso $\theta(B)$, se acostumbra mencionarlos en esa secuencia, de manera que un modelo ARIMA(p,d,q) indica que consta de un polinomio autorregresivo de orden p, de una diferencia de orden d y de un polinomio de promedios móviles de orden q.

Para evitar trabajar con modelos que no son invertibles, lo que se sugiere es aplicar el operador diferencia el número estrictamente necesario para cancelar la componente no-determinística de la estacionariedad, pero sin llegar a provocar que el modelo no sea invertible.

Capítulo 2 Introducción a la tasa de desempleo

Se debe considerar que la Tasa de Desempleo Abierto (TDA) se refiere a un momento en el tiempo, ya que son generadas a partir de la construcción del número de personas desempleadas al levantamiento de la entrevista con respecto de la fuerza de trabajo[5]. Una explicación para los niveles bajos que refleja la TDA se encuentra, en parte, porque en México no existe un seguro de desempleo para los trabajadores por lo que las personas no se permiten estar desempleadas durante mucho tiempo y buscan encontrar otro trabajo para sostenerse, otra explicación se encuentra en que en nuestro país existen una gran cantidad de actividades informales debido a que hay menor regulación en este sector y es más fácil integrarse al sector informal que al sector formal.

Con el fin de proporcionar indicadores que permitan conocer el comportamiento del empleo y desempleo en las zonas urbanas del país, el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) lleva a cabo mensualmente el levantamiento de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU) en las 42 áreas urbanas más importantes del país.

La generación permanente de estadísticas sobre empleo y desempleo inició en 1973 con la Encuesta Contínua Sobre Ocupación (ECSO), a través de la integración de información para las tres principales áreas metropolitanas del país: Ciudad de México, Guadalajara y Monterrey. Cabe señalar que a lo largo de sus primeros 10 años de existencia la Encuesta de Empleo realizó cambios en su denominación y cobertura geográfica.

Posteriormente, en 1985 desaparece la ECSO y se aplica únicamente la ENEU en áreas urbanas, generando información con periodicidad mensual y trimestral para 12 áreas metropolitanas y 4 ciudades de la frontera norte, manteniendo esta cobertura hasta 1991.

Dentro de la evolución constante de la ENEU y bajo la premisa de alcanzar una mayor representatividad en el tamaño de la muestra, así como proporcionar un conocimiento más

[5] Fuerza de trabajo es igual al número de personas con empleo más el número de personas desempleadas.

amplio de las características del mercado laboral en las áreas urbanas, en 1992 se incorporan 18 ciudades más, totalizando 34 zonas metropolitanas.

En los años posteriores y siguiendo con la evolución de la representatividad según el tamaño de la muestra, se incluyen nuevas áreas urbanas.

Al interior de la ENEU el esquema de muestreo utilizado es polietápico y estratificado, es decir, el procedimiento de selección de la muestra es por etapas, siendo las unidades de primera etapa las Áreas Geoestadísticas Básicas (AGEB), que previa estratificación se seleccionan con probabilidad proporcional a su tamaño. Dentro de las AGEB se seleccionan las unidades de segunda etapa (manzana o agrupamiento de manzanas) que contienen a las unidades de la tercera etapa en donde se encuentran las viviendas, lugar de la entrevista.

Cabe destacar que el marco muestral es continuamente actualizado al tamaño y estructura de cada una de las ciudades incluidas en la ENEU.

El objetivo general de esta Encuesta es obtener información estadística sobre las características de la ocupación de la población urbana, así como de otras variables demográficas y económicas que permitan un análisis profundo de los aspectos laborales.

En particular, la ENEU busca:

- Conocer las características sociodemográficas de la población urbana y su vinculación con la realización de actividades económicas.

- Obtener información estadística que permita estudiar la estructura ocupacional y su distribución por sector económico.

- Diferenciar a la población ocupada según sea asalariada o no asalariada.

- Determinar las modalidades de empleo de aquella población plenamente ocupada, diferenciándola de la población parcialmente ocupada, así como su nivel de Ingreso.

- Identificar las características de las unidades económicas en las que laboran los ocupados.

- Obtener información sobre las personas que tienen más de un trabajo.

- Determinar la presión que ejercen los ocupados que buscan otro trabajo.

Así, entre los distintos indicadores que genera la ENEU sobresale la Tasa de Desempleo Abierto, la cual se estima de acuerdo con los criterios definidos por la Organización Internacional del Trabajo (OIT).

La TDA está definida para ser comparable internacionalmente, se define como la relación de individuos mayores de 12 años que no están trabajando, pero que han buscado trabajo durante el período de referencia y que están disponibles para trabajar, entre el total de la fuerza de trabajo. Al analizar la información por zonas urbanas se muestran comportamientos similares.

Sin embargo, debido a las diferentes características que presenta el empleo y desempleo en México, el INEGI genera 10 Tasas Complementarias las cuales recopilan aspectos como: desempleo, duración del desempleo, desocupados encubiertos, ocupados que buscan un empleo adicional o cambiarse de empleo, ocupados que laboran menos de 15 horas a la semana, ocupados que trabajaron menos de 35 horas a la semana por razones normales o de mercado, ocupados que obtuvieron ingresos inferiores al salario mínimo y ocupados que laboraron más de 48 horas semanales percibiendo menos de 2 salarios mínimos.

2.1 Breve semblanza del mercado laboral urbano en México

Los motivos para ser desempleado son cuatro: por cese, porque el trabajo es temporal, por insatisfacción y por otros motivos. Arriba del 36% de los desempleados fueron por insatisfacción y más del 37% fueron por cese en todo el país y en general no se encuentran grandes diferencias, solo en Oaxaca en que menos del 15% de los desempleados es debido a cese y los mayores porcentajes son por la temporalidad del trabajo e insatisfacción

En nuestro país se puede observar que la rama de actividad en donde hay mayor desempleo es en servicios. En la oferta laboral se observa que todavía las mujeres y los jóvenes se enfrentan con barreras en el mercado, pues el desempleo en mujeres e hijos en el hogar son los que ocupan mayores niveles. Pienso que esta es una paradoja en nuestra sociedad ya que los jóvenes tienen cada vez mayores niveles de escolaridad de la población, se invierte más tiempo en el capital humano y al mismo tiempo se enfrentan a mayores dificultades para conseguir empleo, por lo que existe un desequilibrio entre las aspiraciones de los jóvenes y las posibilidades de encontrar empleo.

Si bien es cierto que uno de los objetivos fundamentales de los programas de ajuste, en el pasado y el presente, ha sido la preservación y promoción del empleo, también lo es que las rigideces de la negociación salarial introducidas por los mismos han representado una distorsión adicional a las ya existentes en ese terreno.

Los salarios juegan un papel importante para lograr el equilibrio, los cuales no están llenando las expectativas y esto provoca un sentimiento de frustración, pues muchos jóvenes dedican parte de su vida a invertir en capital humano, sacrificando su posible renta actual para obtener mejores oportunidades y en el análisis de los desempleados se observa que mientras mayor educación se tenga la distribución porcentual del desempleo es mayor por lo que tampoco se ha encontrado un punto de equilibrio entre lo que recibe la persona y los sacrificios realizados.

La existencia de un salario mínimo en un mercado laboral no necesariamente competitivo sino con ciertas características monopsónicas, la poca liberalidad imperante hasta ahora en la Ley Federal de Trabajo y la estrecha estructura corporativa del sistema sindical mexicano, son algunos de los elementos que impiden al mercado laboral mexicano funcionar adecuadamente y limitan su capacidad de respuesta a las fluctuaciones en el ciclo económico.

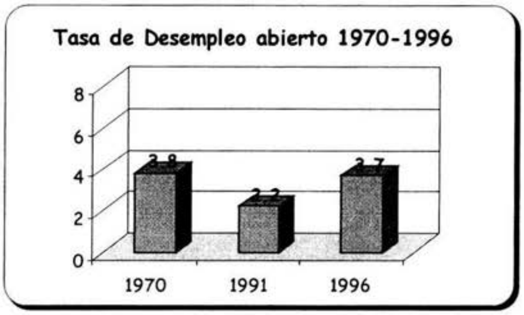
Por lo tanto, se puede decir que el desempleo forma parte de las imperfecciones del mercado laboral y que con este enfoque no se responde a las diferencias de género, al desempleo, ni a la antigüedad laboral de las personas.

Entre el primer trimestre de 1987 y el primero de 1997, la población ocupada en el conjunto de 16 ciudades incluidas en la muestra[6] creció aproximadamente 32.4%. En general se puede considerar que la muestra es representativa del comportamiento de la población urbana ocupada a nivel nacional, por lo que no resulta aventurado pensar en un incremento de similar magnitud en la población ocupada a nivel nacional urbano. En las ciudades de México, Guadalajara y Monterrey se encuentran trabajando casi 70% de la población urbana ocupada total de la muestra.

El promedio urbano de participación de la población en edad de trabajar oscila actualmente en torno a 55%; en general, se puede afirmar que el incremento observado en la PEA se atribuye a dos razones que se complementan: primera, el envejecimiento natural de la población durante los últimos diez años con el consecuente engrosamiento de la fuerza de trabajo y segunda, el aumento en la tasa de participación de la población en edad de trabajar debido principalmente a los cambios económicos y demográficos verificados en la última década (en especial, un incremento de participación de mujeres y jóvenes).

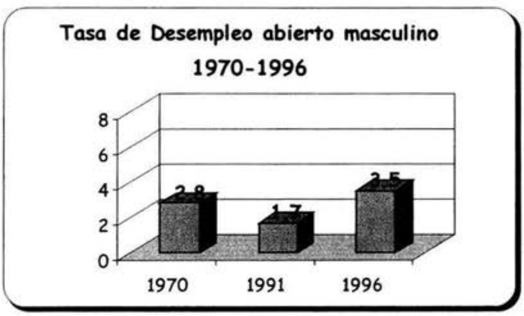
[6] Se consideraron solamente 16 áreas urbanas por ser únicamente éstas para las que se encuentra la información que abarca el periodo estudiado. En la muestra se incluyen a las ciudades de Chihuahua, Guadalajara, Juárez, Nuevo Laredo, León, Matamoros, Mérida, Cd. de México, Monterrey, Orizaba, Puebla, San Luis Potosí, Tampico, Tijuana, Torreón y Veracruz

La tasa de desempleo abierto es el porcentaje que representa la población desocupada abierta respecto al PEA. En México este indicador es relativamente bajo, debido a la ausencia de seguro de desempleo, el cual combinado con los bajos niveles salariales, obligan a eso. La tasa de desempleo abierto en 1996 fue de 3.7%, lo que equivale a cerca de 1.4 millones de personas desempleadas.



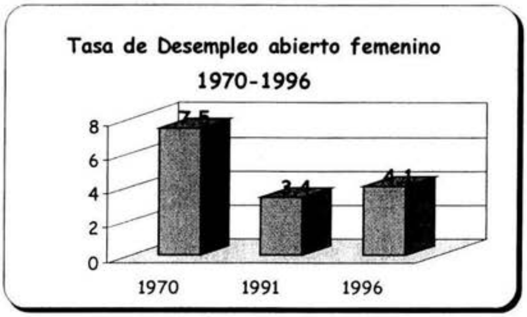
Se denominan desempleados abiertos porque declararon haber buscado trabajo, sin embargo, hay que considerar que también hay desempleo encubierto, personas que consideran no encontrar trabajo y por lo tanto no lo buscaron.

Entre 1970 y 1991, el porcentaje de hombres desempleados descendió de 2.8% a 1.7%, para posteriormente elevarse en los cinco años siguientes hasta alcanzar 3.5% en 1996, que representa un poco más de 860 mil hombres de 12 años y más que buscaron trabajo.



La tasa de desempleo abierto que reportan las mujeres es significativamente más alta comparada con la de los hombre.

El 1970, el 7.5% de la PEA femenina se encontraba desempleada, porcentaje que disminuyó a 3.4% en 1991. Entre 1991 y 1996 la TDA femenina aumentó hasta colocarse en 4.1%, lo que equivale a aproximadamente 500 mil mujeres desempleadas.



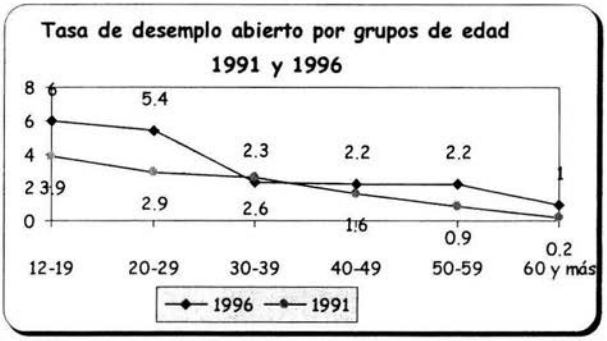
Durante el periodo de 1987-1994, fue un periodo con relativa estabilidad en los mercados laborales, el desempleo, como proporción de la población económicamente activa, se mantuvo más o menos constante; la tasa de desempleo abierto nacional pasó de 4.4 a 3.6% de la PEA. Los menores niveles de desempleo se registraron a mediados de 1991, cuando la TDA alcanzó su mínimo histórico de 2.3%. Sin embargo, considerando el fuerte crecimiento registrado en la fuerza de trabajo, el desempleo volvió a repuntar hacia la segunda mitad de este periodo.

Al cierre de 1994 las ciudades con mayor tasa de desempleo registrada fueron Chihuahua (5.8%), Torreón (5.7%) y Monterrey (5.5%). En el otro extremo, las ciudades con menor tasa de desempleo fueron Tijuana (1.1%), León (1.6%) y Orizaba (1.7%).

A lo largo de este periodo, en todas las ciudades se pudo apreciar un comportamiento en forma de U en las tasas de desempleo, con los valles registrados entre 1990 y 1991 en la mayoría de los casos. A nivel agregado, la tasa media de desempleo fue de 3.2%, con desviación estándar de 0.5312 y coeficiente de sesgo de 0.546, lo que sugiere una ligera carga de los datos hacia el lado izquierdo de la distribución.

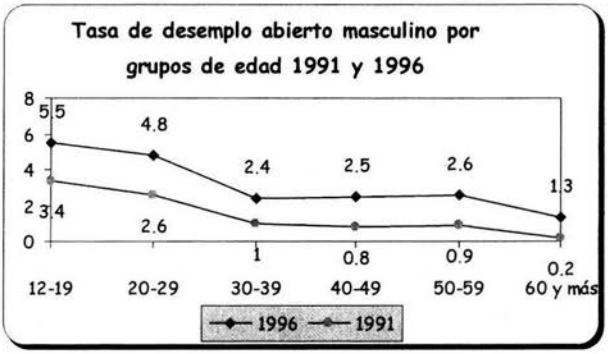
Entre 1991 y 1996, los niveles de desocupación aumentaron en todos los grupos de edad, afectando principalmente a la población joven.

