

MODELOS DE SERIES DE TIEMPO PARA EL PRONOSTICO DE PRECIOS DE MINERALES

Jaime Aranibar del Alcázar
Julio Humérez Quiróz

1. INTRODUCCION

En la literatura de pronósticos con el uso de modelos econométricos históricamente se tiene dos aproximaciones, que pueden ser compatibles y complementarias: (i) modelos econométricos estructurales ó "causales" y, (ii) modelos de series de tiempo (Kennedy, 1985; Granger y Newbold, 1986).

Los primeros se construyen y estiman con base a la teoría económica relevante y consideran variables dependientes (endógenas) y un conjunto de variables exógenas que explican la primera o, lo que es lo mismo, dan cuenta acerca de sus variaciones. Con estos modelos lo que se pretende es capturar las relaciones estructurales, identificadas a partir de la investigación teórica, entre las variables. Estos modelos tuvieron un amplio uso durante los años 60s y a principios de los 70s e incluso hoy en día se siguen utilizando para el pronóstico de variables financieras y en la investigación. Sin embargo, en los últimos años de los setenta fueron incapaces de pronosticar el fenómeno de la "estanflación", i.e. la presencia de las altas inflaciones simultáneamente con elevado desempleo (Lucas y Sargent, 1979). Esto dio lugar a la adopción de métodos más simples y precisos en sus pronósticos, pero sin contenido teórico: los modelos de series de tiempo.

Los modelos de series temporales se construyen sobre la premisa que las series de tiempo tienen una historia estadística recurrente particular que puede ser modelada y explotada para fines de pronóstico. Detrás de esta metodología está la idea ecléctica que no podemos conocer lo suficiente acerca de la estructura de una economía como para construir un modelo estructural detallado. que permita la obtención de buenos pronósticos (véase, p.e.; Sims, 1980). En este trabajo se examinan dos tipos de modelos de series temporales: series de tiempo univariadas y multivariadas. En el primer tipo de modelos las variaciones de una serie temporal se expresan como una función de términos autorregresivos (valores pasados de la variable) y términos de promedios móviles (errores contemporáneos y pasados), i. e., formalmente:

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (1)$$

Los modelos multivariados de series temporales, por su parte, reflejan la importancia de "la influencia de otras variables observables que se conoce o se sospecha están relacionados con la variable de interés" (Kling y Bessler, 1985). Entre estos modelos destacan los modelos de vectores autorregresivos (VARs), donde no existe "a priori" la imposición de restricciones de exogeneidad o de formas funcionales como es usual en el problema de identificación de sistemas de ecuaciones simultáneas. En su lugar, los modelos VAR son formas reducidas que toman en cuenta las interacciones que están presentes en los datos. Si $X'_t = (X_{1t}, \dots, X_{mt})$ es un vector de variables que se desea modelar con un VAR, bajo condiciones de exogeneidad conjunta y ergodicidad (véase Granger y Newbold, 1986) X'_t tiene la siguiente

representación de vector autorregresivo:

$$\Phi(L)X_t = E_t \quad (2)$$

donde $\Phi(L)$ es una matriz función en operadores de rezagos¹ infinita de orden $m \times m$, E_t es un vector de términos de error "bien comportados". Cada elemento de $\Phi(L)$ sigue la siguiente estructura:

$$\phi_{ij}(L) = \sum_{k=0}^{\infty} \phi_{ij,k} L^k \quad (3)$$

Ahora, para fines de estimación, la anterior estructura autorregresiva infinita se aproxima por otra finita. La elección de los rezagos de las variables que conforman el sistema VAR, por su importancia empírica, es un tema que en este documento merecerá una atención particular, prestando atención a criterios como el de Akaike(1974), Schwarz(1978) y Hannan y Quinn(1979).

Ahora, en la práctica, la cuestión de si es más ventajoso el uso de modelos estructurales frente a modelos de series temporales para fines de pronóstico, o viceversa, dependerá de la información previa con la que se cuenta como la validez o no de una teoría económica en particular. Un modelo ARIMA no incorpora información previa (p.e., la teoría económica) por lo que podría considerarse como una elección pobre como un modelo de pronóstico; sin embargo, en la práctica tiene un amplio uso debido a que permite la obtención de proyecciones razonables en el corto plazo.

Los modelos multivariados de series temporales, por su parte, afirman que la verdad descansa en algún lugar entre la aproximación tradicional de ecuaciones simultáneas y los modelos de series temporales univariados. En este marco, los modelos VAR² resultan ser modelos cuasi-series temporales, ya que hacen uso de información proporcionada por la teoría económica, en la selección de las variables a ser incluidos en una especificación de manera de contar con un modelo con poder predictivo mayor a los modelos de series temporales univariados.

¡Error! Marcador no definido.2. **MODELOS UNIVARIADOS DE SERIES TEMPORALES - MODELOS ARIMA (p,d,q)**

La técnica de series de tiempo (modelos ARIMA) aunque conocida desde hace mucho tiempo atrás, no fue sistematizada sino hasta fines de la década de los 60 por G.E.P. Box y G.M. Jenkins³.

De acuerdo a la metodología de Box-Jenkins, si bien teóricamente existe un número infinito de

¹ Un operador de rezagos representa la siguiente operación: $L^k X_t = X_{t-k}$.

² También existen VARs estructurales basados en la teoría económica.

³ Box, G. E. P. y Jenkins, G. M., "Time Series Analysis, Forecasting and Control", Ed. Holden-Day, San Francisco, 1970.

modelos ARIMA(p,d,q)⁴, empíricamente se comprueba que para valores pequeños de (p,d,q) se puede obtener modelos ARIMA que se ajustan con mucha precisión a la serie de datos.

Debe notarse que los econométricos de series de tiempo difieren de los que podríamos llamar econométricos "clásicos", en que los primeros en la etapa de la formulación y selección del modelo (proceso) utilizan como única fuente de información la serie histórica⁵ de la variable de interés, mientras que los "clásicos" tienen como fuente de información primaria a la teoría económica.

De acuerdo a Box-Jenkins, el análisis de series de tiempo implica las siguientes etapas: (i) Identificación, (ii) Estimación, (iii) Verificación y, (iv) Pronóstico (Predicción). Si la serie es débilmente estacionaria, se procede de inmediato con la etapa (i); caso contrario, la serie debe ser "pre-procesada" a fin de ser transformada en realizaciones estacionarias⁶. Asumiendo que se cuenta con series estacionarias, la identificación tiene por objeto determinar el tipo de modelo a aplicar (AR, MA ó ARMA) y el orden de los parámetros "p" y "q"⁷.

⁴ Los parámetros p, d y q denotan el orden de la parte autorregresiva del proceso, el grado de diferenciación requerida para transformar una serie no-estacionaria en estacionaria y el orden de la parte promedio-móvil del proceso, respectivamente.

Se dice que una serie es estacionaria en el sentido "débil" si posee media, varianza y covarianza independientes del tiempo; es decir, la media y varianza son constantes en el tiempo y la covarianza depende únicamente de la distancia que separa las observaciones z_t y z_{t-k} pero no así de la variable tiempo. Formalmente, $E(z_t) = \mu(z_t) = \sigma$ y $C(z_t, z_{t-k}) = \gamma_k$.

⁵ La base de la formulación y selección del proceso estocástico, es la comprensión de las características de la muestra de observaciones y el análisis de la generación de los errores.

⁶ Una serie no estacionaria se puede transformar en estacionaria con la utilización de los siguientes filtros: (i) Filtro determinístico: Esta consiste simplemente en el cómputo de los errores de la siguiente especificación: $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \mu_t$, donde t es la variable tiempo. Tales errores (serie y_t sin tendencia) deben ser estacionarios en sentido débil. Se dice que es determinístico debido a que la relación entre y_t y t (dada por el coeficiente α_1) es relativamente fija por lo que, los errores debieran estar sujetos a variaciones muy pequeñas. (ii) Filtro no-determinístico. En este caso son las diferencias (de orden "d") de la variable y_t la que debe ser estacionaria. Así, por ejemplo, la tasa de crecimiento del PIB ($\text{Log PIB}_t - \text{Log PIB}_{t-1}$), sería débilmente estacionaria.

Finalmente, la decisión de si una serie es o no-estacionaria y que filtro usar para su preprocesamiento es clave para los resultados. Si una serie z_t es estacionaria no es necesario tratar de capturar la estructura, sino basta con mirar la frecuencia de z_t ; es decir, en vez de plantear un modelo estructural, se puede ver el comportamiento de la variable en el tiempo.

⁷ Para mayores detalles sobre la metodología de modelos ARIMA, véase: Humérez, Aranibar y Martínez, (1995). "Modelos de Series de Tiempo para el Pronóstico de Precios de Minerales y Precio de Hidrocarburos". Mimeo. UDAPE.

¡Error! Marcador no definido.¡Error! Marcador no definido.3.

APLICACION

AL

PRONOSTICO DE PRECIOS DE MINERALES

¡Error! Marcador no definido.

¡Error! Marcador no definido.3.1. **Descripción de los Datos**

La información utilizada sobre los precios corresponde a promedios anuales de los siguientes minerales y metales: Aluminio, Cobre, Plata, Oro, Wolfram, Estaño, Plomo y Zinc, deflactados por el IPM (anual) de USA. La muestra corresponde al período 1950-1994, siendo la fuente de información el "International Financial Statistics" del F.M.I.

A continuación, se pasa a describir de manera sucinta, el comportamiento observado de los precios en la bolsa de metales de Londres de los distintos minerales tomados en cuenta para el presente trabajo.

Comportamiento del mercado de metales y minerales

Durante el período que siguió a la segunda guerra mundial, la tendencia de los precios de los metales frecuentemente varió día a día, debido a la inestabilidad en que se encontraban los mercados de metales y minerales. Esta situación de incertidumbre no benefició ni a productores ni consumidores. Los países cuya balanza comercial dependía fuertemente de las exportaciones de metales o minerales fueron particularmente afectados por las grandes variaciones de precios.

A consecuencia de las continuas fluctuaciones de los precios de los metales y su efecto en las economías de los diferentes países productores y negocios privados, las organizaciones de productores y consumidores así como organismos internacionales, investigaron diversos caminos para buscar una estabilización de precios. La Comisión de Materias Primas de la Organización de Naciones Unidas estuvo, por bastante tiempo, considerando la posibilidad de realizar un Consejo de Acuerdos Internacionales para la determinación de precios de Materias Primas de varios metales. De esta forma nació el "Consejo Internacional del Estaño" (CIE) cuyo objetivo principal fue el de buscar una estabilización del precio del metal, a través de la asignación de cuotas de exportación a los países productores.

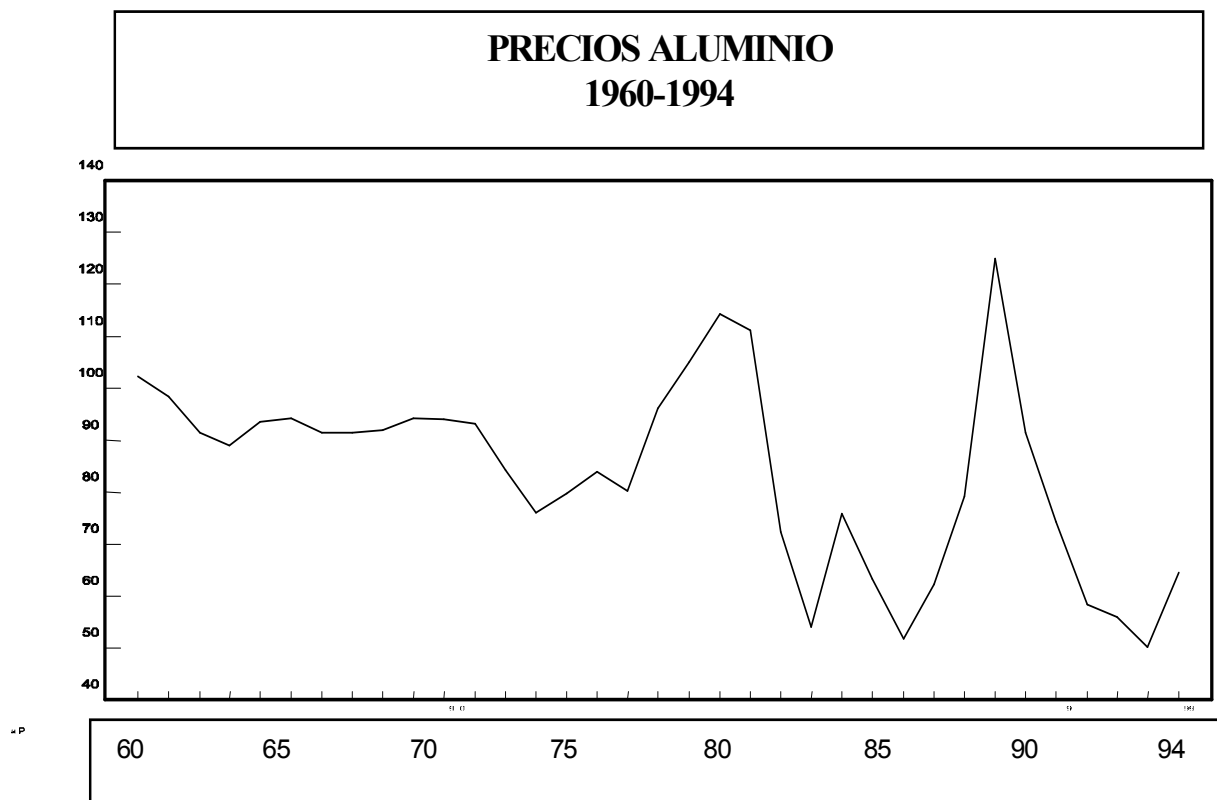
Con el transcurso de los años y debido a la crisis por la que atravesaron casi la mayoría de los mercados de metales y minerales, se trató de aplicar métodos que aparentemente mejorarían la estabilidad de los precios, por medio de un balance condicionado de la oferta y la demanda de metales. Sin embargo, en la mayoría de los casos estos intentos de estabilización no alcanzaron el éxito deseado, esto por lo difícil que resultó su administración, cumplimiento de las metas de volúmenes de exportación y por los permanentes cambios en la demanda, determinados por la evolución tecnológica y de los procesos industriales.

En consideración a estos aspectos, en las últimas décadas, prevaleció más la tendencia del principio de la determinación de los precios en un mercado libre, por intermedio del equilibrio entre la oferta y demanda de minerales y metales. Sin dejar de ignorar que las violentas fluctuaciones del precio de los metales fueron y siguen siendo influenciados por los cambios en la situación política, de tipos de cambio, restricciones en la convertibilidad de monedas, por las regulaciones internas de todo tipo (p.e., derechos aduaneros diferenciados, bandas y restricciones de cuotas de importación y exportación de minerales y metales).

Al considerar los pros y contras de los acuerdos para la estabilización de los precios de los metales, debe tenerse en cuenta que los precios resultantes de tales acuerdos pueden en algunas circunstancias limitar el potencial de las ventas.

