

El uso de series de tiempo con fines predictivos: El caso de la emisión monetaria

Marco García N. (*)

1. El fuerte desarrollo que ha experimentado la econometría en la última década se ha visto acompañada por la aparición de numerosas técnicas de proyección, entre ellas merecen especial atención los modelos de serie de tiempo propuestos por Box y Jenkins.
2. Este tipo de análisis ha adquirido una creciente importancia en la explicación de fenómenos del mundo real, particularmente los de tipo económico y empresarial. Su aplicación va desde la verificación de ciertos modelos teóricos hasta la predicción del valor de variables relevantes en el futuro.
3. Una serie de tiempo es una secuencia de observaciones de una variable a lo largo de distintos períodos. El valor que tome la serie en un instante determinado lo podemos considerar generado por una función de densidad de probabilidad.

Una serie de tiempo está compuesta por: movimientos de tipo secular o de larga duración, movimientos cíclicos, estacionales e irregulares. Los primeros se refieren a la dirección general a la que se dirige una serie de tiempo en un intervalo importante de tiempo. Los movimientos cíclicos relieves a las oscilaciones de larga duración alrededor de la línea de tendencia. Los estacionales se refieren a las idénticas, o casi

(*) Jefe Departamental en la Gerencia de Estudios Monetarios del Banco Central del Ecuador. Master en Economía, Universidad Católica de Chile.

idénticas normas que una serie de tiempo parece seguir durante los correspondientes meses de los sucesivos años y, finalmente, los irregulares consideran movimientos esporádicos de las series debido a sucesos ocasionales.

En este sentido, el análisis de las series de tiempo consiste en la descripción matemática de los movimientos que lo componen pudiendo representarse simbólicamente a una serie como la suma o el producto de los movimientos o componentes básicos de la misma.

La idea central de este estudio fue la de encontrar una expresión matemática que describa adecuadamente la conducta observada de la emisión monetaria y que permita proyectarla. Con esa finalidad se obtuvo una serie cronológica mensual desde enero de 1983 hasta diciembre de 1989 de dicha variable, se determinó la ecuación adecuada, se la utilizó para describir la conducta observada de la emisión y para proyectar dicha variable en el período enero-junio de 1990 para el cual ya existieron datos oficiales, lo que permitió comprobar la "fuerza" de la predicción. Los modelos encontrados corresponden a dos ecuaciones del tipo AR(12) y ARMA(2,1).

La *identificación* del modelo teórico que más se ajuste a la conducta observada mensual de la emisión monetaria en el período 1983-1989 (Anexo 1) exigió el estudio de un cierto tipo de procesos estacionarios cuya popularidad radica en los excelentes resultados que se han logrado de ellos con fines predictivos. De esta manera se analizó tanto los procesos autorregresivos, como los de promedios móviles y mixtos, revisando en cada caso los correspondientes correlogramas de observaciones para comprobar básicamente el cumplimiento de las condiciones de estacionariedad ya que de no resultar estacionaria la serie bajo estudio, no se logrará efectuar las importantes simplificaciones que esta característica nos permite y por tanto no podremos operacionalizar la teoría. Además estos cálculos resultan importantes tanto para las pruebas estadísticas como para la identificación del tipo de proceso que mejor describan la serie.

A efectos de la presentación de resultados de esta investigación no aporta mayormente la descripción de todo el proceso seguido para *identificar* el modelo teórico que se ajuste adecuadamente al comportamiento histórico de la serie de tiempo; sin embargo, conviene señalar que se estudió los procesos estocásticos estacionarios y no estacionarios, entendiéndose por tales a los conjuntos de variables que tienen una misma distribución de probabilidades independientes del tiempo. De la misma manera se analizó los procesos estocásticos estacionales y no estacionales con la idea global de trabajar con procesos estacionarios y estacionales, transformándolos a esta conducta cuando el comportamiento histórico de una variable no actúa como tal.

4. Con estos antecedentes se trabajó con los modelos autorregresivos AR(p), MA(q), ARMA (p,q) y ARIMA de órdenes p y/o q y se llegó en primer término, a *identificar* un modelo AR de orden 12, sin constante, como la expresión matemática que podría ajustarse adecuadamente a la conducta de la serie EMISION, de acuerdo a lo que se indica en el Anexo N° 2. En el Anexo N° 3 se señala el correlograma de la variable DEMISION que corresponde a la primera diferencia de la variable EMISION, donde se puede ver que el coeficiente de correlación (FAC) y el coeficiente de autocorrelación parcial (FACP) se corta el primero en la observación 12.

