

EL COLEGIO DE MEXICO
CENTRO DE ESTUDIOS ECONOMICOS
TRABAJO DE INVESTIGACION PARA OBTENER EL GRADO DE
MAESTRIA EN ECONOMIA

MODELOS DE PRONOSTICO PARA LAS SERIES:
ERRORES Y OMISIONES E INDICE DE TIPO
DE CAMBIO REAL.

Luis Sergio Guaso Montoya

Promoción 1985-87

Asesor: Profr. Víctor M. Guerrero

Revisor: Profr. Adalberto García Rocha

1988

CONTENIDO

Introducción.

1. Serie Errores y Omisiones.....	(1)
1.1. Estabilización de la varianza.....	(2)
1.2. Estabilización del nivel.....	(3)
1.3. Identificación del modelo.....	(5)
1.4. Estimación del modelo.....	(5)
1.5. Verificación de supuestos.....	(7)
1.6. Pronóstico.....	(9)
1.7. Análisis de intervención.....	(11)
1.8. Pronóstico con los efectos de intervención.....	(14)
1.9. Capacidad de pronóstico de los modelos.	(15)
2. Índice de Tipo de Cambio Real.....	(18)
2.1. Estabilización de la varianza.....	(19)
2.2. Estabilización del nivel.....	(20)
2.3. Identificación del modelo.....	(22)
2.4. Estimación del modelo.....	(24)
2.5. Verificación de supuestos.....	(24)
2.6. Pronóstico.....	(26)
2.7. Análisis de intervención.....	(28)
2.8. Pronóstico con intervención.....	(28)
2.9. Capacidad de pronóstico de los modelos.	(29)
Conclusiones.....	(33)
Apendice de Datos.....	(34)
Referencias.....	(37)

INTRODUCCION

En este trabajo presento el análisis de series de tiempo para la serie de Errores y Omisiones de la Balanza de Pagos mexicana medida en millones de dólares y para un Índice de Tipo de Cambio Real con base en 1980. La metodología para la obtención de las series se especifica en el apéndice.

La metodología utilizada en el análisis se basa en la sugerida por Box y Jenkins (1970), tal como se presenta en el trabajo de Victor Guerrero (1983).

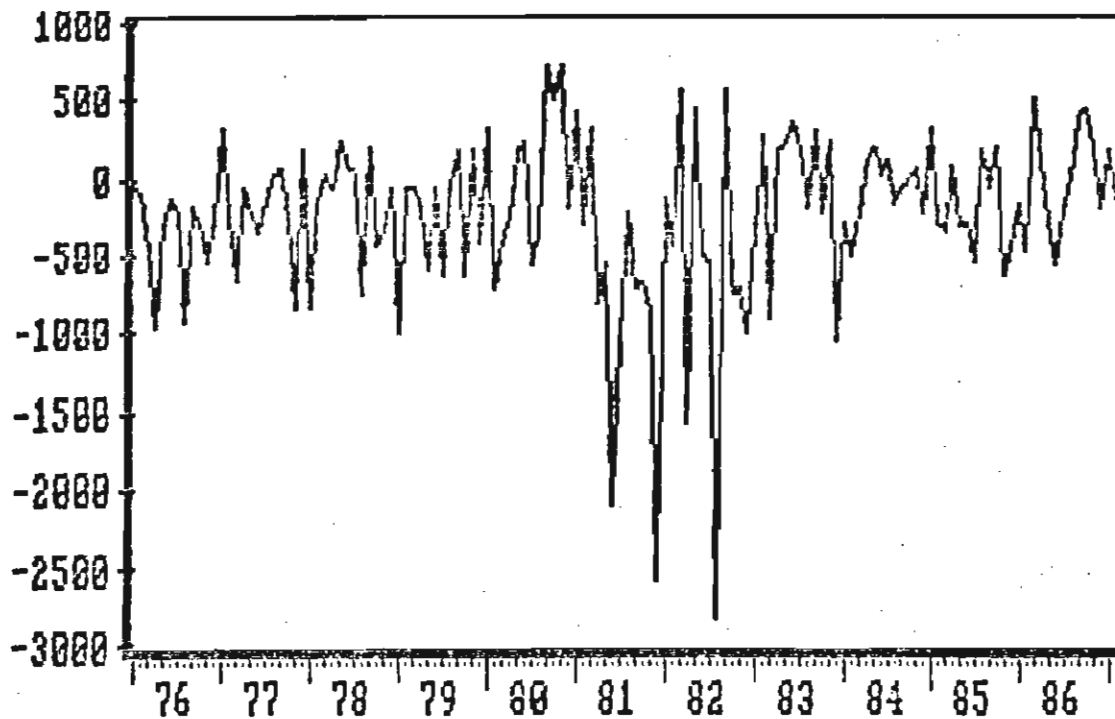
En el trabajo incluyo la identificación de un modelo para cada serie, un análisis tentativo de intervención, así como la estimación y verificación de supuestos, asimismo incluyo los pronósticos para cada una de las series. Finalmente hago un análisis de la capacidad de pronóstico para los modelos con y sin los efectos de las intervenciones.

1. SERIE ERRORES Y OMISIONES (EYO)

La serie Errores y Omisiones se reporta en la Balanza de Pagos, publicada en los indicadores del sector externo del Banco de México. En este trabajo, la serie se presenta en millones de dólares y los datos se muestran en el apéndice.

Esta serie, en ocasiones, se interpreta como la fuga o repatriación de capitales, pero además puede incluir otros movimientos no registrados tales como el contrabando. Y por supuesto son los errores y omisiones en el cálculo y registro del flujo de divisas.

GRAFICA 1
ERRORES Y OMISIONES EN MILLONES DE DOLARES



Interpretando a esta serie como fugas de capitales observamos en la gráfica 1 que en los años de 1981 y 1982 se registraron las salidas más grandes que el país haya experimentado en su historia, en particular en agosto de 1982, lo cual se podría explicar por el grado de incertidumbre y desconfianza de los

inversionistas hacia el gobierno, así como de las expectativas devaluatorias. Este acontecimiento puede influir en la determinación de un modelo que represente adecuadamente a la serie, por lo que sería conveniente introducir un Análisis de Intervención.

1.1. ESTABILIZACION DE LA VARIANZA (EYO)

Para volver estacionaria a la serie, en primer lugar se seleccionará una transformación estabilizadora de la varianza, para lo cual se usará el método de Guerrero (1983), basado en el criterio del coeficiente de variación mínimo. Los resultados se muestran a continuación:

CUADRO 1

Año	Grupo	Potencia (λ)				
		-1	-0.5	0	0.5	1
1976	(1)	0.043811	0.071105	0.115404	0.187301	0.30399
1977	(2)	0.040685	0.068370	0.114893	0.193072	0.32445
1978	(3)	0.042718	0.071867	0.120906	0.203406	0.34220
1979	(4)	0.049309	0.081469	0.134607	0.222402	0.36746
1980	(5)	0.054749	0.095150	0.165364	0.287393	0.49947
1981	(6)	0.171840	0.257616	0.386209	0.578990	0.86800
1982	(7)	0.162222	0.252914	0.394309	0.394309	0.95844
1983	(8)	0.055890	0.095608	0.163552	0.279782	0.47861
1984	(9)	0.024044	0.041108	0.070281	0.120158	0.20543
1985	(10)	0.038823	0.065220	0.109567	0.184066	0.30922
1986	(11)	0.039383	0.068014	0.117460	0.202851	0.35032
Coeficiente de variación		0.773039	0.707722	0.644912	0.585683	0.52961

Como se observa, el mínimo coeficiente de variación se alcanza en $\lambda=1$, dentro de los valores elegidos de λ , por lo tanto se deduce que (EYO) no necesita transformación para estabilizar aproximadamente su varianza. Esto resulta ser muy favorable ya que nos permitirá hacer un análisis a partir de la serie original.

1.2. ESTABILIZACION DEL NIVEL (EYO)

Con el objeto de estabilizar el nivel se aplicó una diferencia regular a la serie para comparar las FAC muestrales de la serie original y de la primera diferencia. Así, en la gráfica 2 podemos ver que la serie original es estacionaria en el nivel, ya que se observa un decaimiento rápido a cero de la FAC, y con la primera diferencia, en la gráfica 3, es menos rápido.

GRAFICA 2
FAC Y FACP SERIE ORIGINAL

SMPL	1976.01 - 1987.02	134 Observations	IDENT	EYOM
Autocorrelations		Partial Autocorrelations		
				ac pac
				1 0.0350 0.0350
	**		**	2 0.2321 0.2312
				3 -0.0305 -0.0474
	***		***	4 0.2903 0.2536
				5 0.0025 -0.0027
	*			6 0.0737 -0.0422
			*	7 0.0379 0.0685
	*			8 0.0505 -0.0388
	*:		*:	9 -0.0860 -0.1168
				10 -0.0281 -0.0257
				11 -0.0089 0.0025
	*		*	12 0.0647 0.0722
	*:		*:	13 -0.0894 -0.0538
	**		**	14 0.1575 0.1831
	*:		*:	15 -0.0733 -0.0640
	**		*	16 0.1657 0.1015
	*:			17 -0.1042 -0.0440
	*		*:	18 0.0571 -0.1034
	**		*:	19 -0.1742 -0.1417
			*:	20 -0.0131 -0.0850
	*:		*:	21 -0.1262 -0.0596
	**		**	22 -0.1638 -0.1891
	*:			23 -0.1329 -0.0047
			*:	24 -0.0250 0.1044
S.E. of Correlations		8.638685E-02	Q-Stat. (24 lags)	44.68833

GRAFICA 3
FAC Y FACP PRIMERA DIFERENCIA

SMPL		1976.02	-	1987.02	133	Observations	IDENT	EYOM1
Autocorrelations		Partial		Autocorrelations		ac	pac	
*****	:	*****	:	1	-0.6029	-0.6029		
**	:	**	:	2	0.2397	-0.1945		
***	:	***	:	3	-0.3019	-0.4025		
***	:	*	:	4	0.3136	-0.1053		
**	:	*	:	5	-0.1864	-0.0614		
*	:	**	:	6	0.0563	-0.1594		
*	:	:	:	7	-0.0232	0.2200		
*	:	:	:	8	0.0762	0.0340		
*	:	*	:	9	-0.1011	-0.0624		
:	:	*	:	10	0.0201	-0.0852		
:	:	*	:	11	-0.0295	-0.1460		
*	:	:	:	12	0.1184	-0.0152		
**	:	**	:	13	-0.2071	-0.2373		
**	:	:	:	14	0.2489	0.0190		
**	:	*	:	15	-0.2445	-0.1409		
***	:	:	:	16	0.2628	0.0077		
**	:	*	:	17	-0.2228	0.0630		
*	:	*	:	18	0.2026	0.0900		
**	:	:	:	19	-0.2025	0.0221		
*	:	:	:	20	0.1417	-0.0085		
:	:	*	:	21	-0.0385	0.1072		
:	:	*	:	22	-0.0349	-0.0840		
:	:	**	:	23	-0.0413	-0.1797		
*	:	:	:	24	0.0922	-0.0474		
S.E. of Correlations		.086711		Q-Stat. (24 lags)		143.4511		

Por lo que podemos considerar a (EYO) como estacionaria, además para no correr el riesgo de sobrediferenciar, cuando en realidad no es necesario si se toma la primera diferencia.

Lo anterior se confirma usando los valores de las desviaciones estándar muestrales:

$$S(0) = 583.00 \quad S(1) = 750.05$$

Donde S(0) proporciona el menor de los dos valores, así que podemos considerar a la serie original como estacionaria en el nivel.

1.3. IDENTIFICACION DEL MODELO $\langle EYO_t \rangle$

A partir de la serie original y usando sus funciones de autocorrelación muestral y parcial vemos que se puede identificar un modelo MAC(4) ya que la FAC y FACP muestran las características propias de un proceso de promedios móviles.

Debido a que $r_2 = 0.2321$ y $r_4 = 0.2903$ son significativamente diferentes de cero, $2/\sqrt{N-d} = 0.1727$, postularemos tentativamente el modelo: $Z_t = (1 - \theta_2 B^2 - \theta_4 B^4) a_t$.