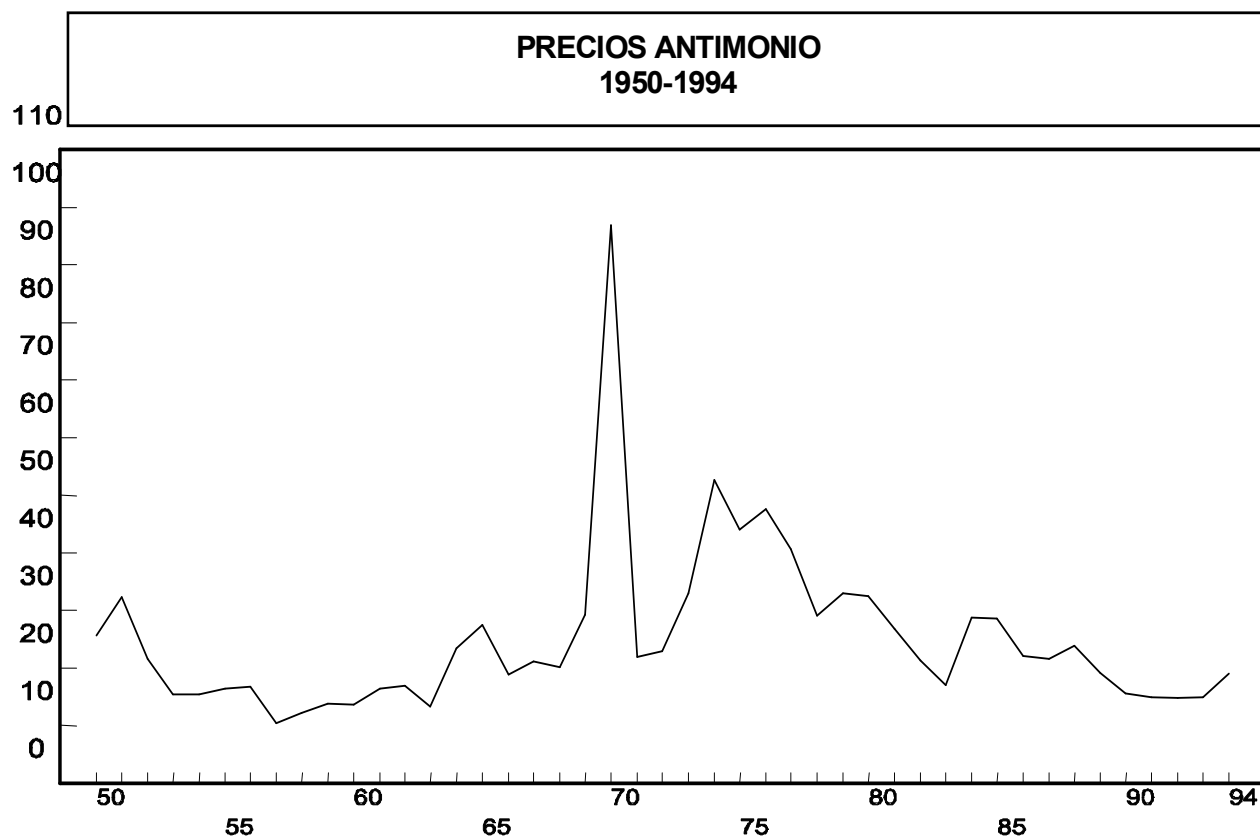
El crecimiento de la industria de automóviles, la construcción y la manufactura de bienes de consumo durable, han jugado un papel significativo en el incremento del consumo de metales especialmente en Europa. De hecho la proporción de consumo de metales en estas tres industrias se incrementó tan fuertemente que alcanzó a los niveles de consumo en los Estados Unidos, determinando un aumento en la cotización de los metales usados en estas ramas económicas.

En términos generales para 1994 existió un incremento generalizado en las cotizaciones de los minerales y metales en el mercado internacional, con las diferencias en cada uno de ellos (véase Figuras 1 a 9). Como se puede apreciar más adelante, de acuerdo a las estimaciones obtenidas con los modelos ARIMA y VAR, entre 1996 y 1997, se prevén incrementos en los precios reales de casi todos los metales, situación que puede verse como un proceso cíclico por el cual se compensaría la crisis que la minería Boliviana atraviesa desde los años ochentas.



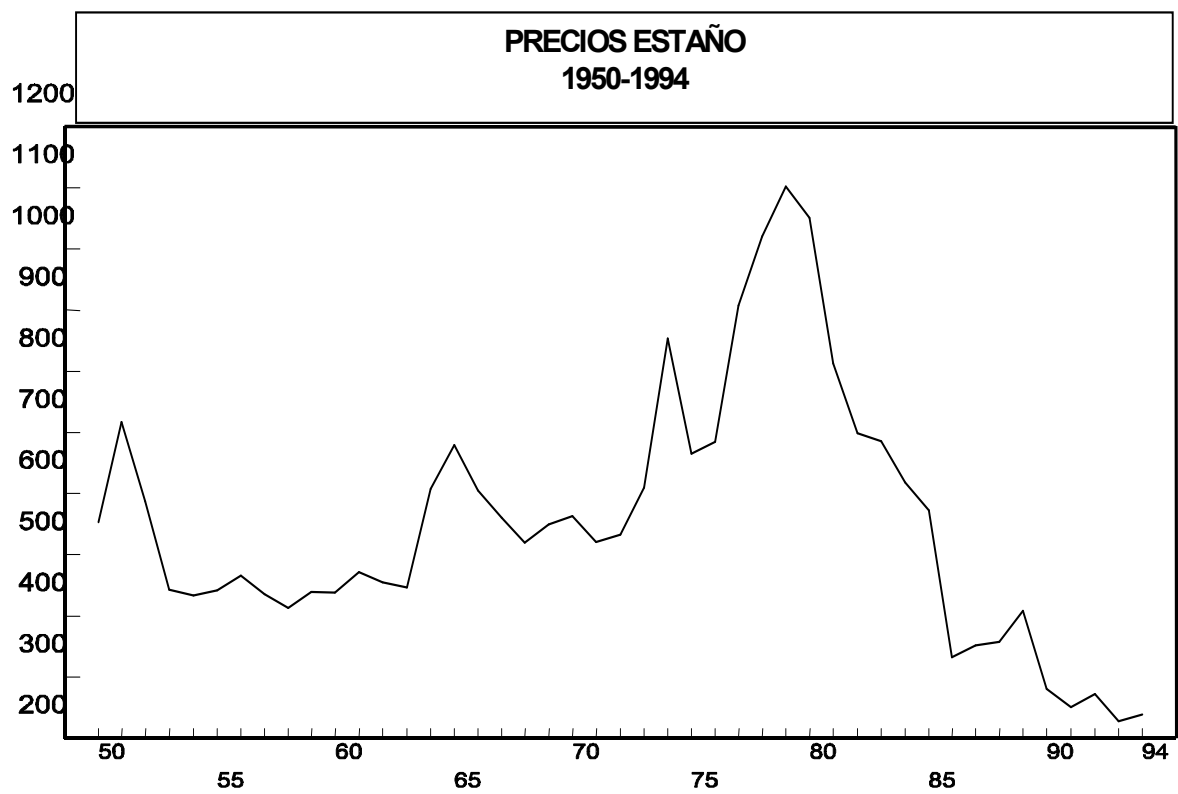
a/ Precios en términos reales con base 1990

Figura 1



a/ Precios en términos reales con base 1990

Figura 2



a/ Precios en términos reales con base 1990.

Figura 3

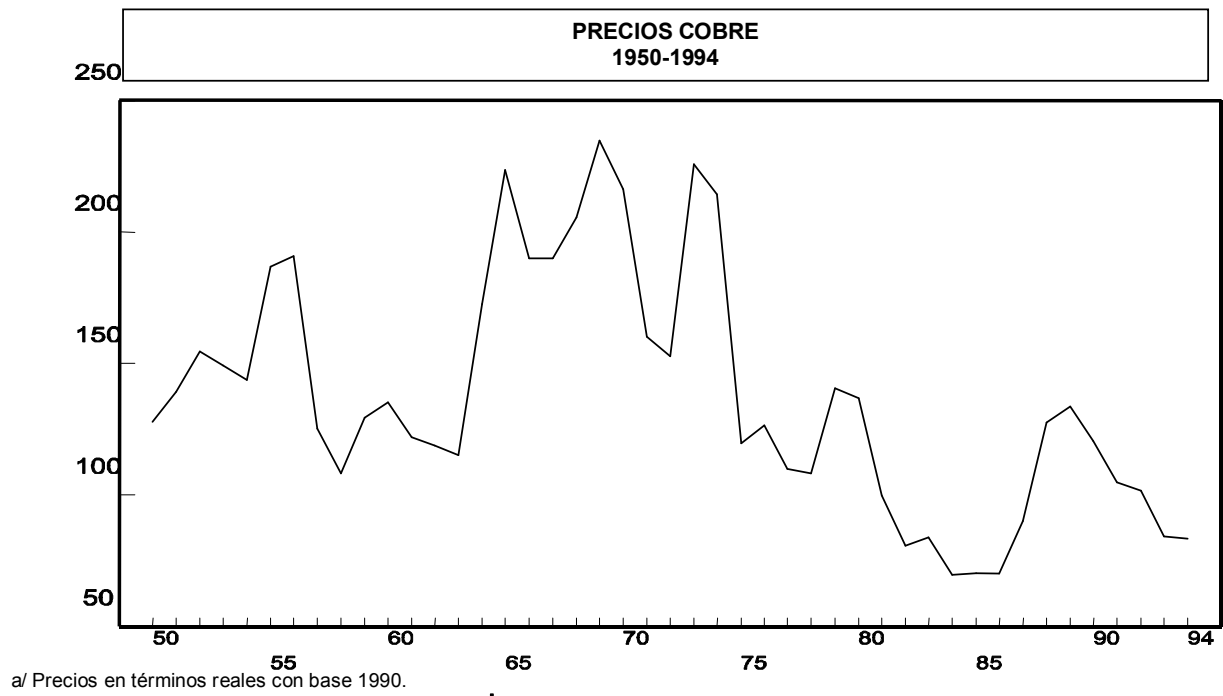


Figura 4

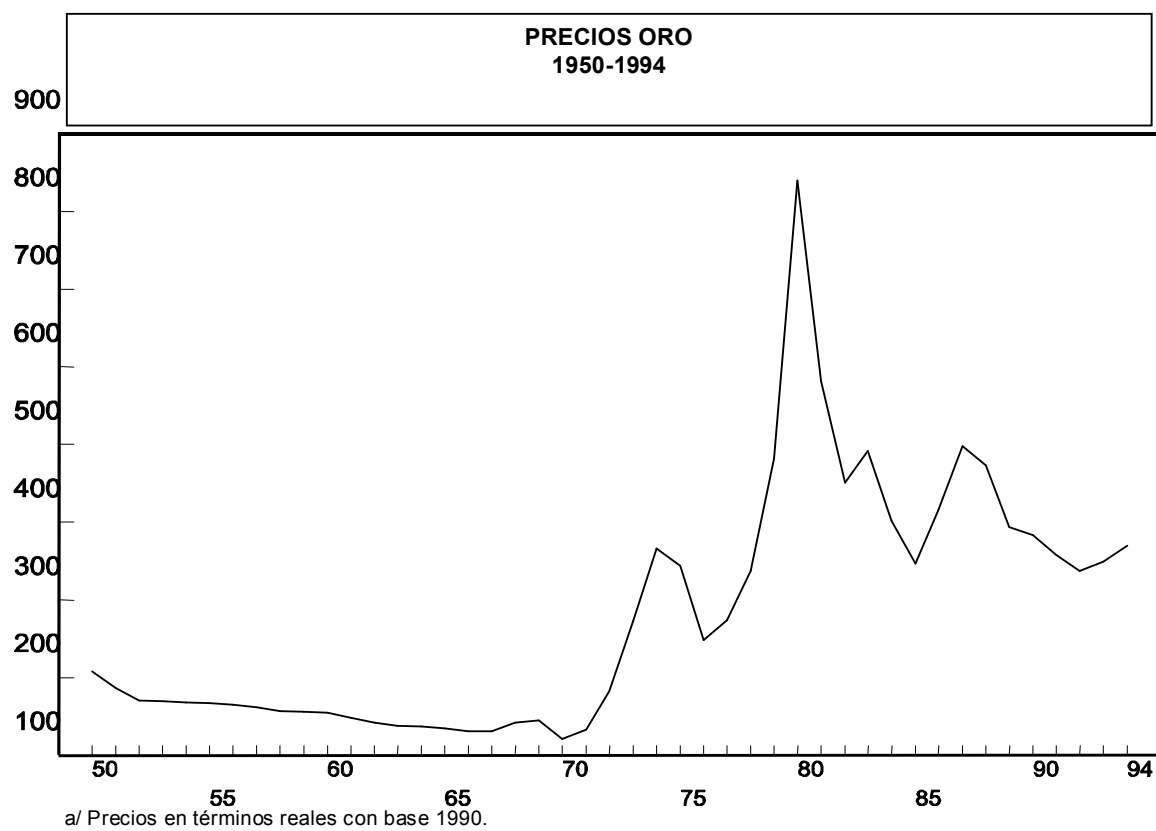
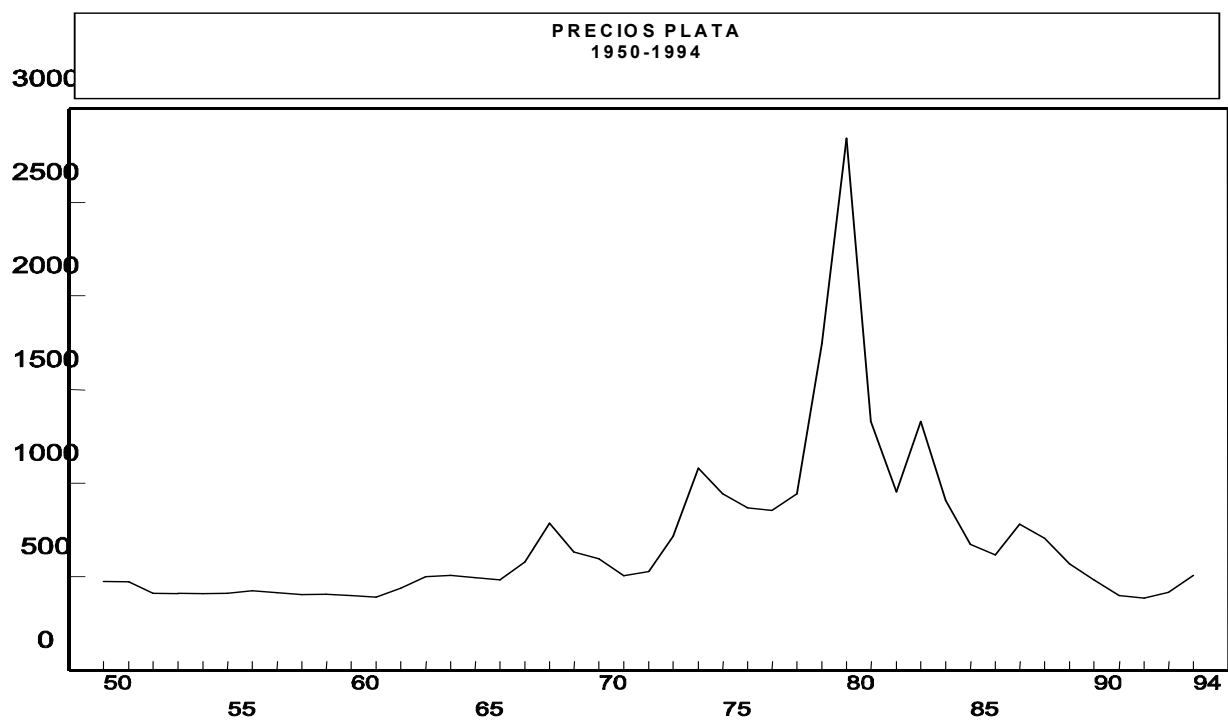


