TASA DE INTERES NOMINAL E INFLACION

Víctor García O.*
Salvador Zurita L.*

EXTRACTO

Este artículo presenta evidencia empírica sobre la hipótesis de mercados eficientes para Chile. Se utiliza una base de datos compuesta por las tasas de interés nominales de corto plazo pagadas por diez bancos durante el período comprendido entre junio de 1977 y julio de 1982. La hipótesis nula conjunta que se plantea y se prueba aquí es que el "mercado" es eficiente y que el modelo utilizado para predecir la tasa de interés real se ajusta bien a los datos. Para el modelo predictivo de la tasa de interés real se usan modelos ARIMA.

Se concluye que el mercado es eficiente, en el sentido de que las tasas de interés nominales están basadas en estimaciones insesgadas de la tasa de inflación y que el modelo estimado para la tasa de interés real es adecuado.

ABSTRACT

This paper presents empirical evidence of the market efficiency hypothesis in the Chilean financial market. Nominal interest rates for ten banks from june 1977 to july 1982 are used as data base. The joint hypotbesis about market efficiency and model prodictor adecuacy is tested. ARIMA models are used as predictors for the real interest rates.

The results support market efficiency in the sense that nominal interest rates are based on unbiased estimations of the inflation rate and that the prediction of the model estimated for the real rate of interest is adequate.

*Profesor Asociado del Departamento de Administración de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad de Chile.

**Ayudante Segundo del Departamento de Administración de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, U. de Chile. Los autores agradecen los comentarios de los *referee* anónimos y de los miembros del Taller de Administración, en especial de Jorge Gregoire y Rodrigo de la Cuadra.

TASA DE INTERES NOMINAL E INFLACION*

Víctor García O.
Salvador Zurita L.

I. MARCO TEORICO

Irving Fisher (1930) estableció la existencia de una relación entre la tasa nominal de interés, la tasa real y la inflación. Según esta relación:

$$(1 + i') = (1 + r')\,(1 + \Pi^{e'}) \qquad (1)$$

En donde:

i' = tasa nominal de interés anticipada
r' = tasa real de interés para el período ex ante
$\Pi^{e'}$ = inflación esperada

Si la tasa real de interés está dado, entonces existirá una relación uno a uno entre la tasa de inflación esperada y la tasa nominal.

En un mundo de perfecta certidumbre y dado que los individuos toman sus decisiones con respecto a las variables reales, la tasa nominal va a ser tal que, dado el nivel de inflación conocido, la tasa real sea la de equilibrio. Sin embargo, en un mundo de incertidumbre la tasa de inflación es una variable aleatoria y, por tanto, también lo es la tasa real de interés.

Así, si tomamos la versión continua de la tasa de interés usando el ln $(1 + i')$, podemos transformar el modelo en su versión de la tasa instantánea i. Suponiendo, además, un mundo con incertidumbre, nuestra ecuación (1) queda:

***Estudios de Economía, publicación del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile, vol 13 nº 2, diciembre 1986.**

$$r^e = i - \pi^e \text{ en su versión ex ante} \quad (2)$$

$$\tilde{r} = i - \tilde{\pi} \text{ en su versión ex post} \quad (3)$$

donde la igualdad (2) refleja equilibrio y comportamiento optimizante, mientras que la identidad (3) es una tautología o definición.

Por otra parte, si el mercado es eficiente, entonces éste usa toda la información relevante para determinar la inflación esperada. Es decir, si ϕ^m_{t-1} es el set de información usada por el mercado, y ϕ_{t-1} es el set de información relevante, entonces la eficiencia de mercado lleva a que: $\phi^m_{t-1} = \phi_{t-1}$. Además, la eficiencia significa que el mercado entiende las relaciones e implicancias de los set de información y, por tanto, se da que:

$$fm\,(\pi_t/\phi^m_{t-1}) = f\,(\pi_t/\phi_{t-1}) \quad (4)$$

Donde, f es la distribución de densidad de probabilidades. Por otra parte, al fijarse por el mercado la tasa nominal de interés y dada la relación entre ésta, la tasa real de interés y la tasa de inflación, entonces el mercado determina también una función de probabilidades para la tasa real de interés. De nuevo, si el mercado es eficiente, entonces:

$$fm\,(r_t/\phi^m_{t-1}, i) = f(r_t/\phi_{t-1}, i) \quad (5)$$

En síntesis, si el mercado es eficiente al determinar la tasa nominal de interés, usa toda la información relevante sobre la tasa real y la inflación efectivas.

Lo anterior implica que en la tasa nominal de interés existe una predicción hecha por el mercado acerca de la tasa de inflación. Si el mercado es eficiente, esta predicción no puede diferir sistemáticamente de la tasa observada, ya que esto significará que (4) no se cumpliría. Sin embargo, para poder conocer esta predicción sobre la tasa de inflación, necesitamos conocer cómo se determina la tasa real de interés y suponer que la ecuación (5) se da. Es decir, el mercado actúa como si conociera el modelo real de determinación de la tasa real de interés. Esto significa que, en cualquier prueba empírica que realicemos sobre predicción de inflación usando la ecuación de Fisher estaremos probando conjuntamente la eficiencia del mercado respecto a la estimación de la inflación y la tasa real de interés y también la bondad del modelo usado para la predicción de la tasa real de interés.