La tasa de desempleo de la población con edades comprendidas entre los 20 y 29 años se elevó de 2.9% a 5.4% en el quinquenio y la de 12 a 19 años pasó de 3.9% a 6%, mientras que en el resto de los grupos de edad se registraron aumentos en las tasa de desempleo entre 0.6 y 1.3 puntos porcentuales.



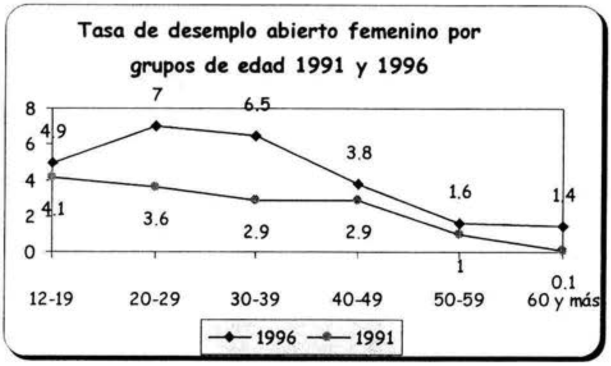
Los niveles de desempleo masculino en los diferentes grupos de edad reflejan un aumento casi constante, con incremento entre 1.1 y 2.2 puntos porcentuales, mostrando con ello un efecto de magnitud similar para todo el quinquenio 1991-1996.

Los varones de 12 a 19 años y de 20 a 29 años fueron los que registraron las tasas más altas de desempleo abierto en esos años, con 3.4% y 2.6% en 1991 y 5.5% y 4.8% en 1996, respectivamente.



Las mujeres muestran tasas de desempleo erráticas en los distintos grupos de edad entre 1991 y 1996.

En 1991, las mujeres de 12 a 19 y de 40 a 49 años reportan las tasas de desempleo más altas, mientras que en el resto de las edades, con diferente magnitud, el nivel de desempleo es mucho menor; en cambio, en 1996 las mujeres de 20 a 29 y de 30 a39 años fueron las que registraron las tasas de desempleo más altas.



El periodo de 1995-1997 se encuentra determinado por el impacto que la crisis financiera de 1995 tuvo sobre el mercado laboral urbano.

En 3 grandes ciudades antes de la crisis de 1995 el comportamiento del desempleo se resume en el siguiente cuadro.

	Monterrey	México	Guadalajara
Media	4.0	3.7	2.6
Desv. Estándar	0.98	0.61	0.71
Mínimo	2.1	2.7	1.2
Máximo	5.9	5.0	3.8
Sesgo	0.41	0.43	-0.96

El impacto sobre la demanda agregada de la emergencia financiera disparó los niveles de desempleo muy por arriba de sus niveles históricos; por grandes áreas urbanas el desempleo se incrementó 68%, más que todo el máximo registrado durante todo el periodo en cuestión.

Después de esto, el desempleo continuo registrando niveles inusitadamente altos y mostrando cierta renuencia a volver a los niveles previos a la crisis.

Así, tenemos que la tasa de desempleo se incrementó sostenidamente durante los primeros trimestres de 1995 hasta alcanzar un máximo de 7.4% de la PEA..

En el siguiente cuadro se resume el comportamiento de las tasas de desempleo en algunas de las principales áreas urbanas durante el periodo muestral completo. Al compararlo con el anterior es posible percibir el impacto que ejerció la crisis sobre la función de distribución del desempleo y, por tanto, del nivel de desempleo de equilibrio.

	Áreas urbanas	**Monterrey**	**México**	**Guadalajara**
Media	3.8	4.6	4.4	3.3
Desv. Estándar	1.21	1.62	1.46	1.52
Mínimo	2.3	2.1	2.7	1.2
Máximo	7.4	10.2	8.6	7.6
Sesgo	3.42	3.34	3.49	3.06

Llama la atención el hecho de que seis trimestres después de que el desempleo alcanzó un punto crítico y superadas las causas que dieron origen a la crisis, aún no se hayan alcanzado los niveles de 1993 y 1994.

Ignorando los movimientos de entrada y salida de las fuerzas de trabajo, se puede definir la tasa de desempleo como el producto de la duración del "periodo medio" de desempleo por el número de "periodos" sufridos por cada trabajador en la fuerza de trabajo (incidencia):

$$\text{TDA} = 100 * \text{Incidencia} * (\text{Duración}/12)$$

De esta manera, las cifras de desempleo pueden ser separadas en dos componentes a saber; la duración del periodo de desempleo sufrida por el trabajador y la incidencia del desempleo sobre la PEA, es decir, el número de "periodos de desempleo" que experimentaría un miembro de la fuerza de trabajo en un determinado plazo si la desocupación se encontraba distribuida simétricamente entre la población activa.

Desgraciadamente, el desempleo no se encuentra distribuido equilibradamente entre la población, por lo que la mayor carga –en términos de bienestar– de la desocupación se concentra en una proporción del total de trabajadores que enfrentan lo que se podría considerar "desempleo de larga duración" (9 o más semanas), aproximadamente 46.8% de la población desocupada abierta.

A raíz de la crisis se registró un incremento substancial tanto en la incidencia como el la duración del desempleo, por lo que resulta interesante manipular la relación arriba presentada con el fin de determinar el impacto sobre el desempleo total, y por tanto sobre el bienestar.

Una vez que los impulsos desparecieron, el desempleo tiende a persistir al nivel adquirido durante la vigencia de los mismos. Esto implica de alguna forma que los choques sobre la actual tasa de desempleo se propagan en forma de cambios simpatéticos en la tasa de desempleo de equilibrio, o más generalmente, los estados estacionarios o de reposo de los sistemas económicos se encuentran caracterizados por "equilibrios con desempleo" los cuales, en caso de existir, dependen de la historia de los choques sobre el desempleo.

2.2 Motivación el estudio

En términos de análisis formal de series de tiempo, se ha señalado repetidamente que es difícil rechazar la hipótesis de que las series cronológicas de desempleo siguen un camino aleatorio.

Un camino aleatorio, como $U_t = U_{t-1} + E_t$ donde U es el desempleo y E es un proceso de ruido blanco con esperanza cero, es un ejemplo claro de un proceso no estacionario que puede estabilizarse mediante la sola aplicación de un filtro invariante temporalmente, con lo que se garantiza la existencia de propiedades lineales como media y varianza que son fijas en el tiempo.

Sin la explicación del tal filtro, una serie cronológica que sigue un sendero aleatorio puede vagar libremente, es decir, el tiempo esperado para que el proceso regrese a un nivel dado es, de hecho, infinito. La autocorrelación entre los valores de la variable en los tiempos t y t-1 es aproximadamente la unida para un camino aleatorio, lo que implica que una distorsión al proceso bien puede afectar todos los valores futuros y entonces éste tendría memoria infinita.

El presente trabajo intenta estudiar el comportamiento de la serie correspondiente a la tasa de desempleo abierto total (TDAT), la cual consideramos que es un indicador de coyuntura en cualquier país; además de que ésta proporciona información importante acerca de la situación económica del país y las expectativas potenciales para las personas económicamente inactivas, dentro del periodo considerado.

La serie estudiada fue la serie total del rango de edades, considerando que ello contribuiría a presentar un panorama general del comportamiento de la serie en sus distintos rubros.

2.3 Descripción de las series de tiempo

Se considera la serie de la tasa de desempleo abierto total, es decir, tomando en cuenta todas las edades (datos mensuales), dentro del periodo del 1997 a 2002.

El formato de la tabla es como sigue:

EMPLEO Y DESEMPLEO Tasa General de Desempleo Abierto Mensual Por Sexo X a Y años (Tasa de Desempleo)			
PERIODO	**Tasa General**	**Hombres**	**Mujeres**
1987/01	4.5	4.2	4.9
1987/02	4.7	4.3	5.3
1987/03	4	3.5	5.1
1987/04	4.4	3.4	6.2
1987/05	3.7	3.1	4.8
1987/06	3.8	3.3	4.6
......	......	......	......
......	......	......	......

Donde:

Tasa General: Representa la proporción de la población que en la semana de la entrevista no tenía empleo pero que realizó en los dos meses anteriores al periodo de referencia alguna actividad para encontrarlo, con respecto a la Población Económicamente Activa.

Hombres: Es la proporción de las personas de 12 años y más del sexo masculino que realizaron algún tipo de actividad económica o que buscaron activamente hacerlo en los meses previos a la semana de referencia.

Mujeres: Es la proporción de las personas de 12 años y más del sexo femenino que realizaron algún tipo de actividad económica o que buscaron activamente hacerlo en los meses previos a la semana de referencia.

2.3.1 Tasa complementaria de empleo y desempleo

Valores porcentuales obtenidos al incorporar diversas poblaciones con características diferentes al calculo tradicional de la tasa de desempleo abierto, las poblaciones agregadas son:

- Inactivos disponibles.
- Ocupados que buscan empleo adicional o para cambiar el actual.
- Ocupados con jornada laboral menor a 35 horas a la semana.
- Ocupados con ingresos inferiores al mínimo.
- Ocupados laborales menores de 35 o mayores de 48 realizando dichas jornadas con sus ingresos.

2.3.2 Tasa de desempleo abierto alternativo

Es la proporción de la PEA y de la Población Económicamente Inactiva (PEI) disponible, que se encuentra desocupada abierta en el periodo de referencia, que esta disponible para el trabajo aunque haya abandonado la búsqueda del mismo o iniciara labores próximamente.

2.3.3 Tasa de desempleo abierto tradicional

Es la población económicamente activa que se encuentra desocupada abierta en el periodo de referencia.

2.3.4 Población desocupada abierto o desempleados abiertos

Son las personas de 12 años y más que sin estar ocupadas en la semana de referencia, buscaron incorporase a alguna actividad económica en el mes previo a la semana de levantamiento entre uno y dos meses, aun cuando no lo haya buscado en el ultimo mes por causas ligadas al mercado de trabajo, pero que estén dispuestas a incorporarse de inmediato.

2.3.5 Población económicamente activa activos

Son todas las personas de 12 años y más que en la semana de referencia realizaron algún tipo de actividad económica o formaban parte de la población desocupada abierta.

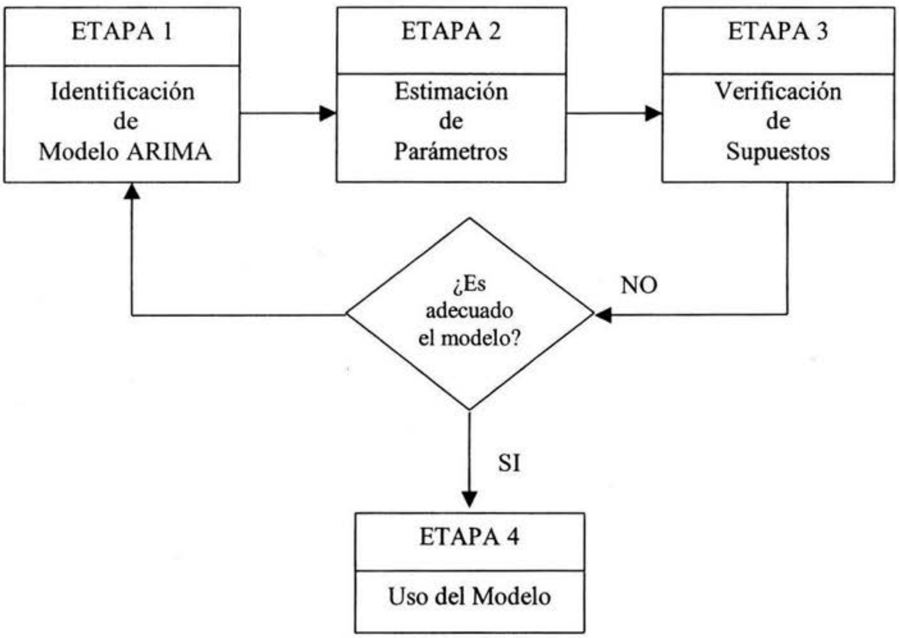
2.3.6 Población económicamente inactiva inactivos

Todas aquellas personas de 12 años y más que en la semana de referencia no participaron en actividades económicas, ni eran parte de la población desocupada abierta.

Capítulo 3 Análisis de la tasa de desempleo abierto Total

Tasa de desempleo abierto total

3.1 Construcción del modelo



3.1.1 Identificación

Su objetivo es determinar los ordenes de los polinomios AR y MA, así como decidir el grado de diferenciación y la transformación (potencia) que mejor estabilice la varianza.

De manera más general, podría decirse que la etapa de identificación consiste en determinar, primero, una serie estacionaria en función de la serie original, para la cual se pueda tener un representación ARMA(p,q) y, posteriormente, en fijar los valores p y q.

3..1.1.1 Estabilización de la varianza y estabilización del nivel

Primero se busca estabilizar la varianza, el método consiste en elegir la potencia λ que cumpla con lo siguiente:

$$\frac{\sigma_t}{\mu_t^{1-\lambda}} = \text{constante} \quad \text{para toda } t = 1, 2, 3, \ldots N$$

donde $\mu_t = E(Z_t)$ y $\sigma_t^2 = Var(Z_t)$.

Primero se divide la serie en H grupos de R = (N – n)/H datos contiguos, con n datos fuera de los cálculos, por ejemplo si se tienen N = 62 datos, formo H = 10 grupos de R = 6 y quedan fuera n = 2.

Los grupos son del mismo tamaño y homogéneos entre sí, para crear parejas de desviaciones estándar y medias muestrales comparables. Sin los datos son anuales, se recomienda tener grupos de 12, si son mensuales grupos de 30 y así sucesivamente para que sean comparables.

El siguiente cuadro muestra los cálculos a realizar.

Potencia (λ)					
Grupo	-1	-0.5	0	0.5	1
1	$S_1 / \overline{Z}_1^2$	$S_1 / \overline{Z}_1^{1.5}$	$S_1 / \overline{Z}_1$	$S_1 / \overline{Z}_1^{0.5}$	S_1
2	$S_2 / \overline{Z}_2^2$	$S_2 / \overline{Z}_2^{1.5}$	$S_2 / \overline{Z}_2$	$S_2 / \overline{Z}_2^{0.5}$	S_2
...			...		
H	$S_H / \overline{Z}_H^2$	$S_H / \overline{Z}_H^{1.5}$	$S_H / \overline{Z}_H$	$S_H / \overline{Z}_H^{0.5}$	S_H
Coeficiente de Variación	CV (-1)	CV (-0.5)	CV (0)	CV (0.5)	CV (1)

Donde $Z_{h,r}$ es la r-ésima observación del grupo H,

$$\overline{Z}_h = \frac{\sum_{r=1}^{R} Z_{h,r}}{\mathrm{R}} \quad , \quad S_h = \frac{\sqrt{\sum_{r=1}^{R} (Z_{h,r} - \overline{Z}_h)^2}}{(\mathrm{R}-1)}$$

La relación muestral que se desea cumplir es

$$S_h / \overline{Z}_h^{1-\lambda} = \text{constante para h} = 1 ,..., \mathrm{H}$$

lo cual se interpreta empíricamente como la búsqueda del mínimo coeficiente de variación CV(λ) de tales coeficientes.