1.4. ESTIMACION DEL MODELO $\langle EYO_t \rangle$

En la etapa de estimación el modelo propuesto arrojó los resultados que se muestran en el cuadro 2. De los cuales se verificaron los supuestos y se encontró que el modelo que mejor representó a la serie es $EYO = \theta_0 + (1 - \theta_2 B^2 - \theta_4 B^4) a_t$. Del cual se obtuvieron los siguiente resultados:

CUADRO 3

RESULTADOS DE ESTIMACION DEL MODELO $EYO_t = \theta_0 + (1 - \theta_2 B^2 - \theta_4 B^4) a_t$

SMPL 1976.01 - 1987.02

134 Observations

LS // Dependent Variable is EYO

Convergence achieved after 3 iterations

VARIABLE	COEFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-234.42238	44.289092	-5.2930049	0.000
MAC(2)	0.1833175	0.0873804	2.0979250	0.036
MAC(4)	0.2924117	0.0875667	3.3393028	0.001

CUADRO No. 2
RESUMEN DE RESULTADOS DE LA ESTIMACION DE MODELOS

SERIE: $Z_t = EYO_t$

TRANSFORMACION: $TCZ_t = EYO_t$

(1) PERIODO Y NUMERO DE OBSERVA.	(2) MODELO	(3) PARAMETROS ESTIMADOS	(4) INTER. DEL 95% DE CON- FIANZA	(5) CORR. DE PARAM > 0.5	ANALISIS DE RESIDUALES				
					(6) $m(\hat{a})$	(7) $\hat{\sigma}_a$	(8) Q^*, g, l	(9) $r_k(\hat{a})=0$	(10) RESID. GRANDES
1976.01 1987.02 N = 134	$Z_t = (1 - \theta_2 B^2 - \theta_4 B^4) a_t$	$\hat{\theta}_2 = 0.2590$ $\hat{\theta}_4 = 0.3675$	(0.088, 0.429) (0.196, 0.538)	-	- 145.04	515.1035	26.75 (20)	-	$\hat{a}_{66} = -3.4\hat{\sigma}_a$ $\hat{a}_{72} = -5.3\hat{\sigma}_a$ $\hat{a}_{80} = -4.7\hat{\sigma}_a$
1976.01- 1982.02 N = 134	$(1 - \phi B) Z_t = (1 - \theta_2 B^2 - \theta_4 B^4) a_t$	$\hat{\phi} = 0.1637$ $\hat{\theta}_2 = 0.2422$ $\hat{\theta}_4 = 0.1637$	(-0.008, 0.033) (0.069, 0.417) (0.006, 0.322)	-	- 123.88	516.68	25.71 (19)	-	$\hat{a}_{66} = -3.3\hat{\sigma}_a$ $\hat{a}_{72} = -5.1\hat{\sigma}_a$ $\hat{a}_{80} = -4.4\hat{\sigma}_a$
1976.01- 1987.02 N = 134	$Z_t = \theta_0 + (1 - \theta_2 B^2 - \theta_4 B^4) a_t$	$\hat{\theta}_0 = -234.422$ $\hat{\theta}_2 = 0.1833$ $\hat{\theta}_4 = 0.2924$	(-321.2, -147.6) (0.012, 0.355) (0.121, 0.464)	-	0.007447	508.8	23.57 (20)	-	$\hat{a}_{66} = -3.3\hat{\sigma}_a$ $\hat{a}_{72} = -4.8\hat{\sigma}_a$ $\hat{a}_{80} = -4.6\hat{\sigma}_a$

1.5. VERIFICACION DE SUPUESTOS

De la verificación de los supuestos encontramos que para el primer modelo propuesto ($EY_{0t} = (1 - \theta_2 B^2 - \theta_4 B^4) a_t$) no satisface la condición de que la media de los residuales igual a cero ya que $|\sqrt{N-d-p} m(\hat{a})/\hat{\sigma}_t| = 3.2959$.

Como posible solución al problema se determinó incluir un término autorregresivo. Sin embargo el valor del parámetro resultó ser no significativo.

No se incluyó una diferencia debido a que se corría el riesgo de sobrediferenciar ya que $S(1)$ es casi un 40% mayor a $S(0)$. Además, la FAC de la serie con la primera diferencia nos muestra que difícilmente sería estacionaria.

Así, se optó incluir un término constante el cual indicaría que existe una parte determinista en los residuales.

Los resultados de de la estimación del modelo se mostraron en el cuadro 3.

Podemos resumir los resultados de la verificación de los supuestos para dicho modelo en la forma siguiente:

1) Debido a que $|\sqrt{N-d-p} m(\hat{a})/\hat{\sigma}| = 0.000169$ se puede decir que la media de los residuales es igual a cero.

2) Al observar la gráfica 1.4 de los residuales vemos que, con excepción de los residuales en $t=66$, $t=72$, $t=82$, la varianza es aproximadamente constante, es decir, no crece ni decrece monótonamente.

3) El valor de $Q' = 23.569$ al compararlo con el valor en tablas de la distribución Ji-cuadrada con 20 grados de libertad:

$$\chi_{0.05}^2 = 31.41 \qquad \chi_{0.10}^2 = 28.41$$

tenemos que Q' es menor. Por lo tanto no se rechaza la hipótesis de que los residuales son ruido blanco al 5% y 10% de

significancia. Además debido a que ningún $r_k(\hat{a})$ es mayor $2/\sqrt{N-d-p}$ = 0.1727 nos da un mayor fundamento para suponer independencia entre los residuales.

4) De la gráfica 4 de los residuales vemos que sólo tres se encuentran fuera de la banda de dos veces la desviación estándar, por lo que no se viola el supuesto de distribución normal de los residuales.

5) Existen tres residuales "grandes" $a_{66} = -3.3 \sigma_a$, $a_{72} = 4.6 \sigma_a$ y $a_{80} = 4.6 \sigma_a$, correspondiendo $t=66$ a junio de 1981, $t=72$ a diciembre de 1981 y $t=80$ a agosto de 1982. El estudio de estas observaciones se tratará más adelante en un análisis de intervención.

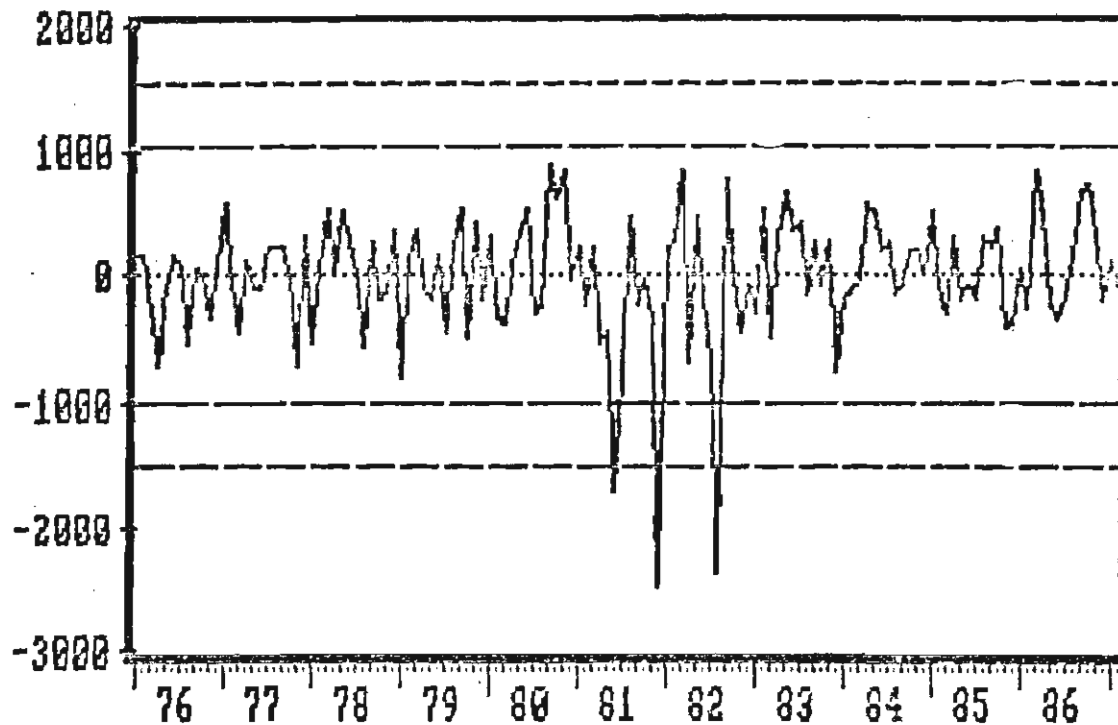
6) Los intervalos de confianza para los parámetros de promedios móviles no cubren el cero, por lo que el modelo resulta ser parsimonioso. El valor de la constante es aproximadamente igual a la media muestral de la serie (-235.494).

7) En virtud de que los intervalos de confianza de los parámetros no incluyen el uno, el modelo es admisible.

8) Como no se encontró correlación entre los parámetros mayor a 0.5 en valor absoluto el modelo será estable.

Por lo tanto esta última especificación resulta ser la más adecuada para hacer uso del modelo, a reserva de incorporar los efectos de intervenciones.

GRAFICA 4
RESIDUALES DEL MODELO $EYO_t = \theta_0 + (1 - \theta_2 B^2 - \theta_4 B^4) a_t$



1.6. PRONÓSTICO PARA $\{EYO_t\}$

Como vimos el modelo $EYO_t = \theta_0 + (1 - \theta_2 B^2 - \theta_4 B^4) a_t$ representa razonablemente bien a la serie. Y como se mencionó, al trabajar con la serie original el pronóstico se obtiene directamente de la estimación del modelo. A continuación se reporta el resultado del pronóstico a partir del origen $\tau=134$ (febrero de 1987) y con un horizonte de $H=5$, donde después de 4 períodos hacia adelante el pronóstico es igual al término constante por ser un proceso $MA(4)$. Asimismo, se presentan los intervalos al 95% de confianza respectivos.

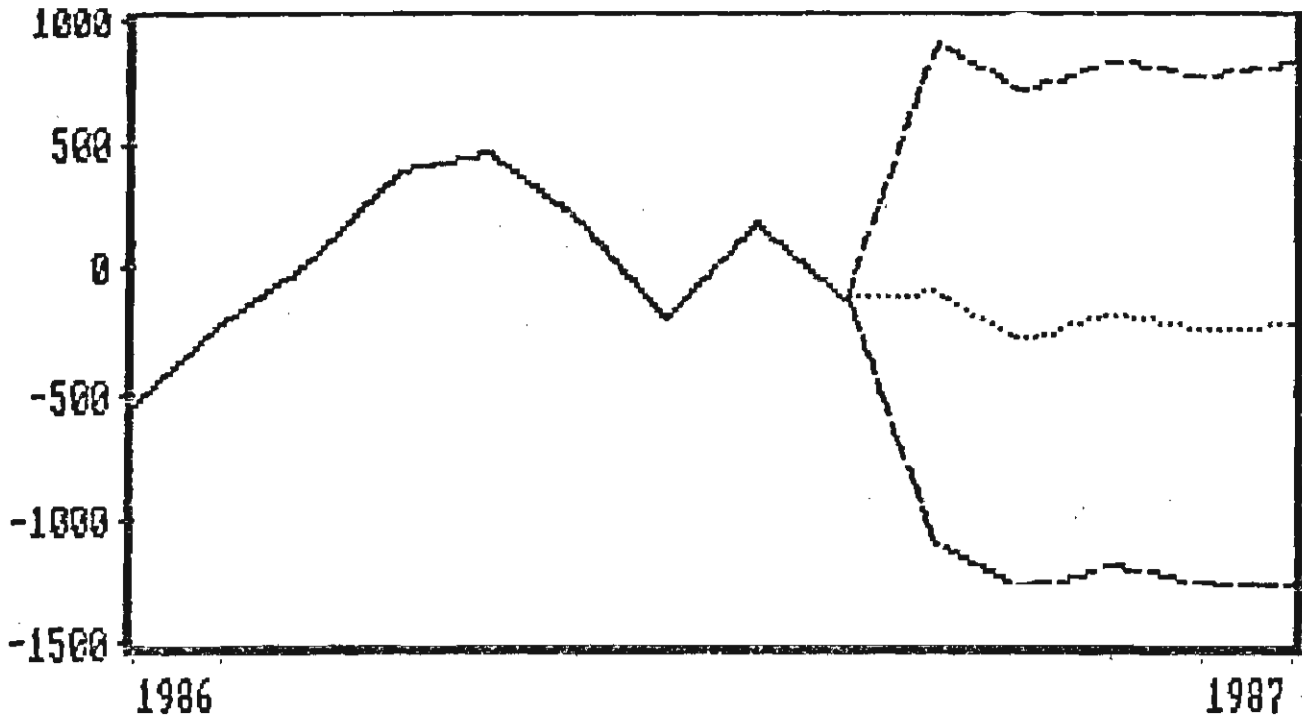
CUADRO 4

PRONOSTICO CON EL MODELO MAC4)

h	$\langle \text{EYO}_{194} \rangle (h)$	$z_{0.025} \left(\sum_{j=0}^{h-1} \Psi_j^2 \right)^{1/2} \hat{\sigma}_a$	Int. 95% de conf.
1	-104.4206	997.248	(-1101.669, 892.8274)
2	-295.1002	997.248	(-1292.348, 702.1478)
3	-191.4582	1013.863	(-10305.32, 9922.405)
4	-256.0187	1013.863	(-1269.882, 757.8442)
5	-234.4224	1054.962	(-1289.384, 820.5397)

La gráfica para estos pronósticos se muestran en la

GRAFICA 5
PRONOSTICO PARA $\langle \text{EYO}_t \rangle$



Finalmente cabe señalar que los intervalos de confianza son muy amplios por la magnitud de la varianza de los residuales, en especial por el efecto de algunos residuales grandes. Este efecto se verá en seguida incluyendo el impacto de esas intervenciones.

