
MODELOS ESTACIONALES DE SERIES DE TIEMPO: UNA APLICACIÓN A LOS ASEGURADOS PERMANENTES AL IMSS

Guillermo Martínez Atilano¹
Regina Leal Güemez²

Resumen

Este artículo plantea, en primer lugar, los problemas prácticos de la estimación de modelos estacionales (seasonal). Puesto que los datos de los asegurados permanentes al IMSS presentan un componente estacional, una vez identificado este componente es posible proponer modelos que describan de mejor forma el ciclo real de la economía. En segundo lugar, ya que el análisis de series de tiempo corresponde no sólo con el método de Box-Jenkins, se propone un modelo alternativo basado en el suavizamiento de Winter.

Introducción

La explicación del origen de los ciclos económicos ha seguido por dos enfoques diametralmente opuestos. El tradicional afirma que las fluctuaciones económicas tienen su origen en desequilibrios de los mercados. Mientras que la visión moderna señala que la economía se encuentra constantemente en equilibrio y que las desviaciones observadas corresponden a ajustes debidos a cambios en los factores reales de la producción. Así, los cambios en la producción por adopción de nuevas tecnologías o por cambios en las preferencias de los consumidores originarían las alzas y caídas de la producción. En uno o en otro caso, los cambios en las condiciones de

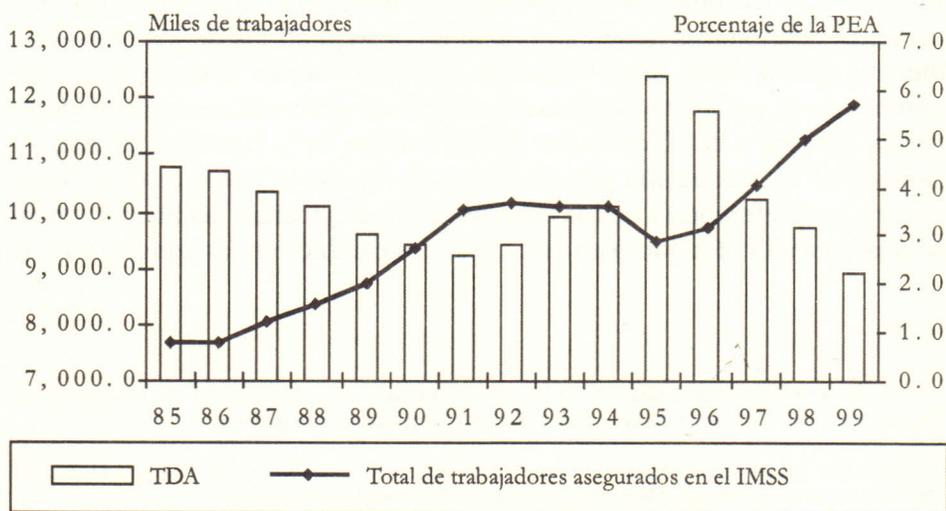
¹ Profesor Investigador Titular "B". Área de de Sistemas en la Economía y la Administración. Departamento de Economía. Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa.

² Profesor Investigador Titular "C". Área de de Sistemas en la Economía y la Administración. Departamento de Economía. Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa.

operación de la economía se verán reflejados en la contratación o despido de personal. Debido a que en México no existe el seguro de desempleo tampoco existe un indicador confiable del desempeño del mercado de trabajo. Un recurso habitualmente utilizado para dar cuenta de las condiciones que guarda la economía desde la crisis de 1995, ha sido utilizar los datos de altas y bajas al Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS). Está practica sin embargo, no ha estado libre de objeciones. La primera de ellas se refiere a que de la población ocupada y contabilizada en las actas del IMSS sólo abarcan a una tercera parte del total nacional. Esto sin embargo, no invalida su uso como un indicador de la actividad económica, puesto que los trabajadores que cotizan al IMSS pertenecen al sector formal de la economía y puesto que este es el sector más sensible y dinámico a la inversión productiva es sensible al ciclo económico. Como puede observarse en la gráfica No. 1, el empleo formal y la tasa de desempleo abierto siguen un comportamiento inverso. Desde 1985, el aumento en el empleo contabilizado por los asegurados permanentes al IMSS se corresponde con caídas en la tasa de desempleo.

En segundo lugar, el número de personas aseguradas de forma permanente se corresponde con el ciclo económico puesto que dependen de la inversión privada directa. Esto último puede ser confirmado si se observa

GRÁFICA 1. EMPLEO FORMAL Y
 TASA DE DESEMPEÑO ABIERTO, 1985-1999

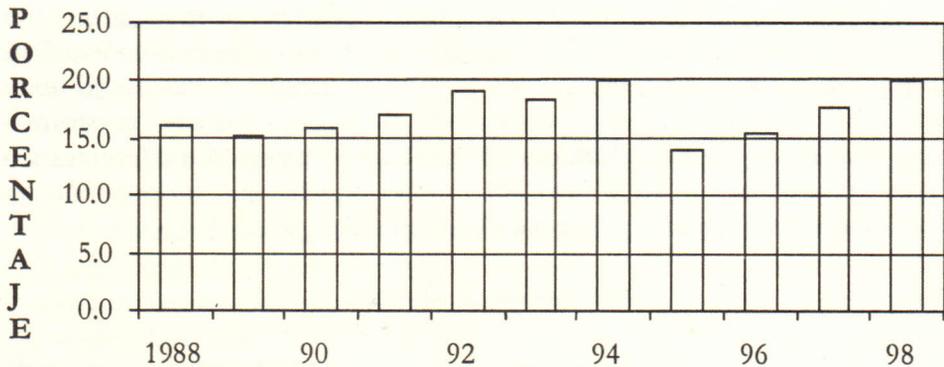


la gráfica 2 ilustra las variaciones de la inversión real (formación bruta de capital fijo real base 1993=100) por trabajador.