La serie resultante es $\mathrm{T}(Z_t) = Z_t^{\lambda}$ si $\lambda \neq 0$ y $\mathrm{T}(Z_t) = \log(Z_t)$ si $\lambda = 0$

En la gráfica de nuestra serie contra el tiempo, podemos ver que el nivel no es constante, adicionalmente, la varianza podría estar cambiando en el tiempo, por lo que requerimos buscar una transformación potencia para ver si se requiere estabilizar la varianza. Una vez hecho esto será necesario ver si es preciso aplicar diferencias para eliminar el efecto de algún polinomio adaptivo subyacente en la tendencia de la serie. La elección de la lambda (λ) se hizo el paquete de cómputo RATS con la rutina *lambda*, los resultados obtenidos fueron:

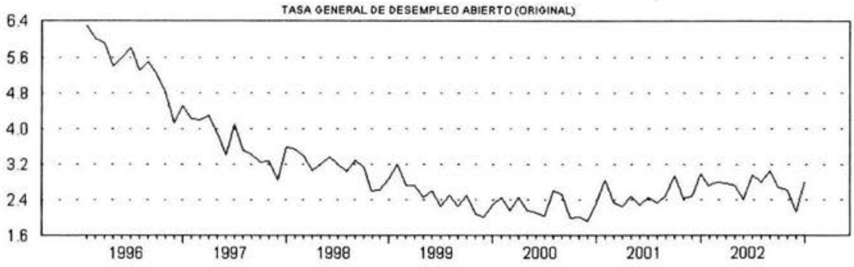
	-1	-0.5	0	0.5	1
	0.037872	0.073191	0.14145	0.273369	0.528316
	0.03174	0.056423	0.100299	0.178296	0.316946
	0.053714	0.085015	0.134555	0.212962	0.337059
	0.047168	0.070159	0.104358	0.155227	0.230893
	0.034963	0.054846	0.086037	0.134967	0.211723
	0.034454	0.056701	0.093314	0.153566	0.252725
C.V.	0.214656	0.183317	0.206127	0.276164	0.37152

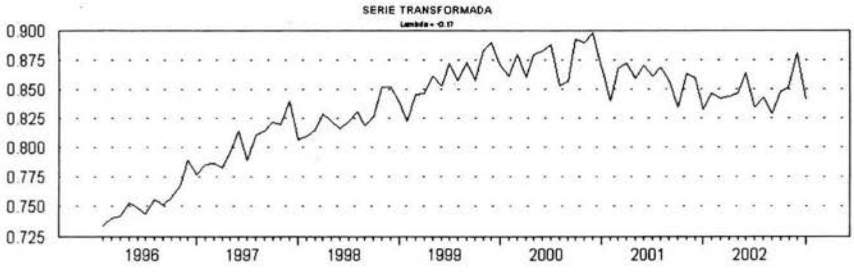
La tabla anterior, nos muestra que no hay confusión respecto de la transformación potencia que debemos aplicar, pues la λ de –0.5 tiene, claramente, el menor coeficiente de variación, lo cual conduce al uso de la transformación

$$\mathrm{T}(TDA_t) = (TDA_t)^{-0.5}$$

En general, la notación $\mathrm{T}(Z_t)$ se refiere a cualquier transformación que se considere útil para la serie.

La gráfica de los datos transformados se presenta a continuación:



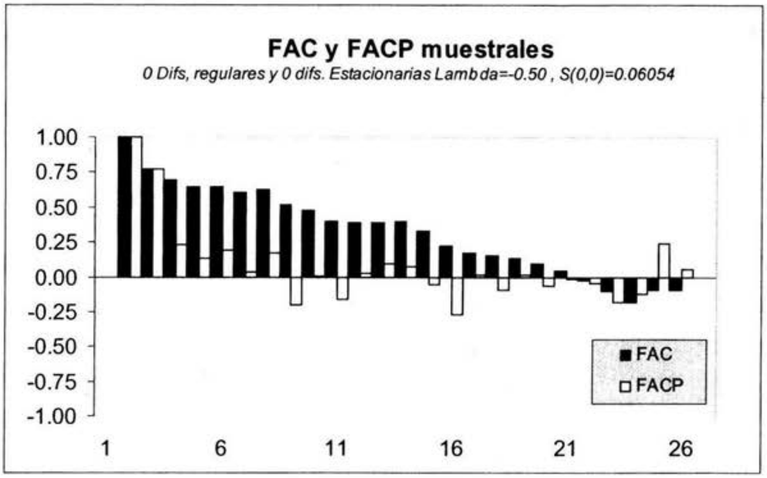


Es importante mencionar que la transformación, en el caso de esta serie, carece de interpretación evidente, sin embargo debido a que el objetivo de este trabajo es el analizar la serie, consideramos benéfico el uso de la transformación encontrada, pues el supuesto de estacionariedad podría verse satisfecho de forma más adecuada.

Podemos ver que la serie aún tiene un poco de tendencia, por lo que, la aplicación de diferencias puede ser necesaria. Los resultados que nos ayudarán a encontrar el número adecuado de diferencias se obtuvieron en el paquete de computo RATS con la rutina *Arimaide*, y se presentan a continuación:

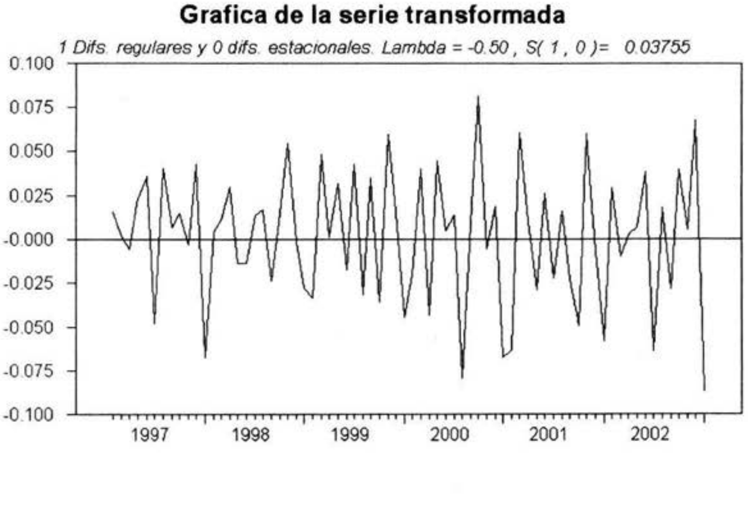
	FAC	**Lambda = -0.50 , S(0 , 0)= 0.06054 TDA Total**				
1	0.7746929	0.69162	0.6426987	0.6421872	0.6041362	0.6231387
7	0.5163083	0.4825013	0.3979608	0.3886142	0.384752	0.4018812
13	0.3253013	0.2180442	0.1712324	0.1486656	0.1286282	0.0958989
19	0.0487135	-0.0267505	-0.1063116	-0.1788342	-0.0967433	-0.0956272

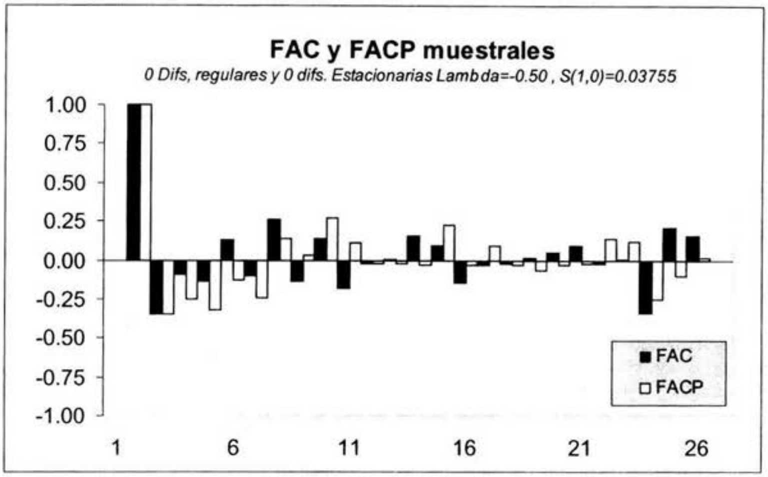
	FACP	**Lambda = -0.50 , S(0 , 0)= 0.06054 TDA Total**				
1	0.7746929	0.2287627	0.1379009	0.1894003	0.0369833	0.1761196
7	-0.205452	0.0070085	-0.1648013	0.0270286	0.0926843	0.0782897
13	-0.0552822	-0.272508	0.0139605	-0.0929058	0.0192065	-0.0607556
19	-0.01228	-0.0457541	-0.1843569	-0.1256996	0.2461945	0.0570118



	FAC Lambda = -0.50 , S(1 , 0)= 0.03755 TDA Total					
1	-0.3490025	-0.0965243	-0.1382924	0.1258322	-0.0999953	0.2632384
7	-0.1340903	0.1381007	-0.1797044	-0.0205123	0.0027561	0.1509462
13	0.0903416	-0.1461085	-0.0303752	-0.0220956	0.0149116	0.0528334
19	0.0968692	-0.0254162	0.0021103	-0.3360162	0.2056573	0.1567376

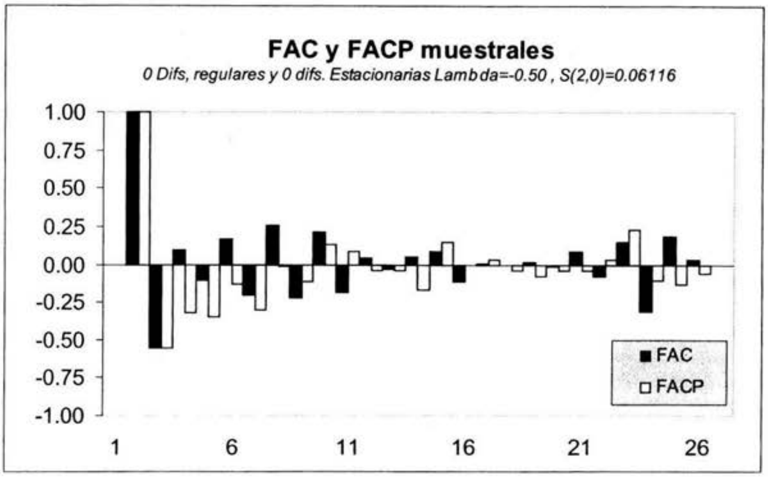
	FACP Lambda = -0.50 , S(1 , 0)= 0.03755 TDA Total					
1	-0.3490025	-0.2486082	-0.3242057	-0.1306894	-0.2401899	0.1366676
7	0.033683	0.2683662	0.11376	-0.0193888	-0.0208086	-0.0280239
13	0.2287191	-0.0315985	0.0923042	-0.030298	-0.0665526	-0.0311385
19	-0.0243516	0.1321598	0.1217432	-0.2537294	-0.0995776	0.0134271

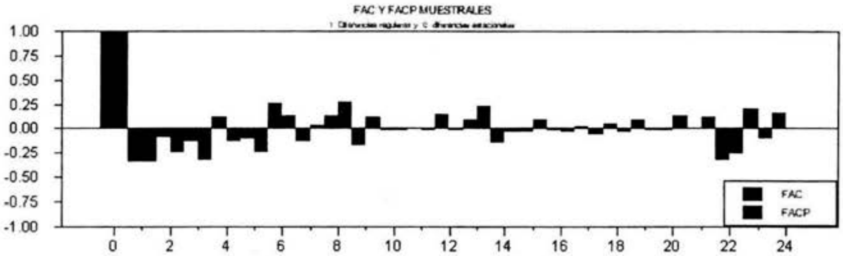


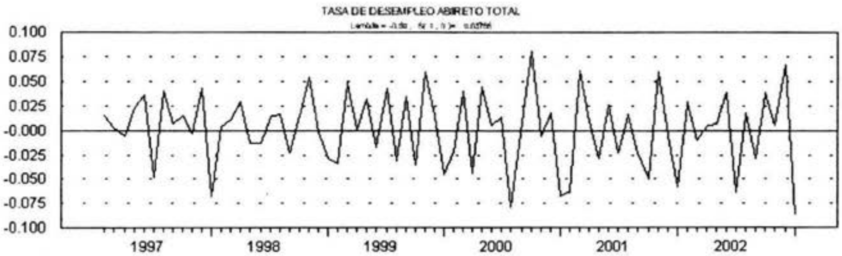


FAC Lambda = -0.50 , S(2 , 0)= 0.06116 TDA Total						
1	-0.5584924	0.0919521	-0.1069828	0.1632553	-0.2049267	0.2579227
7	-0.2194289	0.2143169	-0.1826558	0.0447344	-0.0282114	0.0457585
13	0.0843549	-0.1128925	0.0056646	-0.0020584	0.0114861	-0.0159613
19	0.0821903	-0.0784085	0.1506615	-0.3161219	0.1844809	0.0306295

FAC Lambda = -0.50 , S(2 , 0)= 0.06116 TDA Total						
1	-0.5584924	-0.3196718	-0.3524705	-0.1316369	-0.3002147	-0.0115009
7	-0.11081	0.1292957	0.0875631	-0.0416644	-0.0384775	-0.1640622
13	0.1517217	-0.0087713	0.0287962	-0.0405253	-0.076283	-0.0400058
19	-0.0385758	0.0299305	0.23137	-0.1007126	-0.134878	-0.054374







De los resultados anteriores se puede concluir que para esta serie es necesaria una sola diferencia. En la serie transformada sin diferencias, aún se percibe tendencia y su FAC no decae rápidamente a cero, por lo que podemos pensar que no es estacionaria.

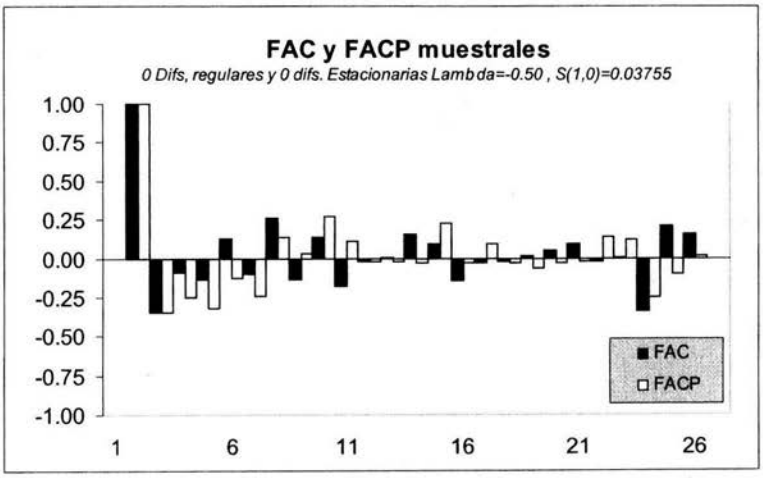
La gráfica de la serie transformada con una diferencia parece ya no tener tendencia y su FAC decae más rápido que la anterior, además su desviación estándar es menor que en el caso de la serie sin diferencias, por lo que se podría pensar que ya es estacionaria.