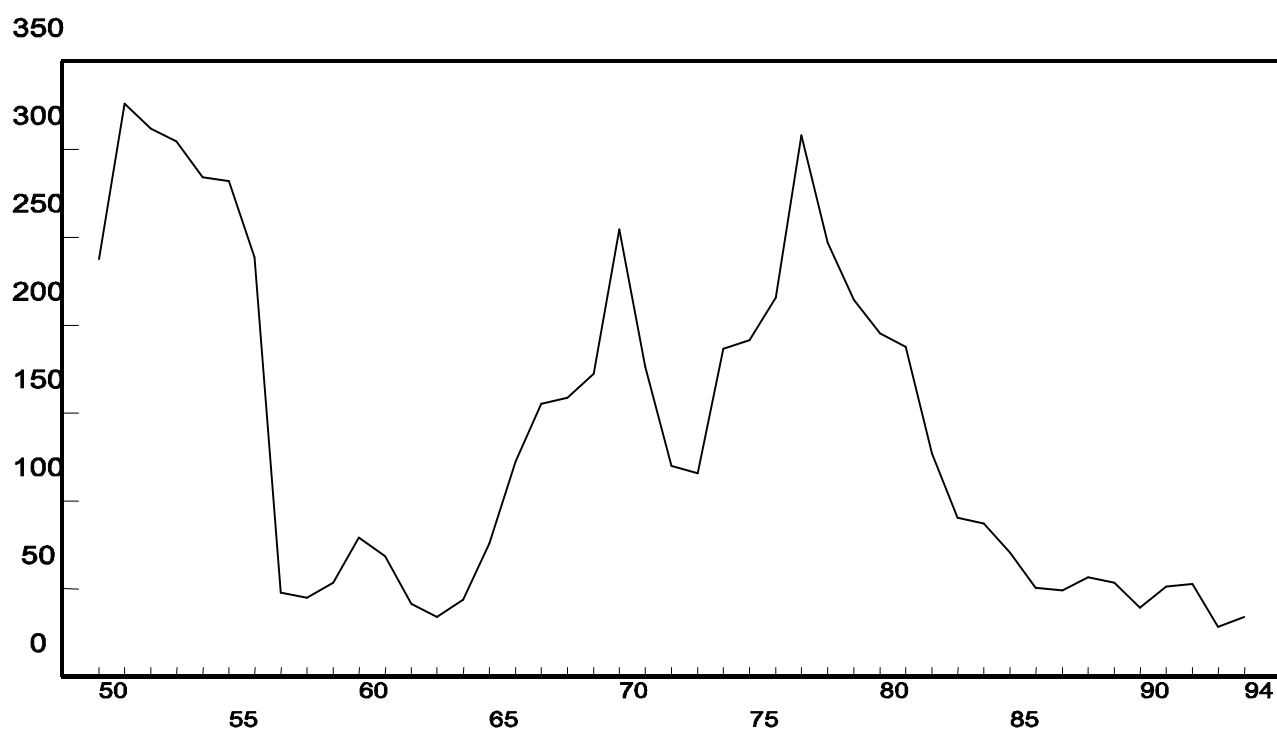
Figura 5



a/ Precios en términos reales con base 1990.

FIGURA 6

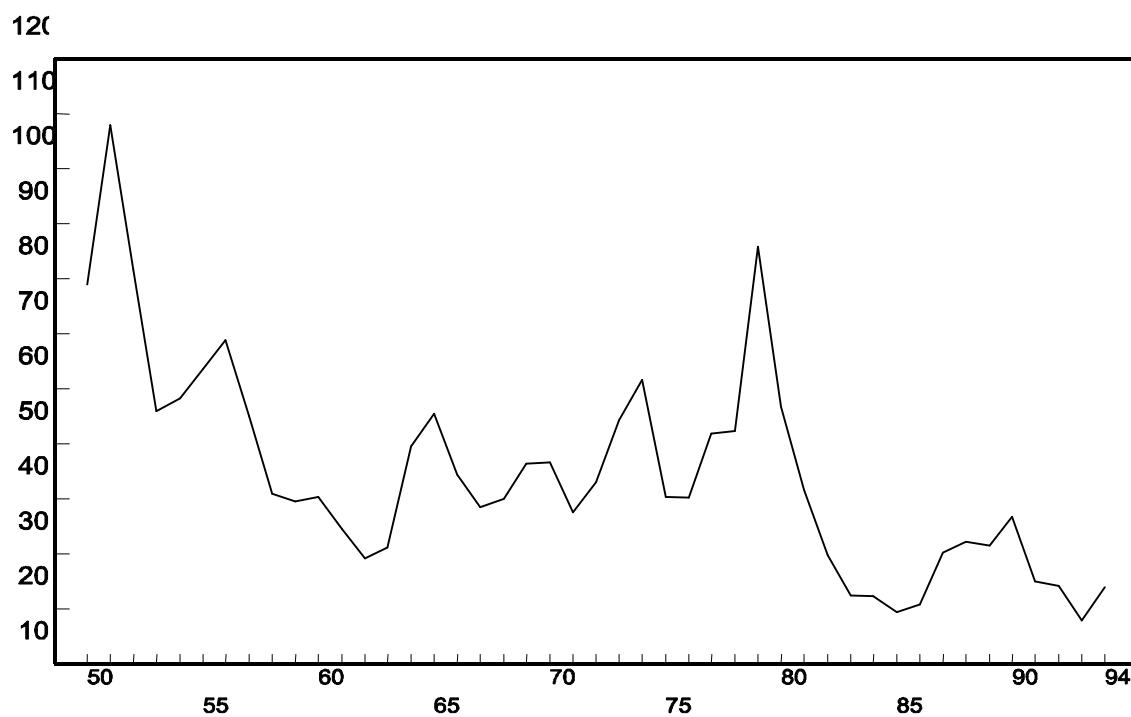
**PRECIOS WOLFRAM
1950-1994**



a/ Precios en términos reales con base 1990.

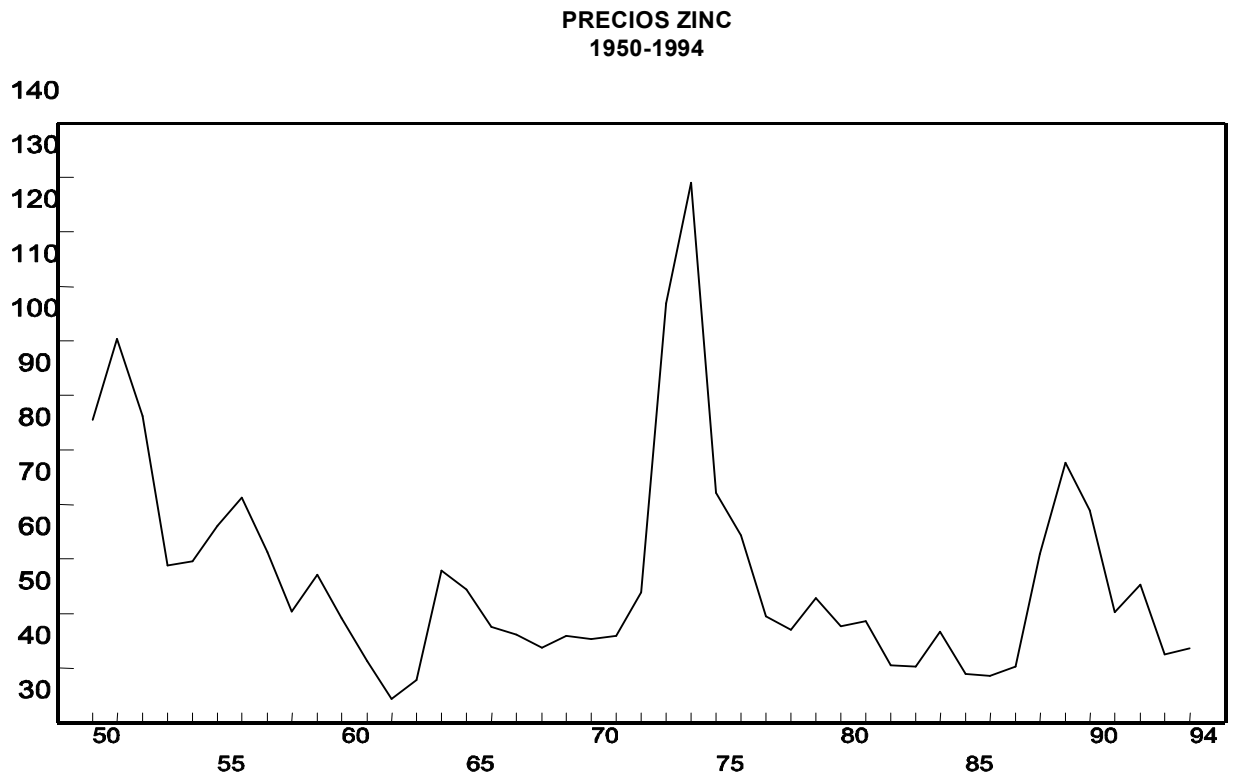
FIGURA 7

PRECIOS PLOMO
1950-1994



A/ Precios en términos reales con base 1990.

Figura 8



a/ Precios en términos reales con base 1990.

Figura 9

b. Análisis de los Datos y Tests de Raíces Unitarias

Las series originales no fueron sujeto de la aplicación de ninguna transformación como la logarítmica, ya que de acuerdo a la inspección gráfica no se requiere ninguna compensación por varianzas aparentemente no estacionarias. El mismo análisis gráfico resultó indicativo de una posible no estacionariedad en media de las series. Un punto de partida útil para evaluar la no estacionariedad de las series, como quedó mencionado en la primera parte de este documento, son las estimaciones de los coeficientes de autocorrelación y de autocorrelación parcial que se resume en el Anexo 1. En cada caso, las autocorrelaciones son grandes para pequeños rezagos y decaen muy lentamente. En la mayoría de los casos, las autocorrelaciones para 12 rezagos aún son significativas para: precio del cobre (Pcu), precio del estaño (Psn), precio del wolfram (Pwr), precio del zinc (Pzn) y precio del antimonio (Psb). Por comparación, las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales computadas para las primeras diferencias de las series, caen rápidamente hasta tornarse insignificantes después del primer rezago. A partir de esta información, podemos concluir razonablemente que ninguna de las series contiene más de una raíz unitaria.

Como el análisis de las funciones de autocorrelación (FAC) y autocorrelación parcial (FACP) indican la posible no estacionariedad de las series, se decidió corroborar esta sospecha mediante test adicionales de raíces unitarias: Durbin-Watson, Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Aumentado y Phillips-Perron. En cada caso, con excepción del Pzn y Psb, las regresiones de Dickey-Fuller (sin incluir la variable dependiente rezagada), indican que las distintas variables (en niveles) son no estacionarias, confirmando de esta manera los resultados obtenidos mediante el análisis de las FAC y FACP.

Los resultados de los tests de raíces unitarias resumidos en la Cuadro 2, nuevamente evidencian de manera clara la presencia de raíces unitarias en niveles de cada una de las variables consideradas, con las excepciones mencionadas anteriormente. La presencia de raíces unitarias es más evidente para los precios de la plata, aluminio, oro, cobre, plomo, estaño y wolfram. En estos siete casos, ninguno de los test estadísticos se rechaza al 5% del nivel de significación, concluyéndose que cada una de las series examinadas contiene raíz unitaria y con esto que los "shocks" tienen carácter permanente más que transitorio. En otras palabras, los tests de raíces unitarias implican que para cada una de las variables que hemos considerado como no estacionarias, resultan de la presencia de una raíz unitaria.

Esta conclusión es consistente con los resultados obtenidos por Morales y Espejo (1994) para los casos de estaño y zinc, quienes efectúan los tests anteriores en base a información mensual y trimestral (a precios constantes y nominales). Sin embargo, con datos anuales, los resultados de raíces unitarias encontrados en el presente estudio son más concluyentes respecto a los hallados por los autores anteriormente citados, quienes concluyen que la evidencia de raíces unitarias para los casos de estaño y zinc son ambiguas.

CUADRO 1: TESTS DEL ORDEN AUTORREGRESIVO DE LAS SERIES REALES: 1950-1994

¡Error! Marcador no definido.						
VARIABLE	B-P	L-B	LM Test($N \cdot R^2$)			J-B
			1	2	3	
Pag	5.68	6.42	0.48	5.15	5.64	185.56
Pal	3.47	4.27	0.21	0.63	1.08	183.62
Pau	10.52	12.61	0.66	3.17	3.21	221.82
Pcu	22.09	26.63	2.38	11.15	12.13	1.97
Ppb	12.07	15.10	0.01	2.91	6.05	24.43
Psn	11.29	14.15	1.68	2.26	2.43	2.15
Pwr	7.73	9.41	1.58	1.73	1.94	33.66
Pzn	11.22	13.81	3.49	5.92	5.99	47.10
Psb	5.44	6.55	0.39	1.78	3.99	436.03
C.V.(5%)	18.3	18.3	3.84	5.99	7.81	5.99

Notación: PAG: Precio de la plata; PAL: Precio del Aluminio; PAU: Precio del oro, PCU: Precio del Cobre; PPB: Precio del Plomo; PSN: Precio del Estaño; PWR: Precio del Wolfram; PZN: Precio del Zinc y, PSB: Precio del Antimonio.

Los valores críticos se tomaron de Johnston (1984).

El estadístico Q de Box-Pierce y el estadístico Q de Ljung-Boc, prueban la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación en orden" mayor a 1 en los errores; el test LM prueba la H_0 : ausencia de autocorrelación de orden mayor a 1 en los residuos; el test de normalidad de Jarque-Bera (J-B), prueba la condición de normalidad de los errores.