Por consiguiente, el pronóstico de la serie de asegurados permanentes al IMSS resulta ser un indicador adelantado de la actividad económica y puede utilizarse como variable exógena en modelos de tipo estructural que requieran la estimación de esta serie, en este artículo se utilizará para ajustar un modelo de tipo estacional. En primer lugar, se plantean y resuelven los problemas prácticos que plantea la estimación de modelos estacionales (*seasonal*). Puesto que los datos de los asegurados permanentes al IMSS presentan un componente estacional, una vez identificado este componente es posible proponer modelos que describan de mejor manera el ciclo real de la economía. En segundo lugar, ya que el análisis de series de tiempo se corresponde no sólo con el método de Box-Jenkins, se propone un modelo alternativo basado en el suavizamiento exponencial de Winter.

La serie bajo estudio está formada por el número de asegurados permanentes en el IMSS. La serie cuenta con 168 datos mensuales, correspondientes al período comprendido entre enero de 1985 y diciembre de 1998.³

GRÁFICA 2. INVERSIÓN REAL POR TRABAJADOR



³ Banco de Datos computarizado de INEGI

Se utilizó el año de 1996 como referencia para los pronósticos *ex-ante*, debido a la fuerte variación que tuvo la actividad económica después de la crisis del 1995. Es decir, se supone que el choque adverso de la crisis se comenzó a corregir a partir de 1996. Debido a que el pronóstico *ex-ante*, para este año, muestra que el modelo subestima los valores observados, porque el ajuste fue más acelerado que el pronosticado por el modelo, se procedió a estimar un modelo de suavizamiento exponencial que corrige el sesgo encontrado en el modelo ARIMA. Este último modelo, además de reproducir correctamente los años posteriores de la crisis, reproduce de mejor forma los datos hasta julio de 1999 y *ex-post* se realizó el pronóstico hasta el mes de julio del año 2000.

Modelo ARIMA estacional

Los modelos arima estacionales son una extensión a la metodología de Box-Jenkins, la cual consta de cuatro etapas:

1. Identificación de un modelo dentro de la clase de modelos ARIMA
2. Estimación de los parámetros involucrados en el modelo
3. Verificación de que el modelo proporciona un ajuste adecuado y de que los supuestos básicos implícitos en el modelo se satisfacen.
4. Pronóstico del comportamiento del número de asegurados permanentes al IMSS.

En el caso de los modelos estacionales primero se modela la parte estacional y después la normal. Como un primer paso para poder identificar el proceso estocástico generador de la serie en estudio es necesario tener una varianza estable. Con este propósito se utilizó el método de Transformaciones de Potencias Estabilizadoras de Varianza.⁴ Se eligieron diferentes valores de lambda λ , y se obtuvo $\lambda=0.5$ como aquella que proporciona un coeficiente de variación menor para la expresión: s_h / Z_h^{-1} .

$$T(\text{IMSS}_t) = Z_t = \text{IMSS}_t^{0.5}$$

En el siguiente cuadro se indican las potencias encontradas para cada uno de los grupos formados por 24 observaciones. Mientras que en la gráfi-

⁴Para tener una explicación más precisa del método utilizado ver, Víctor Guerrero (1991), p.p. 102-106.

ca 3 se puede observar la serie original transformada por el proceso de estabilización de varianza. Es importante señalar, que la forma de la serie Z_t no difiere significativamente de la original ya que la transformación realizada consistió en elevar la serie original a una potencia igual a la raíz cuadrada. A pesar de que $l=0.5$ resulta en una serie transformada cuya interpretación carece de sentido intuitivo como sería en el caso de $l=1$, esto no afecta el resultado⁵

CUADRO 1. DETERMINACIÓN DE LAMBDA PARA LA SERIE IMSS
 (asegurados permanentes)