Para la serie con dos diferencias, la gráfica de la serie transformada contra el tiempo parece no tener tendencia, su FAC decae rápidamente a cero, pero la desviación estándar es más grande que en el caso de la serie con una diferencia, por lo que podemos pensar que la serie transformada sólo requiere una diferencia para estabilizar el nivel.

Las desviaciones estándar para las diferencias tomadas cambian de forma que parece no haber duda de que una diferencia es la requerida para nuestra serie, por lo que, éste será el grado de diferenciación que consideraremos para lo que resta del análisis de esta serie.

3..1.1.2 Empleo de la función de Autocorrelación y Autocorrelación parcial

Una vez que se puede pensar que nuestra serie es estable en varianza y nivel, el siguiente paso es identificar un modelo adecuado. Para lo anterior, debemos analizar la función de autocorrelación muestral obtenida para la serie que se piensa que es estacionaria (en este caso la serie de TDA total transformada con lambda de –0.5 y con una diferencia ordinaria) y la cual se replicará a continuación:



En esta función de autocorrelación parcial, puede verse que no es evidente pensar en un proceso IMA(1,q) puro, pues no se percibe un corte notorio en las autocorrelaciones para un cierto rezago q sino que la FAC cae de forma oscilatoria y suavemente.

Tampoco es claro pensar en un posible proceso ARI(p,1) debido a que en la FACP no hay un corte claro en las autocorrelaciones parciales para algún rezago p, sino que la FACP cae de forma oscilatoria e irregular.

Lo que sigue es pensar un modelo mixto ARIMA(1,1,1) buscando similitudes entre la FAC muestral y la FAC teórica de este proceso. Algunos de los patrones teóricos de los modelos ARMA(1,1) se muestran en el libro de Guerrero (2001)[7] para algunos valores admisibles de los parámetros ϕ y θ.

Desafortunadamente, en los patrones disponibles para el modelo ARMA(1,1), no hay uno que tenga suficiente similitud con nuestra FAC y FACP muestrales, principalmente, para caracterizar las oscilaciones de ambas funciones y las tres primeras autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales negativas que presenta nuestra serie.

Para ampliar el rango de posibilidades teóricas de las FAC y FACP correspondientes a procesos ARMA(p,q) se hizo uso del paquete computacional PEST[8], que permite obtener las FAC y FACP teóricas de modelos ARMA(p,q) con parámetros ϕ y θ admisibles. Para identificar un modelo con FAC y FACP similar a nuestras funciones muestrales correspondientes se ensayaron varios modelos ARMA(p,q) con parámetros diferentes, algunos de los cuales fueron (por brevedad sólo se presentan algunos de los modelos ensayados):

ARMA(1,1): $\phi(1) = 0.2$ y $\theta(1) = -0.5$
ARMA(1,1): $\phi(1) = 0.4$ y $\theta(1) = 0.8$

[7] Análisis estadístico de series de tiempo económicas, Guerrero Guzmán Víctor Manuel, Thomson 2001. Capítulo 4, Pág. 128 a 130. (Año 1991, Capítulo 4, Pág. 114 a 123)
[8] Versión 3.0 (1990) , P. J. Brockwell, R. A. Davis y J. V. Mandarino.

ARMA(6,4): $\phi(1) = -0.5$, $\phi(6) = 0.3$, $\theta(2) = -0.5$, y $\theta(4) = 0.3$

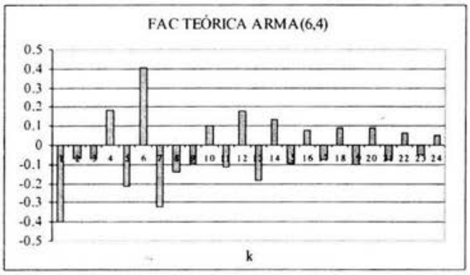
ARMA(1,22): $\phi(1) = -0.3$ y $\theta(22) = -0.5$

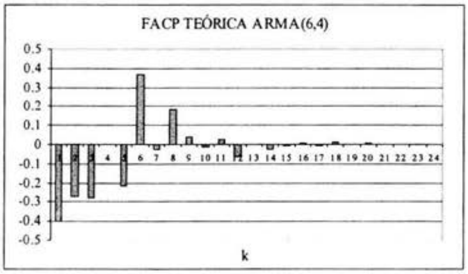
ARMA(6,23): $\phi(1) = -0.3$, $\phi(6) = 0.4$, $\theta(4) = 0.2$, $\theta(6) = -0.3$, $\theta(12) = 0.3$, $\theta(22) = -0.6$ y $\theta(23) = 0.7$

De los varios modelos ensayados, consideramos que la FAC y FACP teóricas más parecidas a nuestras correspondientes funciones muestrales fueron las correspondientes al modelo:

ARMA(6,4): $\phi(1) = -0.5$, $\phi(6) = 0.3$, $\theta(2) = -0.5$, y $\theta(4) = 0.3$

y se muestran a continuación:





Por tanto, este modelo, que llamaremos modelo 1, se propone como inicial para la serie transformada con una diferencia ordinaria de la serie de TDA total:

ARMA(6,4): $\phi(1)$, $\phi(6)$, $\theta(2)$ y $\theta(4)$

3.1.2 Estimación y verificación

Estimación del modelo 1:

La estimación se realizó con el paquete de computo RATS, con la rutina *Arimaest*, los resultados obtenidos se encuentran en el anexo 1.

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
**				
1. AR{1}	-0.598116777	0.109663085	-5.45413	0.00000094
2. AR{6}	0.262107772	0.119195828	2.19897	0.03168194
3. MA{2}	-0.647722512	0.142753620	-4.53735	0.00002729
4. MA{4}	0.274524989	0.146656415	1.87189	0.06601785

Cabe destacar que en el caso del modelo 1 el término correspondiente al parámetro θ(4) está muy cerca de no ser significativo para un nivel de confianza de 95%.

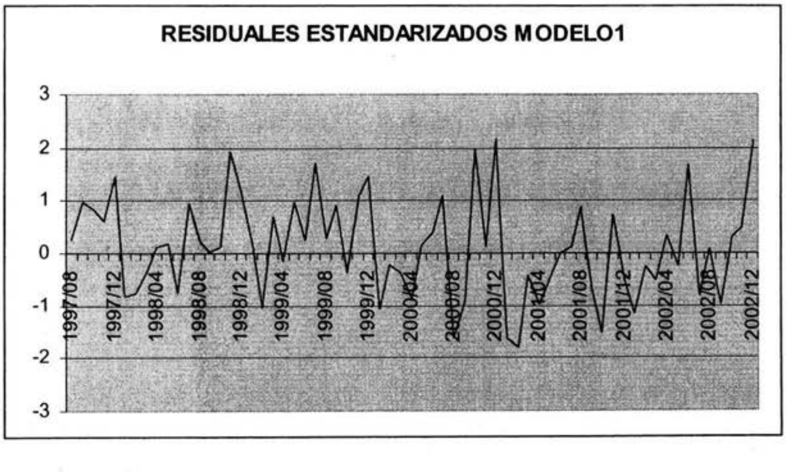
Verificación de supuestos para el modelo 1:

SUPUESTO 1: LOS ERRORES ALEATORIOS TIENEN MEDIA CERO

MODELO 1		
Media residual	0.00378	
Desviacion estandar residual	0.03098	
t	0.98370995	<2

El estadístico t es, en valor absoluto, menor a dos y, por tanto, no hay evidencia de que la media del proceso de ruido blanco sea distinta de cero y por lo mismo no se rechaza el supuesto.

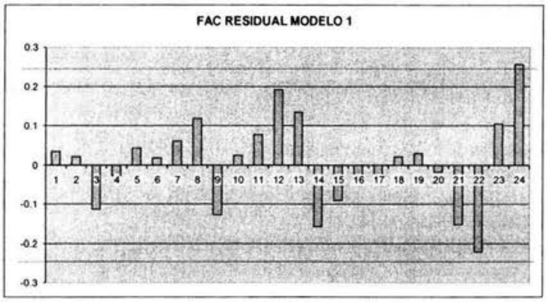
SUPUESTO 2: VARIANZA CONSTANTE DE LOS ERRORES ALEATORIOS



La varianza de los residuales se percibe más o menos constante, no se aprecia un patrón general monótono en la varianza. Existe ligera inestabilidad en las observaciones correspondientes a la segunda mitad del 2000 e inicios del 2001, sin embargo, se podría pensar que no es demasiado grave, pues después de la observación de febrero de 2001, la varianza se vuelve a comportar de forma estable.

SUPUESTO 3: INDEPENDENCIA DE LOS ERRORES ALEATORIOS

En conjunto, el estadístico de Ljung-Box[9] es Q = 21.0899 cuyo nivel de significancia o valor p es de 0.236773 que es mayor que 0.05, para una confianza de 95%, por lo que, no se rechaza la hipótesis nula de que los residuales corresponden a un proceso de ruido blanco.



De forma individual, debido a que la independencia implica no-autocorrelación, se debe requerir que $\rho_k = 0$ para toda $k \neq 0$. Por lo que se puede observar que la autocorrelación de orden 24 sale ligeramente de la banda (la banda es de 0.248 y la correlación de orden 24 es 0.255). Esto podría indicar que a este modelo le faltaron componentes en su estructura ARIMA(p,d,q), por lo que, debemos identificar otro modelo o modificar el presente para capturar la información aún contenida en los residuos. Para estos se decidió introducir un término θ(24) en la estructura del modelo original.

Modelo 1, agregando el término θ(24): ARIMA(6,1,24) (Anexo 2)

---

[9] Estadístico Q de Ljung Box (1978), $Q' = (N - d - p)(N - d - p + 2) \sum_{k=1}^{K} r_k^2(\hat{a}) / (N - d - p - k)$

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
**				
1. AR{1}	-0.591107290	0.132919669	-4.4471	0.00006266
2. AR{6}	0.278184903	0.140742890	1.97655	0.05468381
3. MA{2}	-0.391548396	0.178111373	-2.19833	0.03348810
4. MA{4}	0.181242241	0.161400099	1.12294	0.26784224
5. MA{24}	0.415630600	0.214144555	1.94089	0.05900278

Podemos ver que el coeficiente correspondiente a $\theta(24)$ es casi significativo para un nivel de confianza de 95%, pero el término correspondiente a $\theta(4)$ ya no lo es, por lo podemos eliminarlo, pues adicionalmente, puede verse que el intervalo de confianza correspondiente a este coeficiente contiene al cero (-0.14155, 0.504042).

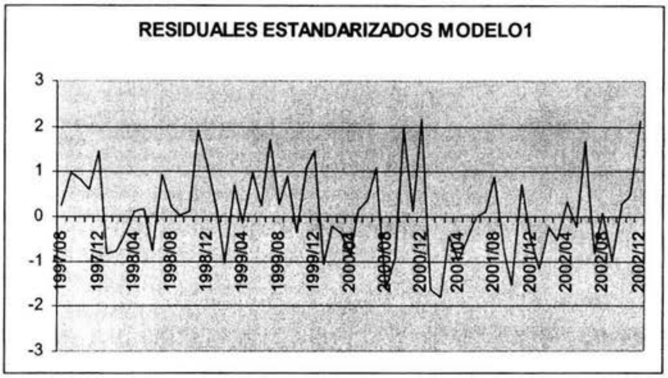
Modelo 1, agregando el término $\theta(24)$ y eliminando el siguiente término no significativo: (Anexo 3)

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
**				
1. AR{1}	-0.553934382	0.101998025	-5.43083	0.00000103
2. AR{6}	0.301562172	0.101825321	2.96156	0.00435687
3. MA{2}	-0.303316376	0.129540628	-2.34148	0.02249063
4. MA{24}	0.461370554	0.167463203	2.75506	0.00772510

En este modelo, podemos ver que todos los términos son significativos, por lo que, lo consideraremos como alternativa al modelo 1 y nos referiremos a él como **modelo 2:**

ARIMA(6,1,24): $\phi(1)$, $\phi(6)$, $\theta(2)$ y $\theta(24)$

SUPUESTOS 4: NORMALIDAD DE LOS ERRORES ALEATORIOS



Se sabe que para una distribución normal, aproximadamente el 95% de las observaciones deben localizarse dentro de un intervalo que se extiende a dos desviaciones estándar por abajo y por arriba de la media.

No podemos rechazar la hipótesis de normalidad, ya que dos observaciones están fuera de la banda de dos desviaciones estándar (0.248069469), y una más casi la toca, sin embargo, éstas representan poco menos del 5% de las observaciones lo cuál no es extraño para observaciones provenientes de una distribución normal.

SUPUESTO 5: AUSENCIA DE OBSERVACIONES ABERRANTES

Una regla empírica de trabajo, podría considerarse como sospechosa a las observaciones cuyos residuales estén fuera del intervalo de 3 desviaciones estándar.

No existen observaciones aberrantes, ya que en la gráfica de los residuales contra el tiempo, dos observaciones están fuera de dos desviaciones estándar, pero ninguna se aleja demasiado.

SUPUESTO 6: PARSIMONIA DEL MODELO

MODELO 1			
	INTERVALO DE CONFIANZA		
VARIABLE	Limite inferior	Límite superior	INCLUYE AL CERO?
AR{1}	-0.817442947	-0.378790607	NO
AR{6}	0.023716116	0.500499428	NO
MA{2}	-0.933229752	-0.362215272	NO
MA{4}	-0.018787841	0.567837819	SI

En sí lo que la parsimonia implica es que no se puede reducir el número de parámetros involucrados, ya que todos son necesarios para explicar el comportamiento del fenómeno y no se puedén considerar como iguales a cero. Lo que se hace es construir intervalos de confianza[10] y ver que no contengan el valor cero.

El modelo no es parsimonioso, pues el término θ_4 podría ser cero, esto es de esperarse, pues en la estimación este término no resulta significativo.