CUADRO 2: TESTS DE RAICES UNITARIAS
SERIES REALES: 1950-1994

VARIABLE	DW	DF S/T	DF C/T	ADF S/T	ADF C/T
En niveles:					
Pag	0.59	-2.7	-2.74	-2.72	-2.79
Pal	0.27	-2.22	-2.04	-2.35	-2.17
Pau	0.26	-1.76	-2.61	-1.91	-2.93
Pcu	0.28	-2.11	-2.71	-2.51	-3.18
Ppb	0.43	-2.56	-3.11	-4.04	-4.43
Psn	0.23	-1.25	-1.27	-1.62	-1.6
Pwr	0.24	-1.64	-1.85	-2.48	-2.46
Pzn	0.63	-3.03	-3.03	-4.38	-4.32
Psb	1.27	-4.43	-4.39	-3.24	-3.24
En Diferencias					
Pag	2.11	-6.78	-6.72	-7.19	-7.16
Pal	1.97	-6.31	-6.35	-5.04	-5.16
Pau	1.9	-6.11	-6.04	-5.89	-5.81
Pcu	1.81	-5.84	-5.79	-7.76	-7.72
Ppb	1.94	-7.16	-7.18	-5.85	-5.82
Psn	1.68	-5.86	-5.78	-4.98	-5.03
Pwr	1.65	-5.91	-5.85	-4.68	-4.64
Pzn	1.74	-5.75	-5.71	-6.03	-5.97
Psb	2.76	-9.63	-9.51	-7.46	-7.38
C.V.(5%)	0.49	-2.93	-3.5	-2.93	-3.5

DW: Corresponde a la regresión de la variable X y la constante; DF(s/T): Corresponde al estadístico t de la ecuación de Dickey-Fuller, e incluye la constante; DF(c/T): Corresponde al estadístico t de la ecuación de Dickey-Fuller, e incluye además de la constante la variable tendencia; ADF(s/T): Corresponde al estadístico t de la ecuación de Dickey-Fuller aumentada, e incluye la constante; ADF(c/T): Corresponde al estadístico t de la ecuación de Dickey-Fuller aumentada, e incluye además de la constante la variable tendencia; PP: Corresponde al test de Phillips-Perron (1979).

CUADRO 3: ORDEN AUTORREGRESIVO Y ORDEN DE INTEGRACION
SERIES REALES: 1950-1994

¡Error! Marcador no definido.VARIABLE		
AR(?)	I(?)	
Pag	AR(1)	I(1)
Pal	AR(1)	I(1)
Pau	AR(1)	I(1)
Pcu	AR(?)	I(1)
Ppb	AR(1)	I(1)
Psn	AR(1)	I(1)
Pwr	AR(1)	I(1)
Pzn	AR(1)	I(0)
Psb	AR(1)	I(0)

c. Estimación y Evaluación de Modelos de Pronóstico

Una vez determinado el orden de integración de las series donde en todos los casos - con la excepción del precio del cobre- resultaron procesos integrados de orden 1 o, lo que es lo mismo, variables no estacionarias, el paso siguiente es la identificación de los procesos estocásticos que gobiernan las variables de interés. Para ello, los instrumentos útiles son el examen de las funciones de autocorrelación (FAC) y de autocorrelación parcial (FACP) de las series diferenciadas una vez.

El análisis de las funciones de autocorrelación parcial para el oro muestra que sus coeficientes decrecen rápidamente hacia cero, mientras que las autocorrelaciones para el segundo rezago resultaron significativamente mayores a los límites de confianza; consecuentemente, el proceso estocástico resultante fue uno del tipo IMA(1,2).

Para el caso de la plata y el cobre, los procesos resultantes fueron del tipo ARI(2,1) debido a que la segunda autocorrelación parcial resultó distinta de cero, junto a coeficientes de autocorrelación decrecientes. Por su parte, el zinc y el plomo resultaron en procesos IMA(1,3) ya que, el coeficiente de autocorrelación para el tercer rezago resultó significativamente distinto de cero, rezago a partir del cual tiende rápidamente hacia cero junto a coeficientes de autocorrelación parcial decrecientes. Asimismo, para el caso del antimonio el proceso generador resultó siendo un ARIMA(1,0,1).

Por último, el aluminio, estaño, wolfram y antimonio resultaron en procesos "camino aleatorio" ("random walk") sin tendencia. Los coeficientes de autocorrelación al igual que los coeficientes de autocorrelación parcial para las series en primeras diferencias, no resultaron significativamente distintas de cero. A fin de confirmar este resultado se decidió computar tests adicionales, los que en resumen avalaron el primero. El estadístico de Box-Pierce, Ljung-Box y el de Multiplicador de Lagrange (test LM), que testean la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación de orden mayor a 1, se rechazó al 5% de nivel de significación; por su parte, el test ARCH, junto al test de White, cuya hipótesis nula es la de errores homocedásticos, tampoco pudo rechazarse al 5% de nivel de significación. Por último, para el caso del estaño mediante el estadístico de Jarque-Bera no se pudo rechazar la hipótesis nula de errores con distribución Normal. En suma, con suficiente holgura se puede afirmar que este grupo de metales tienen residuos que son innovación y ruido blanco.

Así, los procesos resultantes pueden resumirse en los siguientes:

Oro:
$$\Delta y_t = \beta e_{t-2} + \Phi_{1t}$$

Plata y Cobre:
$$\Delta y_t = \Delta y_{t-2} + \Phi_{2t}$$

Plomo y Zinc:
$$\Delta y_t = \beta_1 e_{t-2} + \beta_2 e_{t-3} + \Phi_{3t}$$

Antimonio:
$$y_t = \alpha y_{t-1} + \beta e_{t-1} + \Phi_{4t}$$

Aluminio, estaño y wolfram: $y_t = \phi y_{t-1} + \Phi_t \sigma$, lo que es lo mismo, $\Delta y_t = \Phi_t$, donde $\Phi_t = 1$. Estos procesos son conocidos como "caminos aleatorios" ("random walk"), ya que sus primeras diferencias forman un proceso ruido blanco⁸ puesto que Φ_t es un ruido blanco.

Las estimaciones de los parámetros de los procesos que siguen los distintos precios pueden ser resumidos de la siguiente manera:

PLATA:

¡Error! Marcador no definido. $\Delta \text{Pag}_t = -0.42 \Delta \text{Pag}_{t-2}$ (-3.00)
$R^2 = 0.18$; $R^2(\text{aj}) = 0.18$; $DW = 2.13$; $B-P = 2.95$; $L-B = 3.54$; $LM(1)[N^*R^2] = 0.192$; $LM(2)[N^*R^2] = 1.74$; $LM(3)[N^*R^2] = 1.852$; $ARCH(1)[N^*R^2] = 15.71$; $ARCH(2)[N^*R^2] = 17.95$; $ARCH(3)[N^*R^2] = 18.36$; $White(1)[N^*R^2] = 0.0$; Jarque-Bera = 100.2

ORO:

¡Error! Marcador no definido. $\Delta \text{Pau}_t = -0.43e_{t-2}$ (-3.11)
$R^2 = 0.14$; $R^2(\text{aj}) = 0.14$; $DW = 1.88$; $B-P = 6.90$; $L-B = 8.79$; $LM(1)[N^*R^2] = -0.19$; $LM(2)[N^*R^2] = -0.05$; $LM(3)[N^*R^2] = -0.02$; $ARCH(1)[N^*R^2] = 5.48$; $ARCH(2)[N^*R^2] = 6.12$; $ARCH(3)[N^*R^2] = 5.97$; $White(1)[N^*R^2] = 0.0$; Jarque-Bera = 254.1

COBRE:

¡Error! Marcador no definido. $\Delta \text{Pcu}_t = -0.53 \Delta \text{Pcu}_{t-2}$ (-3.79)
$R^2 = 0.27$; $R^2(\text{aj}) = 0.27$; $DW = 1.60$; $B-P = 10.1$; $L-B = 12.68$; $LM(1)[N^*R^2] = 1.45$; $LM(2)[N^*R^2] = 2.01$; $LM(3)[N^*R^2] = 2.37$; $ARCH(1)[N^*R^2] = 0.97$; $ARCH(2)[N^*R^2] = 5.64$; $ARCH(3)[N^*R^2] = 7.14$; $White(1)[N^*R^2] = 0.0$; Jarque-Bera = 0.14

PLOMO:

¡Error! Marcador no definido. $\Delta \text{Ppb}_t = -0.44e_{t-2} - 0.32e_{t-3}$ (-3.82) (-2.79)
$R^2 = 0.14$; $R^2(\text{aj}) = 0.12$; $DW = 2.14$; $B-P = 12.14$; $L-B = 14.62$; $LM(1)[N^*R^2] = -2.88$; $LM(2)[N^*R^2] = 0.91$; $LM(3)[N^*R^2] = 1.16$; $ARCH(1)[N^*R^2] = 3.94$; $ARCH(2)[N^*R^2] = 5.16$; $ARCH(3)[N^*R^2] = 5.30$; $White(1)[N^*R^2] = 0.0$; Jarque-Bera = 27.24

⁸ "Se llama ruido blanco a una sucesión de variables aleatorias con esperanza cero, igual varianza, e independientes en el tiempo". (Novales, A.:1993)

ZINC:

¡Error! Marcador no definido. $\Delta Pzn_t = -0.75e_{t-2} - 0.23e_{t-3}$
(-8.15) (-2.41)

$R^2 = 0.32$; $R^2(aj) = 0.30$; DW = 2.01; B-P = 8.22; L-B = 10.70;
LM(1)[N^*R^2] = 0.02; LM(2)[N^*R^2] = 0.55; LM(3)[N^*R^2] = 0.61;
ARCH(1)[N^*R^2] = 1.34; ARCH(2)[N^*R^2] = 1.47; ARCH(3)[N^*R^2] = 1.78;
White(1)[N^*R^2] = 0.0; Jarque-Bera = 33.28

ANTIMONIO:

¡Error! Marcador no definido. $Psb_t = 0.98Psb_{t-1} - 0.69e_{t-1}$
(10.65) (-4.72)

$R^2 = 0.14$; $R^2(aj) = 0.12$; DW = 2.0; B-P = 5.29; L-B = 6.32;
LM(1)[N^*R^2] = -0.10; LM(2)[N^*R^2] = 1.55; LM(3)[N^*R^2] = 3.0;
ARCH(1)[N^*R^2] = 0.15; ARCH(2)[N^*R^2] = 0.16; ARCH(3)[N^*R^2] = 0.22;
White(1)[N^*R^2] = 0.0; Jarque-Bera = 526.93

ALUMINIO:

¡Error! Marcador no definido. $Pal_t = 12.53 + 0.83 Pal_{t-1}$
(2.16) (10.87)

$R^2 = 0.73$; $R^2(aj) = 0.73$; DW = 1.86; B-P = 3.47; L-B = 4.27;
LM(1)[N^*R^2] = 0.21; LM(2)[N^*R^2] = 0.70; LM(3)[N^*R^2] = 0.88;
ARCH(1)[N^*R^2] = 0.03; ARCH(2)[N^*R^2] = 0.11; ARCH(3)[N^*R^2] = 0.22;
White(1)[N^*R^2] = 2.94; Jarque-Bera = 183.62

ESTAÑO:

¡Error! Marcador no definido. $Psn_t = 0.98 Psn_{t-1}$
(37.46)

$R^2 = 0.77$; $R^2(aj) = 0.77$; DW = 1.67; B-P = 11.58; L-B = 14.52;
LM(1)[N^*R^2] = 0.65; LM(2)[N^*R^2] = 1.97; LM(3)[N^*R^2] = 1.97;
ARCH(1)[N^*R^2] = 0.40; ARCH(2)[N^*R^2] = 0.36; ARCH(3)[N^*R^2] = 1.46;
White(1)[N^*R^2] = 6.02; Jarque-Bera = 1.08

WOLFRAM:

¡Error! Marcador no definido. $Pwr_t = 0.94 Pwr_{t-1}$
(23.04)

$R^2 = 0.76$; $R^2(aj) = 0.76$; DW = 1.61; B-P = 7.81; L-B = 9.54;
LM(1)[N^*R^2] = 0.58; LM(2)[N^*R^2] = 0.89; LM(3)[N^*R^2] = 0.91
ARCH(1)[N^*R^2] = 0.09; ARCH(2)[N^*R^2] = 0.42; ARCH(3)[N^*R^2] = 0.41
White(1)[N^*R^2] = 5.69; Jarque-Bera = 40.74

Entre los principales resultados derivados de los procesos subyacentes en cada serie de precios, cabe destacar que en todos los casos los modelos elegidos aparecen como los más apropiados con excepción del modelo asociado al precio de la plata. En todos los casos, los residuos

resultantes pueden considerarse ruido blanco, es decir series no autocorrelacionadas y homoscedásticas y, en los casos del cobre y estaño, residuos idénticamente distribuidos según un proceso probabilístico Normal. Sin embargo, para el caso de la plata se tiene el problema de residuos heteroscedásticos tal cual evidencia el test ARCH, según el cual se rechaza con suficiente holgura la hipótesis nula de errores homoscedásticos.

Para los casos del wolfram, estaño y aluminio, los procesos resultantes son "camino aleatorio" (random walk), hallazgo que tiene importantes implicancias asociadas al test de mercados eficientes, los que se abordan en detalle en la siguiente sección. Para los restantes casos (antimonio, zinc, plomo, cobre, oro y plata), si bien los procesos estocásticos resultantes aparecen como filtros apropiados, el ajuste a los datos no resulta del todo apropiado. Esta conclusión, consistente con la obtenida por Morales y Espejo (1994), podría deberse a la gran volatilidad e incertidumbre presentes en las distintas series bajo estudio, propiedades estadísticas que dificultan la identificación de los procesos estocásticos que generan las observaciones de estos precios y con ello las tendencias de largo plazo.

¡Error! Marcador no definido.d. Mercados Eficientes

En la sección anterior, los resultados encontrados en la etapa de identificación de los procesos estocásticos subyacentes en las series de precios de aluminio, estaño y wolfram, nos han llevado a concluir que éstos siguen procesos "camino aleatorio" ("random walk"). Este hallazgo podría resultar poco "satisfactorio" para fines de pronóstico de las variables de interés debido a que su diferencia no es predecible a partir de la información pasada de la misma variable o, lo que es lo mismo, el mejor predictor de la variable en el período siguiente es el valor observado en el período corriente. Sin embargo, estos resultados son de enorme importancia a la hora de considerar el concepto de eficiencia asociado a las operaciones de la bolsa de metales - que en este caso específico se refiere a la bolsa de metales de Londres.

El tema de la eficiencia de las bolsas de metales y en general las bolsas de materias primas no perecibles, a diferencia de los mercados financieros, han merecido en la praxis escasa atención⁹ (Friedman, J. y Urrunaga, R.; 1991). En los mercados financieros, se han definido cuatro conceptos de eficiencia: Eficiencia en el arbitraje de información, eficiencia en la valoración de los activos, eficiencia en la cobertura de contingencias futuras, y eficiencia funcional¹⁰. Sin embargo, el concepto más importante para el examen del mercado de metales y asociado a los resultados encontrados en la sección previa es la eficiencia en el arbitraje de información. Este concepto de eficiencia se refiere a la relación entre los precios y la información relevante para su determinación. Se dirá que un mercado de metales es eficiente si el precio del metal que se transa en dicho mercado refleja rápida y completamente la información disponible.

Un mercado eficiente no permite -a los agentes económicos que operan en estos mercados- la obtención de utilidades supranormales (especulativas) con la utilización de información públicamente disponible (con valor económico igual a cero). Sólo existen oportunidades para aquellos agentes económicos que poseen información privada o acceso a la información

⁹ Según Friedman y Undurruga (1991), uno de los pocos autores, por no decir el único, que ha estudiado la eficiencia de una bolsa de metales es Goss (1981 y 1983).