1.7. ANALISIS DE INTERVENCION (EYO_t)

Al observar los residuales para el modelo estimado, tenemos que existen cinco que destacan, dos de ellos relacionados con fechas de devaluación del peso en $t=74$ y $t=80$, correspondiendo a febrero de 1982 y agosto de 1982. Los tres restantes se encuentran ligados a fenómenos exógenos relacionados con fechas importantes en la esfera política, lo que generó un mayor grado de incertidumbre.

Con el objeto de estudiar los efectos de estas intervenciones se estimó: $EYO_t = \omega_1 P_{I,t} + \omega_2 P_{II,t} + \theta_0 + (1 - \theta_2 B^2 - \theta_4 B^4) a_t$ con $I=(1981.06)-(1981.12)-(1982.04)$ y $II=(1982.02)-(1982.08)$. Donde el modelo dinámico implícito de intervención sería $\epsilon_{I,t} = \omega P_{I,t}$ y el Modelo explícito $\epsilon_{I,t} = \begin{cases} 0 & t \neq I \\ 1 & t = I \end{cases}$. E igual forma tendrían los modelos para II.

Esta especificación supone que los efectos sólo afectaron en el período en que se dió la intervención. El supuesto anterior no será verificado en virtud de que el paquete de cómputo disponible no permite hacer este tipo de análisis, sin embargo se sostendrá dicho supuesto para el análisis de intervención.

Los resultados obtenidos se reportan en el cuadro 5. De esta última especificación se pasó a un modelo que excluya el coeficiente θ_4 por que resultó ser no significativo, y se incluyeron los parámetros con retrasos 6 y 10 de promédios móviles, ya que la autocorrelación de los residuales así lo mostró.

Cabe señalar que, no se incluyó el parámetro θ_{22} , además los residuales grandes desaparecen a partir del primer modelo propuesto con los efectos de intervención.

Al estimar el modelo observamos que el parámetro θ_2 no es

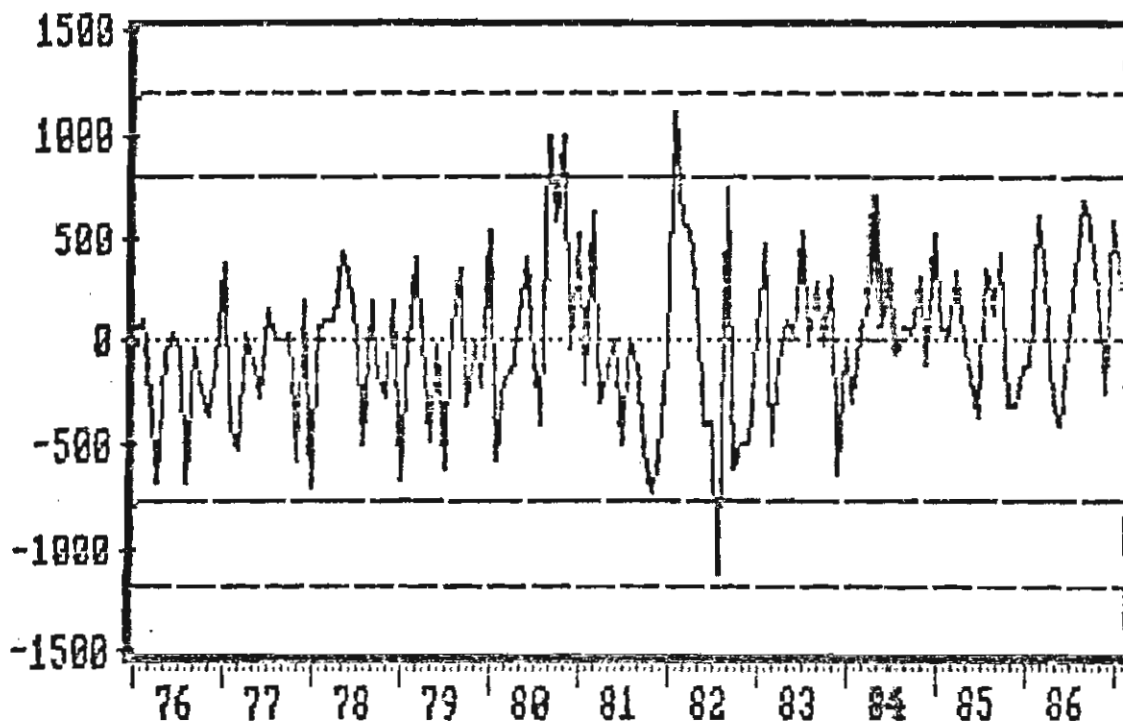
significativamente diferente de cero, por lo que se estimó un modelo que sólo incluyera los parámetros θ_6 y θ_{10} , además de la constante y los efectos de las intervenciones, en esta etapa se observó que la autocorrelación r_{14} de los residuales fue significativamente diferente de cero.

La última especificación, es decir el modelo:

$EYO_t = \omega_1 P_{I,t} + \omega_2 P_{II,t} + \theta_0 + (1 - \theta_6 B - \theta_{10} B^{10} - \theta_{14} B^{14}) a_t$, resultó ser el más adecuado para representar a la serie en estudio con los efectos de las intervenciones, y cuyos resultados se muestran en el cuadro 5. Confirmando que se satisfacen todos los supuestos. Asimismo, ningún residual sale de la banda de tres veces la desviación estandar, como se aprecia en la siguiente gráfica.

GRAFICA 6

RES. DEL MODELO: $EYO_t = \omega_1 P_{I,t} + \omega_2 P_{II,t} + \theta_0 + (1 - \theta_6 B - \theta_{10} B^{10} - \theta_{14} B^{14}) a_t$



CUADRO No. 5
RESUMEN DE RESULTADOS DE LA ESTIMACION DE MODELOS

SERIE: $Z_t = EYO_t$

TRANSFORMACION: $TC(Z_t) = EYO_t$

(1) PERIODO Y NUMERO DE OBSERVA.	(2) MODELO	(3) PARAMETROS ESTIMADOS	(4) INTER. DEL 95% DE CON- FIANZA	(5) CORR. DE PARAM > 0.5	ANALISIS DE RESIDUALES				
					(6) $m(\hat{a})$	(7) $\hat{\sigma}_a$	(8) $Q^*, \rho \hat{t}$	(9) $r_k(\hat{a}) \neq 0$	(10) RESID. GRANDES
1976.01 1987.02 N = 134 I=(1981.00 1981.12) 1982.04) II=(1982.02) 1982.08)	$Z_t = \omega_0 P_{1,t} + \omega_2 P_{11,t} + \theta_0 a_t + (1 - \theta_2 B^2 - \theta_4 B^4) a_t$	$\hat{\theta}_0 = -171.927$ $\hat{\theta}_2 = 0.1978$ $\hat{\theta}_4 = 0.0578$ $\hat{\omega}_1 = -1902.31$ $\hat{\omega}_2 = -1357.45$	(-246.4, -97.58) (0.014, 0.369) (-0.119, 0.235) (-2390, -1107) (-1966, -752)	-	-0.007344	416.103	44.74 (19)	$r_0 = -0.18$ $r_{10} = -0.23$ $r_{28} = -0.22$	-
1976.02- 1982.02 N = 134 I=(1981.00 1981.12) 1982.04) II=(1982.02) 1982.08)	$Z_t = \omega_1 P_{1,t} + \omega_2 P_{11,t} + \theta_0 a_t + (1 - \theta_2 B^2 - \theta_6 B^6 - \theta_{10} B^{10}) a_t$	$\hat{\theta}_0 = -172.122$ $\hat{\theta}_2 = 0.1574$ $\hat{\theta}_6 = -0.2243$ $\hat{\theta}_{10} = -0.2946$ $\hat{\omega}_1 = -2044.6$ $\hat{\omega}_2 = -1390.86$	(-242.7, -101.6) (-0.024, 0.339) (-0.410, -0.038) (-0.519, -0.070) (-2516, -1572) (-1987, -794)		0.023578	392.727	23.51 (18)	-	-
1976.01- 1987.02 N = 134 I=(1981.00 1981.12) 1982.04) II=(1982.02) 1982.08)	$Z_t = \omega_1 P_{1,t} + \omega_2 P_{11,t} + \theta_0 a_t + (1 - \theta_6 B^6 - \theta_{10} B^{10}) a_t$	$\hat{\theta}_0 = -172.814$ $\hat{\theta}_6 = -0.2278$ $\hat{\theta}_{10} = -0.3016$ $\hat{\omega}_1 = -2023.8$ $\hat{\omega}_2 = -1461.03$	(-244.0, -101.6) (-0.413, -0.042) (-0.486, -0.118) (-2105, -1962.6) (-2055, -866)		0.0490094	397.895	32.05 (19)	$r_{14} = 0.17$	-
1976.01 1987.02 N = 134 I=(1981.00 1981.12) 1982.04) II=(1982.02) 1982.08)	$Z_t = \omega_1 P_{1,t} + \omega_2 P_{11,t} + \theta_0 a_t + (1 - \theta_6 B^6 - \theta_{10} B^{10} - \theta_{14} B^{14}) a_t$	$\hat{\theta}_0 = -171.075$ $\hat{\theta}_6 = -0.223$ $\hat{\theta}_{10} = -0.2856$ $\hat{\theta}_{14} = 0.1863$ $\hat{\omega}_1 = -2021.71$ $\hat{\omega}_2 = -1433.13$	(-240.4, -101.7) (-0.405, -0.040) (-0.468, -0.103) (0.004, 0.369) (-2482, -1567) (-2007, -858)		0.034812	393.3616	22.57 (18)	-	

1.8. PRONOSTICO CON INTERVENCION (EYO_t)

En el modelo propuesto para la serie, incluyendo los efectos de las intervenciones, la varianza de los residuales se redujo en un 23%, asimismo ya no se tienen residuales mayores a tres veces la desviación estandar, como se observa en la gráfica 6.

Los resultados de los pronósticos para esta nueva especificación se muestran en el cuadro 5 y la gráfica 7. A partir del origen $t=134$ (febrero de 1987) con $h=15$, ya que por ser un proceso MAC(14) los pronósticos después de 14 períodos son los mismos.