SUPUESTO 7: (EL MODELO ES ADMISIBLE)

La ecuación característica del término correspondiente al término AR es:

$$1 + 0.598116777\, x - 0.262107772\, x^6 = 0$$

y sus raíces son:

-1.057842241,

-0.7346446360 - 0.9544183796 I,

-0.7346446360 + 0.9544183796 I,

0.5725328657 - 1.212909806 I,

0.5725328657 + 1.212909806 I,

1.382065782

[10] Intervalo de confianza para un 95% $\left(\hat{\theta} - 2\sqrt{\hat{Var}(\hat{\theta})}, \hat{\theta} + 2\sqrt{\hat{Var}(\hat{\theta})}\right)$

Los módulos de las raíces complejas son:

1.204415703

1.204415703

1.341247211

1.341247211

La ecuación característica del término correspondiente al término MA es:

$$1+0.647722512\, x^2 - 0.274524989\, x^4 = 0$$

y sus raíces son:

-1.242636164 - 0.6036800526 I, 1.242636164 + 0.6036800526 I,

-1.242636164 + 0.6036800526 I, 1.242636164 - 0.6036800526 I

El módulo de las cuatro raíces complejas es: 1.381511579

Por lo tanto, el modelo es admisible (estacionario e invertible), pues todas las raíces de los polinomios anteriores en valor absoluto (ó su módulo en el caso de raíces complejas) son mayores a uno.

SUPUESTO 8: ESTABILIDAD EN LOS PARÁMETROS

MODELO 1

	AR{1}	AR{6}	MA{2}	MA{4}
AR{1}	0.01203	0.26299	0.41245	-0.18916
AR{6}	0.00344	0.01421	0.29055	-0.46912
MA{2}	0.00646	0.00494	0.02038	-0.55299
MA{4}	-0.00304	-0.00820	-0.01158	0.02151

La principal causa de inestabilidad es la redundancia de parámetros, de tal forma que un cambio en un parámetro puede compensarse mediante un cambio en otro. Esto implica en particular que se debe estar alerta en la búsqueda de correlaciones altas.

Tenemos una correlación alta entre el segundo parámetro estimado del término MA y el cuarto. En la estimación original, el cuarto término correspondiente al proceso MA no fue significativo, por lo que, podemos eliminarlo para corregir el problema de correlación alta.

Modelo 1, eliminando el término θ(4): ARIMA(6,1,2) (Anexo 4)

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
***				
1. AR{1}	-0.522064819	0.111812721	-4.66910	0.00001668
2. AR{6}	0.309141210	0.108242536	2.85600	0.00582986
3. MA{2}	-0.444289293	0.133680317	-3.32352	0.00149521

En este modelo, se puede ver que todos los términos son significativos, por lo que, lo consideraremos como segunda alternativa al modelo 1 y nos referiremos a él como **modelo 3:**

$$\textbf{ARIMA(6,1,2)}: \phi(1), \phi(6), \text{ y } \theta(2)$$

Ya que al modelo 1 violó los supuestos 3, 6 y 8, es decir, le faltaron componentes en su estructura ARIMA(p,d,q), el modelo no es parsimonioso y tiene una alta correlación entre los coeficientes 2 y 4 del MA, pasaremos a la estimación y verificación de los supuestos del modelo 2.

Estimación del modelo 2:

La estimación se realizó con el paquete de computo RATS, con la rutina *Arimaest*, los resultados obtenidos encuentran en el anexo 5

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
**				
1. AR{1}	-0.553934382	0.101998025	-5.43083	0.00000103
2. AR{6}	0.301562172	0.101825321	2.96156	0.00435687
3. MA{2}	-0.303316376	0.129540628	-2.34148	0.02249063
4. MA{24}	0.461370554	0.167463203	2.75506	0.00772510

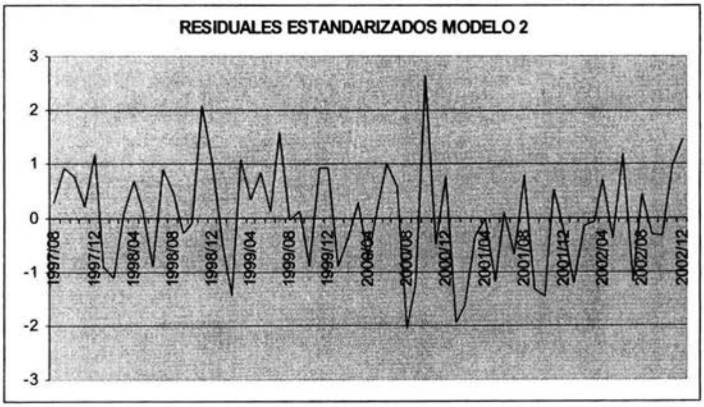
Verificación de supuestos modelo 2:

SUPUESTO 1: LOS ERRORES ALEATORIOS TIENEN MEDIA CERO

MODELO 2		
Media residual	0.000892858	
Desviacion estandar residual	0.03057	
t	0.235474365	<2

El estadístico t es, en valor absoluto, menor a dos y, por tanto, no se rechaza la hipótesis nula de que la media de los errores sea cero.

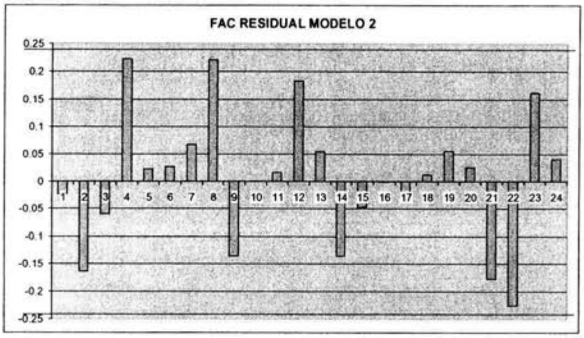
SUPUESTO 2: VARIANZA CONSTANTE DE LOS ERRORES ALEATORIOS



La varianza de los residuales se percibe más o menos constante, no se aprecia un patrón general monótono en la varianza. Existe ligera inestabilidad en las observaciones correspondientes a la segunda mitad del 2000 e inicios del 2001, sin embargo, se podría pensar que no es demasiado grave, pues después de la observación de febrero de 2001, la varianza se vuelve a comportar de forma estable.

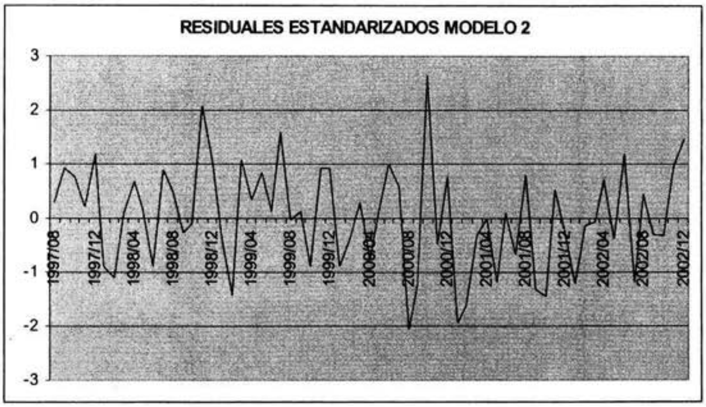
SUPUESTO 3: INDEPENDENCIA DE LOS ERRORES ALEATORIOS

En conjunto, el estadístico de Ljung-Box es Q = 27.6723 cuyo nivel de significancia o valor p es de 0.22842609 que es mayor que 0.05, para una confianza de 95%, por lo que, no se rechaza la hipótesis nula de que los residuales corresponden a un proceso de ruido blanco.



De forma individual, ninguna correlación sale de las bandas correspondientes a dos desviaciones estándar (±0.248069469), por lo que todas pueden considerarse cero.

SUPUESTOS 4: NORMALIDAD DE LOS ERRORES ALEATORIOS



No podemos rechazar la hipótesis de normalidad, ya que tres observaciones están más allá de dos desviaciones estándar de la media, pero estas representan poco menos del 5% de las observaciones lo cuál no es extraño para observaciones provenientes de una distribución normal (otra observación se ve cerca de la banda pero su valor es de -1.95 que se encuentra estrictamente dentro de dos desviaciones estándar para una confianza de 95%).

SUPUESTO 5: AUSENCIA DE OBSERVACIONES ABERRANTES

Existe una observación particularmente grande que casi llega a estar a tres desviaciones estándar de la media. Ésta corresponde a octubre de 2000 y su valor es de casi 2.7, por lo que podría ser una observación aberrante.

SUPUESTO 6: (PARSIMONIA DEL MODELO)

MODELO 2			
	INTERVALO DE CONFIANZA		
VARIABLE	Limite inferior	Límite superior	INCLUYE AL CERO?
AR{1}	-0.757930432	-0.349938332	NO
AR{6}	0.097911530	0.505212814	NO
MA{2}	-0.562397632	-0.044235120	NO
MA{24}	0.126444148	0.796296960	NO

El modelo es parsimonioso, ninguno de los parámetros estimados incluye al cero en su intervalo de confianza.

SUPUESTO 7: EL MODELO ES ADMISIBLE

La ecuación característica del término correspondiente al término AR es:

$$1+0.553934382\,x- 0.301562172\,x^{6} = 0$$

y sus raíces son:

-1.054928861,

-0.7046496595 - 0.9431084400 I,

-0.7046496595 + 0.9431084400 I,

0.5623602833 - 1.173415730 I,

0.5623602833 + 1.173415730 I,

1.339507614

Los módulos de las raíces complejas son:

1.177278502

1.177278502

1.301212344

1.301212344

La ecuación característica del término correspondiente al término MA es:

$$1 - 0.303316376\ x^2 + 0.461370554\ x^{24} = 0$$

y sus raíces son:

-0.1392366995 + 1.035528554 I, 0.1392366995 - 1.035528554 I,

-0.1392366995 - 1.035528554 I, 0.1392366995 + 1.035528554 I,

-0.4065584701 + 0.959925025 I, 0.4065584701 - 0.9599250250 I,

-0.4065584701 - 0.9599250250 I, 0.4065584701 + 0.9599250250 I,

-0.6415313924 + 0.8157006814 I, 0.6415313924 - 0.8157006814 I,

-0.6415313924 - 0.8157006814 I, 0.6415313924 + 0.8157006814 I,

-0.8264211805 + 0.6163760139 I, 0.8264211805 - 0.6163760139 I,

-0.8264211805 - 0.6163760139 I, 0.8264211805 + 0.6163760139 I,

-0.9498198522 + 0.3806283159 I, 0.9498198522 - 0.3806283159 I,

-0.9498198522 - 0.3806283159 I, 0.9498198522 + 0.3806283159 I,

-1.0094454190 + 0.1280960639 I, 1.009445419 - 0.1280960639 I,

-1.0094454190 - 0.1280960639 I, 1.009445419 + 0.1280960639 I

Los módulos de las raíces complejas son:

1.044847474 (Para las cuatro primeras),
1.042471028 (Para las cuatro siguientes),
1.037752441 (Para las cuatro siguientes),
1.030966225 (Para las cuatro siguientes),
1.023247608 (Para las cuatro siguientes),
1.017540493 (Para las cuatro últimas)

Por lo tanto, el modelo es admisible (estacionario e invertible), pues todas las raíces de los polinomios anteriores en valor absoluto (ó su módulo en el caso de raíces complejas) son mayores a uno.

SUPUESTO 8: ESTABILIDAD EN LOS PARÁMETROS

MODELO 2				
	AR{1}	AR{6}	MA{2}	MA{24}
AR{1}	0.01040	0.42503	0.36023	-0.12455
AR{6}	0.00441	0.01037	-0.04945	-0.19511
MA{2}	0.00476	-0.00065	0.01678	0.15464
MA{24}	-0.00213	-0.00333	0.00335	0.02804

Tenemos que para los parámetros de este modelo, ninguna correlación es alta (>0.5), por lo que podemos pensar que son estables.

El modelo 2 (ARIMA 6,1,24) no viola ninguno de los supuestos, aunque podría contener una observación aberrante en Octubre del 2000, por lo que continuaremos con la estimación y verificación de supuestos del modelo 3.

Estimación del modelo 3:

La estimación se realizó nuevamente con el paquete de computo RATS, con la rutina *Arimaest*, los resultados se encuentran en el anexo 6.

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	-0.522064819	0.111812721	-4.66910	0.00001668
2. AR{6}	0.309141210	0.108242536	2.85600	0.00582986
3. MA{2}	-0.444289293	0.133680317	-3.32352	0.00149521

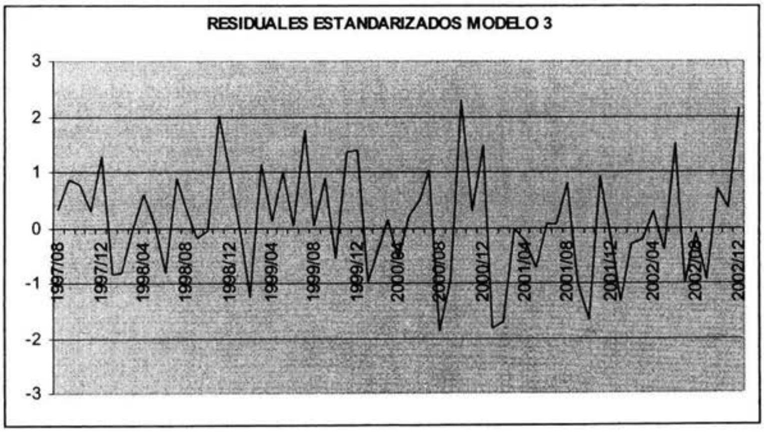
Verificación de supuestos modelo 3:

SUPUESTO 1: LOS ERRORES ALEATORIOS TIENEN MEDIA CERO

MODELO 3		
Media residual	0.00389	
Desviacion estandar residual	0.03166	
t	0.990593261	<2

El estadístico t, en valor absoluto es menor a dos y, por tanto, no se rechaza la hipótesis nula de que la media residual sea cero.

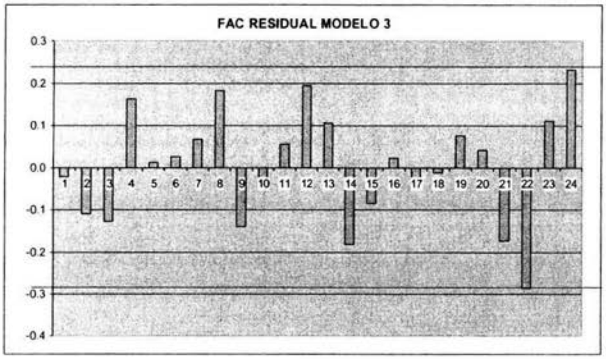
SUPUESTO 2: VARIANZA CONSTANTE DE LOS ERRORES ALEATORIOS



La varianza de los residuales se percibe más o menos constante, no se aprecia un patrón general monótono en la varianza. Existe ligera inestabilidad en las observaciones correspondientes a la segunda mitad del 2000 e inicios del 2001, sin embargo, se podría pensar que no es demasiado grave, pues después de la observación de febrero de 2001, la varianza se vuelve a comportar de forma estable.

SUPUESTO 3: INDEPENDENCIA DE LOS ERRORES ALEATORIOS

En conjunto, el estadístico de Ljung-Box es Q = 35.2648 cuyo nivel de significancia o valor p es de 0.04894968 que es menor que 0.05, para una confianza de 95%, por lo que, se rechaza la hipótesis nula de que los residuales corresponden a un proceso de ruido blanco.