¹⁰ Para mayores referencias véase, por ejemplo, Marshall R. y Marshall J, 1988.

reservada. Por ello, la única información que tiene valor en un mercado eficiente es la privada.

La forma usual de contrastación empírica de la hipótesis de eficiencia en el arbitraje de información, es mediante el test de correlación estadística entre los precios corrientes y los precios pasados. Si dicha correlación resulta insignificante, se dirá que el mercado de metales es eficiente o; equivalentemente, si las variaciones del precio de un metal no pueden ser explicadas en base a la información pasada de la misma variable - que corresponde precisamente a la definición de procesos "camino aleatorio"-, se dirá que tal mercado es eficiente en el sentido antes mencionado.

Los resultados obtenidos en las secciones de especificación de modelos (para las series temporales de precios de metales) y la estimación de los parámetros que los caracterizan, permiten concluir precisamente que los mercados de tres de los nueve metales sujetos de estudio son eficientes: aluminio, estaño y wolfram. En el caso del estaño, el resultado hallado en este estudio prácticamente coincide con el resultado encontrado por Friedman y Urrunaga (1991), en base a datos con frecuencia semanal y que cubre el período: 1980-1985.

En los tres casos mencionados, los coeficientes autorregresivos son muy próximos a la unidad y los residuos correspondientes a cada caso pueden considerarse ruido blanco e innovación a partir de la información proporcionada por los estadísticos H de Durbin, Q de Box-Pierce (B-P), Q de Ljung-Box (L-B), el test de Multiplicador de Lagrange (L-M), el test ARCH de heteroscedasticidad, el test de White de heteroscedasticidad y de especificación y, finalmente el test de normalidad de Jarque-Bera. (Véase resultados de la sección c).

e. Pronósticos

Los pronósticos de precios de los distintos minerales y metales obtenidos con el uso de modelos ARIMA¹¹, pueden ser considerados como razonables (véase Cuadro 4), por el examen de los distintos tests, así como por las proyecciones del Banco Mundial ("Price Prospect for Major Primary Commodities", 1993), que corroboran los resultados obtenidos.

En la medida que los resultados del ejercicio anterior sean próximos al comportamiento efectivo de las variables, se tornan relevantes al brindar a los agentes económicos del sector minero, información adicional para una mejor y oportuna toma de decisiones en materia de niveles de producción, de stocks, de comercialización y de potenciales cambios de rubro(s) de producción.

¹¹ La bondad de ajuste, medido por el estadístico R^2 , para seis de los nueve metales considerados, resultó relativamente baja, por lo que se pueden considerar métodos alternativos.

CUADRO 4
PRONOSTICO DE LOS PRECIOS DE METALES: 1995-1998
(A PRECIOS CONSTANTES DE 1990)

Obs	PAGFOR Cs/Ot	PAUFOR Ot	PCUFOR Cs/Lf	PPBFOR Cs/Lf	PZNFOR1 Cs/Lf	PSBFOR1 Lf	PALFOR1 Cs/Ot	PSNFOR1 Cs/Lf
1985	671.99	347.02	70.34	19.39	38.87	28.61	51.65	572.38
1986	617.27	414.99	70.12	20.77	38.6	22.12	62.25	332.18
1987	781.38	497.79	90.07	30.16	40.36	21.57	79.14	351.85
1988	707.25	473.11	127.63	32.17	60.89	23.96	125.01	358.16
1989	568.67	394.29	133.56	31.55	77.68	19.18	91.5	408.43
1990	482	383.51	120.72	36.72	68.85	15.66	74.37	281.03
1991	399.21	357.88	104.81	25	50.26	14.94	58.45	250.82
1992	386.26	337.02	101.71	24.19	55.28	14.72	55.92	271.72
1993	417.28	349.25	84.33	17.94	42.46	15.05	50.2	227.57
1994	508.56	369.8	83.35	23.95	43.58	18.95	64.42	238.36
1995	495.38	374.75	92.51	27.27	55.43	16.36	62.63	233.09
1996	456.6	371.8	93.02	26.3	55.72	15.88	60.89	227.93
1997	462.2	372.27	88.2	23.3	54.48	16.21	59.21	222.89
1998	478.68	372.74	87.92	22.7	54.48	17.12	57.57	217.96

Fuente: Elaboración propia en base a los modelos especificados y estimados en la sección III.c.

4. ANALISIS MULTIPLE DE SERIES DE PRECIOS DE METALES

Con el objetivo de contrastar las proyecciones obtenidas con los modelos ARIMA, y considerando las limitaciones observadas en la sección anterior, en esta sección se realiza el ejercicio con el empleo del análisis múltiple de series temporales y, más específicamente, mediante la utilización de vectores autorregresivos clásicos (irrestringidos), VAR.

Los modelos univariados de series temporales (modelos ARIMA(p,d,q)) empleados en la primera sección, no permiten las interacciones dinámicas entre las variables sino que, como se ha visto, expresan la variación de una serie temporal sólo como una función de términos autorregresivos y términos de promedios móviles. En cambio, los modelos VAR si permiten las interacciones dinámicas entre las variables ausentes en los modelos univariados. Los modelos VAR reflejan la importancia de "la influencia de otras variables observadas que se conocen o se sospechan están relacionadas con la serie de interés". Un modelo VAR no impone "a priori" restricciones como la exogeneidad o formas funcionales tal cual es propio de los sistemas de ecuaciones simultáneas. En su lugar, un VAR es un modelo en su forma reducida en la cual se explotan las interacciones que están presentes en los datos. Si $X'_t = (X_{1t}, \dots, X_{mt})$ es un vector de variables que se desea modelar con un VAR, bajo las condiciones de estacionariedad-conjunta y ortogonalidad (véase Granger y Newbold, 1986) X'_t tiene la representación de un vector autorregresivo:

$$\phi(L)X_t = E_t \quad (4)$$

donde $\phi(L)$ es una matriz mxm donde cada elemento es una función en el operador de rezagos (L), y E_t en un vector de términos de error bien comportados. Cada elemento de $\phi(L)$ sigue la

siguiente estructura:

$$\phi_{ij}(L) = \sum_{k=0}^{\infty} \phi_{ij,k} L^k$$

Sin embargo, en los hechos la estructura autorregresiva infinita se aproxima por otra finita, debido básicamente al carácter finito de la muestra empleada para su estimación.

En otras palabras, un vector autorregresivo es un sistema que toma la forma de regresiones de cada una de las variables endógenas del sistema sobre sus propios rezagos, los rezagos de las restantes variables endógenas del sistema y posiblemente algunas variables exógenas. Los residuos en un sistema VAR se consideran *innovaciones*, es decir, los errores correspondientes a las distintas ecuaciones del sistema están correlacionados pero cada una está serialmente incorrelacionada y, asimismo, están incorrelacionados con las variables endógenas rezagadas y las variables exógenas.

En suma, los modelos VAR pueden ser vistos como modelos cuasi-series temporales ya que, en su especificación y, más específicamente, en la elección de las variables a ser incluidas, se hace uso de la información proporcionada por la teoría económica para de esta manera contar con un modelo que permita la obtención de pronósticos más precisos, en comparación con los modelos univariados de series temporales.

En cuanto al método de estimación relevante, los mínimos cuadrados ordinarios (aplicados ecuación por ecuación) han probado ser los mejores estimadores. Por su parte, la elección del número de rezagos de cada una de las variables se realiza utilizando el test F, el Criterio de información de Akaike o el Criterio de Schwartz. El primer test contrasta la hipótesis nula de que las variables (rezagadas) adicionales no contienen información relevante como para mejorar los pronósticos de la variable de interés y las dos últimas tratan de tests que castigan los coeficientes extras (los correspondientes a las variables rezagadas adicionales) por lo que, la especificación elegida corresponderá a aquél con el criterio más pequeño.

¡Error! Marcador no definido.**Aplicación a las Series de Precios de Metales**

En primer lugar, debe destacarse que la formulación del sistema VAR se realiza únicamente para seis de las nueve series de precios de metales debido a la inexistencia de información estadística sobre las variables relacionadas como son, por ejemplo, el exceso de oferta/demanda, precios de bienes sustitutos o complementarios, entre otras. Por otra parte, desde un principio la variable Índice de Producción de Países Industrializados se la considera exógena, asumiéndose que la misma sigue un proceso autorregresivo. Sin embargo, dado que se quiere analizar el comportamiento de los precios de los distintos metales ante cambios en el mencionado índice, se supone la existencia de algún grado de correlación entre los errores de esta última con las innovaciones del sistema formulado para cada precio y exceso de oferta/demanda. De esta manera, el método de estimación relevante es el SUR del Programa RATS, cuyos resultados se presentan en el Cuadro 8.

De esta manera el sistema i -ésimo, que no es más que la expresión (4) reescrita en su forma extensiva, formalmente se puede expresar de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
Y_{1i,t} &= \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_{1j} Y_{1i,t-j} + \sum_{j=1}^m \alpha_{2j} Y_{2i,t-j} + \sum_{j=1}^m \alpha_{3j} Z_{t-j} + \varepsilon_{1i} \\
Y_{2i,t} &= \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_{1j} Y_{1i,t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_{2j} Y_{2i,t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_{3j} Z_{t-j} + \varepsilon_{2i} \\
Z_t &= \gamma_0 + \sum_{j=1}^m \gamma_j Z_{t-j} + \varepsilon_3
\end{aligned} \tag{5}$$

Donde: $Y_{1i,t}$ denota el precio del i-ésimo metal; $Y_{2i,t}$ el exceso de oferta/demanda y Z_t el índice de producción de los países industrializados. Por otra parte, si denotamos el vector de innovaciones del sistema (5) por u , se asume que $E(u, u') = \Sigma$, donde Σ es una matriz no diagonal.

Como se puede apreciar a partir de la información resumida en los Cuadros 7, 8 y 9, las mejores especificaciones resultaron siendo sistemas pequeños con un solo rezago a excepción del precio del oro que requirió tres rezagos. Para los casos de estaño y aluminio, este resultado es plenamente consistente toda vez que en la sección anterior se encontró que los procesos estocásticos subyacentes son "camino aleatorio".

En cuanto a los resultados, en términos generales, éstos observan una tendencia muy similar a los encontrados con los modelos ARIMA. Sin embargo, una vez más, es necesario poner énfasis que la evidencia empírica ha mostrado que la precisión de los pronósticos es aceptable para horizontes temporales cortos. Estadísticamente, esta propiedad queda mostrada por los intervalos de confianza, que para el caso de los modelos ARIMA quedan resumidos en el Anexo 2.

CUADRO 7
FORMULACION DEL SISTEMA VAR
DEFINICION DE REZAGOS
PERÍODO: 1960 -1994 (DATOS ANUALES)

Variable		Nro.		
	Nivel de Rezagos	g.l.	$X^2(g.l)$	Signific.
PAL90	1	12	9.9	0.627
PPB90	1	12	19.6	0.075
PAU90	3	4	2.4	0.678
PCU90	1	12	7.1	0.845
PSN90	1	12	8.9	0.714
PZN90	1	12	4.3	0.977
Valores Críticos (5%):		4	9.5	
		12	21.0	

CUADRO 8
RESULTADOS DE LA ESTIMACION DEL MODELO
PERÍODO: 1960-1994 (DATOS ANUALES)

Variable			PAL90	PPB90	PAU90	PCU90
PSN90	PZN90					
R2	0.59	0.73	0.94	0.84	0.87	0.65
R2(Aj)	0.53	0.64	0.92	0.82	0.85	0.60
S.D.	0.16	0.22	0.15	0.17	0.17	0.18
D.W.	1.55	1.32	2.02	0.50	1.85	1.56

CUADRO 9
RESULTADOS DE LA ESTIMACION DEL MODELO:
SIGNIFICACION ESTADISTICA DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS
PERÍODO: 1960-1994 (DATOS ANUALES)

Variable		$Y_{i,t-j}$	X_{t-j}
PAL90	6.91	5.18	
PPB90	10.53	0.48	
PAU90	25.03	10.56	
PCU90	19.65	4.91	
PSN90	61.35	1.53	
PZN90	7.92	10.36	

Notas:

- (1) La variable $Y_{i,t-j}$, con j dada por el Cuadro 7, denota la variable dependiente i-ésima (primera columna); asimismo, la variable X_{t-j} representa a la variable explicativa exceso de demanda/oferta correspondiente.
- (2) Los valores de la Tabla representan los estadísticos F, el que contrasta la hipótesis nula

que los coeficientes de las variables explicativas son nulos.

CUADRO 10
RESULTADOS DE PRONOSTICOS CON EL SISTEMA VAR
PERÍODO: 1995-1998 (DATOS ANUALES)
EN DÓLARES AMERICANOS

¡Error! Marcador no definido.				PAL90	PPB90	PAU90	PCU90
PSN90	PZN90						
	Cs/Ot	Cs/Lf	Ot	Cs/Lf	Cs/Lf	Cs/Lf	
1990	74	37	384	121	281	69	
1991	58	25	358	105	251	50	
1992	56	24	337	102	272	55	
1993	50	18	349	84	228	43	
1994	64	24	370	83	238	44	
1995	61	19	462	87	246	42	
1996	63	17	475	88	233	40	
1997	64	16	476	88	216	39	
1998	66	15	461	86	199	38	

¡Error! Marcador no definido.5. **UNA EVALUACION DE LOS PRONOSTICOS A LA LUZ DE LAS TENDENCIAS HISTORICAS**

Con la finalidad de efectuar una evaluación más minuciosa de los pronósticos alcanzados con la utilización de metodologías alternativas, en la presente sección se analiza la consistencia de los pronósticos en relación al comportamiento de los mercados de los metales y de las políticas de intervención por parte de organismos gubernamentales y no gubernamentales.

Estaño

El comportamiento de los precios del estaño ha sido siempre de carácter errático y altamente volátil como confirman los resultados del modelo aplicado en el presente trabajo. Si bien las políticas del Consejo Internacional del Estaño (CIE), buscaron la estabilidad de las cotizaciones del estaño por medio de restricciones en la oferta del metal en el mercado internacional, esta información era de conocimiento público con lo que se evitaba ganancias especulativas.

Gracias a las medidas introducidas por el CIE (Compras de "buffer stocks" y restricciones a las exportaciones a los países productores), el mercado de estaño alcanzó una ligera mejoría en el balance entre la oferta y demanda del metal en 1956, reflejado en una elevación de su cotización. La política del CIE empezó a dar sus frutos desde 1960 pues sus cotizaciones comenzaron a tener repuntes aunque, posteriormente, en los años 1968 y 1975 sufrieron caídas importantes. Entre 1976 y 1979 se observaron cotizaciones nunca antes alcanzadas.

Pese a los esfuerzos que el CIE realizó para mantener una estabilidad en los precios internacionales del estaño, a comienzos de 1980 se presentó un significativo exceso de oferta de estaño, que condujo a una fuerte caída en sus precios. Esta situación obedeció a una desacumulación de los stocks de estaño, lo que condujo al CIE a imponer cuotas de exportación a los países miembros productores, de manera de amortiguar la mencionada caída. Pese a ello los desbalances de oferta permanecieron poniendo en serios aprietos al Buffer Stock Manager

(BSM) del CIE. En octubre de 1985, cuando los precios del metal cayeron a niveles sin precedentes en su historia, la situación financiera del BSM llevó a la suspensión de las actividades de soporte o control de precios del estaño. Por su parte, el comercio en la Bolsa de Londres también suspendió sus actividades. Se cuestionó la viabilidad de los mecanismos de precios controlados, pero el mayor problema de la industria fue como adaptarse a la atmósfera de un mercado libre y bajos precios.