2. METODOLOGIA

Nuestro objetivo es analizar si la predicción de la tasa de inflación existente en la tasa nominal de interés contiene errores sistemáticos respecto a la inflación verdadera o, por el contrario, si esta predicción es, en promedio, acertada. Para lo anterior es necesario definir un modelo para la tasa real, de forma que la inflación esperada predicha por el modelo tome la forma de:

$$\hat{\pi}_t^e = i_t - \hat{r}_t \qquad (6)$$

donde:

$\hat{\pi}^e$ = tasa de inflación esperada, predicha por el modelo para el mes t.
$\hat{r}$ = tasa de interés real predicha por el modelo para el mes t.

Lo anterior supone tener un modelo para la tasa real de interés. Si logramos tener un buen modelo para esta variable, entonces podremos tener una buena predicción de cuál es la inflación esperada determinada por el mercado y contrastar ésta con la inflación efectiva para cada mes. Esto permitirá probar nuestra hipótesis que, en términos estadísticos, quedará expresado como la hipótesis nula:

$$H_0 : E_m (\hat{\pi}_t^e / \phi_{t-1}^m) = E(\pi_t / \phi_{t-1}) \qquad (7)$$

Con el objeto de probar esta hipótesis se realizará un test de medias de ambas distribuciones y, por tanto, lo que en definitiva, se probará es:

$$H_0 : \bar{\hat{\pi}}_t^e - \bar{\pi}_t = 0 \qquad (8)$$

Si H_0 no es rechazada, entonces podremos decir que el mercado es eficiente en su predicción de inflación, y que el modelo ntilizado para predecir la tasa real es acertado.

El modelo para la tasa real

Existen varias alternativas para plantear un modelo respecto a la tasa real. Uno de ellos consiste en un modelo macroeconómico complejo; otro, en un proceso estocástico que tome en cuenta no sólo el tiempo, sino también otras variables relevantes, y por último, un modelo de serie de tiempo (ARIMA) que es un caso especial de procesos estocásticos y que predice variables futuras en base solamente a la información pasada.

Los modelos ARIMA han mostrado ser basrante eficientes en la predicción de corto plazo y, bajo condiciones de estacionariedad de las series, permiten captar la esencia de los procesos involucrados.

Refiriéndonos a lo expuesto, y dado que las predicciones que se necesitan hacer en este trabajo son sólo respecto a un mes, es que se ha decidido utilizar un modelo ARIMA de series de tiempo para predecir la tasa real de interés. Esta predicción se utilizará en nuestra ecuación (6) con el objeto de obtener la predicción sobre la tasa de inflación esperada.

3. METODO DE ESTIMACION Y PREDICCION

Para estimar el modelo, se utilizaron datos sobre tasas nominales de interés bancario de una base de datos que se discute más adelante. El problema que se enfrenta es que estadísticamente no es posible utilizar los mismos períodos para la estimación y para la predicción, debido a que se producen sesgos de predicción. Por otra parte, económicamente hablando, usar --para predecir-- un modelo que utiliza datos del mismo período para el cual se requieren anticipar las variables es plantear que, al momento de predicción, el mercado utilizó una información que obviamente no podría conocer.

Debido a lo anterior, se siguió la siguiente metodología:

i) Se utilizó toda la información a fin de tener una primera identificación y estimación del modelo para analizar si éste era una adecuada representación de la realidad.

ii) La muestra total contiene 62 observaciones mensuales. Dado que con una muestra que contenga más de 30 observaciones es posible obtener buenos resultados estadísticos, en los modelos ARIMA se dividió la muestra en dos. Una, con las primeras 35 observaciones, y otra, con las 27 observaciones siguientes.

iii) Con la primera muestra se volvió a identificar y estimar el modelo con el objeto de predecir la tasa real para el mes 36.

iv) Con el propósito de acercarnos lo más fielmente a las predicciones que el mercado pudiera hacer, se fue incorporando la nueva información para las predicciones siguientes. Así, para predecir la tasa para el mes 37 se utilizaron 36 observaciones, para la del mes 38 se nsaron 37, y así, sucesivamente, hasta la predicción del mes 62 en que se utilizaron 61 observaciones.[1] En términos generales, si denominamos mes 1 al primer mes de observación y al mes t al que se quiere predecir, se utilizaron para cada predicción muestras variables de tamaño $t-1$. De esta forma se obtuvieron 27 predicciones insesgadas sobre la tasa real

[1] Un criterio de racionalidad alternativo dejaría la muestra con tamaño constante. El sentido del criterio empleado es el de utilizar toda la información disponible, dado que no representa un costo adicional grande para los agentes el incorporarla puesto que es sólo de tipo histórico.

que sería utilizada en la ecuación (6) para obtener 27 observaciones sobre $\hat{\pi}_t^e$, las que serían contrastadas a través de un test de media con π_t efectiva, con el objeto de hacer la prueba de hipótesis planteada en (8).

4. DATOS

La base de datos que se utilizó fue construida en base a la observación de la tasa nominal de captación de 30 días, al primer día de cada mes,[2] de los siguientes diez bancos:

Citibank, Banco de Concepción, Banco Continental, Banco de Crédito e Inversiones, Banco Nacional, Banco de Chile, Banco del Estado de Chile, Banco Israelita, Banco O'Higgins y Banco Sudamericano.