De forma individual, la autocorrelación de orden 22 sale de la banda (la banda es de 0.248 y la correlación de orden 24 es -0.2856). Esto nos podría indicar que a este modelo le faltaron componentes en su estructura ARIMA(p,d,q), por lo que, deberíamos identificar otro modelo o modificar el presente para capturar la información aún contenida en los residuos. Para estos se decidió introducir un término θ(22) en la estructura del modelo original. Así, consideraremos otro posible modelo, al que nos referiremos como **modelo 4**:

ARIMA(6,1,22): ϕ(1), ϕ(6), θ(2), y θ(22)

Ya que el modelo 3 viola el supuesto de que los errores deben ser independientes, proseguiremos a estimar y verificar los supuestos del modelo 4.

Estimación del modelo 4:

La estimación se realizó con el paquete de computo RATS, con la rutina *Arimaest*, los resultados obtenidos se encuentran en el anexo 7.

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	-0.471825233	0.118558858	-3.97967	0.00018600
2. AR{6}	0.271010349	0.119349642	2.27073	0.02670633
3. MA{2}	-0.338974319	0.125133826	-2.70889	0.00874983
4. MA{22}	-0.334583064	0.138710203	-2.41210	0.01888414

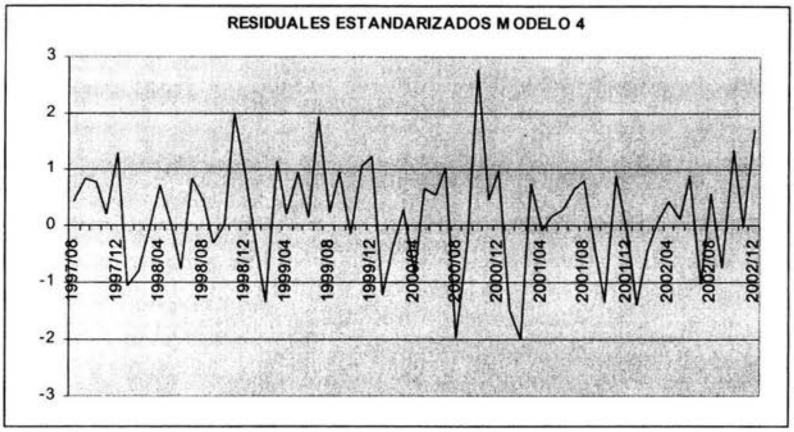
Verificación de supuestos modelo 4:

SUPUESTO 1: MEDIA CERO DE LOS ERRORES ALEATORIOS

MODELO 4		
Media residual	0.00614	
Desviacion estandar residual	0.03091	
t	1.601496686	<2

El estadístico t, en valor absoluto es menor a dos y, por tanto, no se rechaza la hipótesis nula de que la media residual sea cero.

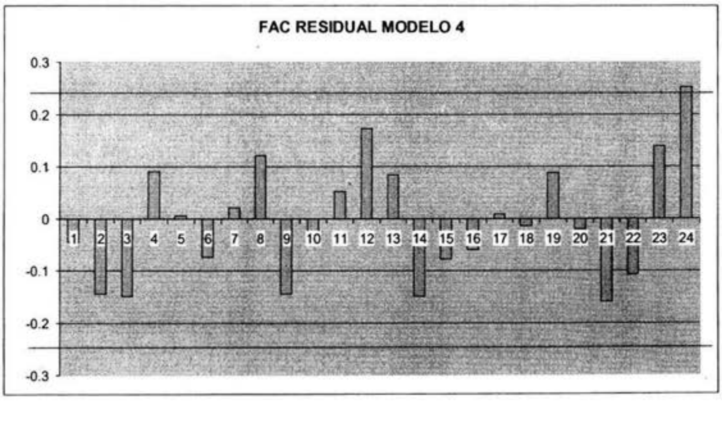
SUPUESTO 2: VARIANZA CONSTANTE DE LOS ERRORES ALEATORIOS



La varianza de los residuales se percibe más o menos constantes, no se aprecia un patrón general monótono en la varianza. Existe ligera inestabilidad en las observaciones correspondientes a la segunda mitad del 2000 e inicios del 2001, sin embargo, se podría pensar que no es demasiado grave, pues después de la observación de febrero de 2001, la varianza se vuelve a comportar de forma estable.

SUPUESTO 3: INDEPENDENCIA DE LOS ERRORES ALEATORIOS

En conjunto, el estadístico de Ljung-Box es Q = 35.2648 cuyo nivel de significancia o valor p es de 0.04894968 que es menor que 0.05, para una confianza de 95%, por lo que, se rechaza la hipótesis nula de que los residuales corresponden a un proceso de ruido blanco.



De forma individual, la autocorrelación de orden 24 sale de la banda (la banda es de 0.248 y la correlación de orden 24 es 0.252). Lo que podría indicar que a este modelo le hacen falta componentes en su estructura ARIMA(p,d,q), por lo que, deberíamos identificar otro modelo o modificar el presente para capturar la información aún contenida en los residuos. Para estos se podría introducir un término $\theta(24)$ en la estructura del modelo original. Así, consideraremos otro posible modelo, al que nos referiremos como **modelo 5**:

$$\textbf{ARMA(6,22):}\ \phi(1),\ \phi(6), \theta(2), \theta(22), \theta(24)$$

De igual forma que el modelo 3, el modelo 4 viola el supuesto de que los errores aleatorios sean independientes, por lo que pasaremos a la estimación y verificación del modelo 5.

Estimación del modelo 5:

Nuevamente la estimación se realizó con el paquete de computo RATS, con la rutina *Arimaest*, los resultados obtenidos se encuentran en el anexo 8.

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	-0.543325742	0.113889511	-4.77064	0.00001215
2. AR{6}	0.267714933	0.113334463	2.36217	0.02143007
3. MA{2}	-0.347465838	0.133870341	-2.59554	0.01185630
4. MA{22}	-0.323671357	0.149098785	-2.17085	0.03390931
5. MA{24}	0.350073075	0.161457158	2.16821	0.3411901

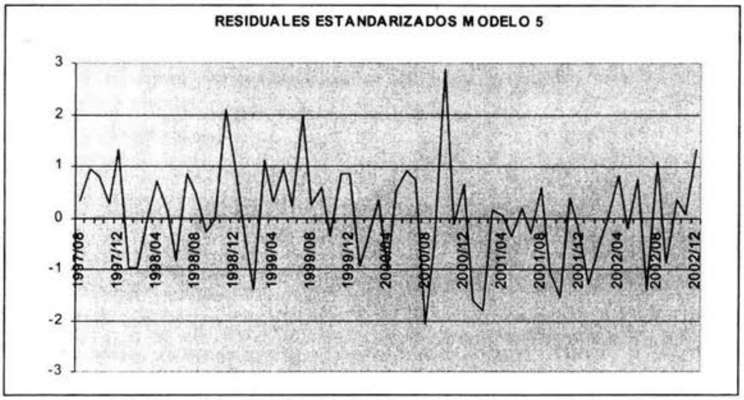
Verificación de supuestos modelo 5:

SUPUESTO 1: LOS ERRORES ALEATORIOS TIENEN MEDIA CERO

MODELO 5		
Media residual	0.00301	
Desviacion estandar residual	0.02995	
t	0.810263633	<2

Se puede observar como el estadístico t, en valor absoluto es menor a dos y, por tanto, no se rechaza la hipótesis nula de que la media residual sea cero.

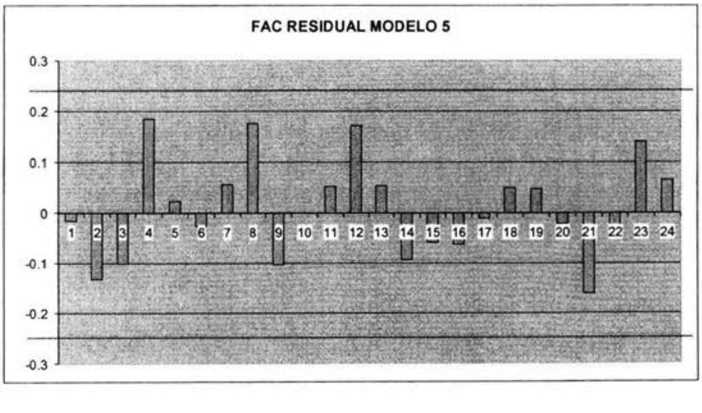
SUPUESTO 2: VARIANZA CONSTANTE DE LOS ERRORES ALEATORIOS



La varianza de los residuales se percibe más o menos constantes, no se aprecia un patrón general monótono en la varianza. Existe ligera inestabilidad en las observaciones correspondientes a la segunda mitad del 2000 e inicios del 2001, sin embargo, se podría pensar que no es demasiado grave, pues después de la observación de febrero de 2001, la varianza se vuelve a comportar de forma estable.

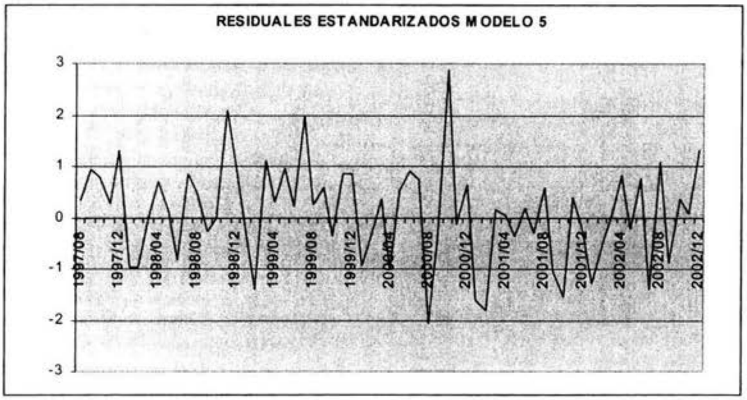
SUPUESTO 3: INDEPENDENCIA DE LOS ERRORES ALEATORIOS

En conjunto, el estadístico de Ljung-Box es Q=17.9292 cuyo nivel de significancia o valor p es de 0.76131927 que mayor que 0.05, para una confianza de 95%, por lo que, no se rechaza la hipótesis nula de que los residuales corresponden a un proceso de ruido blanco.



De forma individual, ninguna correlación sale de las bandas correspondientes a dos desviaciones estándar (±0.248069469), por lo que, todas pueden considerarse cero.

SUPUESTOS 4: NORMALIDAD DE LOS ERRORES ALEATORIOS



No podemos rechazar la hipótesis de normalidad, tres observaciones están más allá de dos desviaciones estándar de la media, estas representan menos del 5% de las observaciones lo cuál no es extraño para observaciones provenientes de una distribución normal.

SUPUESTO 5: AUSENCIA DE OBSERVACIONES ABERRANTES

Existe una observación particularmente grande que casi llega a estar a tres desviaciones estándar de la media. Ésta corresponde a octubre de 2000 y su valor es de casi 2.8882, por lo que podría ser una observación aberrante.

SUPUESTO 6: EL MODELO ES PARSIMONIOSO

MODELO 5

	INTERVALO DE CONFIANZA		
VARIABLE	Limite inferior	Límite superior	INCLUYE AL CERO?
AR{1}	-0.771104764	-0.315546720	NO
AR{6}	0.041046007	0.494383859	NO
MA{2}	-0.615206520	-0.079725156	NO
MA{22}	-0.621868927	-0.025473787	NO
MA{24}	0.027158759	0.672987391	NO

El modelo es parsimonioso, ninguno de los parámetros estimados incluye al cero en su intervalo de confianza.

SUPUESTO 7: EL MODELO ES ADMISIBLE

La ecuación característica del término correspondiente al término AR es:

$$1 + 0.543325742\ x - 0.267714933\ x^6 = 0$$

y sus raíces son:

$$\begin{gathered} -1.075966863, \\ -0.7188333887 - 0.9619551798\ I, \\ -0.7188333887 + 0.9619551798\ I, \\ 0.5736145007 - 1.196988067\ I, \\ 0.5736145007 + 1.196988067\ I, \\ 1.366404639 \end{gathered}$$

Los módulos de las raíces complejas son:

1.200866024 (Para las dos primeras),

1.327333428 (Para las dos últimas)

La ecuación característica del término correspondiente al término MA es:

$$1 - 0.347465838\ x^2 - 9.323671357\ x^{22} + 0.350073075\ x^{24} = 0$$

y sus raíces son:

$$\begin{gathered} -0.1321611636 + 0.9028414531\ I,\ 0.1321611636 - 0.9028414531\ I, \\ -0.1321611636 - 0.9028414531\ I,\ 0.1321611636 + 0.9028414531\ I, \\ -0.3842162912 + 0.8253321096\ I,\ 0.3842162912 - 0.8253321096\ I, \end{gathered}$$

-0.3842162912 - 0.8253321096 I, 0.3842162912 + 0.8253321096 I,
-0.6007770924 + 0.6784413906 I, 0.6007770924 - 0.6784413906 I,
-0.6007770924 - 0.6784413906 I, 0.6007770924 + 0.6784413906 I,
-0.7629394523 + 0.4779794748 I, 0.7629394523 - 0.4779794748 I,
-0.7629394523 - 0.4779794748 I, 0.7629394523 + 0.4779794748 I,
-0.8600168533 + 0.2451828987 I, 0.8600168533 - 0.2451828987 I,
-0.8600168533 - 0.2451828987 I, 0.8600168533 + 0.2451828987 I,
-0.8915493156,
0.8915493156,
-5.160765479,
5.160765479

Los módulos de las raíces complejas son:

0.9124632938 (Para las primeras cuatro),
0.9103819251 (Para las siguientes cuatro),
0.9062095978 (Para las siguientes cuatro),
0.9003004977 (Para las siguientes cuatro),
0.8942838709 (Para las últimas cuatro),

Por lo tanto, el modelo no es admisible (estacionario e invertible), pues aunque todas las raíces de la ecuación característica correspondiente al término AR están fuera del círculo unitario (la estacionariedad se satisface), dos raíces reales de la ecuación característica correspondiente al término MA están dentro del círculo unitario, por lo tanto la invertibilidad no se cumple. Por lo que tampoco el modelo 5 es bueno.

La etapa de verificación de la metodología utilizada por Box-Jenkins tiene su origen en la idea de que todo modelo es erróneo, puesto que los modelos son meras representaciones simplificadas de la realidad. Por lo que para elegir entre varios modelos, habrá que elegir aquel que represente menos fallas, o bien, fallas menos importantes, por lo que podemos concluir que la modelo que mejor representa a la serie de tiempo de la Tasa de Desempleo Abierto Total es el modelo 2:

$$\textbf{ARIMA(6,1,24): } \phi(1),\ \phi(6),\ \theta(2) \text{ y } \theta(24)$$

En el siguiente cuadro se resumen las estimaciones de los modelos propuestos para la serie de TDA total. Recordemos que el segundo y el tercer modelo se derivan del primero y tratan de corregir los problemas de autocorrelación residual distinta de cero, y de correlación significativa entre los parámetros respectivamente. El cuarto, busca eliminar la autocorrelación residual distinta de cero del tercero y, finalmente, el quinto elimina éste problema, pero resulta no admisible.