En 1985, un grupo intergubernamental de los países productores de estaño ha sido formado para administrar el exceso de oferta en el mercado mundial, el mismo ha sido denominado "Asociación de Países Productores de Estaño" (APPE). Después del colapso del CIE a fines de 1985, los siete mayores productores de estaño en el mundo (Australia, Indonesia, Malasia, Nigeria, Tailandia, Zaire y Bolivia) formaron la APPE. La principal función de la APPE es la de implementar esquemas de racionalización de la oferta o cuotas de exportación en la etapa de declinaciones de demanda y precios. Sus esfuerzos sin embargo, no han tenido todo el éxito deseado, pese a que varios de sus miembros cumplieron con sus cuotas de exportación. Una de las causas de su relativo éxito es el volumen de producción que no fue bien controlado. Por ejemplo, en la declinación del mercado desde 1989 el Brasil cortó drásticamente la producción del mineral, mientras que las reducciones de producción chinas fueron marginales.

Después de alcanzar un nivel mínimamente aceptable en su cotización, por encima de \$us.408 Cs/LF. en 1989, los precios del estaño cayeron fuertemente hasta el año 1994. No se espera que en un mediano plazo, los precios del estaño sufran un incremento, por el potencial de la producción a bajo costo, particularmente del Brasil (véase Cuadro 4).

El consumo mundial de estaño fundido ha mostrado un remarcado incremento sobre el período de 1986 a 1989. Sin embargo, este incremento coincidió con los importantes incrementos en el consumo de otros metales básicos. Existen razones para creer que la temprana y larga declinación del consumo de estaño en el futuro no tendrá el mismo tipo de impacto. La sustitución del uso de otros materiales por estaño puede haber llegado a sus límites, y la participación en el mercado de estaño puede considerarse relativamente segura.

Los precios del estaño en términos reales, han declinado desde que alcanzaron su nivel más alto (\$us.408.43 Cs/Lf) en 1989. Sin embargo, recuperaron lentamente durante el primer semestre de 1992, alcanzando \$us.271 Cs/Lf, para luego caer por debajo de los \$us.228 Cs/Lf en 1993. La caída inicial fue debida a shocks positivos de oferta en 1988 y 1989, la cual fue seguida por un significativo decrecimiento de la demanda como resultado de una prolongada recesión en los principales países consumidores y las dificultades de la transición de Europa del Este. Luego los stocks cayeron hasta alcanzar su punto más bajo provocando en 1992 un incremento en el precio de este metal. Es indudable que tendencias a incrementos en los stocks han constituido la principal razón de caídas en el precio del estaño, de manera que la reservas estratégicas de los Estados Unidos seguirán constituyendo en vital determinante de los equilibrios que se presentarán en el mercado de este metal.

Se espera que los precios del estaño declinen lentamente en los próximos años salvo que la economía mundial se dinamice rápidamente. En términos reales las proyecciones resultantes del modelo VAR estiman que el precio del estaño para 1996 alcanzará a US\$ 233 Cs/Lf, US\$ 216 Cs/Lf en 1997 y US\$ 199 Cs/Lf en 1998 (Cuadro 10). El análisis realizado con el modelo ARIMA presentan una tendencia menos marcada a la baja, pues para 1996 se pronostica un precio de US\$ 228 Cs/Lf, US\$ 223 Cs/Lf para 1997 y US\$ 218 Cs/Lf para 1998 (véase Cuadro 4).

Incrementos significativos en el precio internacional del estaño en el largo plazo son inciertos debido a probables aumentos en la producción a bajo costo en el Brasil y la China. Entre 1983 y 1989 el aumento y subsecuente decrecimiento del consumo de estaño fue similar a la tendencia de otros metales. Las fuerzas que afectaron este comportamiento fueron la lenta expansión de la economía mundial de los ochentas, seguida de una prolongada recesión industrial mundial y las dificultades de la transición de la Europa del Este y la ex Unión Soviética. Se espera para los próximos años una recuperación del consumo de estaño, aunque a pasos modestos, en la medida que la economía de los países desarrollados, se recupere de la actual desaceleración por la que atraviesa.

Uno de los factores para la lenta recuperación de la demanda del estaño en los años setenta y principios de los ochenta, es el agotamiento de la sustitución del estaño por otros materiales, de manera que la demanda mundial de este metal puede considerarse relativamente segura.

Adicionalmente, aspectos que tienen que ver con la salud y el agua como bebida para consumo humano, se permite un mayor porcentaje de estaño en el contenido de plomo y plata para las soldaduras de envases para bebidas.

Los cambios en los niveles de la producción durante la última década indican que la elasticidad precio de la oferta de estaño puede ser relativamente alta y de igual manera en el corto plazo, por lo menos para los países productores más grandes. Cuando los precios cayeron sustancialmente respecto a los establecidos por el CIE, los mineros chicos en Malasia, Bolivia y otras partes del mundo cerraron sus operaciones.

Si no se aplican medidas correctivas de administración y explotación, la participación de Malasia y Bolivia en la producción mundial de estaño, podría disminuir aún más debido al agotamiento de sus yacimientos, que en el pasado representó una ventaja comparativa natural. Además de la producción del Brasil y la China es altamente probable un repunte en la producción del Sudeste Asiático (Camboya, Laos y Vietnam), debido al bajo costo de la explotación del recurso. En Bolivia gran parte de las minas estatales dejaron de funcionar y actualmente se encuentran en proceso de reestructuración con la participación de capitales extranjeros por medio de contratos de riesgo compartido (Joint Ventures), con el propósito de adoptar funciones de producción intensivas en capital, que permitan la reducción de costos de producción y aumentar su nivel de competitividad internacional.

La última reunión de la APPE realizada en Bolivia en 1995, ha determinado efectuar un control más estricto de los volúmenes de producción, así como, la fijación de las cuotas de exportación después de un riguroso análisis de la tendencia actual de los precios del metal en el mercado. Para evitar ventas no planificadas, generalmente realizadas por la Agencia de Defensa Logística de los EEUU, se ha creado una comisión negociadora cuyo objetivo será negociar con la Agencia, los períodos de venta y volúmenes de exportación que los EEUU realicen. De esta manera se evitará mayores desequilibrios en el mercado internacional del metal del diablo.

Zinc y plomo

Durante la primera mitad de la década de los cincuentas, la producción de estos metales disminuyó pero sin generar incrementos en su precio, ya que las fuertes disminuciones en los stocks de estos metales, condujeron a un exceso de oferta en el mercado mundial, dando lugar a una aguda caída de sus respectivos precios.

Este superávit se debió a varias circunstancias, en primer lugar, al lento incremento de la demanda mundial por estos metales, la que permaneció proporcionalmente baja comparada con años precedentes y, segundo, a la gradual disminución de la producción de armamentos debido a los programas de reducción. Igual importancia tuvo la política de control de salud y medio ambiente, con la perspectiva que la legislación ambiental en los países industrializados elimine para el 2000 el uso de la gasolina con contenido de plomo.

Estados Unidos estableció un límite en el "stockpiling" de sus reservas estratégicas, de manera que las adquisiciones de metales se hicieron sin sobrepasar el límite establecido. Asimismo, Los gobiernos del Canadá y Gran Bretaña realizaron parte de sus reservas estratégicas.

Como resultado de estas situaciones, se suscitó un exceso de oferta, que introdujo incertidumbre en las prospecciones, en los precios y la acumulación de stocks.

En años más recientes, los Estados Unidos y otros países fomentaron su producción interna, mediante políticas arancelarias y otras medidas protectivas.

Los precios reales del zinc y el plomo alcanzaron niveles récord el año 1989 y 1990, respectivamente. Las causas residen en un incremento en la producción industrial, disminuciones en la producción de los dos metales y el stock y la depreciación del dólar americano. Estos antecedentes permiten prever en el mediano plazo, declinaciones en el precio de ambos metales.

En los últimos años, la caída en los precios del zinc y la plata se ha debido al gran volumen de las exportaciones netas de las economías en transición. Entre los años de 1990 y la primera mitad de 1993, las exportaciones netas de plomo y zinc de estas economías (China, ex Unión Soviética, República Democrática de Corea y Polonia), casi igualaron el incremento de los stocks de los países del occidente. A finales de 1989 las economías en transición eran importadoras netas de plomo y estaño, pero en 1990 se convirtieron en exportadores netos debido al colapso de la demanda en Europa del Este. Así, en el corto plazo, las exportaciones netas de las economías en transición continuarán siendo un importante factor que afectará al balance de mercado, aunque existen razones para pensar que tales exportaciones declinarán en los años venideros.

De acuerdo a los pronósticos resultantes de ambos modelos (ARIMA y VAR), los precios del zinc y el plomo no parecen mostrar una situación muy optimista (véase Cuadros 4 y 10), aunque los balances de mercado de estos metales podrían mejorar los próximos años si se evidencia una recuperación de la actividad económica en los países industriales y de la oferta en las economías en transición, siempre y cuando no existan variaciones en el stock mundial de estos metales.

Una previsión del precio del plomo permite ver que sus perspectivas serán moderadamente buenas, no así para el zinc. En el caso del plomo, se espera un exceso de oferta respecto a la demanda de un 1,4%. El precio del plomo en términos reales estimado a través del modelo

ARIMA para 1996 es US\$ 26 Cs/Lf, para 1997 US\$ 23 Cs/Lf y para 1998 US\$ 23 Cs/Lf (Cuadro 4).

En el caso del zinc, se espera una sobre-oferta respecto a la demanda de un 5.9%, con un estimado de sus precios reales a través del modelo ARIMA de US\$ 56 Cs/Lf para 1996, de US\$ 54 Cs/Lf para 1997, manteniendo el mismo nivel de 1997 para 1998 (Cuadro 4).

Los precios en el largo plazo estarían determinados por los proyectos de explotación y de la construcción de nuevas fundiciones previstas para los noventa. En ambos casos, los nuevos proyectos tendrán costos unitarios más bajos en relación a las actividades tradicionales intensivas en mano de obra. En el caso boliviano, la implementación de proyectos - especialmente de fundición- deberán estar orientados a mejorar su competitividad internacional. De acuerdo a las previsiones del Banco Mundial, se espera que la demanda mundial de zinc y plomo crezca a un promedio de 1.5% en el período 1994-1997.

La situación anterior, en el mediano plazo podría generar una demanda mundial potencial importante por el zinc, por lo que, por ejemplo, la política minera en Bolivia actualmente está encaminada a la búsqueda de capitales extranjeros que permitan el financiamiento de una fundición de zinc bajo la modalidad "Joint Venture", en la que el aporte del Estado boliviano consistiría en minas con reservas probadas de zinc.

Los costos de producción de los proyectos que se emprendan en el marco de la nueva política minera boliviana, deberían ser inferiores a los actuales, si se desea que los metales sean competitivos en el mercado internacional, por ejemplo, al del proyecto McArthur River en Australia que produciría plomo y zinc a un costo total de US\$ 24 Cs/Lf y zinc US\$ 48 Cs/Lf, respectivamente. (Según el Banco Mundial, los costos promedios mundiales estimados son US\$ 22 Cs/Lf y de US\$ 42 Cs/Lf, respectivamente).

Oro

El comportamiento del precio del oro de los años 50 a los primeros años de los setenta, se mantuvo a niveles relativamente elevados, en gran parte debido a un permanente déficit de la oferta del metal. La demanda del metal para la fabricación de joyas y su utilización como activo de inversión fueron variables que más importancia tuvieron en los años de referencia.

Por otra parte, el descubrimiento de aplicaciones alternativas del oro (electrónica y otros usos industriales), condujo a un mayor exceso de demanda y al consiguiente aumento de su cotización.

Durante los primeros años de los noventa, el precio en el mercado del oro ha mejorado sustancialmente respecto al que prevaleció en los ochenta. Esta situación se debió esencialmente a la alta tasa de crecimiento de la demanda del metal, la misma que se espera continúe en el futuro. Sin embargo, se puede prever que los niveles no serán tan altos como los que se observaron en 1980 y 1987, cuando la tasa de crecimiento de la oferta cayó considerablemente.

Cambios en el valor del dólar americano y del nivel de la tasa de interés en el corto plazo, son factores que también afectaron el comportamiento del precio del metal. La depreciación del dólar

induce a una presión de demanda de carácter inflacionaria que puede ser protegida a través de la compra de más oro. Por su parte, la política de la Comisión del Fondo de Reserva de los Estados Unidos, está orientada hacia la disminución de las tasas de interés, con el objeto de aminorar el impacto sobre los créditos, aspecto que también presionará a un aumento en los niveles inflacionarios mundiales.

En 1993 y 1994, el precio del oro sube abruptamente (US\$ 349 y US\$ 370/Ot, respectivamente), alzas que pueden ser atribuibles a expectativas en las tasas de interés e inflación que habiendo llegado a niveles muy bajos aumenten con la recuperación económica. Continuas devaluaciones en algunas monedas europeas y la aparente fragilidad del mecanismo de tipo de cambio europeo hicieron del oro un seguro refugio financiero, al igual que el renovado interés que se manifestó de parte de inversores por el oro (y otro tipo de metales básicos), como una vía de diversificar la cartera.

Bajo el supuesto que la inflación y las tasas de interés permanecerán relativamente bajas y los costos de producción se mantengan sin cambio, para 1996 las previsiones del Banco Mundial ubican al precio del oro en el rango de US\$ 461-475 /Ot. Por su parte, la estimación puntual obtenida con el modelo VAR para 1996 es US\$ 475/Ot, US\$ 476 y US\$ 461 para 1997 y 1998, respectivamente.

La inversión en exploración en los países desarrollados alcanzó su máximo nivel en 1988, declinando en 60% entre 1988 y 1992, debido a un insuficiente crecimiento de la producción en mina y que se extiende más allá de los ochenta. En 1992 cerca del 95% de las minas de las economías en desarrollo alcanzaron a tener costos totales menores a \$us.420/Ot. Así, dada la proyección del precio del metal, las nuevas explotaciones podrían tener adecuadas tasas de retorno.

El uso del oro como reserva de los países industrializados ha declinado sustancialmente, debido al requerimiento de activos más líquidos. Por otro lado, los países en vías de desarrollo siguen usando al oro como reserva especialmente para estabilizar la balanza de pagos. Se asume que el uso del oro en las reservas oficiales continuará declinando lentamente sin efectos importantes sobre el precio del oro.

Los cambios en las tenencias de lingotes y joyas de oro en manos privadas son la clave de los futuros niveles de precios del metal. Los stocks del metal (joyas y lingotes) en los pasados 25 años estuvieron casi enteramente en manos privadas. Los cambios de estos stocks han tenido efectos importantes en los precios del oro. Los sectores privados de Norte América y el Oeste de Europa fueron a menudo vendedores netos de lingotes.