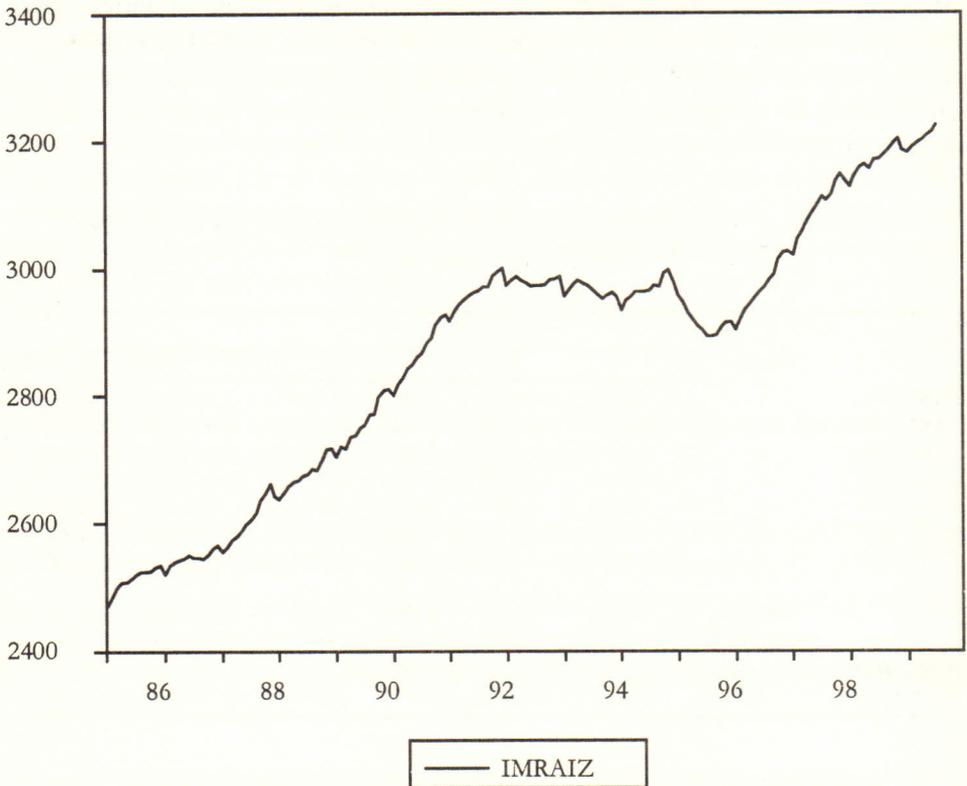
Bienio	Grupo						
		1	0.75	0.5	0	-0.5	-.075
1985-1986	1	0.0181	0.1621	1.4495	115.8912	9265.7428	82850.4937
1987-1988	2	0.0357	0.3262	2.9813	249.0653	20807.2920	190180.8246
1989-1990	3	0.0484	0.4564	4.3043	382.8217	34047.5573	321092.8705
1991-1992	4	0.0130	0.1256	1.2176	114.3943	10747.0109	104166.8171
1993-1994	5	0.0092	0.0890	0.8623	80.8746	7585.2361	73459.4510
1995-1996	6	0.0283	0.2725	2.6287	244.5940	22758.9435	219535.7682
1997-1998	7	0.0314	0.3121	3.1063	307.7110	30482.0201	303384.9919
	MEDIA	0.0263	0.2491	2.3643	213.6217	19384.8289	184983.0310
	DESV.STAND	0.0138	0.1303	1.2364	113.0753	10549.7986	102604.1257
Coefficiente de Variación	0.5230	0.52517	0.52301	<i>mínimo</i> 0.52296	0.52932	0.54423	0.55476

Adicionalmente al reducirse la varianza de los datos, es posible interpretar esta nueva serie como un suavizamiento respecto al comportamiento de corto plazo, con lo cual la serie Z_t , mostraría más de cerca el ciclo de la actividad económica. Con un claro proceso expansivo de 1988 a 1994 y después de la contracción de 1995, un proceso de recuperación iniciado en 1996.

Habiendo elegido una transformación apropiada, para tener una varianza constante en relación con el tiempo, se procedió a determinar el número de diferencias que estabilizaran el nivel de la serie y, por lo tanto, lograr que la serie se volviera estacionaria. En este caso, lo que se determina es d y D , es decir, el número de diferencias regulares y estacionales. Con

⁵ Cuando se realizan transformaciones lineales que cambian la serie original esto no afecta sus propiedades dinámicas de largo plazo.

GRÁFICA 3. TRANSFORMACIÓN PARA ESTABILIZACIÓN DE VARIANZA



este fin se hizo un análisis visual de las funciones de autocorrelación (FAC's) y se tomó en cuenta el criterio de la mínima desviación estándar muestral de la serie transformada para distintos valores de d y D .

En el análisis gráfico de las correspondientes FAC's con diferentes combinaciones de diferencias regulares y estacionales se observa que para $d=0, D=0$; $d=0, D=1$; $d=0, D=2$; las FAC's no tienen un decaimiento rápido hacia cero. Por su parte, a partir de $d=1, D=1$, se observa que la función de autocorrelación decae rápidamente a cero.

Para no sobrediferenciar la serie de tiempo se analizan las desviaciones estándar muestrales de la serie transformada:

S(0,0)=91.1996		S(1,2)=5.76927
S(0,1)=19.3190	S(1,1)=0.2948	S(2,0)=5.72806
S(0,2)=19.3275		S(2,1)=3.93586
S(1,0)=4.26062		S(2,2)=6.32641

Con esto se obtiene el grado de diferenciación con mínima varianza. La cual corresponde a una diferencia regular y a una estacional. Adicionalmente se realizó la prueba de Dickey-Fuller (DF) de raíces unitarias con el mismo fin. En este caso se encontró que existe evidencia de que la serie se puede estacionalizar tanto en el primer entero como en el rezago estacional de 12. El estadístico ADF (Dickey-Fuller Aumentado) es de -4.3528 con un valor crítico al 5 % de significancia se tiene un valor para el t de DF igual a -3.4722.