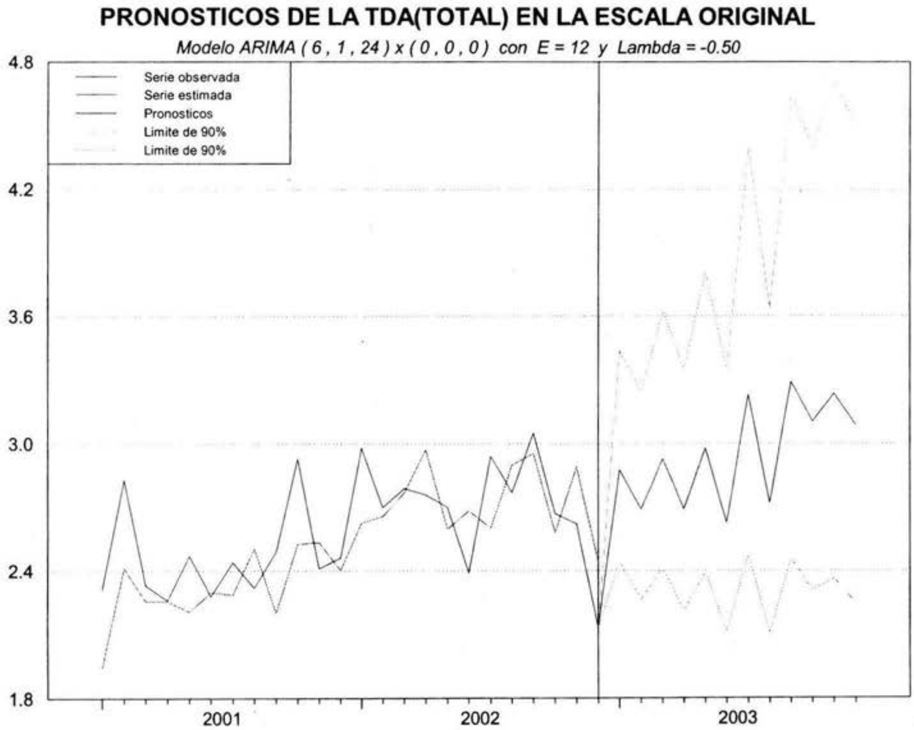
RESUMEN DE RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE MODELOS								
SERIE: Z_t=TDATOTAL$_t$								TRANSFORMACIÓN: $T(Z_t)$=(TDAT
					Análisis de residuales			
(1) Periodo y número de observaciones	(2) Modelo	(3) Parámetros estimados	(4) Intervalos del 95% de confianza	(5) Correlación entre parámetros >0.5 ó <0.5	(6) m(^a) y cociente	(7) $\hat{\sigma}_a$	(8) Q', g.l.	(9) $r_k(a)$!=0
I,1997-XII,2002 N=72	$(1-\phi_1B-\phi_6B^6)7T(Z_t)=(1-\theta_2B^2-\theta_4B^4)a_t$	$\hat{\phi}_1$= -0.598 $\hat{\phi}_6$= 0.262 $\hat{\theta}_2$= 0.647 $\hat{\theta}_4$= -0.274	(−0.817,−0.378) (0.023, 0.500) (0.362,0.933) (−0.567,0.018)	$r(\theta_2, \theta_4)$=-0.55299	0.0037 0.9826	0.0309	27.46, 20	r_{24} = 0.2555
I,1997-XII,2002 N=72	$(1-\phi_1B-\phi_6B^6)7T(Z_t)=(1-\theta_2B^2-\theta_{24}B^{24})a_t$	$\hat{\phi}_1$= -0.553 $\hat{\phi}_6$= 0.301 $\hat{\theta}_2$= 0.303 $\hat{\theta}_{24}$= -0.46	(−0.757,−0.349) (0.097,0.505) (0.044,0.562) (−0.796,−0.126)	-	8.92858E−004 0.23545	0.0305	27.67, 20	-
I,1997-XII,2002 N=72	$(1-\phi_1B-\phi_6B^6)7T(Z_t)=(1-\theta_2B^2)a_t$	^φ1= −0.522 ^φ6= 0.309 ^θ2= 0.444	(−0.708,−0.234) (0.032,0.509) (0.088,0.589)	-	0.00389 0.99128	0.032	35.2648, 21	r_{22} = -0.2856
I,1997-XII,2002 N=72	$(1-\phi_1B-\phi_6B^6)7T(Z_t)=(1-\theta_2B^2-\theta_{22}B^{22})a_t$	^φ1= -0.472 ^φ6= 0.271 ^θ2= 0.339 ^θ22= 0.334	(−0.708,−0.234) (0.032,0.509) (0.088,0.589) (0.057,0.612)	-	0.00614 1.60179	0.03091	35.2648, 20	r_{24} = 0.2524408
I,1997-XII,2002 N=72	$(1-\phi_1B-\phi_6B^6)7T(Z_t)=(1-\theta_2B^2-\theta_{22}B^{22}-\theta_{24}B^{24})a_t$	$\hat{\phi}_1$= -0.543 $\hat{\phi}_6$= 0.267 $\hat{\theta}_2$= 0.347 $\hat{\theta}_{22}$= 0.323 $\hat{\theta}_{24}$= -0.350	(−0.771,−0.315) (0.041,0.494) (0.079,0.615) (0.025,0.621) (−0.672,−0.027)	-	0.00301 0.81016	0.02995	17.9292, 19	-

Conforme a lo anterior, hemos considerado al modelo dos, como el modelo adecuado, pues su único problema es un residual grande que no es aberrante necesariamente, ya que, no excede las tres desviaciones estándar respecto a la media residual. Los otros modelos admisibles no se usarán, pues la autocorrelación distinta de cero está asociada con la independencia y éste es uno de los supuestos más importantes para poder usar la teoría correspondiente a las series de tiempo. Por lo tanto, se utilizará el modelo dos para realizar los pronósticos deseados para esta serie.

3.1.3 Pronostico

Los pronósticos se realizaron con el paquete de computo RATS, con la rutina *Arimapro*, los resultados obtenidos se encuentran en el anexo 9.

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
***				
1. AR{1}	-0.553934382	0.101998025	-5.43083	0.00000103
2. AR{6}	0.301562172	0.101825321	2.96156	0.00435687
3. MA{2}	-0.303316376	0.129540628	-2.34148	0.02249063
4. MA{24}	0.461370554	0.167463203	2.75506	0.00772510



Conclusiones

A pesar de los grandes adelantos que en términos teóricos existen en la materia es muy poco lo que se ha hecho empíricamente para México. El rápido crecimiento del desempleo, resultado de la actual crisis y la falta de elementos de política económica y social que permitan aminorar los efectos laborales de la recesión, hacen indispensable la investigación empírica en el campo del mercado laboral en México. Los resultado provenientes del análisis directo pueden abrir nuevos campos de investigación y aportar elementos para la emisión de conclusiones y recomendaciones en términos de política laboral.

En México, durante el periodo estudiado y a pesar del repunte verificado desde principios de 1995, los niveles de desempleo han permanecido relativamente bajos si se les compara con los observados en algunos otro países; la tasa de desempleo abierto solamente en una ocasión ha superado 7% de la PEA y en general ha oscilado en torno a 3.5% (excepto los meses de la crisis).

La Tasa de Desempleo Abierto Total de la población económicamente activa a partir de finales del 2000 se incrementó, lo que se ve reflejado en el pronóstico en el que se observa un ligero incremento.

Tanto a nivel nacional como a nivel local, el desempleo crónico ha producido, a su vez, otras tendencias asociadas:

1) El crecimiento acelerado de la ocupación informal y/o el empleo precario. No sería excesivo señalar que hasta el 50% de la población ocupada trabaja en empleo precario o en la economía informal.

2) Un aumento, por encima de las tasas promedio, de el desempleo entre los jóvenes. En 1997 la tasa de desempleo abierto a nivel nacional fue de 3.7% mientras que entre los jóvenes fue del 7.8% para los que tenían hasta 19 años y 6% para los de 20 a 24 años.

3) La incorporación de las mujeres al mercado laboral y la estructura productiva del país se da, en ese contexto, en una situación desventajosa: las mujeres tienden a concentrarse en los empleos más precarios y a aceptar mayor flexibilidad en las condiciones de trabajo.

4) Un proceso permanente de migración de la fuerza de trabajo, fundamentalmente del sur al norte del país, desde luego, hacia los Estados Unidos de América.

5) Una presión permanente hacia la baja del salario real y una mayor incapacidad de los trabajadores para incidir sobre las relaciones colectivas de trabajo.

Demasiadas veces parece olvidarse que el empleo no es una "variable independiente". Es obvio que no hay crecimiento posible del empleo con apertura salvaje de la economía y con recesión. Pero por otro lado no existe una idea aproximada de las dimensiones de los problemas de empelo, de los factores causales de mayor envergadura, de las consecuencias sociales del desempleo en la sociedad global y el conjunto de medidas que pueden resultar eficaces en nuestro peculiar entorno socioeconómico y cultural.

Otra de las "verdades" oficiales que intentan explicar la problemática del desempleo latinoamericano es relacionarla con tendencias mundiales como son la globalización, la interdependencia económica y la importante innovación tecnológica. Desde este prisma el desempleo sería una especie de mal necesario, una suerte de "enfermedad de la civilización".

No es aventurado afirmar que una combinación de apertura económica violenta, cambios recesivos en los procesos de trabajo y políticas antisindicales en materia de relaciones laborales constituye una de las explicaciones del incremento de los problemas de empleo en América Latina.

Se acepta que el desempleo conspira contra la seguridad social el reducirse los aportes del sector activo que se relaciona con el aumento de la violencia delictiva, que contribuye a una mayor frecuencia en enfermedades mentales como la depresión o ciertas adicciones.

Por otra parte, aunque los niveles de la TDA son bajos, no se debe perder de vista la complejidad del problema y tampoco aminorar el esfuerzo en la búsqueda de opciones claras para combatir el desempleo y al mismo tiempo evitar que ocurra un desgaste inútil de los recursos humanos en aras de conservar un empleo y de mejorar la productividad.

A manera de conclusión se puede decir que aunque las cifras de desempleo no son elevadas, reflejan un sector de la población importante en nuestro país, no es un grupo homogéneo. En el total de las zonas urbanas, la mayor parte de los desempleados pertenecen a la rama de ocupación de servicios, respecto a la posición en el hogar en su mayoría son hijos, con respecto al nivel educativo son los que tienen mayor educación. La TDA es mayor si se trata de mujeres y en los grupos de edad más jóvenes. En cuanto a la distribución del desempleo la mayoría cuentan con experiencia laboral, los motivos para ser desempleado se concentran en los que son cesados o los que no estaban satisfechos con su empleo y la duración del desempleo es corta de una a cuatro semanas.

Bibliografía

Freyssinet, Jacques (1998), "Definición y medición del desempleo", J. Gautié y J.C. Neffa (comps.), *Desempleo y políticas de empleo en Europa y Estados Unidos,* Asociación Trabajo y Sociedad, Programa de Investigaciones Económicas sobre Tecnología, Trabajo y Empleo (CEIL-PIETTE CONICET), Argentina, pp. 21-37.

García, Brígida (2000), "La población económicamente activa", en Demos 13, México, IISUNAM, pp.22-23.

Guerrero, Victor M.(1991), "Análisis Estadístico de Series de Tiempo Económicas", Colección CBI, Universidad Autónoma Metropolitana.

Caballero, Ma. Emilia (1999), "Procesos Estocásticos I Cadenas de Markov", Publicaciones del departamento de Matemáticas, Vínculos Matemáticos No. 224, Facultad de Ciencias.

García, Brígida (2002), "Medición del empleo y desempleo", Demos 15, México, IISUNAM, pp. 5-6.

Parker, Susan (1998), "Características del desempleo urbano", Demos 11, México, IISUNAM, pp.31-32.

Periódico "La Jornada", 22 enero de 2004, México.

http://dgcnesyp.inegi.gob.mx/BDINE/I10/I10.HTM
Fecha de consulta: 4 de junio de 2003.

ANEXO 1

Dependent Variable DATOS - Estimation by Box-Jenkins

Iterations Taken	27		
Monthly Data From 1997:08 To 2002:12			
Usable Observations	65	Degrees of Freedom	61
Centered R**2	0.643970	R Bar **2	0.626461
Uncentered R**2	0.997668	T x R**2	64.848
Mean of Dependent Variable		0.6194689900	
Std Error of Dependent Variable		0.0506887215	
Standard Error of Estimate		0.0309798658	
Sum of Squared Residuals		0.0585448772	
Durbin-Watson Statistic		1.833055	
Q(16-4)		11.823148	
Significance Level of Q		0.45998547	

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	-0.598116777	0.109663085	-5.45413	0.00000094
2. AR{6}	0.262107772	0.119195828	2.19897	0.03168194
3. MA{2}	-0.647722512	0.142753620	-4.53735	0.00002729
4. MA{4}	0.274524989	0.146656415	1.87189	0.06601785

Covariance\Correlation Matrix of Coefficients

	AR{1}	AR{6}	MA{2}	MA{4}
AR{1}	0.01202599215	0.2629923701	0.4124451114	-0.1891628491
AR{6}	0.00343767379	0.01420764546	0.2905536541	-0.4691150755
MA{2}	0.00645674668	0.00494395520	0.02037859596	-0.5529893673
MA{4}	-0.00304226730	-0.00820052224	-0.01157723838	0.02150810415

Media residual	0.00378
Desviación estándar residual	0.03098
Cociente	0.98268

Correlations of Series RESDATOS
Monthly Data From 1997:08 To 2002:12

Autocorrelations

1:	0.0350417	0.0213047	-0.1130201	-0.0264013	0.0429910	0.0177032
7:	0.0605751	0.1182869	-0.1276386	0.0246920	0.0770952	0.1914466
13:	0.1350500	-0.1571899	-0.0906899	-0.0334364	-0.0386759	0.0214007
19:	0.0289959	-0.0177123	-0.1526453	-0.2219947	0.1037921	0.2555590

Ljung-Box Q-Statistics

Q(24) = **27.4630** Significance Level 0.23677299

Desviación estándar de FAC residual 0.12403

ANEXO 2

Dependent Variable DATOS - Estimation by Box-Jenkins
Iterations Taken 13
Monthly Data From 1999:02 To 2002:12
Usable Observations 47 Degrees of Freedom 42
Centered R**2 0.368077 R Bar **2 0.307894
Uncentered R**2 0.997584 T x R**2 46.886
Mean of Dependent Variable 0.6407800459
Std Error of Dependent Variable 0.0401255152
Standard Error of Estimate 0.0333815891
Sum of Squared Residuals 0.0468018807
Durbin-Watson Statistic 2.017137
Q(11-5) 2.567540
Significance Level of Q 0.86083360