En estos diez bancos se calculó un promedio simple para el período junio de 1977 a julio de 1982. El punto de partida de la serie se explica por el problema práctico de que no había datos previos, y el punto final fue elegido para evitar los problemas de ruido en los datos que pudiera traer la tasa sugerida y la intervención del mercado de capitales.

Por otra parte, si bien es cierto que la distribución de retornos está truncada porque los que depositan sus recursos en el sistema financiero tienen responsabilidad limitada, y por tanto no pueden perder más que el monto de sus depósitos, este hecho no produce sesgos en la predicción de la tasa de interés real, ya que la serie es homogénea, pues se trata de la evolución de las tasas de interés de un mismo activo (depósitos a 30 días) y, por lo tanto, debiera existir un único proceso generador.

5. IDENTIFICACION DEL ARIMA

El primer modelo que se identificó fue el que contenía la base completa de 62 observaciones de tasas de captación promedio del sistema bancario, que abarca desde junio de 1977 a julio de 1982.

La función de autocorrelación estimada (o correlograma, como se llama el gráfico que la representa) registró sólo las tres primeras correlaciones significativas al 95 por ciento de confianza, todas las restantes son estadísticamente nulas con dicho nivel de confianza, es decir, quedan dentro de un intervalo de dos desviaciones estándar alrededor del nivel cero. Esta característica, unida al hecho de que las correlaciones son decrecientes al aumen-

[2] Evidentemente no debe utilizarse un promedio mensual de tasas de interés, porque este promedio contendría una mezcla de las predicciones de inflación mensuales para distintos períodos.

tar el rezago, nos permite concluir que los datos en su presentación original pueden ser considerados estacionarios sin necesidad de tomar las primeras o segundas diferencias.

En consecuencia, el modelo bajo estudio era un ARMA (p, q), o un ARIMA (p, o, q), es decir, un arima con $d = 0$.

Para formalizar lo anteriormente dicho, que se basa en la simple inspección gráfica de los resultados obtenidos, se utilizó el test de significancia de las autocorrelaciones de Box y Pierce. Este test se basa en que la suma de las correlaciones estimadas al cuadrado, sigue una distribución chi-cuadrado, Anderson (1942); Barlett (1946).

A continuación se reproduce la lista de valores estimados de las distintas autocorrelaciones, para todas las cuales se prueba la hipótesis nula:

H_0 : La autocorrelación es nula.

También se presentan los valores según tabla asociados a un nivel de significancia del 5 por ciento y a un nivel del 1 por ciento.

Grados de libertad	Valor estimado	Valor tabla (5%)	Valor tabla (1%)
6	43,22	12,5916	16,8119
12	52,93	21,0261	26,2170
18	68,59	28,8693	34,8053
24	116,72	36,4151	42,9798

Una información más detallada se encuentra en el apéndice final, en la tabla 1.

Como el valor computado es, en todos los casos, superior al de tabla (cualquiera sea el nivel de significancia que se tome), rechazamos la hipótesis nula de que los residuos constituyen una serie aleatoria y nos inclinamos a favor de la hipótesis alternativa que indica que existe un proceso que está generando los datos. La función de autocorrelación aparece en el gráfico 1. Para determinar qué tipo de ARMA (p, q) es el subyacente, es útil examinar la función de autocorrelación parcial estimada (véase gráfico 2). Esta dejó nítidamente claro que se trataba de un proceso AR (1) pues sólo el primer rezago de la función era estadísticamente distinto de cero, mientras todos los demás estaban dentro de un intervalo de dos desviaciones estándar alrededor de cero.

La violencia de la caída de la función de autocorrelación parcial lleva a descartar la posibilidad de un proceso de medias móviles porque en tal caso la función de autocorrelación parcial exhibe una pendiente menor con varios rezagos significativos antes de llegar a cero.

5.1. Estimación

Se estimó el modelo

$$(1 - p_1 L)(r_t - \bar{u}) = u_t$$

Por medio de mínimos cuadrados no lineales, donde:

r_t es la tasa de interés real del mes t.

p_1 es el parámetro de autocorrelación.

L es el operador de rezago

$\bar{u}$ es la media de los errores (estimada)

u_t es el error aleatorio

La recta ajustada es:

$$(1 - 0{,}660089\, L)(r_t - 0{,}011211) = u_t$$

o bien:

$$(1 - 0{,}660089\, L)(r_t) = 0{,}00381417 + u_t$$

$$r_t = \underset{(3{,}42)}{0{,}00381417} + \underset{(6{,}82)}{0{,}660089}\, r_{t-1} + u_t$$

5.2. Bondad del ajuste

Para examinar la bondad de ajuste del modelo se utilizó nuevamente el test de Box y Pierce, pero esta vez aplicado a los residuos.

El test establece como hipótesis nula Ho: la serie es aleatoria.

A continuación se reproduce la tabla con el valor estimado y los valores según tabla a un nivel del 5 por ciento y del 1 por ciento de significancia para la serie de los residuos del modelo:

Rezago	Grados de libertad	Valor estimado	Valor tabla $\alpha = 5\%$	Valor tabla $\alpha = 1\%$
6	4	1,16	9,4877	13,2767
12	10	8,28	18,3070	23,2093
18	16	12,57	26,2962	31,9999
24	22	19,92	33,9244	40,2894

Se concluyó que, dado que el valor estimado era menor al valor tabla en todos los casos, no podemos rechazar la hipótesis nula de que los residuos constituyen una serie aleatoria, y el modelo extrajo toda la parte sistemática de la serie.