Asimismo, el Anexo N° 4 señala a la serie EMISION como estacionaria y finalmente el Anexo N° 5 indica la tabla de residuos. Con referencia al Anexo N° 2 debe relievase que la prueba de 2 colas para los coeficientes dan un valor de cero lo cual confirma la pertinencia del ajuste. Así mismo, considerando que un modelo AR(12) es función de las variables rezagadas la prueba Durbin-Watson tiene limitaciones y el resto de pruebas estadísticas no corresponden exactamente a la interpretación tradicional de los resultados de una ecuación de regresión, aparte naturalmente de la prueba t y del R^2 que dicho sea de paso en el modelo elegido no es muy alto pero aceptable si se considera el uso de la ecuación en la predicción de la variable EMISION.

5. Con la finalidad de proyectar mensualmente la emisión y principalmente de detectar la capacidad predictiva de la ecuación encontrada se utilizó información mensual de la emisión para el período enero de 1983 hasta diciembre de 1989 pese a que existían datos mensuales hasta junio de 1990. Con esta ecuación se estimaron los valores de la emisión para el período enero-junio de 1990 y se los comparó con los datos reales y oficiales, encontrándose que en todo el período de proyección que comprende 6 meses hubo una diferencia promedio ponderada de 3.7 por ciento de dispersión con respecto a los valores oficiales, lo cual demuestra que la ecuación elegida recoge las variaciones de tendencia, cíclica, estacionales e irregulares de los datos adecuadamente, concluyéndose por tanto que el modelo usado para proyectar la emisión no sólo que estacionaliza la serie sino que recoge otros elementos señalados y por tanto podría considerarse razonablemente adecuada para proyectar la EMISION.

El cuadro siguiente indica las cifras oficiales y proyectadas de esta ecuación estimada para la EMISION:

Ecuación: $Z_t = Y_t - Y_{t-1} = \delta + \rho_1 Z_{t-12} + \xi_t$

Donde: Z_t = DEMISION

Y_t - EMISION

EMISION

Millones de Suces

AÑO 1990

	Cifra Real y Oficial	Cifra Proyectada
Enero	168.854	179.785
Febrero	185.312	180.671
Marzo	184.966	186.430
Abril	199.236	194.747
Mayo	194.431	186.457
Junio	213.435	200.337

6. El segundo modelo encontrado, que a juzgar por los resultados en comparación con el modelo AR(12) se lo podría considerar más adecuado para describir la trayectoria histórica de la EMISION y útil desde el punto de vista de la proyección, se lo puede describir como:

$$DDEMIS = f [AR(1), AR(2), MA(1)]$$

donde: DD EMIS = DEMISION - DEMISION (-1), es decir la primera diferencia de la variable EMISION. AR(1) se refiere a un modelo autorregresivo AR de orden 1, AR(2) a un modelo de orden 2 y MA (1) a un modelo autorregresivo de promedios móviles de orden 1.

El modelo estimado se indica en el Anexo N° 6 donde se pueden observar los coeficientes de las variables AR(1), AR(2) y MA(1); se señala también las pruebas

t de student y el test estadístico de 2 colas cuyo valor de cero señala la bondad del ajuste. La interpretación del coeficiente de determinación múltiple debe analizarse con mayor cuidado porque un modelo MA depende de los errores rezagados; sin embargo su valor es mayor al obtenido en el modelo AR(12) lo que nos insinuaría dicha estimación como más significativa.

7. En los cuadros siguientes se indican los resultados comparativos de las dos ecuaciones seleccionadas para efectos de proyectar la EMISION. El Cuadro N° a), se refiere al modelo AR(12) y el Cuadro N° b), al modelo ARMA(2,1), respectivamente. Se señala también los intervalos de confianza para las estimaciones con una probabilidad de que efectivamente el valor que se produzca en la economía para la variable EMISION, se encuentre dentro de ese intervalo en un 95 por ciento de los casos.