De esta manera la variable W_t es estacionaria y se obtiene por la ecuación:

$$W_t = \nabla^d \nabla_E^D T(Z_t)$$

Para proceder con la identificación se analizó la gráfica de la serie W_t , y la función de autocorrelación general (FAC) y parcial (FACP). Los dos modelos que se propusieron son los siguientes:

MODELO I: ARIMA(2,d,0)x(0,D,1):

Forma explícita $(1-\phi B) (1-\phi_2 B) \nabla \nabla_{12} T(IMSS_t)^5 = (1-\Theta B^{12}) a_t$

En este modelo se postula que existe un elemento autorregresivo y uno de promedios móviles respecto al mismo mes del año anterior. Observando la FAC parcial de la serie y las primeras 36 autocorrelaciones, se propuso incluir en el modelo $p=2$. Como la doceava autocorrelación es comparativamente elevada, también en este modelo se incluyó un parámetro de promedios móviles estacional, $Q=1$

MODELO II: ARIMA(2,d,0)x(0,D,2):

Forma explícita $= (1-\phi B) (1-\phi_2 B) \nabla \nabla_{12} T(IMSS_t)^5 = (1-\Theta B^{12}) (1-\Theta B^{24}) a_t$

En el segundo modelo se postula que existe un elemento autorregresivo y uno de promedios móviles respecto al mismo mes del año anterior y respec-

to al año antepasado. Observando la FAC parcial de la serie y las primeras 36 autocorrelaciones, se propuso incluir en el modelo $p=2$. Como la doceava autocorrelación es comparativamente elevada, también en este modelo se incluyó un parámetro de promedios móviles estacional, $Q=2$. De esta forma se tienen cuatro coeficientes a estimar, AR(1), AR(2), MA(12) y MA(24).

Los modelos propuestos pasaron de manera bastante satisfactoria la verificación de los supuestos, excepto por el hecho de que algunas de las autocorrelaciones de los residuales fueron diferentes de cero. Respecto al modelo I: $(1-\phi B) \nabla \nabla 12T(IMSS_t)^2 = (1-\Theta B^{12})a_t$, la autocorrelación número 24 de los residuales fue estadísticamente distinta de cero por lo que se introdujo un nuevo parámetro de promedios móviles al modelo. En el caso del modelo II se observa que las autocorrelaciones de los residuales 1 y 2 son estadísticamente diferentes de cero, lo cual sugiere la introducción de ambos parámetros dentro del modelo.

Por consiguiente, dado que los dos modelos pasan los supuestos y debido que su desviación estándar residual no difiere mucho, ambos se tomaron tentativamente para la realización de los pronósticos.⁶

CUADRO 2. MODELO: I. NÚMERO DE OBSERVACIONES
 144 VARIABLE WT

Variable		AR(1)	AR(2)	MA(12)
Coefficiente		0.203274	0.480404	-0.885838
Error Estandar		0.065542	0.067508	0.000186
Estadístico t		3.101439	7.116293	-4769.544
R-cuadrada	0.579833		Media	0.002691
R-cuadrada ajustada	0.57448		S.D.	0.296108
S.E. de regresión	0.193157		Akaike info criterio	-0.432055
SEC	5.857609		Schwarz criterio	-0.374396
Max. Verosimilitud	37.56442		Estadístico F	108.3304
Durbin-Watson	2.155748		Prob(Estadístico F)	0

⁶ Más adelante se prueba la bondad de los pronósticos como una forma alternativa de contrastar modelos cuando ambos pasan satisfactoriamente la verificación de los supuestos.

Como se muestra en el cuadro No.2, los valores para los coeficientes resultaron significativos en todos los casos. La serie muestra que el primer rezago y el segundo influyen en el comportamiento actual de la serie. En especial el valor de este último resultó de 0.4804, el doble que el primero. Esto puede explicarse porque la información en el IMSS se contabiliza de manera principal a partir de datos bimestrales, tanto para la recaudación de las cuotas que pagan las empresas como para los recargos. Adicionalmente, se encontró que el componente de promedios móviles resultó altamente significativo, lo que demuestra el carácter estacional de la serie y la pertinencia de la utilización de este tipo de modelos. La bondad de ajuste muestra un resultado satisfactorio, sin embargo, el análisis de los residuales señala que existe un fuerte componente estacional en el rezago 24.