Además, como indicador de la bondad del ajuste obtenido se utilizó el test t de significancia estadística para cada parámetro individual. Tanto para la constante como para el parámetro asociado a la variable rezagada resulta significativo, a on nivel de significancia del 5 por ciento y del 1 por ciento (3,42 y 6,82, respectivamente).

Para visualizar el ajuste obtenido, véase el gráfico 3 que muestra valores ajustados versus reales y el intervalo de confianza del 95 por ciento.

5.3. Predicción de la tasa real de interés

Para predecir el logaritmo natural de uno más la tasa de interés real se estimaron 27 modelos, todos del tipo AR(1) y cuya base de datos consiste en las observaciones de tasas de interés real conocidas hasta el mes anterior en que la predicción se realiza. Para cada uno de estos modelos se realizó el estudio completo de identificación del proceso generador de los datos y pudo concluirse claramente a partir de los correlogramas y funciones de autocorrelación parcial que en todos los casos se trataba de un proceso autorregresivo de orden uno.[3]

[3] Los resultados computacionales están en poder de los autores y pueden ser facilitados, solicitándolos a ellos; no se incluyeron por motivos de espacio.

A continuación se presentan los parámetros que definen estos 27 modelos con las predicciones de tasas de interés real y de inflación esperada asociadas a ellos.

$$r_t = a + b\, r_{t-1} + u_t$$

Modelo	Número de observaciones	Parámetros (Test t) a	b	Predicción de interés real	Predicción de inflación esperada
1	35	0,00362873	0,643414	0,0060	0,0154386
		(2,26)	(4,82)		
2	36	0,00336126	0,651764	0,0025	0,0178206
		(2,14)	(4,95)		
3	37	0,00331726	0,653742	0,0043	0,0171013
		(2,17)	(5,09)		
4	38	0,00321708	0,657512	0,0043	0,0170614
		(2,16)	(5,22)		
5	39	0,00305104	0,663708	0,0028	0,0186823
		(2,10)	(5,36)		
6	40	0,00297351	0,667059	0,0034	0,0175584
		(2,10)	(5,51)		
7	41	0,00259661	0,68212	–0,0026	0,0231547
		(1,84)	(5,65)		
8	42	0,00248877	0,688593	–0,0010	0,0229170
		(1,81)	(5,90)		
9	43	0,00264475	0,680041	0,0047	0,0215196
		(1,97)	(5,97)		
10	44	0,00279502	0,675739	0,0098	0,0158372
		(2,12)	(5,99)		
11	45	0,00301948	0,680323	0,0184	0,0104486
		(2,28)	(5,97)		
12	46	0,00302359	0,68562	0,0173	0,0111907
		(2,34)	(6,17)		
13	47	0,00302081	0,684153	0,0144	0,0031057
		(2,39)	(6,29)		
14	48	0,00293187	0,673061	0,0060	0,0242670
		(2,33)	(6,20)		
15	49	0,00349544	0,658831	0,0228	0,0060193
		(2,64)	(5,75)		
16	50	0,00349503	0,658999	0,0185	0,0097939
		(2,70)	(5,98)		
17	51	0,00349253	0,655042	0,0142	0,0031247
		(2,75)	(6,07)		

Modelo	Número de observaciones	Parámetros (Test t) a	b	Predicción de interés real	Predicción de inflación esperada
18	52	0,00343857	0,649724	0,0089	0,0128191
		(2,75)	(6,07)		
19	53	0,00362727	0,648144	0,0158	0,0054122
		(2,92)	(6,05)		
20	54	0,00364706	0,652253	0,0162	0,0061362
		(2,99)	(6,17)		
21	55	0,0036528	0,653686	0,0150	0,0105029
		(3,05)	(6,28)		
22	56	0,00367821	0,657038	0,0159	0,0097927
		(3,13)	(6,38)		
23	57	0,00377593	0,676118	0,0266	−0,0019234
		(3,15)	(6,44)		
24	58	0,0038552	0,659745	0,0175	0,0020861
		(3,27)	(6,52)		
25	59	0,00386508	0,663371	0,0175	0,0004224
		(3,33)	(6,65)		
26	60	0,0038826	0,669482	0,0192	0,0010866
		(3,39)	(6,79)		
27	61	0,00388132	0,661429	0,0127	0,0143761
		(3,43)	(6,79)		

Predicción de $\hat{\pi}_t^e$

Para predecir la tasa de inflación esperada por el mercado se utilizó la ecuación de Fischer, que, en términos logarítmicos, dice que:

$$\hat{\pi}_t^e = i_t - \hat{r}_t$$

La serie que se obtuvo se representa en la penúltima columna del cuadro , bajo el título de INFESP.

Prueba de la hipótesis nula

Se intenta probar la hipótesis nula:

$$H_0 = E(\hat{\pi}_t^e) - E(\pi_t) = 0$$

Para esto, y dado que el tamaño de las muestras π_t y $\hat{\pi}_t^e$ [4] es igual, se utiliza un test de medias para la variable Difer:

$$\text{Difer} = \hat{\pi}_t^e - \pi_t$$

Los valores de esta variable aparecen en la Tabla 2.