CUADRO 6
PRONOSTICO CON EL MODELO MAC(14)

h	EYO ₁₉₄ (h)	$z_{0.05} \left(\sum_{j=0}^{h-1} \hat{\sigma}_a^2 \right)^{1/2}$	Int. de 95% conf.
1	-265.7780	770.9890	(-1036.767, 505.2110)
2	-195.3160	770.9890	(-966.3050, 575.6730)
3	-98.20800	770.9890	(-869.1970, 672.7810)
4	-161.2190	770.9890	(-932.2080, 609.7700)
5	-543.6070	770.9890	(-1314.596, 227.3820)
6	-406.4880	770.9890	(-1177.477, 364.5010)
7	-248.6710	789.9260	(-1038.597, 541.2550)
8	-43.95000	789.9260	(-833.8760, 745.9760)
9	-212.8280	789.9260	(-1002.754, 577.0980)
10	-146.0260	789.9260	(-935.9520, 643.9000)
11	-125.7720	890.9270	(-1016.699, 765.1550)
12	-213.8160	890.9270	(-1104.743, 677.1110)
13	-62.45400	890.9270	(-953.3810, 828.4730)
14	-121.3730	890.9270	(-1012.300, 769.5540)
15	-171.0750	898.9760	(-1070.051, 727.9010)

1.9. CAPACIDAD DE PRONOSTICO DE LOS MODELOS (EYO_t)

Los dos modelos identificados, uno sin los efectos de intervenciones y el otro con ellos, son los siguientes:

$$1) \text{EYO}_t = \theta_0 + (1 - \theta_2 B^2 - \theta_4 B^4) a_t, \quad \hat{\sigma}_a = 508.8$$

$$2) \text{EYO}_t = \omega_1 P_{I,t} + \omega_2 P_{II,t} + \theta_0 + (1 - \theta_6 B^6 - \theta_{10} B^{10} - \theta_{14} B^{14}) a_t, \quad \hat{\sigma}_a = 393.4$$

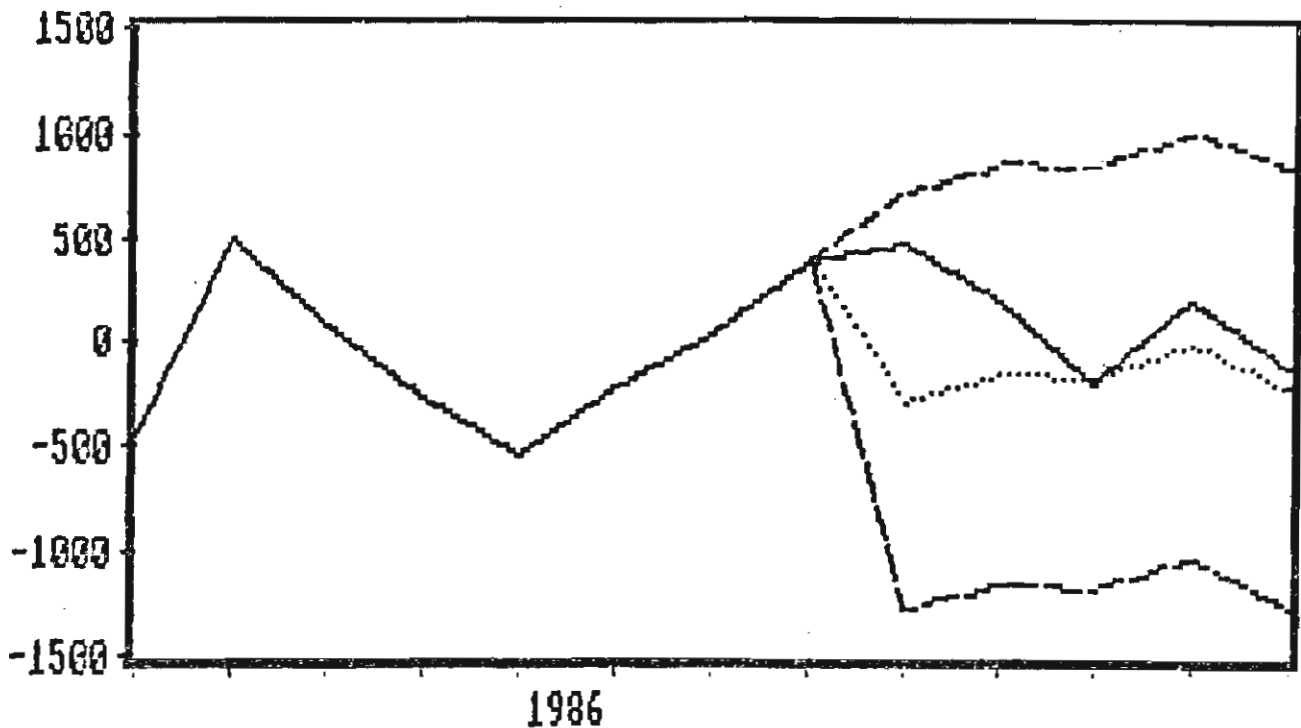
Con base en estos dos modelos se analizó la capacidad de pronóstico de las últimas cinco observaciones en el primer modelo y de las últimas quince para el segundo modelo, con $N = 134$, $H_1 = 5$, $H_2 = 15$, $\tau_1 = 129$, $\tau_2 = 119$. Los correspondientes valores observados y pronosticados con el modelo 1 aparecen en el cuadro 7, mientras que en el cuadro 8 se presentan los resultados del modelo 2.

CUADRO 7
PRONOSTICO Y ERRORES DE PRONOSTICO MODELO 1

h	EYO _{τ+h}	EYO _τ (h)	e _τ (h)	e' _τ (h)	EYO _{τ+h-1} (1)	e _{τ+h-1} (1)	e' _{τ+h-1} (1)
1	462.124	-294.187	756.31	163.66	-294.187	756.31	163.66
2	193.886	-158.586	352.47	181.79	-158.586	352.47	181.79
3	-204.652	-182.090	-22.56	11.02	-43.445	-161.20	78.77
4	186.585	-24.960	211.54	113.38	39.653	146.93	78.75
5	-116.676	-234.422	117.74	-100.92	-42.821	-73.85	63.30
M ₁ = 283.1		M' ₁ = 73.8		M ₂ = 204.1		M' ₂ = 113.2	
ECM ₁ = 151073.3		ECM' ₁ = 16598.7		ECM ₂ = 149854.9		ECM' ₂ = 15249.3	

La respectiva gráfica de la simulación dinámica para el modelo 1 se muestra a continuación:

GRAFICA 8
SIMULACION DINAMICA MODELO(1)



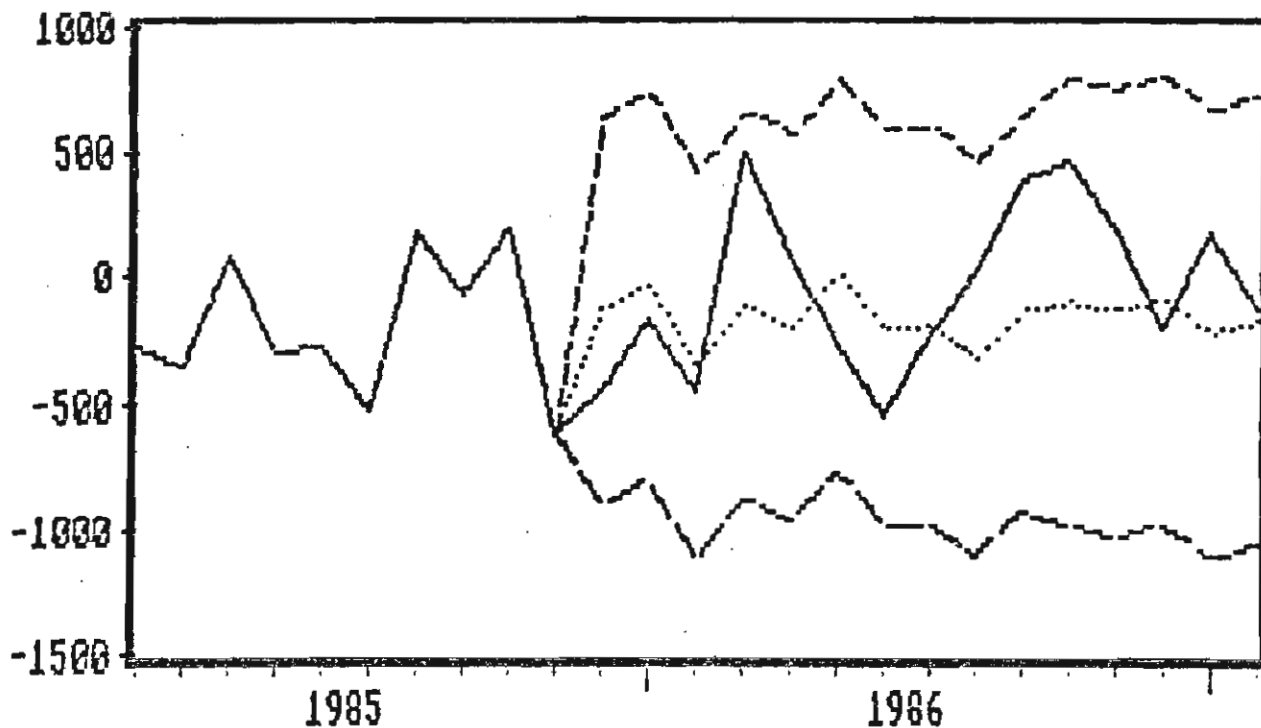
En el cuadro 8 se muestran los resultados para el modelo 2, con $H=15$ y $\tau=119$.

CUADRO 8
PRONOSTICO Y ERRORES DE PRONOSTICO MODELO 2

h	$EYO_{\tau+h}$	$\hat{EYO}_{\tau}(h)$	$e_{\tau}(h)$	$e'_{\tau}(h)$	$\hat{EYO}_{\tau+h-1}(1)$	$e_{\tau+h-1}(h)$	$e'_{\tau+h-1}(1)$
1	-443.338	-136.324	-307.01	69.25	-136.332	-307.00	69.25
2	-172.417	-44.478	-127.93	74.20	-44.4855	-127.93	74.20
3	-456.611	-362.483	-94.128	20.61	-362.491	-94.120	20.61
4	502.713	-112.523	613.24	112.38	-112.530	615.24	122.38
5	79.370	-205.747	285.11	359.23	-205.755	285.12	359.24
6	-267.609	7.292	-274.90	102.73	7.285	-274.89	102.72
7	-542.619	-210.147	-332.47	61.27	-141.672	-400.94	73.89
8	-216.473	-201.284	-15.18	7.02	-172.753	-43.71	20.20
9	24.818	-326.837	351.65	1416.9	-305.848	330.66	1332.3
10	387.146	-145.305	532.45	137.53	-282.543	669.69	172.9
11	462.124	-105.394	567.51	122.81	-81.315	543.44	117.6
12	193.886	-147.144	341.03	175.89	-49.29	243.17	125.4
13	-204.652	-91.554	-113.09	55.26	24.75	-229.41	112.1
14	186.585	-230.4930	417.07	223.53	-396.46	583.04	312.4
15	-116.67	-171.0750	54.39	-46.62	-383.45	266.79	-228.7

Asimismo, la gráfica respectiva para la simulación dinámica del modelo 2 se muestra a continuación.

GRAFICA 9
SIMULACION DINAMICA MODELO (2)



Como resultado de estas simulaciones dinámicas y estáticas resumidas en los dos cuadros anteriores, puede concluirse que:

a) Ambos modelos tienden a subestimar los valores de la serie, ya que todas las M 's son positivas. b) La subestimación en términos absolutos es menor con el segundo modelo, pero con el primero la subestimación en términos relativos es menor. c) La precisión de los pronósticos es mejor con el modelo 2, ya que las EMC's son menores que en el primer modelo.

Entonces, la incorporación de los efectos de las intervenciones ayuda a mejorar la calidad del pronóstico, como se esperaba, debido a que la desviación estándar de los residuales es menor. Finalmente debido a la magnitud de los datos los errores de pronóstico son "grandes".