CUADRO 3. MODELO: II. NÚMERO DE OBSERVACIONES
 144 VARIABLE WT

Variable	AR(1)	AR(2)	MA(12)	MA(24)
Coefficiente	0.206175	0.466453	-0.616856 0.075577	-0.238079
Error Estandar	0.069429	0.070048	-8.161951	0.08156
Estadístico t	2.969601	6.659015		-2.919051
R-cuadrada	0.557254		Media	0.085095
R-cuadrada ajustada	0.548739		S.D.	9.363766
S.E. de regresión	6.290198		Akaike info criterio	6.540544
SEC	6172.389		Schwarz criterio	6.617424
Max. Verosimilitud	-519.2436		Estadístico F	65.44872
	2.065308		Prob(Estadístico F)	0

Por este motivo en el modelo II, se incluyó un coeficiente de promedios móviles para el rezago 24, el cual resultó significativo. Además, la existencia de este componente muestra que los registros de asegurados permanentes reflejan los altos costos que significan la instalación de equipos y las rigideces de la inversión en planta y equipo. Esto genera que la variación actual se vea influida por la contratación y despido ocurridos en el bienio. Además, es reflejo de los retrasos en la información de los cotizantes al IMSS.

Una revisión más precisa de los supuestos del modelo Arima estacional arroja los siguientes resultados:

Supuesto 1: $[a_t]$ tiene media cero. En los dos modelos el cociente $\frac{\sqrt{N-d-pm(a)}}{\sigma} \leq 2$, por lo que no hay evidencia de que la media del proceso de ruido blanco sea distinta de cero y por lo mismo en ninguno de los casos se rechaza ese supuesto.

Supuesto 2: $[a_t]$ tiene varianza constante. A partir de la observación de las gráficas de los residuales contra el tiempo, parece que en los dos modelos no se rechaza el supuesto.

Supuesto 3: Las variables aleatorias $[a_t]$ son mutuamente independientes. Los modelos pasan satisfactoriamente este supuesto ya que el estadístico de Ljung y Box (Q'), comparado con las tablas de la distribución χ^2 indica que al menos con 95% de confianza los residuales son ruido blanco.

Supuesto 4: a_t tiene una distribución normal para toda t . El modelo II pasa muy satisfactoriamente esta prueba ya que al menos 95% de las observaciones se encuentran dentro de +2 desviaciones estándar. En el caso del modelo I se salen 7 observaciones de las 6 que se requieren para que el 95% de las mismas esté en el intervalo de +2 desviaciones estándar. Sin embargo, no se rechaza el supuesto ya que aproximadamente el 95% de las observaciones sí está en el intervalo.

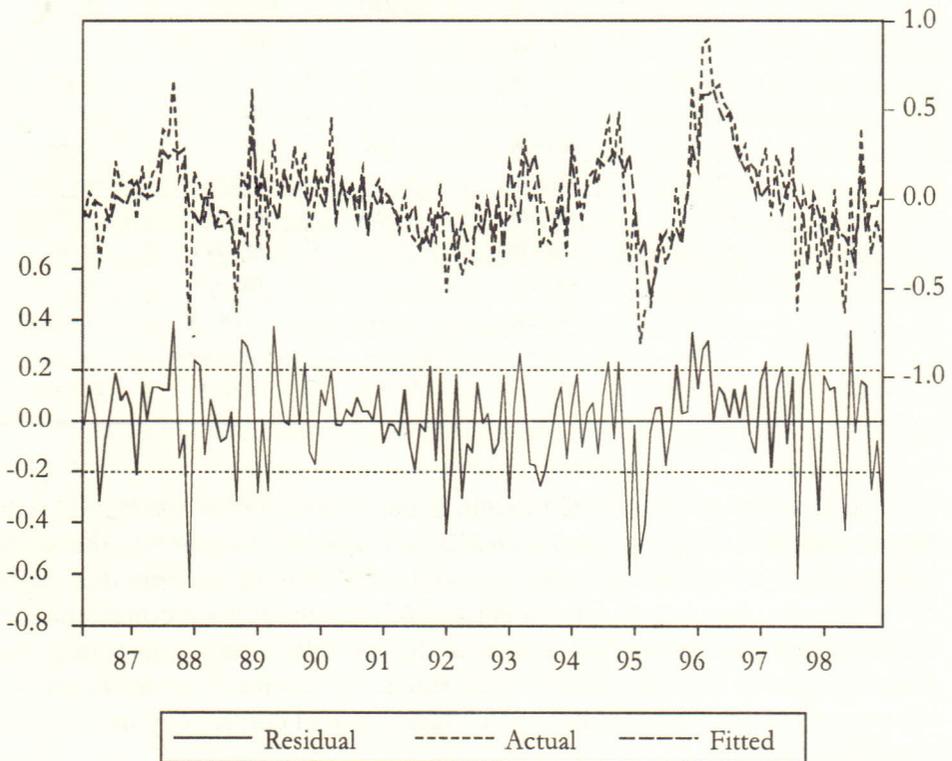
Supuesto 5: No existen observaciones aberrantes. Como se puede observar, en los cuatro casos se tienen observaciones aberrantes en agosto de 1998, lo que nos invita a pensar en que en esas fechas haya habido algún efecto exógeno que afectara la serie. Haciendo un cuidadoso análisis del número de asegurados en diferentes sectores: agricultura, industrias extractivas, industria de la transformación, construcción, industria eléctrica, comercio, transportes y comunicaciones, y servicios, se observaron algunas características en el comportamiento de las series en esas fechas, que podrían explicar, hasta cierto punto, que sobresalgan en la verificación. Entre febrero de 1995 y diciembre de 1995 se observa una caída en los asegurados particularmente grande. Es decir, a pesar de que estacionalmente en esos meses el

empleo cae, en ese año la caída se agudizó más. El sector que provoca que la caída sea mayor es el de agricultura, silvicultura y pesca.