Como:

$$\frac{\bar{\hat{\text{Difer}}} - \overline{\text{Difer}}}{\sigma \text{ Difer}} \sim t\,(27).$$

Se usa esta distribución t de student con 27 grados de libertad para efectuar la prueba H_0:

$$H_0 : \overline{\text{Difer}} = 0$$

Bajo H_0:

$$\frac{\bar{\hat{\text{Difer}}}}{\sigma \text{ Difer}} \sim t\,(27)$$

El valor calculado de la t es:

$$t = \frac{\bar{\hat{\text{Difer}}}}{\sigma \text{ Difer}} = \frac{-0{,}00094569}{0{,}00800536} = -0{,}118$$

Con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula Ho, al 95 por ciento de confianza. Para examinar la distribución de Difer, véase el gráfico 4.

6. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En el presente trabajo se modeló la tasa de interés mensual real de captación utilizando los modelos ARIMA para series de tiempo desarrollados por Box y Jenkins.

El estudio de la serie permitió concluir que la tasa de interés real era estacionaria y que el proceso generador de la serie era del tipo autorregresivo de orden uno.

[4]En general el test t supone muestras que provienen de la misma población y que, por lo tanto, se caracterizan por tener varianzas iguales. Con muestras de igual tamaño, este problema no se da y éste es el motivo por el cual definimos la variable "Difer" para efectuar el test t. Véase Hays y Winker (1970).

Usando la información de que el mercado disponía en cada oportunidad se usó el modelo para predecir la tasa de interés real del mes siguiente. Con esto y por medio de la ecuación de Fischer se obtuvo una predicción para la tasa de inflación esperada.

Tomando la serie de tasas de inflación esperada predicha y tasas de inflación efectivas se sometió a prueba la hipótesis conjunta de que el modelo de la tasa real de interés explicaba bien y que las expectativas de inflación eran insesgadas, es decir, que no había errores sistemáticos en la predicción.

Los resultados obtenidos permiten concluir que:

– El modelo para la tasa de interés era suficientemente bueno.

– La predicción de la tasa de interés es correcta (en sentido estadístico), es decir, no contiene sesgos.

– Que el mercado es eficiente en cuanto usa correctamente la información disponible para anticipar la inflación esperada.

– Dada la eficiencia de mercado establecida y la bondad del modelo para la tasa real de interés, es posible utilizar la ecuación de Fisher en su versión ex ante para conocer la predicción que el mercado tiene sobre la inflación, la cual es, de acuerdo a nuestros resultados, insesgada.

6. ANEXOS

GRAFICOS Y
CUADROS ESTADISTICOS

CUADRO 1

SAS
TEST DE RUIDO BLANCO DE LAS AUTOCORRELACIONES

TO LAG	CHI SQUARE	DF	PROB	AUTOCORRELACIONES					
6	43,22	6	0,000	0,657	0,379	0,200	0,143	0,120	0,088
12	52,93	12	0,000	0,037	–0,005	–0,034	0,088	0,229	0,247
18	68,59	18	0,000	0,172	0,045	–0,103	–0,131	–0,194	–0,287
24	116,72	24	0,000	–0,333	–0,308	–0,329	–0,327	–0,254	–0,112

ARIMA: ESTIMACION DE MINIMOS CUADRADOS

PARAMETRO	ESTIMACION	ERROR ESTANDAR	RAZON T	REZAGO
MU	0,0112211	0,00328438	3,42	0
AR1,1	0,660089	0,0968514	6,82	1

Constante estimada = 0,00381417
Varianza estimada = 0,000082125
Error estándar estimado = 0,00906226
Número de residuos = 62

CORRELACIONES DE LOS PARAMETROS ESTIMADOS

	MU	AR1,1
MU	1,000	–0,016
AR1,1	–0,016	1,000

TEST DE LAS AUTOCORRELACIONES DE LOS RESIDUOS

TO LAG	CHI SQUARE	DF	PROB	AUTOCORRELACIONES					
6	1,16	4	0,0885	0,064	–0,034	–0,102	–0,010	0,024	0,030
12	8,28	10	0,601	–0,014	–0,015	–0,176	–0,007	0,190	0,157
18	12,57	16	0,704	0,100	0,024	–0,155	0,006	–0,006	–0,124
24	19,92	22	0,588	–0,152	–0,008	0,086	–0,141	–0,130	0,089

SUPERFICIE EN TORNO A LAS ESTIMACIONES

MU		AR1,1	INTLOG	
	INTLOG	0,655089	0,660089	0,665089
	0,00622108	0,00512331	0,00511778	0,00511276
	0,0112211	0,00492769	0,00492747	0,00492769
	0,0162211	0,00512345	0,00511778	0,00511261