Estudios recientes demuestran que durante las dos décadas pasadas los precios reales del oro han seguido el comportamiento de las tasas de interés. Cuando las tasas de interés eran altas el costo de obtener dinero es mayor, de manera que los tenedores de lingotes ofertaban sus tenencias para obtener mayor liquidez.

Plata

El precio en el mercado de la plata desde el año 1950 a los primeros años de los sesentas se mantuvo relativamente estable aunque a niveles bajos. A partir de 1968 una contracción de la

oferta debida a una disminución de la producción de los principales países productores llevó a un ligero incremento de su cotización, descendiendo nuevamente los primeros años de los setentas a niveles similares a los de los sesentas. En el segundo quinquenio de los ochentas se presentó un significativo aumento en la cotización de este metal, situación que se debió esencialmente al crecimiento de la demanda de las industrias de los países del occidente, que utilizan el metal como materia prima.

Desde 1982 el mercado de la plata ha experimentado una declinación en sus precios, debido a una persistente sobre-oferta. Esta declinación ha seguido la tendencia de la relación de precios oro/plata de similar período. En recientes años la disminución del nivel de precios de la plata se ha debido también al poco interés por los inversionistas como un activo de inversión. El gran stock comercial en exceso respecto a las necesidades de consumo comerciales, ha disuadido tanto a especuladores como a inversores.

Según el Banco Mundial, a pesar del significativo crecimiento esperado en la demanda industrial de la plata, las perspectivas del mercado de la plata para los años 90 no son prometedoras. La principal razón de esta situación es la naturaleza de la inelasticidad-precio de la producción de la plata, la cual está incrementándose por la producción de plata derivada de otros metales base (oro, cobre, plomo y zinc).

Los precios de la plata cayeron a los niveles más bajos (US\$ 351/Ot) en marzo de 1993. A partir de abril, empezaron gradualmente a recuperar hasta alcanzar a US\$ 500/Ot a comienzos de 1993, debido a disminuciones de la oferta durante tres años consecutivos. En 1994 alcanzó a cotizarse en US\$ 509/Ot, resultando superior a las previsiones del Banco Mundial (US\$ 400-450/Ot).

El incremento en los precios puede atribuirse a un exceso en la demanda por industrias cuyo componente básico es la plata. Para 1994 se esperaba que el déficit alcance a 115 millones de onzas (19% de la demanda mundial).

Las estimaciones realizadas con el modelo ARIMA, presentan modestos crecimientos en los precios reales del metal (US\$ 457/Ot para 1996, US\$ 462/Ot para 1997 y US\$ 479/Ot para 1998), aunque difícilmente lograrán alcanzar los niveles de 1993.

La demanda mundial para uso industrial se incrementó rápidamente durante los pasados siete años (de 1988 a 1995) en los que prevalecieron precios relativamente bajos. La demanda del metal creció fuertemente en los países en desarrollo, esperándose un crecimiento más significativo en el futuro. Sin embargo, se estima que la demanda por el metal decline lentamente en largo plazo, en la medida que el precio aumente y sus usos cambien debido a transformaciones tecnológicas, por ejemplo, como en el caso del uso de la plata en la fabricación de films para fotografía. Las regulaciones medioambientales en algunos países desarrollados, también limitarán su explotación y de los procesos de transformación en metálico.

Estimaciones recientes muestran que la producción de plata en mina declinó en 1993, recuperándose moderadamente en 1995, esperándose un incremento en el largo plazo en un 2.2%. En los próximos años los incrementos en la producción de plata provendrán fundamentalmente de Australia, Bolivia, Chile, Indonesia y México.

La plata tiene una gran variedad de aplicaciones industriales, destacándose su uso en la fabricación de película para fotografía, componentes electrónicos, baterías, aleaciones, soldaduras, catalizadores y espejos. Los usos en aplicaciones tradicionales se encuentran en la fabricación de joyas, platería y acuñación de moneda. La demanda de plata es muy variable y altamente sensible a variaciones de la actividad económica y los precios del metal.

En los últimos años, inversores, productores, consumidores, instituciones financieras y gobiernos acumularon stocks importantes, dando lugar a alzas en la cotización del metal. Para los próximos años se estima que los stocks serán realizados en el mercado para satisfacer la demanda, compensando de esta manera caídas esperadas en la producción en mina. Sin embargo, no es previsible una estabilización de los precios debido a que existe un gran stock no reportado.

Aluminio

El consumo mundial de aluminio entre los años 1960 y 1970 creció a una tasa estable del 9.1%, aspecto que incidió para que los precios del mismo se mantuvieran relativamente sin cambios importantes en ese período. En los setentas la tasa de crecimiento del consumo fue reducida a la mitad (4.8%), dando lugar a una caída de las cotizaciones internacionales reales. Entre 1980 y 1989 el consumo mundial de aluminio creció a una tasa anual de sólo el 2.6%, lo que condujo a una abrupta baja en las cotizaciones reales de ese período.

Como muchos de los productos primarios el precio del aluminio ha sido altamente cambiante. De acuerdo a los resultados de la Sección III.c, se concluye que el proceso estocástico que sigue el precio de este metal corresponde a un "camino aleatorio", concluyéndose que se trata de un mercado eficiente, según definición dada en la sección III.d. La alta variabilidad de los precios puede deberse a fluctuaciones de la producción industrial de los países desarrollados y a cambios en la capacidad de producción de las plantas de fundición de algunos países.

El mercado del aluminio ha atravesado por una depresión desde 1989. El precio del aluminio ha caído de US\$ 125.51 Cs/Ot en 1988 a US\$ 50.20/Ot en 1993. El consumo mundial del aluminio declinó de 18.1 millones de toneladas en 1989 a 17.1 millones de toneladas en 1991, pero se prevé un aumento moderado en su demanda entre 1996 y 1997, aunque en menor grado a los años precedentes. El estancamiento en el consumo de aluminio es resultado de la desaceleración mundial y de las dificultades de la transición de las economías del Este de Europa y de la ex Unión Soviética. El actual nivel del precio del metal, aún no resulta competitivo para algunas industrias, favoreciendo ampliamente la sustitución por otros metales como el estaño y la bauxita¹², la que es transformada en alumina. El porcentaje de la participación en las exportaciones de alumina se incrementaría producto del proceso de la reestructuración global de las industrias.

En 1991 la capacidad de las fundiciones en algunos países (Canadá, China, Australia, Brasil, India, la región del Golfo de Arabia y Venezuela) fue incrementada sustancialmente, lo que agravó la situación de sobre-oferta mundial. El aumento en las capacidades de las fundiciones de aquellos países fue estimulada por los atractivos precios que se presentaron a finales de los ochenta, cuando se esperaba un déficit en la oferta de las fundiciones, aspecto que ocasionaría

¹² La bauxita es un mineral que bajo un proceso físico químico, se transforma en alumina, una variedad del aluminio.

un mayor aumento en el precio del metal.

Por lo anterior, pese a que la producción del metal en algunos países del oeste de Europa y Norte América decreció desde mediados de 1992, los stocks continuaron creciendo por encima de los 3.2 millones de toneladas en 1990 y a 6 millones de toneladas a fines de 1993, fenómeno que afectó en gran parte la estrepitosa caída en la cotización promedio de ese año.

Adicionalmente, el consumo de aluminio creció a un ritmo lento en las pasadas tres décadas (9.1% en los sesentas, 4.8% en los setentas y de un 1.6% en los ochentas). En el período que va de 1992 a 1994 el consumo mundial de aluminio creció a 2% y se espera que se incremente lentamente a una tasa anual de del 2.3%. Se estima que la producción de aluminio siga el mismo comportamiento del consumo.

Por otra parte, se espera que entre 1996 y 1997 los precios del aluminio se incrementen en la medida que los balances de mercado mejoren y disminuya el imprevisible exceso de oferta generado en 1993 y se reduzca el exceso de stocks. Los precios en términos reales para 1996 y 1997 serán más bajos, comparados con los alcanzados en el boom de 1988.

Cobre

El mercado del cobre ha experimentado un bajo crecimiento de su demanda y una declinación de sus precios reales entre 1974 y 1986. El bajo crecimiento en la demanda del cobre es atribuible a la desaceleración del crecimiento de la industria manufacturera de los países industrializados en este período y un mayor consumo de los materiales sustitutos (aluminio, plásticos y la fibra óptica).

Desde 1987, el mercado del cobre ha estado disfrutando de un período de altos precios, este boom se debió esencialmente a la existencia de un bajo nivel de stocks y un ajustado balance de mercado, situación que mantuvo los precios crecientes hasta 1989. A partir de 1990 fueron lanzados grandes volúmenes de cobre al mercado, creando un exceso de oferta a pesar de un importante incremento de la demanda, aspecto que determinó una caída sustancial en los precios reales del cobre alcanzando en promedio US\$ 83 Cs/Lf en 1994. Los indicadores económicos denotan una recuperación de la economía mundial, razón por la que se espera una leve alza de los precios del cobre para el segundo quinquenio de los noventas.

Para 1992 los precios del cobre permanecieron cercanos a los US\$ 100 Cs/Lf, nivel que aun permitía la obtención de beneficios. Sin embargo, posteriormente los precios del cobre sufrieron una caída muy fuerte en su precio real promedio. En 1993 se cotizó a US\$ 84 Cs/Lf y en 1994 a US\$ 83 Cs/Lf. Las proyecciones, en términos reales, efectuadas con el modelo ARIMA, estiman para 1996 en US\$ 93 Cs/Lf, disminuyendo para 1997 y 1998 a US\$ 88 Cs/Lf (véase Cuadro 4). Al igual que en el caso de otros minerales, este escenario estaría determinado por el exceso de oferta en el mercado mundial y los grandes stocks acumulados por la London Metal Exchange.

¡Error! Marcador no definido.6. CONCLUSIONES

La praxis ha puesto en evidencia que los modelos de series temporales, entre ellos los modelos ARIMA, permiten la obtención de resultados razonables para horizontes temporales cortos. Para horizontes de pronósticos más largos, son los modelos estructurales los que permiten el logro de

mejores resultados.

Para los modelos ARIMA se pueden ensayar dos conclusiones que se consideran como las principales: (a) la etapa de identificación permitió concluir que los precios de aluminio, estaño y wolfram siguen procesos estocásticos conocidos como "camino aleatorio" (random walk). Este resultado, a su vez, nos llevó al hallazgo que los mercados en los que se transan estos metales son eficientes, entendiéndose por este concepto la eficiencia en el arbitraje de información o, lo que es lo mismo, se trata de mercados donde el precio del metal que se transa refleja rápida y completamente la información disponible y, por otra parte, que los "shocks" tienen carácter permanente. Dicho de otra manera, los agentes económicos que operan en estos mercados no pueden obtener utilidades supranormales (especulativas) con la utilización de información públicamente disponible. Cualquier cambio no esperado en la variable tiende a perpetuarse en el tiempo. En materia de pronósticos, esto significa que la diferencia de precios no es predecible a partir de la información pasada de la misma variable. (b) En los restantes seis casos (plata, oro, cobre, plomo, zinc y antimonio), los modelos ARIMA encontrados muestran una performance relativamente adecuada a pesar de la incidencia negativa de factores como el tamaño de la muestra (pequeña), la frecuencia de las observaciones, la gran volatilidad e incertidumbre de los mismos, que dificultan la identificación de los procesos estocásticos subyacentes y las tendencias a largo plazo.

Por su parte, los resultados derivados del análisis multivariado (VAR), en general corroboran aquellos alcanzados con los modelos ARIMA.

Por último, los resultados derivados con la utilización de ambos modelos (ARIMA y VAR) se cruzaron con las proyecciones del Banco Mundial llegándose a la conclusión, que las tendencias pronosticadas son coincidentes.

ANEXO 1

**IDENTIFICACIÓN DE LAS SERIES DE PRECIOS DE MINERALES:
1950 - 1994
(A PRECIOS CONSTANTES DE 1990)**

Variable		Box-Pierce		Probabilidad
Ljung-Box	Probabilidad.			
En Niveles:				
PAG	52.0	0.00	58.1	0.00
PAL	80.0	0.00	88.8	0.00
PAU	134.4	0.00	153.6	0.00
PCU	67.3	0.00	75.5	0.00
PPB	43.5	0.00	48.3	0.00
PSN	102.3	0.00	118.0	0.00
PWR	89.6	0.00	104.0	0.00
PZN	37.3	0.00	44.7	0.00
PSB	25.3	0.01	29.5	0.00
En Primeras Diferencias:				
PAG	9.2	0.69	10.2	0.60
PAL	4.3	0.98	5.2	0.95
PAU	12.4	0.41	14.8	0.26
PCU	28.3	0.01	34.0	0.00
PPB	15.7	0.20	19.5	0.08
PSN	11.8	0.46	14.7	0.26
PWR	7.9	0.79	9.7	0.64
PZN	12.8	0.38	15.7	0.21
PSB	9.0	0.70	9.9	0.62
V.C.(5%)	21.0	21.0		

Notación: PAG: Precio de la plata; PAL: Precio del Aluminio;
PAU: Precio del oro, PCU: Precio del Cobre; PPB:
Precio del Plomo; PSN: Precio del Estaño
PWR: Precio del Wolfram; PZN: Precio del Zinc;
PSB: Precio de Antimonio

ANEXO 2
INTERVALOS DE CONFIANZA

INTERVALO DE CONFIANZA (95%)
PRECIO DE LA PLATA - AR(2, 1)

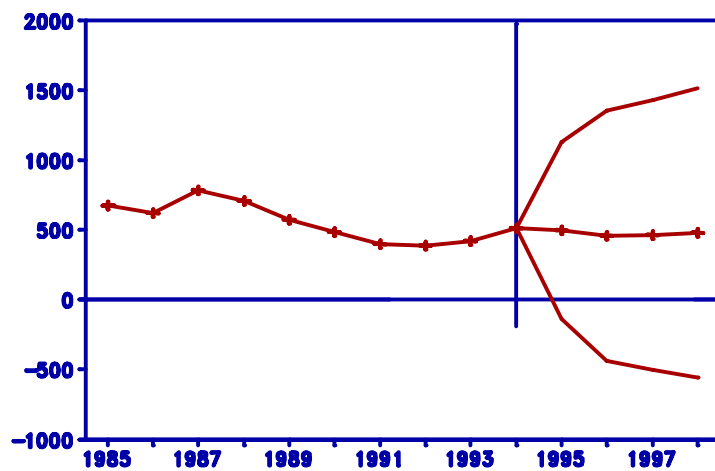


Figura 1

INTERVALO DE CONFIANZA (95%)
PRECIO DEL ZINC - ARMA(1, 3)