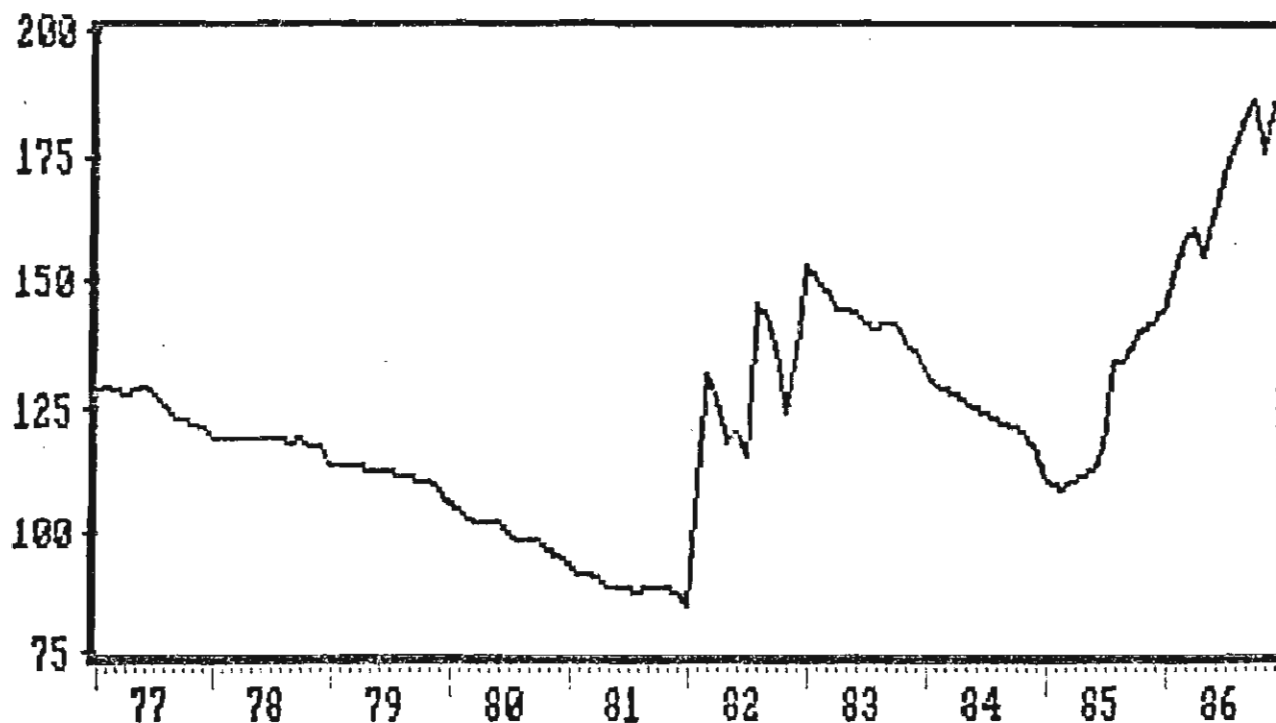
2. SERIE DEL INDICE DE TIPO DE CAMBIO REAL.

Esta serie indica el nivel de sobre o subvaluación del peso respecto a un punto de equilibrio, la metodología para la construcción de esta serie se especifica en el apéndice.

El índice tiene su base teórica en el principio de la "paridad del poder de compra" (PPC), la cual nos dice que el nivel de precios interno es igual al tipo de cambio nominal por el nivel de precios en el extranjero, esto es: $P = e P^*$, donde P es el índice de precios en el país, P^* es el índice de precios en el extranjero y e el tipo de cambio nominal.

La gráfica de la serie original del índice del tipo de cambio es la siguiente:

GRAFICA 10
INDICE DE TIPO DE CAMBIO REAL (BASE 1980) PONDERADO CON LOS 22
PRINCIPALES SOCIOS COMERCIALES DE MEXICO



Con el objeto de hacer pronósticos sobre este índice se intentó identificar al proceso generador de la serie, durante el período de enero de 1977 a diciembre de 1986. Cabe señalar que esta serie está influida por las decisiones de devaluación. Aunque en el caso de México el tipo de cambio no es completamente aleatorio, pero el índice tiene elementos aleatorios como la inflación interna y externa.

2.1. ESTABILIZACION DE LA VARIANZA $\{ITCR_t\}$.

Siguiendo la metodología usada en la serie anterior se obtuvieron los siguientes resultados:

CUADRO 9

Año	Grupo	Potencia(λ)				
		-1	-0.5	0	0.5	1
1977	(1)	2.1D-04	2.3D-03	2.6D-02	0.29102	3.26571
1978	(2)	5.6D-05	6.1D-04	6.7D-03	0.07286	0.79316
1979	(3)	1.1D-04	1.1D-03	1.2D-02	0.13113	1.38657
1980	(4)	3.3D-04	3.3D-03	3.3D-02	0.32997	3.30147
1981	(5)	2.3D-04	2.1D-03	2.0D-02	0.19064	1.79963
1982	(6)	1.1D-03	1.2D-02	0.13506	1.50503	16.7711
1983	(7)	2.5D-04	3.0D-03	0.03564	0.42737	5.12394
1984	(8)	2.3D-04	3.2D-03	0.03541	0.39519	4.41028
1985	(9)	9.2D-04	1.0D-02	0.11292	1.25001	13.8279
1986	(10)	5.0D-04	6.4D-03	0.08331	1.08013	14.0038
Coeficiente de variación		0.8675	0.8762	0.8878	0.9039	0.9265

El mínimo valor del coeficiente de variación se alcanzó con $\lambda=-1$, lo que nos indica que debemos aplicar la transformación recíproca para estabilizar aproximadamente la varianza, por lo tanto: $TC(Z_t) = 1/ITCR_t$.

2.2. ESTABILIZACION DEL NIVEL (TCZ_t) .

Comparando las funciones de autocorrelación para la serie TCZ_t , su primera y segunda diferencias, encontramos que la serie sin diferencias no es estacionaria en el nivel ya que presenta un decaimiento lento a cero, como se observa en la gráfica 11.

GRAFICA 11
FACY FACP PARA TCZ_t

SMPL 1977.01 - 1986.12
120 Observations
IDENT TZ

Autocorrelations	Partial Autocorrelations	ac	pac	
*****	*****	1	0.9456	0.9456
*****	*	2	0.8817	-0.1176
*****		3	0.8252	0.0447
*****	*	4	0.7821	0.0835
*****	*	5	0.7345	-0.0839
*****	*	6	0.6727	-0.1422
*****	**	7	0.5910	-0.2034
*****	*	8	0.5214	0.0726
*****		9	0.4604	-0.0229
****		10	0.4053	-0.0080
***	*	11	0.3394	-0.1016
***		12	0.2686	-0.0417
**		13	0.2039	0.0168
*	*	14	0.1438	-0.0884
*		15	0.0878	-0.0172
		16	0.0385	0.0351
		17	-0.0089	0.0049
	*	18	-0.0417	0.0939
*		19	-0.0658	0.0142
*		20	-0.0846	0.0245
*		21	-0.0980	0.0338
*		22	-0.1068	0.0004
*		23	-0.1140	-0.0305
*		24	-0.1169	-0.0205
S.E. of Correlations		9.128709E-02	Q-Stat. (24 lags) 632.8248	

Las funciones de autocorrelación para la primera y segunda diferencias son muy similares y parecen ser estacionarias, por lo

que sería suficiente considerar a la primera diferencia como una serie aproximadamente estacionaria.

La gráfica de la FAC y FACP para la primera diferencia es la siguiente.

GRAFICA 12
FAC Y FACP PARA ∇TCZ_t

SMPL 1977.02 - 1986.12
119 Observations
IDENT TZ1

Autocorrelations		Partial Autocorrelations		ac	pac	
***	***	***	***	1	0.1704	0.1704
**	**	**	**	2	-0.1544	-0.1890
**	**	*	*	3	-0.1652	-0.1086
*	*	*	*	4	0.0861	0.1176
**	**	*	*	5	0.2152	0.1468
***	***	***	***	6	0.3121	0.2864
*	*	*	*	7	-0.1018	-0.1435
**	**			8	-0.1526	-0.0052
*	*			9	-0.0639	-0.0431
**	**		*	10	0.1834	0.0888
*	*			11	0.1213	-0.0137
*	*		*	12	-0.0621	-0.1177
			*	13	-0.0499	0.1384
			*	14	-0.0374	-0.0614
*	*		*	15	-0.0605	-0.1002
			*	16	-0.0262	-0.1148
				17	-0.0354	-0.0382
*	*			18	-0.0550	0.0124
*	*		*	19	-0.0611	-0.1073
*	*			20	-0.0623	-0.0203
				21	-0.0437	0.0012
				22	-0.0331	0.0206
*	*		*	23	-0.0789	-0.1074
*	*		*	24	-0.0906	-0.1027
S.E. of Correlations		9.166985E-02	Q-Stat. (24 lags)	42.69273		

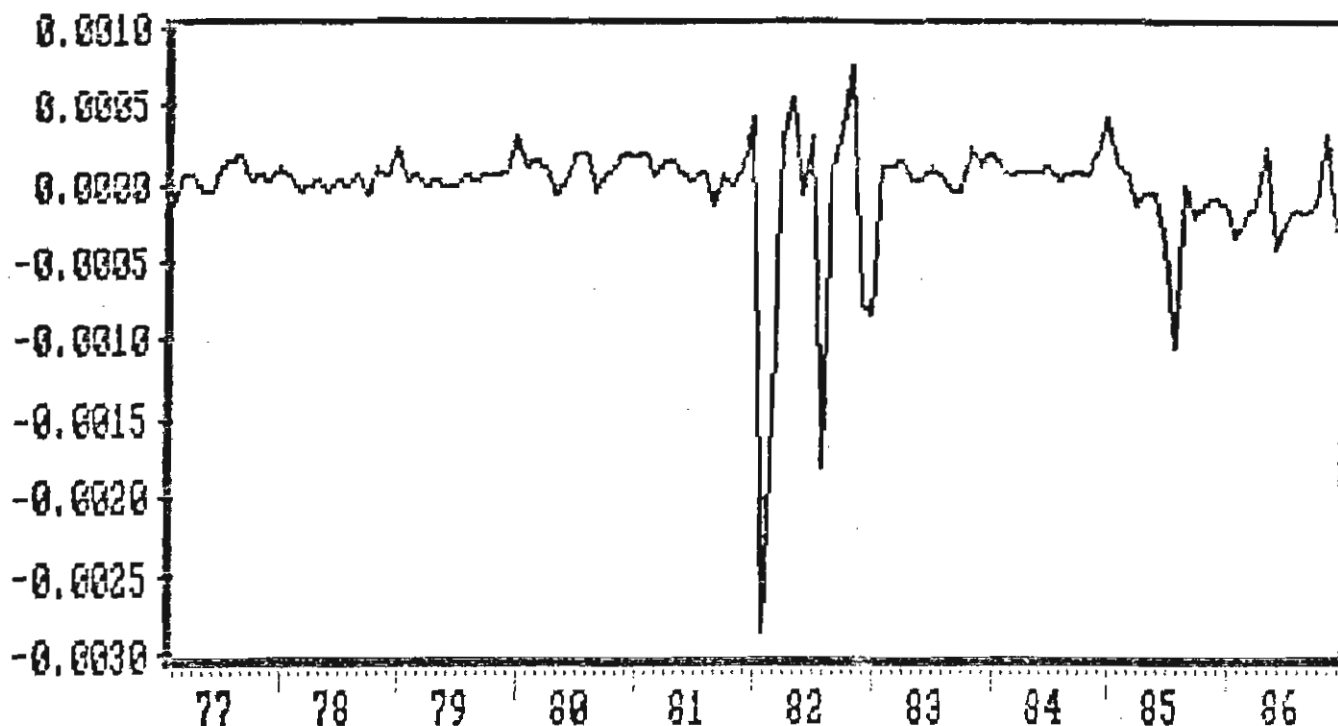
La afirmación anterior se confirma utilizando los resultados del cálculo de las desviaciones estandar:

$$\begin{aligned}
 SC(0) &= 0.0014919 \\
 SC(1) &= 0.0004049 \\
 SC(2) &= 0.0005231
 \end{aligned}$$

A pesar de la poca diferencia de los valores de las desviaciones estándar entre la primera y segunda diferencia, se

considerará a la primera diferencia como la adecuada para la identificación del modelo. La gráfica de la serie estacionaria es la siguiente:

GRAFICA 13
PRIMERA DIFERENCIA DE $T(Z_t)=1/ITCR_t$



2.3. IDENTIFICACION DEL MODELO.

Usando las funciones de autocorrelación muestral y parcial para la primera diferencia de la serie $T(Z_t)=1/ITCR_t$, observamos que un modelo tentativo que podría representar adecuadamente a la serie es: $\nabla T(Z_t)=(1-\theta_5 B^5-\theta_6 B^6)a_t$, ya que $2/\sqrt{N-d}=0.1833$ con $r_5=0.2152$ y $r_6=0.3121$.

Sin embargo en la etapa de verificación de supuestos nos llevará a la especificación de otro modelo que resultó ser el más adecuado para representar a la serie.