CUADRO 2

SAS

CBS	Tiempo	LOGINF	LOGNOM	INTFOR	INFESP	DIFER
1	36	0,0227395	0,0214386	0,0060	0,0154386	0,007301
2	37	0,0188218	0,0203206	0,0025	0,0178206	0,001001
3	38	0,0198026	0,0214013	0,0043	0,0171013	0,002701
4	39	0,0217615	0,0213614	0,0043	0,0170614	0,004700
5	40	0,0207825	0,0214823	0,0028	0,0186823	0,002100
6	41	0,0285875	0,0209584	0,0034	0,0175584	0,011029
7	42	0,0256677	0,0205547	−0,0026	0,0231547	0,002513
8	43	0,0188218	0,0219170	0,0010	0,0229170	−0,004095
9	44	0,0158733	0,0262196	0,0047	0,0215196	−0,005646
10	45	0,0029955	0,0256372	0,0098	0,0158372	−0,012842
11	46	0,0079682	0,0288486	0,0184	0,0104486	−0,002480
12	47	0,0119286	0,0284907	0,0173	0,0111907	0,000738
13	48	0,0129162	0,0175057	0,0144	0,0031057	0,009810
14	49	0,0009995	0,0302670	0,0060	0,0242670	−0,023267
15	50	0,0059821	0,0288193	0,0228	0,0060193	−0,000037
16	51	0,0119286	0,0282939	0,0185	0,0097939	0,002135
17	52	0,0089597	0,0173247	0,0142	0,0031247	0,005835
18	53	0,0029955	0,0217191	0,0089	0,0128191	−0,009824
19	54	0,0019980	0,0212122	0,0158	0,0054122	−0,003414
20	55	0,0049875	0,0223362	0,0162	0,0061362	−0,001149
21	56	0,0069756	0,0255029	0,0150	0,0105029	−0,003527
22	57	−0,0080322	0,0256927	0,0159	0,0097927	−0,017825
23	58	0,0039920	0,0246766	0,0266	−0,0019234	0,005915
24	59	−0,0010005	0,0195861	0,0175	0,0020861	−0,003087
25	60	−0,0050125	0,0179224	0,0175	0,0004224	−0,005435
26	61	0,0069756	0,0202866	0,0192	0,0010866	0,005889
27	62	0,0198026	0,0270761	0,0127	0,0143761	0,005426

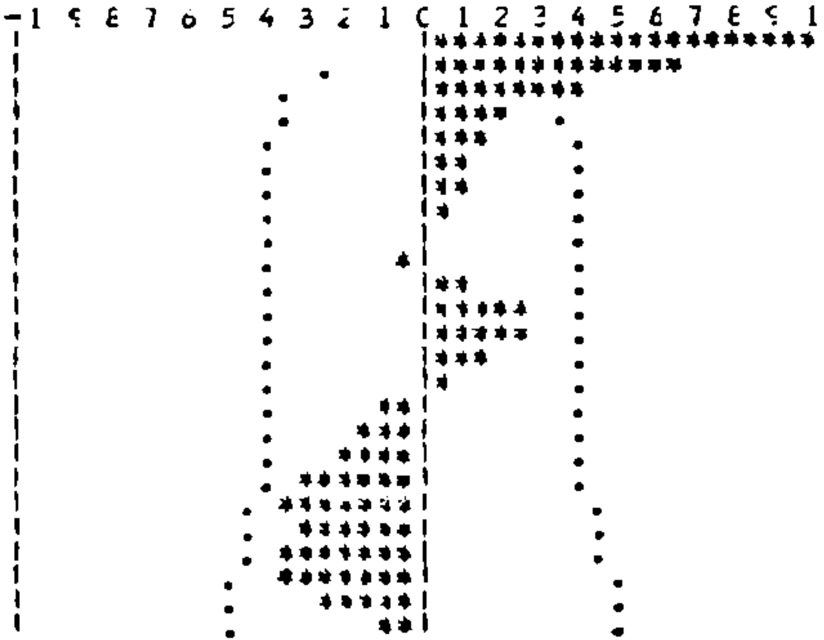
GRAFICO 1

SAS
PROCEDIMIENTO ARIMA

NOMBRE DE LA VARIABLE = INTLOG
MEDIA DE LA SERIE = 0,0111744
DESVIACION ESTANDAR = 0,0118439
NUMERO DE OBSERVACIONES = 62

AUTOCORRELACIONES

LAG	COVARIANCE	CORRELATION	STD
0	.000140277	1.00000	0
1	.000092112	0.65664	0.127
2	.000053196	0.37922	0.173315
3	.000028106	0.20036	0.186218
4	.000020096	0.14326	0.189663
5	.000016879	0.12033	0.1914
6	.000012328	0.08788	0.192616
7	5.159E-06	0.03678	0.193262
8	-6.355E-07	-0.00453	0.193375
9	-4.768E-06	-0.03399	0.193377
10	.000012413	0.08849	0.193473
11	.000032167	0.22931	0.194125
12	.000034642	0.24696	0.198446
13	.000024087	0.17171	0.203342
14	6.251E-06	0.04456	0.205667
15	-1.443E-05	-0.10285	0.205823
16	-1.841E-05	-0.13122	0.20665
17	-2.720E-05	-0.19392	0.20799
18	-4.023E-05	-0.28676	0.210886
19	-4.668E-05	-0.33278	0.217084
20	-.00004326	-0.30839	0.225162
21	-4.614E-05	-0.32895	0.231874
22	-4.582E-05	-0.32661	0.239283
23	-3.562E-05	-0.25390	0.246368
24	-1.566E-05	-0.11162	0.250555