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	-0.591107290	0.132919669	-4.44710	0.00006266
2. AR{6}	0.278184903	0.140742890	1.97655	0.05468381
3. MA{2}	-0.391548396	0.178111373	-2.19833	0.03348810
4. MA{4}	0.181242241	0.161400099	1.12294	0.26784224
5. MA{24}	0.415630600	0.214144555	1.94089	0.05900278

ANEXO 3

Dependent Variable DATOS - Estimation by Box-Jenkins
Iterations Taken 11
Monthly Data From 1997:08 To 2002:12
Usable Observations 65 Degrees of Freedom 61
Centered R**2 0.653248 R Bar **2 0.636194
Uncentered R**2 0.997729 T x R**2 64.852
Mean of Dependent Variable 0.6194689900
Std Error of Dependent Variable 0.0506887215
Standard Error of Estimate 0.0305735682
Sum of Squared Residuals 0.0570193273
Durbin-Watson Statistic 2.009196
Q(16-4) 16.069243
Significance Level of Q 0.18808516

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	-0.553934382	0.101998025	-5.43083	0.00000103
2. AR{6}	0.301562172	0.101825321	2.96156	0.00435687
3. MA{2}	-0.303316376	0.129540628	-2.34148	0.02249063
4. MA{24}	0.461370554	0.167463203	2.75506	0.00772510

ANEXO 4

Dependent Variable DATOS - Estimation by Box-Jenkins

Iterations Taken 22
Monthly Data From 1997:08 To 2002:12
Usable Observations 65 Degrees of Freedom 62
Centered R**2 0.622185 R Bar **2 0.609997
Uncentered R**2 0.997526 T x R**2 64.839
Mean of Dependent Variable 0.6194689900
Std Error of Dependent Variable 0.0506887215
Standard Error of Estimate 0.0316552106
Sum of Squared Residuals 0.0621272462
Durbin-Watson Statistic 1.943330
Q(16-3) 16.301718
Significance Level of Q 0.23322038

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	-0.522064819	0.111812721	-4.66910	0.00001668
2. AR{6}	0.309141210	0.108242536	2.85600	0.00582986
3. MA{2}	-0.444289293	0.133680317	-3.32352	0.00149521

ANEXO 5

Dependent Variable DATOS - Estimation by Box-Jenkins

Iterations Taken 11
Monthly Data From 1997:08 To 2002:12
Usable Observations 65 Degrees of Freedom 61
Centered R**2 0.653248 R Bar **2 0.636194
Uncentered R**2 0.997729 T x R**2 64.852
Mean of Dependent Variable 0.6194689900
Std Error of Dependent Variable 0.0506887215
Standard Error of Estimate 0.0305735682
Sum of Squared Residuals 0.0570193273
Durbin-Watson Statistic 2.009196
Q(16-4) 16.069243
Significance Level of Q 0.18808516

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	-0.553934382	0.101998025	-5.43083	0.00000103
2. AR{6}	0.301562172	0.101825321	2.96156	0.00435687
3. MA{2}	-0.303316376	0.129540628	-2.34148	0.02249063
4. MA{24}	0.461370554	0.167463203	2.75506	0.00772510

Covariance\Correlation Matrix of Coefficients

	AR{1}	AR{6}	MA{2}	MA{24}
AR{1}	0.01040359706	0.4250273701	0.3602284920	-0.1245499465
AR{6}	0.00441432645	0.01036839596	-0.0494493596	-0.1951138574
MA{2}	0.00475965878	-0.00065226257	0.01678077428	0.1546414003
MA{24}	-0.00212742716	-0.00332708039	0.00335468050	0.02804392425

Media residual 8.92858e-004
Desviación estándar residual 0.03057
Cociente 0.23545
Correlations of Series RESDATOS
Monthly Data From 1997:08 To 2002:12

Autocorrelations

1:	-0.0230849	-0.1643049	-0.0600054	0.2225888	0.0222756	0.0264579
7:	0.0672414	0.2210314	-0.1360739	0.0002184	0.0156973	0.1827621
13:	0.0533895	-0.1359384	-0.0473802	-0.0009945	-0.0358995	0.0124964
19:	0.0549753	0.0251123	-0.1770906	-0.2254726	0.1614337	0.0399384

Ljung-Box Q-Statistics
Q(24) = **27.6723** Significance Level 0.22842609
Desviación estándar de FAC residual 0.12403

ANEXO 6

Dependent Variable DATOS - Estimation by Box-Jenkins

Iterations Taken 22
Monthly Data From 1997:08 To 2002:12
Usable Observations 65 Degrees of Freedom 62
Centered R**2 0.622185 R Bar **2 0.609997
Uncentered R**2 0.997526 T x R**2 64.839
Mean of Dependent Variable 0.6194689900
Std Error of Dependent Variable 0.0506887215
Standard Error of Estimate 0.0316552106
Sum of Squared Residuals 0.0621272462
Durbin-Watson Statistic 1.943330
Q(16-3) 16.301718
Significance Level of Q 0.23322038

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	-0.522064819	0.111812721	-4.66910	0.00001668
2. AR{6}	0.309141210	0.108242536	2.85600	0.00582986
3. MA{2}	-0.444289293	0.133680317	-3.32352	0.00149521

Covariance\Correlation Matrix of Coefficients

	AR{1}	AR{6}	MA{2}
AR{1}	0.01250208461	0.2149106099	0.3910969184
AR{6}	0.00260104000	0.01171644657	-0.0949129032
MA{2}	0.00584578823	-0.00137337989	0.01787042722

Media residual	0.00389
Desviación estándar residual	0.03166
Cociente	0.99128

Correlations of Series RESDATOS
Monthly Data From 1997:08 To 2002:12

Autocorrelations

1: -0.0217108 -0.1098443 -0.1274416 0.1631074 0.0130930 0.0264629
7: 0.0673085 0.1820901 -0.1396930 -0.0508469 0.0550293 0.1943885
13: 0.1052101 -0.1802831 -0.0850987 0.0244486 -0.0313916 -0.0116136
19: 0.0759016 0.0422266 -0.1721360 -0.2856918 0.1104575 0.2312222

Ljung-Box Q-Statistics

Q(24) = **35.2648** Significance Level 0.04894968
Desviación estándar de FAC residual 0.12403

ANEXO 7

Dependent Variable DATOS - Estimation by Box-Jenkins

Iterations Taken 19
Monthly Data From 1997:08 To 2002:12

Usable Observations	65	Degrees of Freedom	61
Centered R**2	0.645573	R Bar **2	0.628142
Uncentered R**2	0.997679	T x R**2	64.849

Mean of Dependent Variable	0.6194689900
Std Error of Dependent Variable	0.0506887215
Standard Error of Estimate	0.0309100537
Sum of Squared Residuals	0.0582813165
Durbin-Watson Statistic	1.963169
Q(16-4)	13.099136
Significance Level of Q	0.36187643

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	-0.471825233	0.118558858	-3.97967	0.00018600
2. AR{6}	0.271010349	0.119349642	2.27073	0.02670633
3. MA{2}	-0.338974319	0.125133826	-2.70889	0.00874983
4. MA{22}	-0.334583064	0.138710203	-2.41210	0.01888414

Covariance\Correlation Matrix of Coefficients

	AR{1}	AR{6}	MA{2}	MA{22}
AR{1}	0.01405620283	0.0430806025	0.3022159219	0.0281076799
AR{6}	0.00060958868	0.01424433694	-0.1218014102	-0.0432638103
MA{2}	0.00448359187	-0.00181906476	0.01565847447	-0.0844287665
MA{22}	0.00046223988	-0.00071623294	-0.00146545867	0.01924052041

Media residual 0.00614
Desviación estándar residual 0.03091
Cociente 1.60179
Correlations of Series RESDATOS
Monthly Data From 1997:08 To 2002:12

Autocorrelations

1:	-0.0448112	-0.1440848	-0.1493546	0.0901710	0.0055517	-0.0742699
7:	0.0214755	0.1213977	-0.1444787	-0.0472666	0.0521669	0.1732218
13:	0.0837444	-0.1492875	-0.0769538	-0.0598606	0.0088660	-0.0134772
19:	0.0868867	-0.0199133	-0.1592328	-0.1070311	0.1387961	0.2524408

Ljung-Box Q-Statistics
Q(24) = **35.2648** Significance Level 0.04894968
Desviación estándar de FAC residual 0.12403

ANEXO 8

Dependent Variable DATOS - Estimation by Box-Jenkins
Iterations Taken 19
Monthly Data From 1997:08 To 2002:12

Usable Observations	65	Degrees of Freedom	60
Centered R**2	0.672798	R Bar **2	0.650984
Uncentered R**2	0.997857	T x R**2	64.861
Mean of Dependent Variable	0.6194689900		
Std Error of Dependent Variable	0.0506887215		
Standard Error of Estimate	0.0299456483		
Sum of Squared Residuals	0.0538045112		
Durbin-Watson Statistic	1.985175		
Q(16-5)	12.163896		
Significance Level of Q	0.35145068		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	-0.543325742	0.113889511	-4.77064	0.00001215
2. AR{6}	0.267714933	0.113334463	2.36217	0.02143007
3. MA{2}	-0.347465838	0.133870341	-2.59554	0.01185630
4. MA{22}	-0.323671357	0.149098785	-2.17085	0.03390931
5. MA{24}	0.350073075	0.161457158	2.16821	0.03411901

Covariance\Correlation Matrix of Coefficients

	AR{1}	AR{6}	MA{2}	MA{22}
AR{1}	0.01297082069	0.2235835824	0.4049283739	0.1672043845
AR{6}	0.00288592890	0.01284470041	-0.0733102460	-0.0128196005
MA{2}	0.00617371114	-0.00111227208	0.01792126809	0.1413401393
MA{22}	0.00283926215	-0.00021662600	0.00282113577	0.02223044764
MA{24}	-0.00445254056	-0.00205092863	-0.00601047447	-0.00488933146

	MA{24}
AR{1}	-0.2421401752
AR{6}	-0.1120808080
MA{2}	-0.2780782901
MA{22}	-0.2031038105
MA{24}	0.02606841397

Media residual 0.00301
Desviación estándar residual 0.02995
Cociente 0.81016
Correlations of Series RESDATOS
Monthly Data From 1997:08 To 2002:12

Autocorrelations

1:	-0.0164961	-0.1320721	-0.1014773	0.1845885	0.0221138	-0.0268849
7:	0.0552192	0.1755689	-0.1033905	-0.0001545	0.0527759	0.1719405
13:	0.0538260	-0.0922432	-0.0589325	-0.0631016	-0.0106575	0.0492382
19:	0.0473510	-0.0213731	-0.1615809	-0.0438072	0.1407680	0.0644100

Ljung-Box Q-Statistics
Q(24) = **17.9292** Significance Level 0.76131927
Desviación estándar de FAC residual 0.12403

ANEXO 9

Dependent Variable TRDATOS - Estimation by Box-Jenkins
Iterations Taken 11
Monthly Data From 1997:08 To 2002:12

Usable Observations	65	Degrees of Freedom	61
Centered R**2	0.653248	R Bar **2	0.636194
Uncentered R**2	0.997729	T x R**2	64.852
Mean of Dependent Variable	0.6194689900		
Std Error of Dependent Variable	0.0506887215		
Standard Error of Estimate	0.0305735682		
Sum of Squared Residuals	0.0570193273		
Durbin-Watson Statistic	2.009196		
Q(16-4)	16.069243		
Significance Level of Q	0.18808516		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
**				
1. AR{1}	-0.553934382	0.101998025	-5.43083	0.00000103
2. AR{6}	0.301562172	0.101825321	2.96156	0.00435687
3. MA{2}	-0.303316376	0.129540628	-2.34148	0.02249063
4. MA{24}	0.461370554	0.167463203	2.75506	0.00772510

Covariance\Correlation Matrix of Coefficients

	AR{1}	AR{6}	MA{2}	MA{24}
AR{1}	0.01040359706	0.4250273701	0.3602284921	-0.1245499465
AR{6}	0.00441432645	0.01036839597	-0.0494493597	-0.1951138574
MA{2}	0.00475965879	-0.00065226257	0.01678077428	0.1546414003
MA{24}	-0.00212742716	-0.00332708039	0.00335468050	0.02804392425

Pronósticos de la serie transformada

ENTRY	Limite de 90%	Pronos trans	Limite de 90%	Desv est trans
2003:01	0.5417686223219	0.5920621419717	0.6423556616214	0.0305735681761
2003:02	0.5574144262113	0.6124846712901	0.6675549163689	0.0334773526315
2003:03	0.5282916718966	0.5878233101722	0.6473549484478	0.0361894457603
2003:04	0.5494717924026	0.6131182074509	0.6767646224992	0.0386908298166
2003:05	0.5163443077397	0.5838733387465	0.6514023697533	0.0410510826789
2003:06	0.5504643259684	0.6216550135270	0.6928457010857	0.0432770137135
2003:07	0.4823207611625	0.5628873983453	0.6434540355280	0.0489766791385
2003:08	0.5296744746056	0.6129101141808	0.6961457537561	0.0505991729941
2003:09	0.4705831651925	0.5591538208089	0.6477244764253	0.0538423438397
2003:10	0.4838146323415	0.5758615331477	0.6679084339538	0.0559555628001
2003:11	0.4689601315673	0.5651610893622	0.6613620471570	0.0584808254072
2003:12	0.4791546811002	0.5788977338222	0.6786407865443	0.0606340746031

Pronósticos en la escala origina

ENTRY	Limite de 90%	Pronósticos	Limite de 90%	Factor correc
2003:01	3.4345322838786	2.8758134836998	2.4431165581374	1.0080806989812
2003:02	3.2475991442266	2.6898519613675	2.2643566372532	1.0090642663622
2003:03	3.6243773423129	2.9274354490740	2.4137705894724	1.0115350495722
2003:04	3.3523141301582	2.6924465212670	2.2098368752572	1.0121281701078
2003:05	3.8074527150015	2.9776662366876	2.3922944762131	1.0151104668229
2003:06	3.3490826953017	2.6259433207271	2.1140301439672	1.0148088100586
2003:07	4.3991037820652	3.2299296877642	2.4717301911160	1.0233781031023
2003:08	3.6391584795770	2.7178499846504	2.1067776425356	1.0209842857337

2003:09	4.6458802669598	3.2906234805160	2.4522241706976	1.0288232876707
2003:10	4.3975756151023	3.1040962221499	2.3074774127271	1.0293695414880
2003:11	4.6992355255437	3.2355979465713	2.3627649535441	1.0334728175200
2003:12	4.5051393234120	3.0864269183935	2.2458450141234	1.0343313710850