RESUMEN DE RESULTADOS DE LA ESTIMACION DE MODELOS

SERIE: Z = ITCR

TRANSFORMACION: $TCZ_t = 1/ITCR_t$

(1) PERIODO Y NUMERO DE OBSERVA.	(2) MODELO	(3) PARAMETROS ESTIMADOS	(4) INTER. DEL 95% DE CON- FIANZA	(5) CORR. DE PARAM > 0.5	ANALISIS DE RESIDUALES				
					(6) $m(\hat{a})$	(7) $\hat{\sigma}_a$	(8) Q^*, g, l	(9) $r_k(\hat{a}) \neq 0$	(10) RESID. GRANDES
1977.01 1986.12 N = 120	$\nabla TCZ_t = (1 - \theta_5 B^5 - \theta_a B^a) a_t$	$\hat{\theta}_5 = 0.1957$ $\hat{\theta}_a = 0.3474$	(-0.076, 0.295) (0.1616, 0.5331)	-	-1.51×10^{-5}	3.78×10^{-4}	28.00 (22)	$\hat{F}_{10} = 0.202$	$\hat{a}_{a1} = -7.5 \hat{\sigma}_a$ $\hat{a}_{a2} = -3.7 \hat{\sigma}_a$ $\hat{a}_{103} = -3 \hat{\sigma}_a$
1977.01 1986.12 N = 120	$\nabla TCZ_t = (1 - \theta_a B^a - \theta_{10} B^{10}) a_t$	$\hat{\theta}_a = 0.3927$ $\hat{\theta}_{10} = 0.2201$	(0.2102, 0.5753) (0.0362, 0.4040)	-	-1.49×10^{-5}	3.68×10^{-4}	21.24 (22)	$\hat{F}_4 = 0.1651$	$\hat{a}_{a1} = -7.8 \hat{\sigma}_a$ $\hat{a}_{a2} = -3.8 \hat{\sigma}_a$ $\hat{a}_{103} = -3 \hat{\sigma}_a$
1977.01- 1986.12 N = 120	$\nabla TCZ_t = (1 - \theta B - \theta_a B^a - \theta_{10} B^{10}) a_t$	$\hat{\theta} = 0.2088$ $\hat{\theta}_a = 0.4092$ $\hat{\theta}_{10} = 0.1978$	(0.0255, 0.392) (0.2252, 0.5922) (0.0121, 0.3835)	-	-1.32×10^{-5}	3.6×10^{-4}	12.99 (21)	-	
1977.01 1986.12 N = 120	$\nabla TCZ_t = \omega P_{1,t} + (1 - \theta B - \theta_a B^a - \theta_{10} B^{10}) a_t$ $\omega_{1,t} = \nabla c_{1,t}$	$\hat{\theta} = 0.1986$ $\hat{\theta}_a = 0.4037$ $\hat{\theta}_{10} = 0.1957$ $\hat{\omega} = -0.00011$		-	2×10^{-5}	3.5×10^{-4}	14.05 (20)	-	$\hat{a}_{a1} = -8 \hat{\sigma}_a$

2.4. ESTIMACION DEL MODELO $\nabla T(Z_t)$.

La etapa de verificación nos llevó a postular el siguiente modelo como el más adecuado:

$$\nabla T(Z_t) = (1 - \theta B - \theta_6 B^6 - \theta_{10} B^{10}) a_t$$

Del cual se obtuvieron los siguientes valores de los parámetros estimados:

CUADRO 10

SMPL 1977.02 - 1986.12
 119 Observations
 LS // Dependent Variable is TZ1
 Convergence achieved after 4 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
MAC(1)	0.2088365	0.0934937	2.2336968	0.028
MAC(6)	0.4092322	0.0938646	4.3598153	0.000
MAC(10)	0.1978256	0.0947543	2.0877742	0.039

2.5. VERIFICACION DE SUPUESTOS

Los resultados de los diferentes modelos estimados se reportan en el cuadro 11. Como se mencionó las FAC y FACP nos indicaban la especificación de modelo MAC(6) con los parámetros 6 y 5 diferentes de cero. Sin embargo la autocorrelación de los residuales nos llevó a incluir el parámetro 10 de promedios móviles y a eliminar el parámetro 5, ya que el intervalo de confianza al 95% incluyó al cero.

Esta especificación, con los parámetros 6 y 10 de promedios móviles, presentó la autocorrelación uno de los residuales diferente de cero por lo que se incluyó para la estimación de un nuevo modelo.

A partir del modelo $\nabla T(Z_t) = (1 - \theta B - \theta_6 B^6 - \theta_{10} B^{10}) a_t$ se verificaron los supuestos y se encontró que era el más adecuado para representar a la serie. Los resultados de la verificación se

resumen a continuación:

1) La media de los residuales no es significativamente distinta de cero ya que $|\sqrt{N-d-p} \cdot m(\hat{a}) / \hat{\sigma}_a| = 0.623$.

2) De la gráfica de los residuales (14) vemos que antes de $t=61$ el comportamiento es constante, después la varianza comienza a crecer y existe un residual, correspondiente a febrero de 1982, que es muy grande. Esto nos hace pensar en el efecto de un evento exógeno, es decir el efecto de una intervención, que influyó en el comportamiento de la serie.

3) El valor del estadístico $Q'=12.99$ al compararlo con los valores en tablas de la distribución Ji-cuadrada con 21 grados de libertad, tenemos que no se rechaza la hipótesis de que los residuales sean ruido blanco, al 5% y 10% de significación.

$$\chi_{0.05}^2 = 32.67$$

$$\chi_{0.10}^2 = 29.62$$

Además, la prueba individual de las autocorrelaciones de los residuales nos muestra que ninguno es significativamente diferente de cero.

4) De la gráfica de los residuales tenemos que sólo cuatro de ellos son mayores a dos veces la desviación estandar, por lo que no se viola el supuesto de distribución normal de los residuales.

5) La existencia de un residual mayor a tres veces la desviación estandar, en $t=61$ correspondiente a febrero de 1982, nos lleva a realizar un estudio más a fondo de esa observación a través de un Análisis de Intervención.

6) El modelo es parsimonioso ya que los intervalos al 95% de confianza para los parámetros estimados no incluye el valor cero.

7) El modelo es admisible debido a que los intervalos mencionados no incluyen al uno.

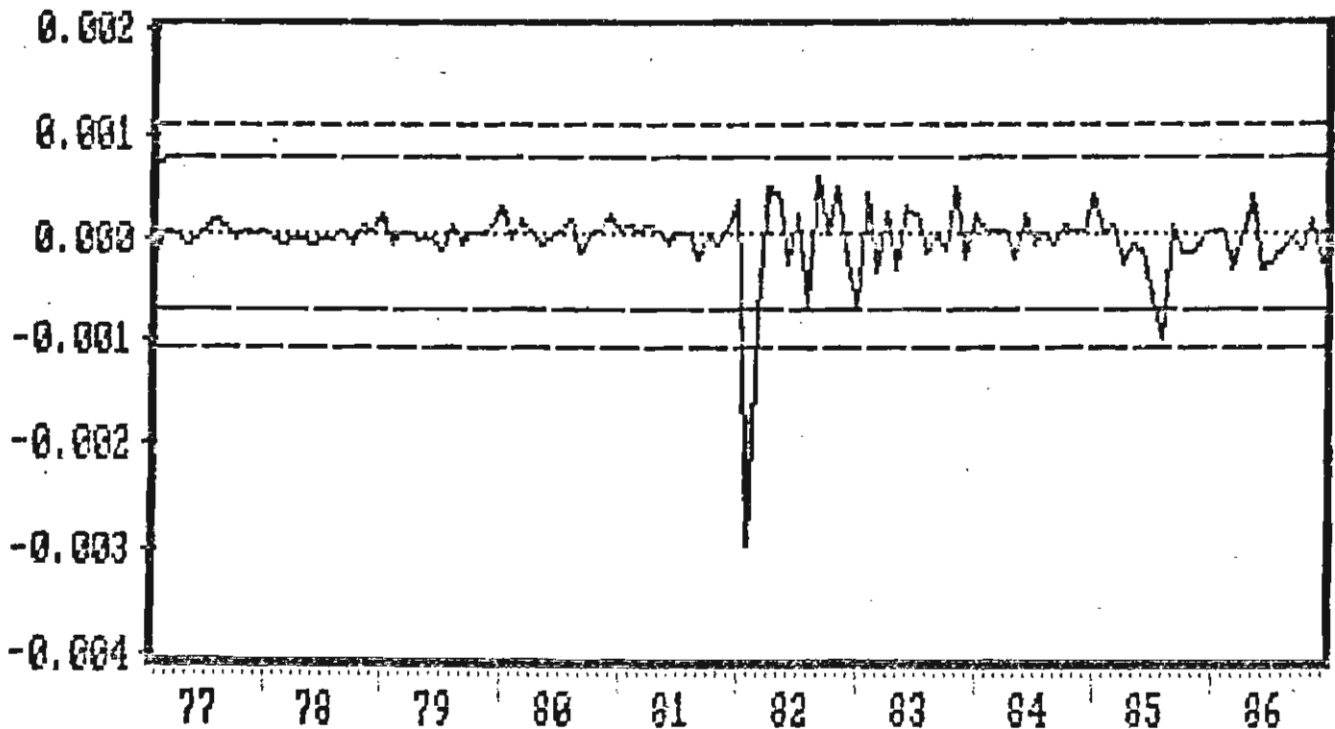
8) El modelo es estable en virtud de que no hay

autocorrelaciones mayores a $|0.5|$ entre los parámetros.

A reserva de hacer un estudio para la observación en $t=61$ con análisis de intervención esta última especificación resultó ser la más adecuada para representar a la serie.

GRAFICA 14

RESIDUALES CON EL MODELO $\nabla TCR_t = (1 - \theta B - \theta_0 B^0 - \theta_{10} B^{10}) a_t$



2.6. PRONOSTICO $\langle TCR_t \rangle$

Con el objeto de que el modelo sea útil se estimaron los pronósticos para la serie original. Lo anterior fue posible utilizando las proyecciones para la serie transformada para después aplicarle la transformación recíproca, con el fin de regresar a la serie original.

Sin embargo existe un sesgo al aplicar T^{-1} por lo que se utilizó el coeficiente de corrección por sesgo, derivado por Guerrero (1983) y recomendado en el texto.

Los resultados obtenidos se reportan en el siguiente cuadro, con el origen en $\tau=119$ y un horizonte de $h=12$, correspondiendo el origen a la última observación disponible en diciembre de 1966.

CUADRO 12
PRONOSTICOS PARA LA SERIE ORIGINAL ($ITCR_t$)

h	$TC(Z_t)(h)$	$Var(e)(h)$	$T[TC(Z_t)(h)]^{-1}$	$\hat{e}_{\tau, -1}(h)$	$ITCR_t(h)$	Int. 95% conf.
1	0.00559	1.30D-07	178.731	1.0041	179.477	(178.473, 180.482)
2	0.00563	2.11D-07	177.588	1.0067	178.785	(177.778, 179.792)
3	0.00555	2.92D-07	179.985	1.0096	181.721	(180.711, 182.703)
4	0.00565	3.73D-07	176.740	1.0119	178.850	(177.838, 179.862)
5	0.00563	4.54D-07	177.367	1.0147	179.977	(178.963, 180.993)
6	0.00575	5.36D-07	173.761	1.0167	176.666	(175.650, 177.683)
7	0.00573	5.54D-07	173.671	1.0173	176.677	(175.660, 177.695)
8	0.00578	5.73D-07	172.980	1.0177	176.054	(175.037, 177.072)
9	0.00574	5.92D-07	174.003	1.0186	177.241	(176.222, 178.259)
10	0.00579	6.10D-07	172.592	1.0188	175.850	(174.831, 176.869)
11	0.00579	6.16D-07	172.592	1.0190	175.879	(174.860, 176.898)
12	0.00579	6.89D-07	172.592	1.0214	176.285	(175.264, 177.307)

Como podemos ver en el cuadro el factor de corrección va creciendo conforme el horizonte de pronóstico se aleja, lo cual indica que el sesgo introducido por la aplicación de la transformación inversa es mayor conforme el pronóstico esté más alejado del origen. Asimismo, nótese que los intervalos de confianza al 95%, son muy pequeños debido a que la desviación estandar de los residuales es muy pequeña, lo cual nos hace pensar en que el modelo representa bastante bien a la serie.

Sin embargo, al obtener una observación que sobresale, la de febrero de 1992, sería recomendable estudiar el efecto a través de un análisis de intervención.