. SEÑALA DOS ERRORES ESTANDAR

GRAFICO 2

SAS

AUTOCORRELACIONES INVERSAS

LAG	CORRELATION	-1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
1	-0.39105	********|
2	-0.12443	**|
3	0.14693	|***
4	-0.00102	|
5	-0.09241	**|
6	0.09048	|**
7	-0.03163	*|
8	-0.13072	***|
9	0.20812	|****
10	-0.00044	|
11	-0.21003	****|
12	0.04266	|*
13	0.02622	|*
14	-0.09710	**|
15	0.16079	|***
16	-0.05255	*|
17	-0.08888	**|
18	0.09031	|**
19	0.11210	|**
20	-0.14104	***|
21	0.01597	|
22	0.07452	|*
23	0.04803	|*
24	-0.04646	*|

AUTOCORRELACIONES PARCIALES

LAG	CORRELATION	-1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
1	0.65664	|*************
2	-0.09155	**|
3	-0.02025	|
4	0.07534	|**
5	0.01886	|
6	-0.01679	|
7	-0.03580	*|
8	-0.01798	|
9	-0.02507	*|
10	0.22710	|*****
11	0.15065	|***
12	-0.03584	*|
13	-0.04652	*|
14	-0.10618	**|
15	-0.18548	****|
16	0.01352	|
17	-0.15986	***|
18	-0.19327	****|
19	-0.01553	|
20	0.03240	|*
21	-0.22215	****|
22	-0.13548	***|
23	0.01506	|
24	0.07753	|**

GRAFICO 3

SAS

Gráfico de la predicción	:	El símbolo usado es F
Gráfico INTLOG	:	El símbolo usado es *
Gráfico de L95IN	:	El símbolo usado es L
Gráfico de L95IN	:	El símbolo usado es U