Supuesto 6: El modelo considerado es parsimonioso: En los dos modelos, tras la construcción de los intervalos de 95% de confianza para cada uno de los parámetros estimados se encuentra que los modelos son parsimoniosos. Esto es, en ninguno de los casos se encuentra el cero dentro de ese intervalo.

Supuesto 7: El modelo es admisible: En ninguno de los modelos hay indicios de que no haya admisibilidad. Esto se puede saber con certeza en el caso del modelo II ninguno de los parámetros presenta en sus intervalos de 95% de confianza valores mayores o iguales a la unidad (en valor absoluto). Lo cual aunque no es condición suficiente para que haya admisibilidad garantiza que los parámetros de orden mayor cumplan con una de las condiciones necesarias para que se cumpla el supuesto, ser $< |1|$.

GRÁFICA 4. SERIE TRANSFORMADA, ESTIMADA Y ERROR



Supuesto 8: El modelo es estable en los parámetros. Una de las posibles causas de inestabilidad del proceso proviene de la existencia de una correlación entre los parámetros superior al 50%. Otra vez, en ninguno de los modelos se encuentra que haya correlación entre los parámetros estimados.

Pronóstico con base en el modelos ARIMA estacional

Resulta conveniente analizar y comparar la capacidad de pronóstico de cada uno de los modelos en consideración. En los cuadro 4 se resume el análisis post-muestral del modelo II que se utilizaron para pronosticar. Esto se elaboró considerando solamente la información hasta el mes de diciembre de 1995 y estimando nuevamente los parámetros para cada uno de los modelos propuestos.

CUADRO 4. PRONOSTICOS *EX-ANTE* Y ERRORES DE PRONOSTICO PRODUCIDOS POR EL MODELO II

h	$T(Z_{t+h})$	$\hat{T}(Z_t)(h)$	$e'_t(h)$	$\hat{T}(Z_{t+h-1})(1)$	$e_{t+h-1}(1)$
1	882.277	884.482	-0.250	884.482	-2.205
2	879.538	884.754	-.593	882.549	-3.011
3	874.916	884.514	-1.098	878.446	-3.53
4	875.073	886.777	-1.337	875.652	-0.579
5	875.308	886.638	-1.294	872.958	-2.350
6	881.182	893.449	-1.392	881.115	0.067
7	884.465	896.968	-1.414	885.227	-0.762
8	885.090	896.096	-1.243	883.8223	1.267
M1=	-9.4799	M1' =	M2=	-8.004	M2' =
ECM1=	102.0926	ECM1' =	ECM2=	4.3045	ECM2' =

La conclusión de que el modelo II tiene tanto mayor exactitud como mayor precisión. Esto es, tanto la media como el error cuadrático medio de este modelo –considerando tanto una simulación dinámica como una estática– se acercan más a cero que en el caso del otro modelo en consideración. Sin embargo, considerando a la media del modelo 2 para una simulación dinámica parece que éste tiende a subestimar los valores de serie, ya que las M's son negativas. Para la simulación estática, por el contrario, parece que el modelo subestima.

Tras del análisis de la serie transformada para el número de asegurados permanentes en el IMSS y habiendo obtenido sus pronósticos óptimos, resulta necesario obtener los pronósticos de la serie original. Para lo anterior, a la transformación inversa W_t^2 se le aplicó el factor de corrección y se obtuvieron los pronósticos de la serie original que se presentaban en la gráfica correspondiente al pronóstico del modelo II. A continuación se presenta un resumen de los pronósticos de la serie transformada y de la serie original con el respectivo intervalo de 90% de confianza para el pronóstico de la serie original.

El análisis de los modelos propuestos muestra que la serie a partir de 1996 tiene una tendencia que sesga los pronósticos a la baja. Esto puede explicarse porque el modelo está mal estimado o bien porque han ocurrido intervenciones que modifican el patrón histórico de la serie. En este último caso, se tendría que en la recolección de la información han ocurrido eventos independientes del proceso generador de los datos. Es decir, los cambios en la contabilidad de la serie, la inclusión de otras categorías o la simple eficiencia alcanzada en la recolección de los datos estarían sesgando la serie hacia el alza en el número de los asegurados permanentes. Por ser un indicador oportuno de las condiciones de actividad de las empresas es muy difícil incluir variables explicativas adicionales a la propia serie en estudio. De ser este el caso, el remedio sería peor que el problema detectado, pues tendríamos que obtener además de variables explicativas exógenas, con lo cual todo el proceso de estimación quedaría en el mejor de los casos explicado por un grupo de procesos que interectuan de forma dinámica y contemporánea en el tiempo. Las innovaciones, el componente transitorio a las series y variables de política económica pasarían a ocupar el lugar que hasta el momento tienen los registros de altas y bajas al IMSS.