2.7. ANALISIS DE INTERVENCION (Z_t)

La especificación del mejor modelo identificado nos permite hacer un estudio de la intervención generada por la devaluación en febrero de 1982. Dicha intervención puede ser introducida con el siguiente modelo dinámico implícito: $\nabla e_{1,t} = \omega P_{1,t}$, y donde el modelo explícito sería $e_{1,t} = \begin{cases} 0 & t < I \\ \omega & t \geq I \end{cases}$ En nuestro caso $I = 1982.02$.

Con la formulación anterior se estimaron los parámetros cuyos resultados se reportan en el cuadro 11. En la etapa de verificación de los supuestos se vió que ninguno se violaba, sin embargo la observación que nos ocupa no se redujo en su residual, aunque sí se disminuyó la desviación estandar de los residuales.

Los parámetros prácticamente se mantuvieron en un nivel estimado con el primer primer modelo, aunque ahora existe un factor que deberá incluirse en la estimación de los pronósticos tomando en cuenta el efecto de la intervención, donde el parámetro ω resultó ser significativo.

2.8. PRONOSTICO CON INTERVENCION

Considerando el mismo origen y horizonte de pronóstico del primer modelo, se pronosticó para la serie original, pero ahora con el efecto de la intervención, donde se obtuvieron los siguientes resultados de pronósticos en la escala original y corregidos por el factor \hat{c} .

PRONOSTICO PARA $\{ITCR_t\}$, CON EFECTOS DE INTERVENCION

h	$\hat{T}(Z_t)(h)$	$\hat{var}(e_\tau)$	$T[\hat{T}(Z_t)(h)]$	$\hat{e}_{\tau, -1}(h)$	$ITCR_t(h)$	Inter. 95% conf
1	0.00542	1.26D-07	184.399	1.0043	185.194	(185.194, 185.194)
2	0.00530	1.61D-07	188.501	1.0057	189.592	(189.592, 189.592)
3	0.00507	1.90D-07	196.889	1.0074	198.360	(198.360, 198.360)
4	0.00502	2.15D-07	199.123	1.0086	200.849	(200.849, 200.849)
5	0.00484	2.37D-07	206.313	1.0103	208.441	(208.441, 208.441)
6	0.00480	2.58D-07	207.986	1.0114	210.358	(210.358, 210.358)
7	0.00468	2.63D-07	213.538	1.0122	216.158	(216.158, 216.158)
8	0.00457	2.67D-07	218.483	1.0130	221.345	(221.345, 221.345)
9	0.00441	2.72D-07	226.500	1.0143	229.753	(229.753, 229.753)
10	0.00433	2.77D-07	230.840	1.0151	234.345	(234.345, 234.345)
11	0.00421	2.78D-07	237.191	1.0161	241.016	(241.016, 241.016)
12	0.00410	2.79D-07	243.902	1.0171	248.088	(248.088, 248.088)

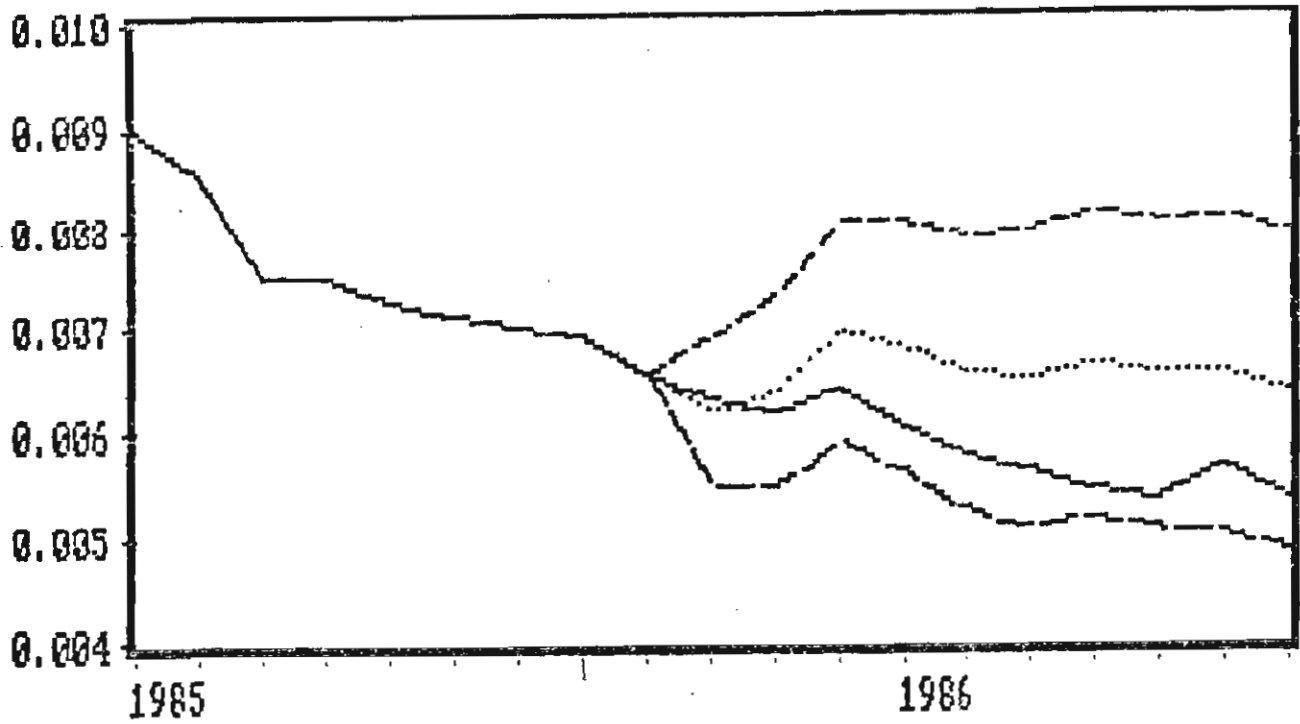
Al igual que el primer modelo el factor de corrección se hace más grande conforme nos alejamos del origen, asimismo los intervalos del 95% de confianza son muy pequeños debido a que la desviación estandar de los errores lo son.

Para poder comparar la capacidad de pronóstico entre los dos modelos convendrá hacer un análisis de su capacidad, por medio de simulaciones dinámicas y estáticas para cada uno de los modelos.

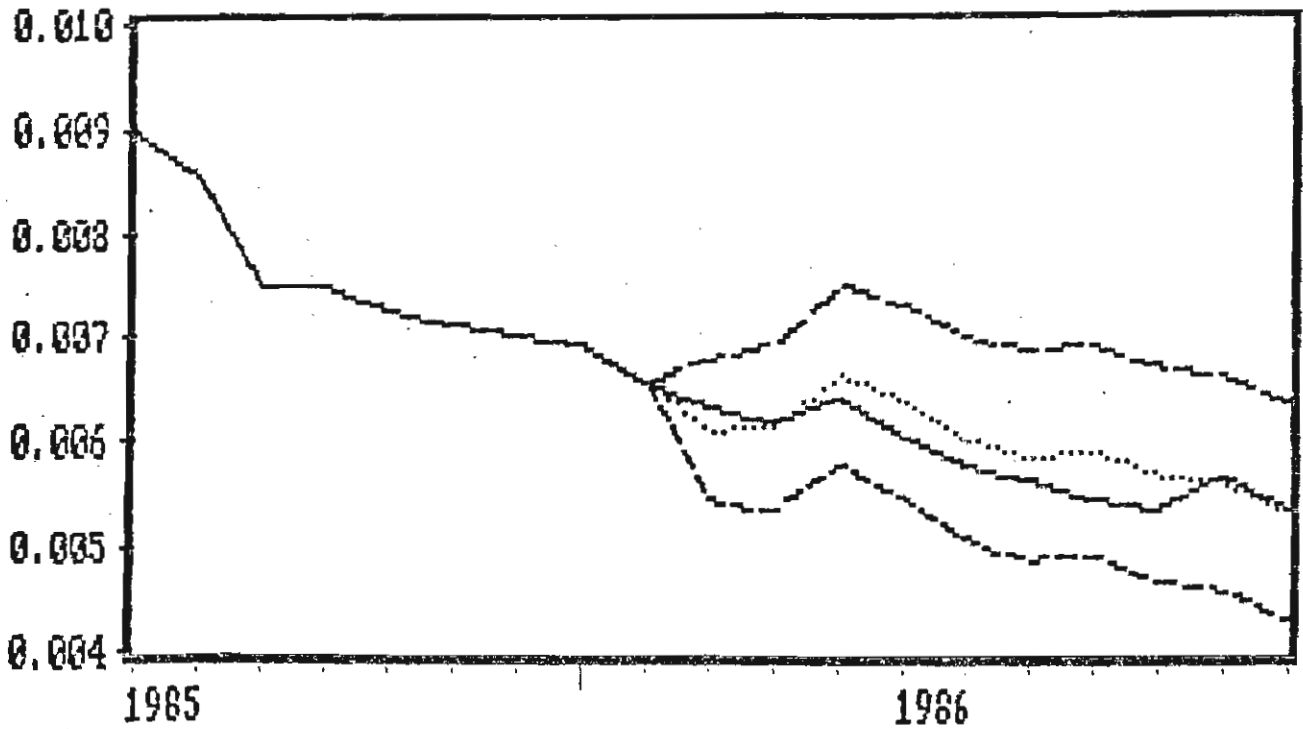
2.9. CAPACIDAD DE PRONOSTICO DE LOS MODELOS

Consideremos como modelo (1) $\nabla T(Z_t) = (1 - \theta B - \theta_6 B^6 - \theta_{10} B^{10}) a_t$ y como modelo (2) $\nabla T(Z_t) = \omega P_{I,t} + (1 - \theta B - \theta_6 B^6 - \theta_{10} B^{10}) a_t$, el cual incorpora los efectos de la intervención en $I=1982.02$ y con $\omega P_{I,t} = \nabla \varepsilon_{I,t}$, $N=119$, $H=10$ y $\tau=109$. Es de esperarse que el modelo 2 tenga mayor capacidad de pronóstico, como se observa en la gráfica de simulaciones dinámicas para los dos modelos, utilizando para ello $T(Z_t)$.

GRAFICA 17
SIMULACION DINAMICA CON LOS DOS MODELO
MODELO (1)



MODELO (2)



Los valores observados y pronosticados correspondiente al modelo 1 aparecen en el cuadro 14 y al modelo 2 en el cuadro 15. Asimismo se reportan los errores de la simulación dinámica y los de la simulación estática, que miden la sobre o subestimación en términos absolutos y también se reportan las medidas de error en términos relativos.