Cuadro a)

Proyección de la Emisión para el primer semestre de 1990

$$\text{ECUACION: DEMISION} = f(\text{AR}(12))$$

Millones de Suces

AÑO 1990

	Intervalo Inferior	Valor Estimado	Valor Efectivamente Observado	Intervalo Superior
Enero	171.373	179.785	168.854	182.016
Febrero	171.405	180.671	185.312	186.457
Marzo	175.743	186.430	184.966	194.177
Abril	185.137	194.747	199.236	206.423
Mayo	175.824	186.457	194.431	199.623
Junio	191.177	200.337	213.435	217.247

Como puede observarse en el modelo AR(12) existe una desviación promedio entre el valor estimado por este modelo y el dato oficial para la emisión de 3.7 por ciento, mientras en el modelo ARMA(2,1) esa desviación promedio es de 3.5 por ciento;

en cualquiera de los dos modelos las proyecciones tienen un margen pequeño de error y por tanto de bondad de la estimación, más aún si se considera que las cifras estimadas se encuentran dentro del intervalo de confianza. Sin embargo como puede deducirse de los dos modelos, el ARMA (2,1) tiene una ventaja sobre el AR(12) que permite, en general, una menor desviación en las proyecciones con respecto a la cifra oficial, lo que indudablemente lleva a una menor varianza que asegura una precisión en la predicción.

Cuadro b)

Proyección de la Emisión para el primer semestre de 1990

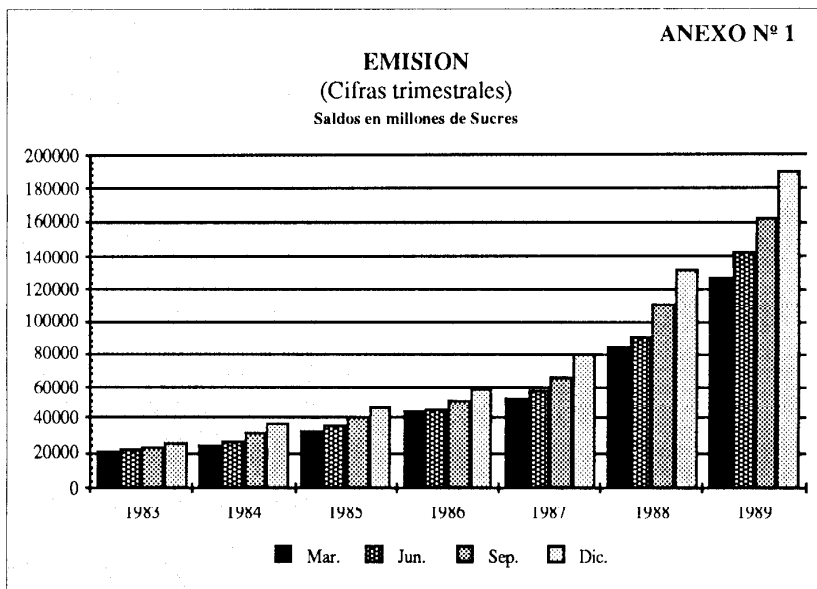
$$\text{ECUACION: DDEMIS} = f(\text{AR}(1), \text{AR}(2), \text{MA}(1))$$

Millones de Suces

AÑO 1990

	Intervalo Inferior	Valor Estimado	Valor Efectivamente Observado	Intervalo Superior
Enero	171.566	180.215	168.854	188.865
Febrero	174.777	183.968	185.312	193.158
Marzo	189.875	199.920	184.966	209.965
Abril	184.724	197.627	199.236	210.530
Mayo	188.905	203.037	194.431	217.169
Junio	197.266	212.955	213.435	228.644

8. Del estudio realizado se puede concluir la existencia, de 2 ecuaciones: una AR(12) y una ARMA(2,1) que aparte de describir correctamente el comportamiento de la emisión monetaria ha hecho posible obtener una excelente proyección. Sin embargo, se ha elegido el modelo ARMA(2,1) como el más idóneo porque tiene una menor desviación en las proyecciones.