Una forma alternativa, es la construcción de un modelo de pronóstico que no requiera suponer que el proceso generador de los datos es de tipo aleatorio, es decir, tendríamos que dejar de observar a las series de tiempo como procesos estocásticos. De esta forma, el modelo estimado sería sólo una función de mapeo entre los datos observados y los estimados de un modelo de suavizamiento exponencial.

El Modelo de Winter con ajuste por tendencia y estacionalidad

El modelo de Winter es una variedad de los modelos de suavizamiento. Este modelo se eligió porque el modelo de suavizamiento exponencial con un sólo parámetro tiene un valor para el alfa igual a 0.98 es decir, el modelo refleja el carácter no estacionario de la serie. Una vez incluido el componente de tendencia al modelo de suavizamiento como es el caso en los modelo de Holt. El valor de alfa se ubica en 0.90 y el de beta es igual a 0.1.

Para la estimación de la tendencia se utilizó la siguiente formula:

$$T_t = \beta (A_t + A_{t-1}) + (1-\beta)(T_{t-1})$$

Donde beta corresponde al ponderador de tendencia y A es la serie originada por el proceso de suavizamiento simple. La ecuación para este último es:

$$A_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)(A_{t-1})$$

Con Y_t igual a la serie original $IMSS_t$.

Este tipo de modelos además de incluir un parámetro para el suavizamiento, incorpora la tendencia y la estacionalidad de la serie.

Aparte de la ecuación de tendencia el modelo de Winter que emplea el modelo con tres ecuaciones para la estimación⁷:

1. La serie exponencial suavizada

$$A_t = \alpha \frac{L_t}{S_{t-L}} + (1-\alpha) (A_{t-1} + T_{t-1})$$

2. La parte estacional estimada por

$$S_t = \gamma A_t + (1-\gamma) S_{t-1}$$

3. El pronóstico de p periodos en el futuro

$$\hat{Y}_t = (A_t + pT_t)S_{t-L+p}$$

⁷ Hanke, J.E y Arthur G.Reitsch, *Business Forecasting*, ed. Prentice Hall, 1995, New york

La estimación de este modelo por el método de minimización del error medio cuadrático arrojó los siguientes resultados: Alfa igual a 0.6, Beta igual a 0.1 y Gamma igual a 1.0. El modelo estimado y el observado se presentan en la siguiente gráfica.

CUADRO 5. MODELO DE WINTER ESTACIONAL

Fecha	Observado	Pronosticado	Error absoluto
1988 Ene	9,784.817	9,805.477	21
Feb	9,886.459	9,878.500	-8
Mar	9,966.143	9,918.945	-47
Abr	10,004.677	10,009.059	4
May	9,963.353	10,051.611	88
Jun	10,047.344	10,037.018	-10
Jul	10,054.746	10,081.189	26
Ago	10,095.566	10,076.958	-19
Sep	10,146.506	10,154.540	8
Oct	10,216.940	10,279.655	63
Nov	10,264.077	10,305.862	42
Dic	10,140.860	10,251.574	111
1999 Ene	10,115.682	10,140.132	24
Feb	10,178.586	10,204.223	26
Mar	10,218.370	10,219.659	1
Abr	10,243.201	10,240.226	-3
May	10,281.780	10,235.551	-46
Jun	10,334.407	10,323.765	-11
Jul	10,393.778	10,341.532	-52
		Pronóstico ex-post	
Agosto 1999		10,392.097	
Sep		10,439.171	
Oct		10,540.152	
Nov		10,606.016	
Dic		10,548.985	

Es importante señalar por los resultados reportados en el cuadro No.4, la distinción entre los pronósticos *ex ante* y *ex post*. En el primer caso, se utiliza una parte de los datos observados para la comparación de los pronósticos, mientras que en el segundo caso se confía en la validez de los pronósticos. En este sentido, los datos reportados para el final del año de 1999, muestran que la incorporación de nuevos trabajadores al IMSS habrá de mantenerse.

Conclusiones

La recuperación en el empleo, que se deterioró tan abruptamente a partir de la devaluación de diciembre de 1994, es muy clara a través de los datos observados en la serie del número de asegurados permanentes, desde el mes de febrero de 1996 y nuestros pronósticos indican que la recuperación seguirá adelante durante todo 1999. Sin embargo, dado que la economía no se encuentra aún en una posición muy sana —debido a las altas tasas de interés, a la escasez de crédito, a la fuerte caída en el poder adquisitivo y a la imposibilidad de las exportadoras para seguir expandiéndose al ritmo tan acelerado que lo han venido haciendo—, posiblemente las observaciones de la serie a partir del segundo trimestre del año se apeguen más al pronóstico.