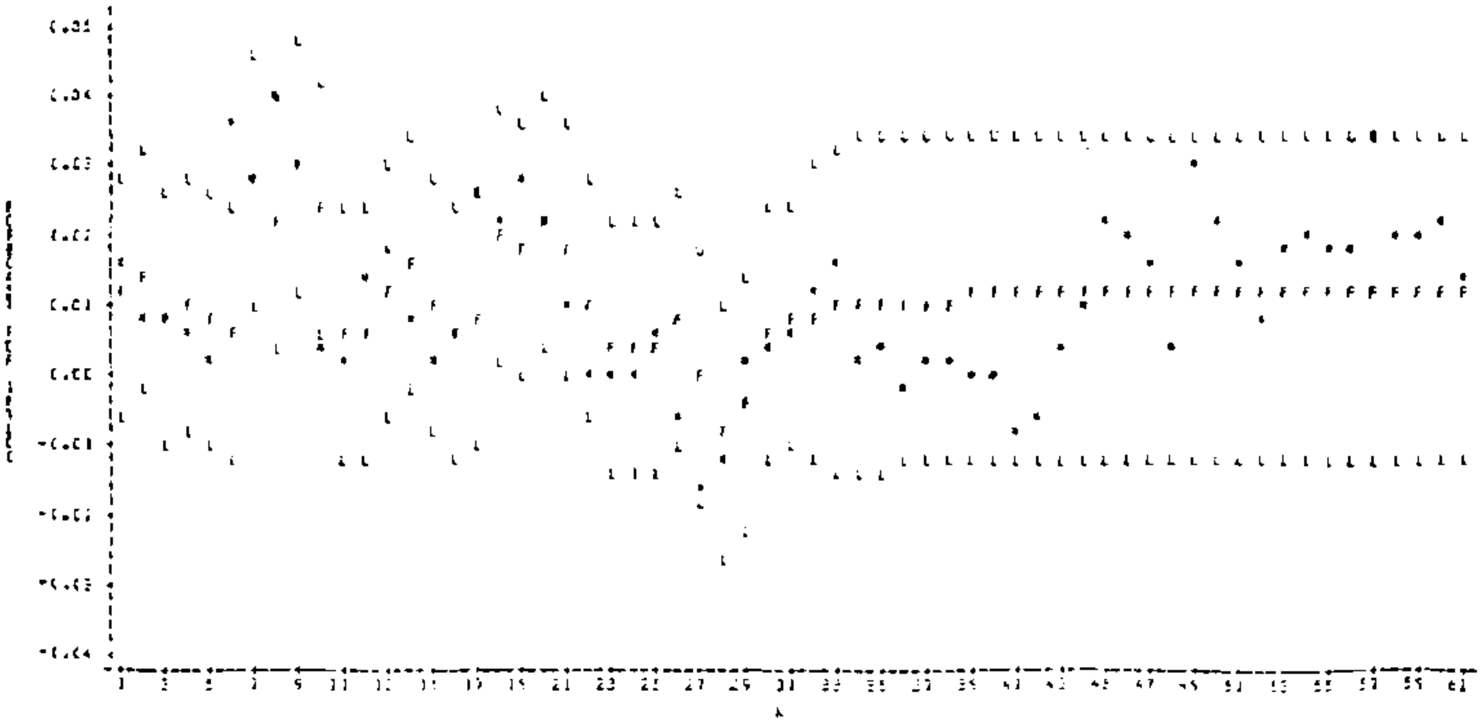
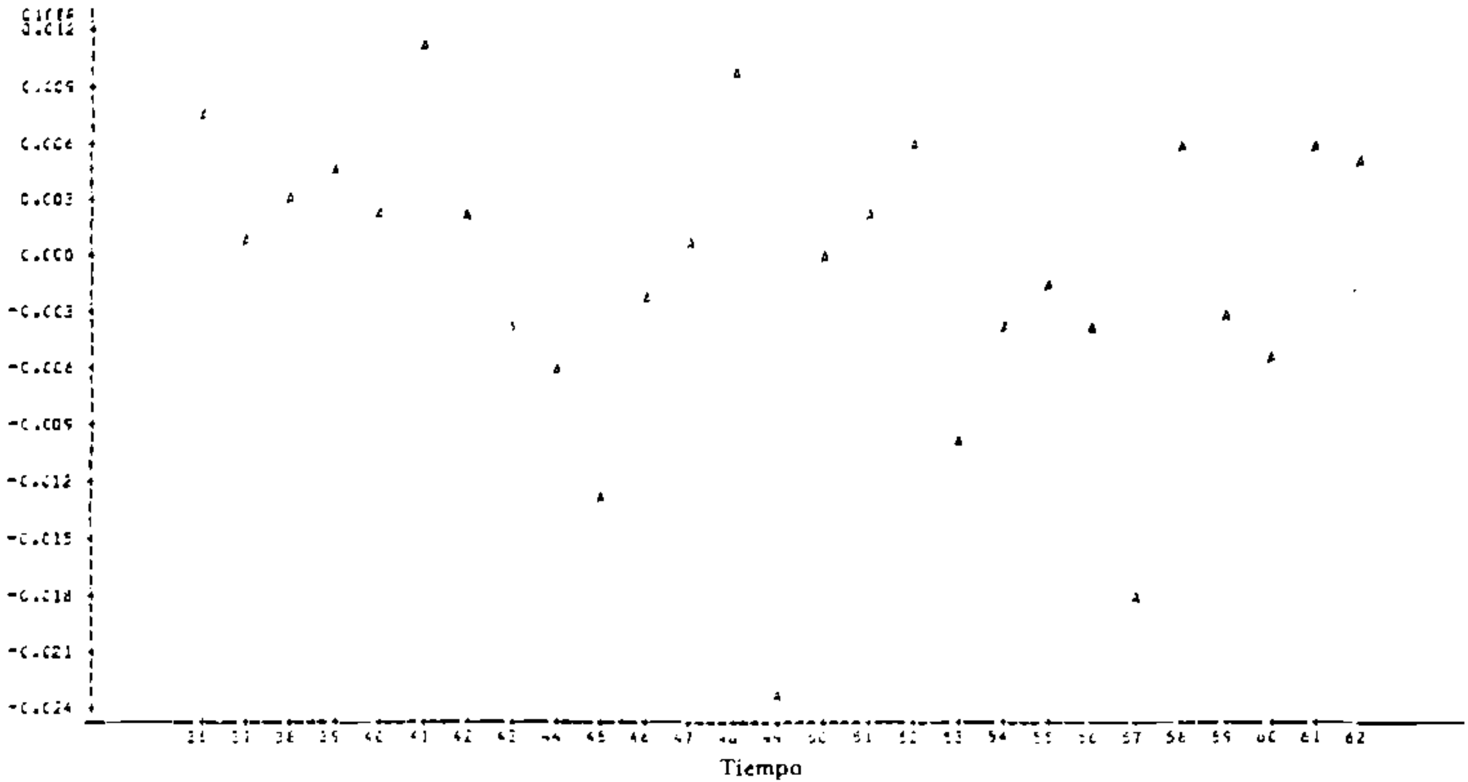


GRAFICO 4

SAS

GRAFICO DE DIFER – TIEMPO
Legend: A = 1 CES, B = 2 CBS, etc.



SAS

Variable Nº	Media	Desviación estándar	Valor mínimo	Valor máximo	Error estándar de la media	Suma	Varianza	C.V.

REFERENCIAS

BOX, G. y G. JENKINS, "Time series analysis, forecasting and control". San Francisco, Cal.: Holden Day, 1970.

BOX, G.E.P. y D.A. PIERCE, "Distribution of residual autocorrelations in autorregressive integrated moving average time series models", en *J.A.S.A.* vol, 65, pp. 1509-1526, 1970.

FAMA, EUGENE, "Short-term interest rates as predictors of inflation", en *American Economic Review*, junio, 1975.

FAMA, EUGENE y WILLIAM SCHWERT, "Asset returns and inflation", en *Journal of Financial Economics*, noviembre, 1977.

FISHER, IRVING, "The theory of interest", Mc Millan, New York, 1930.

GARCIA, VICTOR, "La tasa de interés *forward* como predictora de la tasa de interés futuro: una aproximación al caso chileno". *Estudios de Economía*, primer semestre, 22, Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile, 1984.

GREGOIRE, JORGE, "El ajuste de los precios accionarios a la información: resultados empíricos"; *Paradigmas*, 7, segundo semestre, Departamento de Administración, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile, 1985.

HAYS, WILLIAM y ROBERT L. WINKER, "Statistics", Holt, Rinehart and Winston, Inc., 1970.

NELSON R., CHARLES, "Applied time series analysis" en Holden-Day Inc., San Francisco, 1973.