CUADRO 14
PRONOSTICO Y ERRORES DE PRONOSTICO CON EL MODELO (1)
 $TCZ_t = 1 / ITCR_t$

h	$TCZ_{\tau+h}$	$\hat{TCZ}_{\tau}(h)$	$e_{\tau}(h)$	$e'_{\tau}(h)$	$\hat{TCZ}_{\tau+h-1}(1)$	$e_{\tau+h-1}(1)$	$e'_{\tau+h-1}(1)$
1	0.00632	0.00620	0.00012	1.95446	0.00662	-0.00029	-4.63845
2	0.00620	0.00637	-0.00016	-2.58424	0.00618	2.3D-05	0.38548
3	0.00644	0.00695	-0.00050	-7.82260	0.00603	0.00041	6.35456
4	0.00605	0.00679	-0.00074	-12.2215	0.00632	-0.00027	-4.50011
5	0.00580	0.00654	-0.00073	-12.7053	0.00605	-0.00025	-4.33623
6	0.00565	0.00649	-0.00083	-14.8164	0.00575	-9.9D-05	-1.76311
7	0.00546	0.00665	-0.00118	-21.6818	0.00548	-1.5D-05	-0.28013
8	0.00535	0.00653	-0.00118	-22.0741	0.00546	-0.00011	-2.18893
9	0.00568	0.00654	-0.00086	-15.2086	0.00551	0.00017	2.99337
10	0.00538	0.00636	-0.00098	-18.2750	0.00562	-0.00023	-4.37885
$M_1 = -0.0007072$		$M'_1 = -12.5435$		$M_2 = -6821D-05$		$M'_2 = -13.721$	
$ECM_1 = 6.605D-07$		$ECM'_1 = 212.465$		$ECM_2 = 5.006D-08$		$ECM'_2 = 14.235$	

CUADRO 15
PRONOSTICO Y ERRORES DE PRONOSTICO DEL MODELO (2)
 $TCZ_t = 1 / ITCR_t$

h	$TCZ_{\tau+h}$	$\hat{TCZ}_{\tau}(h)$	$e_{\tau}(h)$	$e'_{\tau}(h)$	$\hat{TCZ}_{\tau+h-1}(1)$	$e_{\tau+h-1}(1)$	$e'_{\tau+h-1}(1)$
1	0.00632	0.00608	0.00023	3.76644	0.00655	-0.00022	-3.54567
2	0.00620	0.00614	6.5D-05	1.05271	0.00612	8.4D-05	1.35986
3	0.00644	0.00661	-0.00017	-2.65859	0.00597	0.00047	7.32467
4	0.00605	0.00637	-0.00031	-5.20906	0.00625	-0.00020	-3.34102
5	0.00580	0.00601	-0.00020	-3.56556	0.00599	-0.00018	-3.24906
6	0.00565	0.00585	-0.00020	-3.58115	0.00569	-3.6D-05	-0.63719
7	0.00546	0.00590	-0.00043	-7.99155	0.00542	4.4D-05	0.80997
8	0.00535	0.00568	-0.00033	-6.28725	0.00540	-4.9D-05	-0.92065
9	0.00568	0.00560	8.0D-05	1.41638	0.00544	0.00023	4.16122
10	0.00538	0.00531	6.7D-05	1.24417	0.00555	-0.00017	-3.21319
$M_1 = -0.00012$		$M'_1 = -2.18134$		$M_2 = -3.635D-06$		$M'_2 = -0.1251$	
$ECM_1 = 5.88D-08$		$ECM'_1 = 18.198$		$ECM_2 = 11.934$		$ECM'_2 = 11.934$	

Como resultado de estas simulaciones dinámicas y estáticas resumidas en los cuadros anteriores podemos concluir que: a) Ambos modelos tienden a sobrestimar los valores de la serie, aunque dicho sesgo sea muy ligero, ya que las M 's son negativas, b) la sobrestimación es menor con el segundo modelo, c) la precisión de los pronósticos es mejor con el segundo modelo.

Estos resultados confirman la idea de que los pronósticos serán mejores cuando se incorpora el efecto de la intervención.

CONCLUSIONES

Podemos resumir los resultados obtenidos en el análisis de las series Errores y Omisiones e Índice de Tipo de Cambio Real de la siguiente forma:

a) La serie Errores y Omisiones parece que el proceso generador de la serie se asocia a un proceso MA de orden 4 con los parámetros 2 y 4 diferentes de cero. La serie original en cuestión es aproximadamente estacionaria.

b) La serie del Índice de Tipo de Cambio Real requirió de la transformación recíproca y de una diferencia regular para volver aproximadamente estacionaria la serie. El modelo que mejor representó a la serie fue un MAC(10) con los parámetros asociados con retrasos 1, 6 y 10 diferentes de cero.

c) Al considerar los efectos de intervención en las dos series resultaron significativos sus parámetros y se redujo la desviación estandar de los residuales. Lo cual lleva a mejores pronósticos en los modelos con intervención.

d) Al incluir los modelos implícitos de intervención en la serie $\langle EYO_t \rangle$ el modelo que mejor lo representó fue un MAC(14) con los parámetros asociados con los retrasos 6, 10 y 14 diferentes de cero, incluyendo un término constante. Mientras que para la serie $\langle ITCR_t \rangle$ el modelo no se modificó al tomar en cuenta los efectos de intervención.

A P E N D I C E

A.1 SERIE ERRORES Y OMISIONES

Esta serie aparece publicada en los indicadores del sector externo del Banco de México. A partir de la Balanza de Pagos, la cual es igual a cero, tenemos $EYO_t = -BCC_t - BC_t - MRI_t$. Donde BCC_t es la Balanza de Cuenta Corriente (importaciones y exportaciones de bienes y servicios), BC_t es la Balanza de Capital (capital a largo y corto plazo) y MRI_t son los Movimientos en las Reservas Internacionales de Banco Central.

Por lo tanto, EYO_t incluye todos los flujos de divisas no registradas por el Banco Central, como parte de las cuentas mencionadas.

A.2. SERIE INDICE DE TIPO DE CAMBIO REAL

El tipo de cambio real se define como el cociente de los precios internacionales por la moneda doméstica divididos entre los precios del país. Luego el índice de tipo de cambio real es igual al tipo de cambio real dividido entre el tipo de cambio nominal de un período dado tomado como base, al igual que los índices de precios considerados.

El índice tomado en cuenta aquí se calculó como un promedio ponderado de monedas de acuerdo al peso de país extranjero en el comercio con México de cada año, esto es:

$$ITCR_t = \left[\left(\sum_{j=1}^{22} \pi_j P_{j,t}^* e_{j,t} \right) / \left(e_{j,t} \right)_0 \right] \times (1/P_t)$$

Donde: π_j es el ponderador en el promedio que tiene el país j en el comercio con México, $\sum_{j=1}^{22} \pi_j = 1$, $P_{j,t}^*$ es el índice de precios del país j , $e_{j,t}$ pesos por la moneda del país j , e_{j,t_0} tipo de cambio del año base y P_t es el índice de precios doméstico.

SERIE ERRORES Y OMISIONES EN MILLONES DE DOLARES

```

=====
1976.01  -73.25600      1980.01   336.2516      1984.01  -279.5450
1976.02  -84.73000      1980.02  -718.9955      1984.02  -504.5100
1976.03  -448.6090      1980.03  -410.5496      1984.03  -213.2140
1976.04  -965.6560      1980.04  -240.7843      1984.04   109.4060
1976.05  -287.8190      1980.05   169.1848      1984.05   211.7730
1976.06  -137.6780      1980.06   249.8054      1984.06   33.67800
1976.07  -222.3760      1980.07  -560.0396      1984.07   126.2150
1976.08  -933.7830      1980.08  -355.7434      1984.08  -172.3780
1976.09  -180.0420      1980.09   732.6817      1984.09  -80.49800
1976.10  -269.9010      1980.10   525.1482      1984.10  -1.067000
1976.11  -532.3190      1980.11   714.3374      1984.11   55.77200
1976.12  -254.0240      1980.12  -196.2367      1984.12  -209.9210
1977.01   318.9360      1981.01   418.5110      1985.01   314.4560
1977.02  -255.3610      1981.02  -277.7770      1985.02  -280.6200
1977.03  -653.4280      1981.03   314.1590      1985.03  -357.2510
1977.04  -75.72900      1981.04  -801.5960      1985.04   76.38000
1977.05  -219.5220      1981.05  -547.9050      1985.05  -301.1090
1977.06  -338.2160      1981.06  -2092.698      1985.06  -276.0490
1977.07  -116.4920      1981.07  -1039.221      1985.07  -532.3950
1977.08   11.69200      1981.08  -206.5940      1985.08   174.6580
1977.09   38.99300      1981.09  -706.3230      1985.09  -75.27200
1977.10  -244.5160      1981.10  -681.3370      1985.10   197.7880
1977.11  -817.3610      1981.11  -835.1340      1985.11  -630.7470
1977.12   161.8520      1981.12  -2574.199      1985.12  -443.3380
1978.01  -822.5770      1982.01  -115.5550      1986.01  -172.4170
1978.02  -124.6530      1982.02  -432.9690      1986.02  -456.6115
1978.03   20.75900      1982.03   571.3260      1986.03   502.7130
1978.04  -77.97200      1982.04  -1568.460      1986.04   79.37000
1978.05   234.1150      1982.05   449.0720      1986.05  -267.6090
1978.06   72.15500      1982.06  -509.0180      1986.06  -542.6190
1978.07   24.94100      1982.07  -536.6440      1986.07  -216.4730
1978.08  -733.1660      1982.08  -2807.541      1986.08   24.81800
1978.09   193.6290      1982.09   571.2390      1986.09   387.1460
1978.10  -426.3730      1982.10  -751.6560      1986.10   462.1240
1978.11  -337.5360      1982.11  -715.2610      1986.11   193.8860
1978.12  -59.65500      1982.12  -986.3780      1986.12  -204.6520
1979.01  -976.2470      1983.01  -357.6330      1987.01   186.5850
1979.02  -67.27700      1983.02   282.3040      1987.02  -116.6760
1979.03  -62.86600      1983.03  -891.2440
1979.04  -195.8390      1983.04   181.4390
1979.05  -577.8690      1983.05   250.1090
1979.06  -55.12100      1983.06   360.9190
1979.07  -619.4250      1983.07   192.3240
1979.08   5.620000      1983.08  -194.2400
1979.09   175.9890      1983.09   306.5410
1979.10  -633.3380      1983.10  -219.4330
1979.11   182.9100      1983.11   244.4920
1979.12  -418.0190      1983.12  -1039.536
=====

```

SERIE INDICE DE TIPO DE CAMBIO REAL (BASE 1980) PONDERADO
CON LOS 22 PRINCIPALES SOCIOS COMERCIALES DE MEXICO

```

=====
1977.01  127.4360      1981.01  93.10900      1985.01  111.5160
1977.02  129.3900      1981.02  91.28500      1985.02  109.6850
1977.03  128.6630      1981.03  90.90800      1985.03  108.7040
1977.04  127.7990      1981.04  89.82700      1985.04  110.1290
1977.05  128.5530      1981.05  88.76300      1985.05  111.0280
1977.06  129.3920      1981.06  88.23900      1985.06  111.8420
1977.07  127.4660      1981.07  88.00200      1985.07  117.3300
1977.08  125.1680      1981.08  87.39700      1985.08  133.8870
1977.09  122.5770      1981.09  88.48500      1985.09  133.9180
1977.10  122.3140      1981.10  87.97100      1985.10  137.8360
1977.11  121.3010      1981.11  88.08600      1985.11  140.4520
1977.12  120.9740      1981.12  87.27200      1985.12  142.1430
1978.01  119.2660      1982.01  84.12000      1986.01  144.7050
1978.02  118.5280      1982.02  110.6300      1986.02  152.4690
1978.03  118.8830      1982.03  131.6890      1986.03  158.0470
1978.04  119.0540      1982.04  126.4040      1986.04  161.0540
1978.05  118.5360      1982.05  118.2090      1986.05  155.1150
1978.06  118.9260      1982.06  119.3710      1986.06  165.1160
1978.07  118.6930      1982.07  115.2380      1986.07  172.2400
1978.08  119.0100      1982.08  145.6390      1986.08  176.8050
1978.09  118.2320      1982.09  143.0810      1986.09  182.9170
1978.10  118.9930      1982.10  136.0100      1986.10  186.8530
1978.11  117.4030      1982.11  123.3800      1986.11  176.0390
1978.12  116.5300      1982.12  136.3110      1986.12  185.7110
1979.01  113.4260      1983.01  153.4300
1979.02  113.3120      1983.02  150.5890
1979.03  112.7900      1983.03  148.3710
1979.04  112.7020      1983.04  145.0890
1979.05  112.2540      1983.05  144.5990
1979.06  112.1600      1983.06  143.8170
1979.07  112.4410      1983.07  141.6760
1979.08  111.6450      1983.08  140.4380
1979.09  111.3990      1983.09  141.4630
1979.10  110.7090      1983.10  142.1010
1979.11  109.9340      1983.11  137.7060
1979.12  108.8300      1983.12  135.7060
1980.01  105.5360      1984.01  131.8730
1980.02  104.1710      1984.02  129.8050
1980.03  102.4860      1984.03  128.8400
1980.04  101.3720      1984.04  127.2910
1980.05  101.9430      1984.05  126.0500
1980.06  101.6940      1984.06  124.8830
1980.07  99.59700      1984.07  123.2510
1980.08  97.83500      1984.08  122.8890
1980.09  98.09500      1984.09  121.9660
1980.10  97.48500      1984.10  120.7670
1980.11  96.38300      1984.11  119.8130
1980.12  94.57200      1984.12  117.0290
=====

```


REFERENCIAS

Banco de México .Indicadores Economicos, varios números.

Box, G. E. P. y Jenkins, G. (1970) Time Series Analysis, Forecasting and Control, San Francisco, Holden-Day.

Guerrero, V. (1983) Analisis de Series de Tiempo, México, Mimeo.