Las explicaciones basadas en el análisis estructural del ciclo económico hacen referencia a las consecuencias de la importante dinámica de las exportaciones, del aumento en el gasto público y su consecuente repercusión en la producción nacional, el incremento del número de asegurados permanentes en el IMSS fue superior a lo que fue pronosticado. Pero a diferencia de este enfoque, en este artículo se partió de una consideración distinta. La serie de datos de los asegurados permanentes son un indicador adelantado de las condiciones de operación de la economía y por lo tanto el pronóstico de esta serie basado en su propia dinámica puede servir para el análisis del ciclo económico. En especial, se planteó el problema de la estimación de modelos estacionales del tipo ARIMA. Los dos modelos estimados con base en esta metodología reproducen de forma correcta el proceso generador de los datos. Sin embargo, a partir de la recuperación económica de 1996, los pronósticos basados en esta metodología resultaron sistemáticamente con valores menores a los observados. Esto debido, a que el interés por la contabilidad del IMSS ha originado cambios en la contabilidad del mismo o bien a que existe un cambio estructural en el proceso generador de los datos y por lo tanto las propiedades estadísticas no reflejan la condición actual de operación de la economía. Como método, alternativo se estimó un modelo de suavizamiento estacional de Winter, el cual no requiere ningún supuesto sobre la dinámica de la serie ni tampoco sobre sus propiedades estadísticas. Las estimaciones basadas en este último método mostraron resultados satisfactorios en la simulación histórica, situación que nos hace confiar en el resultado de los pronósticos *ex post*.

Bibliografía

Enders, Walter, (1995). *Applied Econometric Times Series*, editorial Wiley, 1995.

Hanke, J.E y Arthur G.Reitsch, (1995). *Business Forecasting*, ed. Prentice Hall, New york, 1995.

Jarque, Carlos, (1995). "Magnitud y características del desempleo en México", en *Revista Mexicana del Trabajo*, Núm. 1. Secretaría del Trabajo y Previsión Social, primer cuatrimestre de 1993.

Martinez Atilano G. (1993). "El análisis de Series de Tiempo Económicas", *Serie de Investigación* No. 9, Depto. de Economía, UAMI.

Mills, Terence, (1991). *Time series techniques for economists*, editorial Cambridge, 1991.

Mills, Terence, (1994). *Econometric Modelling of financial time series*, editorial Cambridge, 1994.

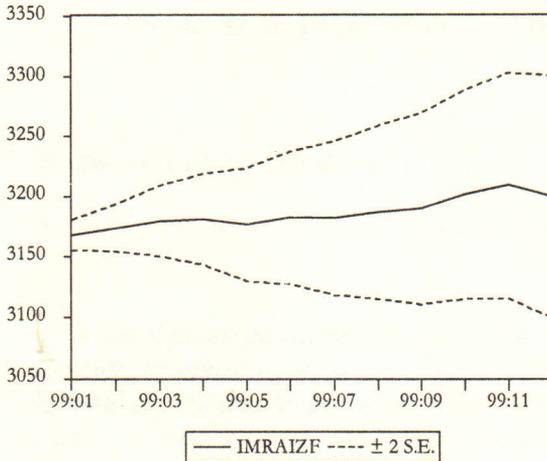
ANEXO: TABLAS DE AUTOCORRELACIÓN

Muestra: 1985:01 1998:12

Observaciones incluidas: 156

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.1***	.1***	1	0.380	0.380	23.864	0.000
.1****	.1***	2	0.521	0.440	68.946	0.000
.1**	.1.	3	0.296	0.025	83.568	0.000
.1**	* .	4	0.251	-0.065	94.170	0.000
.1**	.1.	5	0.199	0.023	100.88	0.000
.1*	.1.	6	0.129	-0.012	103.71	0.000
.1.	* .	7	0.004	-0.162	103.71	0.000
.1.	.1.	8	0.004	-0.037	103.72	0.000
.1.	.1*	9	0.009	0.110	103.73	0.000
* .	** .	10	-0.169	-0.220	108.75	0.000
* .	* .	11	-0.103	-0.079	110.63	0.000
*** .	** .	12	-0.368	-0.257	134.63	0.000
** .	.1.	13	-0.195	0.048	141.43	0.000
* .	.1**	14	-0.163	0.238	146.22	0.000
* .	.1*	15	-0.102	0.112	148.12	0.000
.1.	.1.	16	-0.051	0.043	148.59	0.000
.1.	.1.	17	-0.046	-0.042	148.98	0.000
* .	** .	18	-0.105	-0.193	151.01	0.000
.1.	.1.	19	0.031	0.041	151.19	0.000
* .	* .	20	-0.093	-0.089	152.82	0.000
* .	.1.	21	-0.067	-0.027	153.66	0.000
* .	* .	22	-0.092	-0.108	155.26	0.000
* .	.1.	23	-0.060	-0.007	155.95	0.000
* .	** .	24	-0.108	-0.208	158.19	0.000
.1.	.1.	25	-0.002	0.063	158.19	0.000
* .	.1*	26	-0.086	0.180	159.64	0.000
* .	.1.	27	-0.111	-0.027	162.05	0.000
.1.	.1*	28	-0.041	0.073	162.39	0.000

GRÁFICA DEL PRONÓSTICO E INTERVALO DE PRONÓSTICO



Forecast:	IMRAIZF
Actual:	IMRAIZ
Forecast sample:	1999:01 1999:
Included observations:	7
Root Mean Squared Error	26.42112
Mean Absolute Error	24.49109
Mean Abs. Percent Error	0.763645
Theil Inequality Coefficient	0.004142
Bias Proportion	0.859239
Variance Proportion	0.110511
Covariance Proportion	0.030251