**ANEXO N° 2**

LS/Dependent Variable is DEMISION
SMPL range: 1984.02 – 1989.12
Number of observations: 71
Convergence achieved after 1 iterations

VARIABLE	Coefficient	STD. Error	T-Stat	2-Tail Sig.
AR(12)	1.1464277	0.0816313	14.043965	0.000
R-squared	0.688837	Mean of dependent var		2235.169
Adjusted R-squared	0.688837	S.D. of dependent var		5193.091
S.E. of regression	2896.810	Sum of squared resid		5.87E+08
Durbin-Watson stat	2.043860	Log likelihood		-666.2080

CORRELOGRAMA

IDENT DEMISION

SMPL range: 1983.02 – 1989. 12

Number of observations: 83

Autocorrelations		Partial Autocorrelations		ac	pac
****	"	****	"	1 -0.272	-0.272
" "	"	" "	"	2 -0.066	-0.151
"	****	"	****	3 0.352	0.321
"	"	"	***	4 0.015	0.238
"	"	"	***	5 0.065	0.226
"	"	"	"	6 0.162	0.183
"	"	"	"	7 0.069	0.138
"	"	"	"	8 -0.074	-0.129
"	****	"	"	9 0.307	0.154
"	"	"	"	10 -0.011	0.026
***	"	****	"	11 -0.252	-0.326
"	-----	"	-----	12 0.606	0.392
"	"	"	"	13 -0.176	0.019
"	"	"	"	14 -0.018	0.154
"	"	"	"	15 0.148	-0.166
"	"	"	"	16 0.073	0.043
"	"	"	"	17 0.008	-0.063
"	"	"	"	18 0.026	-0.129
"	"	"	"	19 0.052	-0.154
"	"	"	"	20 -0.051	0.049
"	"	"	"	21 0.147	-0.058
"	"	"	"	22 -0.029	-0.012
"	"	"	"	23 -0.145	0.067
"	****	"	"	24 0.320	0.077
"	"	"	"	25 -0.162	-0.024
"	"	"	"	26 -0.024	-0.142
"	"	"	"	27 0.069	0.031
"	"	"	"	28 0.030	-0.050
"	"	"	"	29 -0.066	-0.105
"	"	"	"	30 -0.061	-0.180
"	"	"	"	31 0.024	0.006
"	"	"	"	32 -0.044	0.022
"	"	"	"	33 0.029	0.035
"	"	"	"	34 -0.050	0.081
"	"	"	"	35 -0.153	0.008
"	***	"	"	36 0.193	0.031
"	"	"	"	37 -0.116	-0.020
"	"	"	"	38 -0.082	0.030
"	"	"	"	39 0.044	0.008
"	"	"	"	40 0.019	-0.012
"	"	"	"	41 -0.086	-0.014
"	"	"	"	42 -0.050	0.087
"	"	"	"	43 0.019	0.040
"	"	"	"	44 -0.074	-0.030
"	"	"	"	45 0.025	0.031
"	"	"	"	46 -0.033	-0.005
"	"	"	"	47 -0.159	-0.042
"	***	"	"	48 0.135	-0.090

Q Statistic (48 lags) 97.114

S.E. of Correlations 0.110

ANEXO N° 4

DEMISION							
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Enero	—	-2613	-4195	-4428	5915	-6225	-8975
Febrero	565	370	-859	212	-284	5408	1058
Marzo	1022	812	869	2726	859	5969	5309
Abril	581	2330	2183	1878	3795	2160	7540
Mayo	24	-943	323	-331	-529	-2293	-6945
Junio	596	1064	357	-248	818	6296	12392
Julio	662	899	989	2940	3420	10215	12841
Agosto	450	890	680	3061	737	1875	-3669
Septiembre	891	2421	3096	997	4261	8492	11024
Octubre	393	431	-1672	-184	4213	-2123	60
Noviembre	-1449	1059	1149	-216	-1433	764	1200
Diciembre	4474	4309	5761	6635	10742	21675	18600

TABLA DE RESIDUOS

ANEXO Nº 5

Residual Plot	Obs	RESIDUAL	ACTUAL	FITED
	84.02	-277.732	370.000	647.732
	87.03	-359.649	812.000	1171.65
	84.04	1663.93	2330.00	666.074
	84.05	-970.514	-943.000	27.5143
	84.06	380.729	1064.00	683.271
	84.07	140.065	899.000	758.935
	84.08	1405.89	890.000	-515.892
	84.09	1399.53	2421.00	1021.47
	84.10	19.5461	431.000	450.546
	84.11	2720.17	1059.00	-1661.17
	84.12	-820.118	4309.00	5129.12
	85.01	-1199.38	-4195.00	-2995.62
	85.02	-1283.13	-859.000	424.178
	85.03	-61.8993	869.000	930.899
	85.04	-488.177	2183.00	2671.18
	85.05	1404.08	323.000	-1081.08
	85.06	-862.799	357.000	1219.80
	86.07	-41.6385	989.000	1030.64
	85.08	-340.321	680.000	1020.32
	85.09	520.499	3090.00	2170.50
	85.10	-2166.11	-1672.00	494.110
	85.11	-65.0669	1149.00	1214.07
	85.12	821.043	5761.00	4939.96
	86.01	381.264	-4428.00	-4809.26
	86.02	1196.78	212.000	-984.781
	86.03	1729.75	2726.00	996.246
	86.04	-624.032	1878.00	2502.03
	86.05	-701.296	-331.000	370.296
	86.06	-657.275	-248.000	409.275
	86.07	1806.18	2940.00	1133.82
	87.08	2281.43	3061.00	779.571
	86.09	-2552.34	997.000	3549.34
	86.10	1732.83	-184.000	-1916.83
	86.11	1533.25	216.000	1317.25
	86.12	30.4300	6635.00	6604.57
	87.01	-838.618	-5955.00	-5076.38
	87.02	-527.043	-284.000	243.043
	87.03	-2266.16	859.000	3125.16
	87.04	164201	3795.00	2152.99
	87.05	-149.532	-529.000	-379.468
	87.06	1102.31	818.000	-284.314
	87.07	49.5025	3420.00	3370.50
	87.08	-2772.22	737.000	3509.22
	87.09	3118.01	4261.00	1142.99
	87.10	4423.94	4213.00	-210.943
	87.11	-1185.37	-1433.00	-247.628
	87.12	3135.45	10742.0	7606.55
	88.01	556.120	-6225.00	-6781.12
	88.02	5733.59	5408.00	-325.585
	88.03	498422	5969.00	984.781
	88.04	-2190.69	2160.00	4350.69
	88.05	-1686.54	-2293.00	-606.460
	88.06	5358.22	6296.00	937.778
	88.07	6294.22	10215.0	3920.78
	88.08	1030.08	1875.00	844.917
	88.09	5607.07	8492.00	4884.93
	88.10	-6952.90	2123.00	4829.90
	88.11	2406.83	764.000	-1642.83
	88.12	9360.07	21675.0	12314.9
	89.01	-1838.49	-8975.00	-7136.51
	89.02	-5141.33	1058.00	6199.88
	89.03	-1534.03	5309.00	6843.03
	89.04	5063.72	7940.00	2476.28
	89.05	-4316.24	-6945.00	-2628.76
	89.06	5174.09	12392.0	7217.91
	89.07	1130.24	12841.0	11710.8
	89.08	-5818.55	-3669.00	2149.55
	89.09	1288.54	11024.0	9735.46
	89.10	249.387	60.0000	-2433.87
	89.11	324.129	1200.00	875.871
	89.12	-6248.82	18600.0	24848.8

ANEXO N° 6

Estimation begins					
Initial:	RSS—1.79925E9	b —	-0.735367	-0.437706	0.5115
Iteration 1:	RSS—1.50934E9	b —	-0.723236	-0.4967	0.620723
Iteration 2:	RSS—1.49296E9	b —	-0.786441	-0.560467	0.627912
Iteration 3:	RSS—1.49131E9	b —	-0.815079	-0.589206	0.816767
Final:	RSS—1.49106E9	... stopped on criterion 2			
Summary of Fitted Model for: EMISION					
Parameter	Estimate		Stud.error	T-value	P-value
AR (1)	-.81845		.12005	-6.81768	.00000
AR (2)	-.39261		.12155	-4.87545	.00001

Model fitted to differences of order 2

Estimated white noise variance — 1.88741E7 with 79 degrees of freedom.

Estimated white noise standard deviation (std.err) — 4344.44

Chi-square test statistic on first 20 residual autocorrelations — 32.072

whit probability of a larger value given white noise — 0.0147411