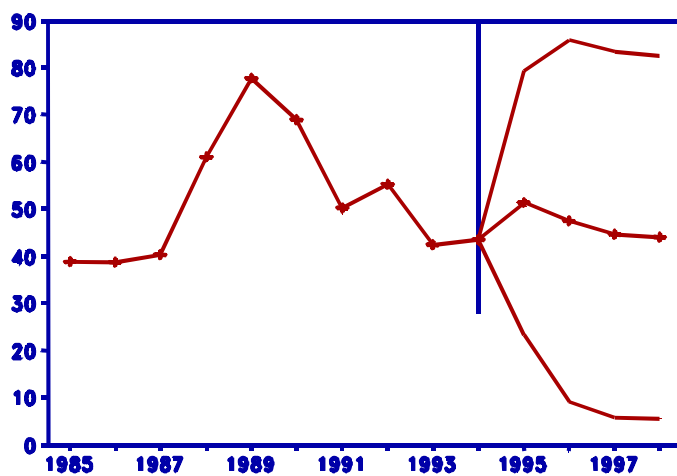


Figura 2

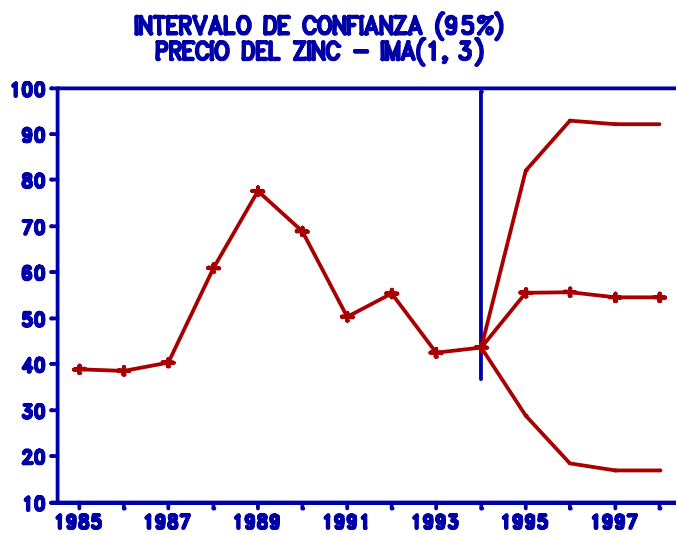


Figura 3

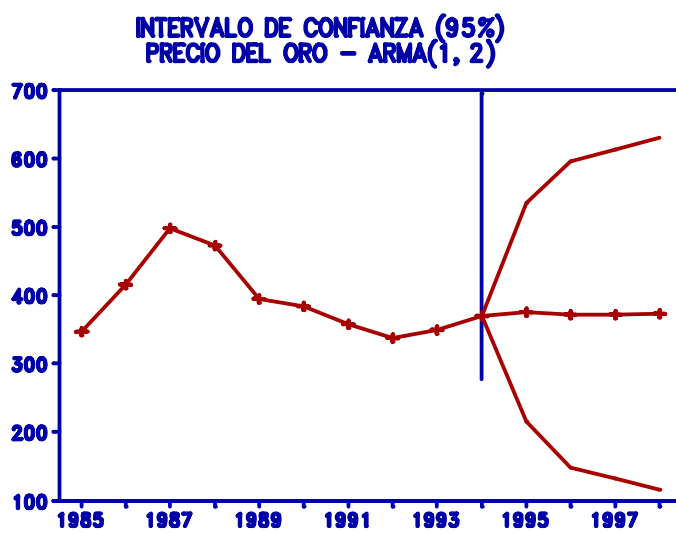


Figura 4

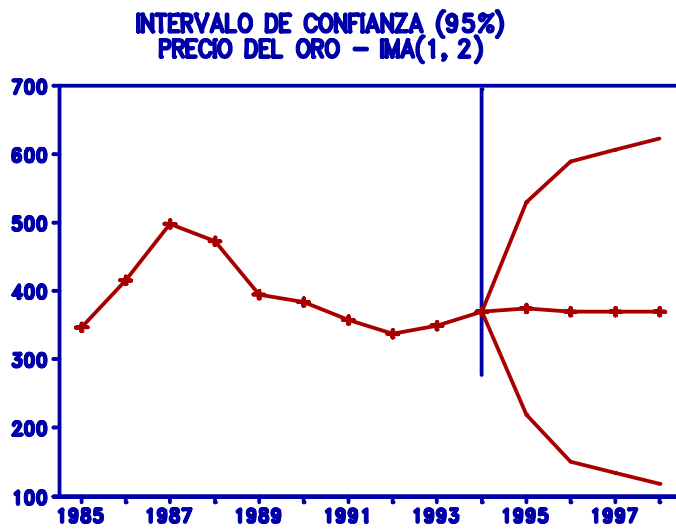


Figura 5

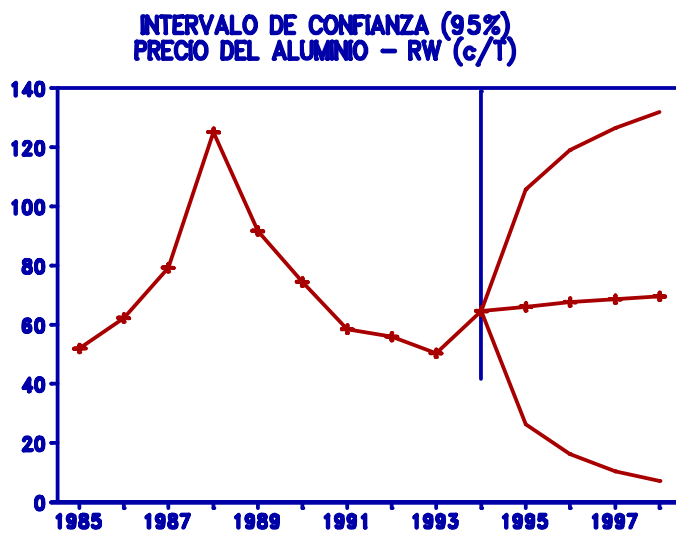


Figura 6

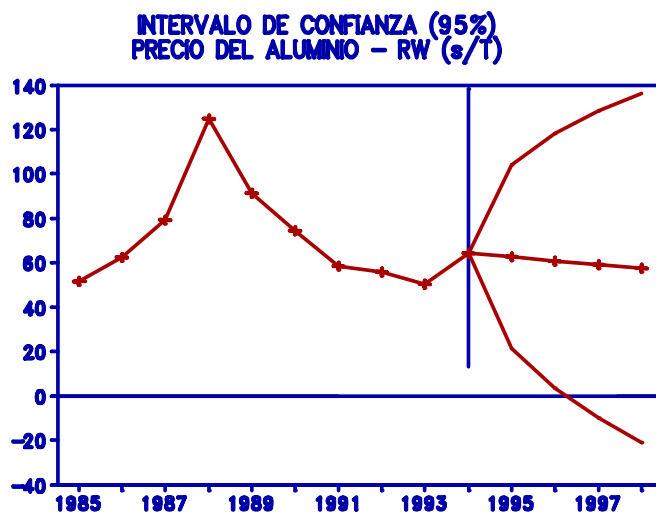


Figura 7

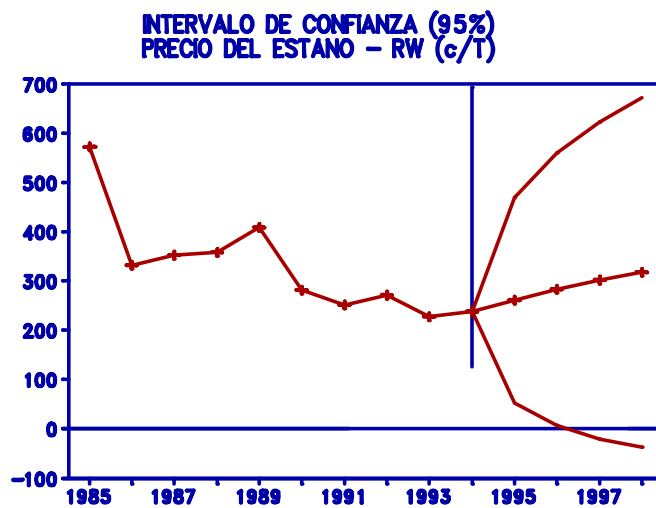


Figura 8

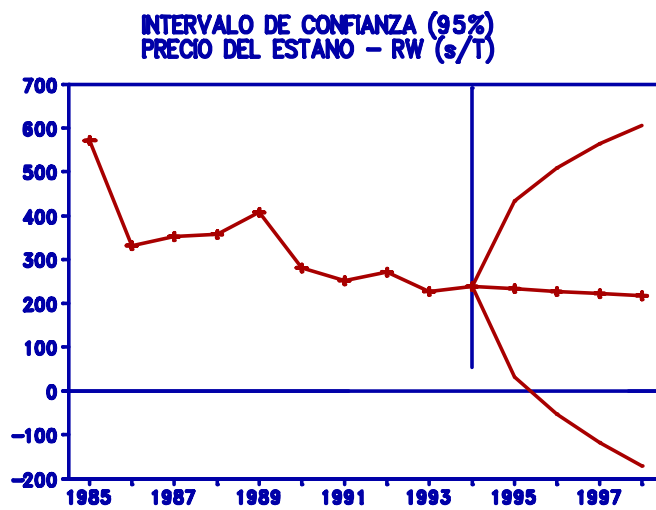


Figura 9

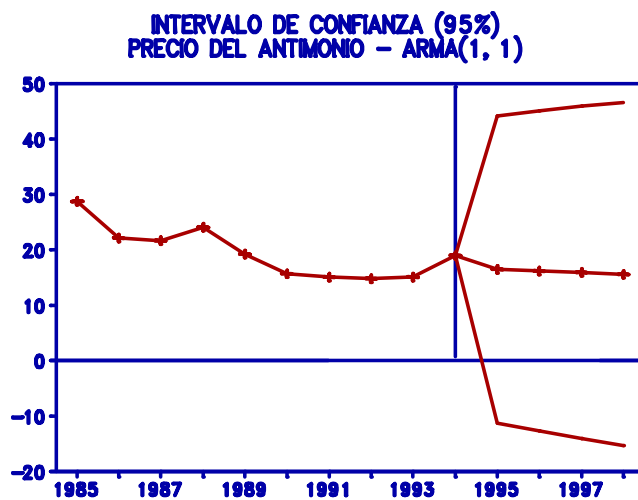


Figura 10

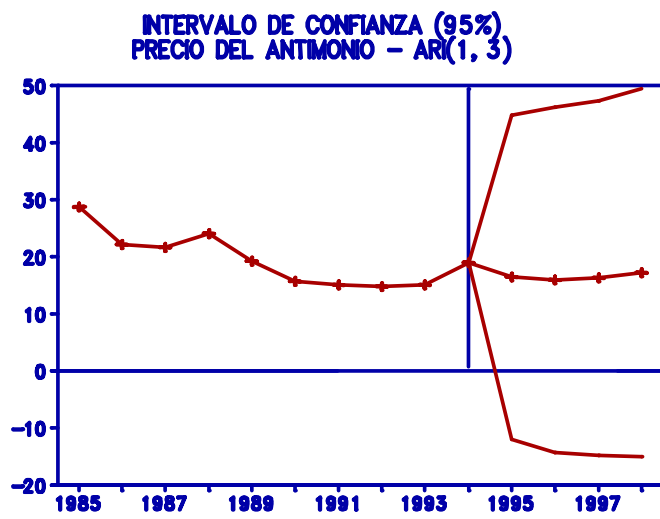


Figura 11

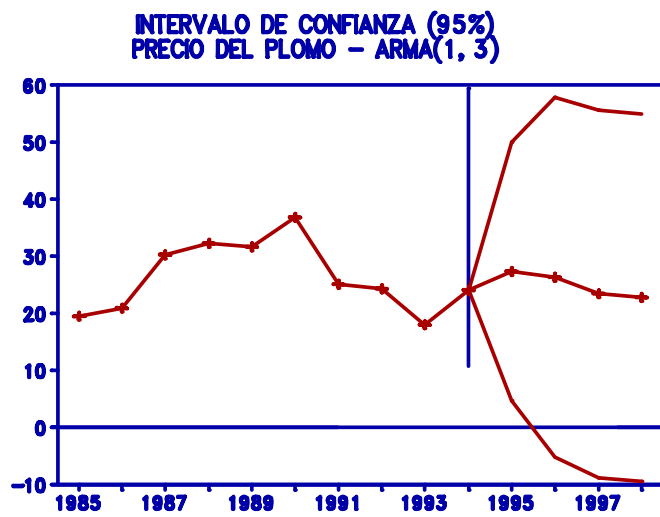


Figura 12

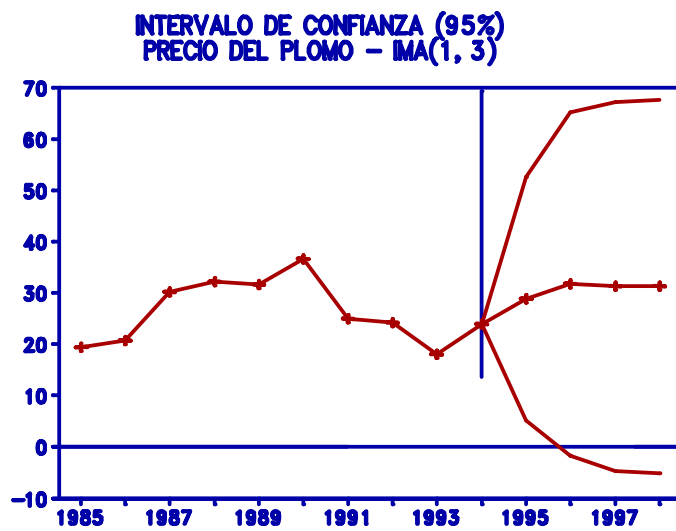


Figura 13

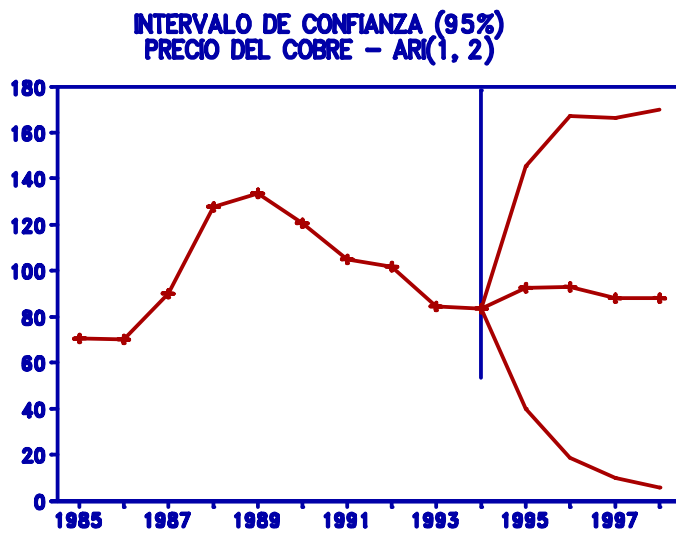


Figura 14

BIBLIOGRAFIA

- AKAIKE, H. 1974. "A new look at the statistical model identification." IEEE transactions on automatic control, AC-19. 716-23.
- BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. 1970. Time series analysis, forecasting and control. San Francisco: Holden-Day.
- FRIEDMAN, J.; URRUNAGA, R. 1991. Eficiencia en las bolsas de metales: Un análisis de series de tiempo. ILADES/Georgetown University. Serie Investigación.
- FONDO MONETARIO INTERNACIONAL. 1960-1994. Estadísticas financieras internacionales. Washington, D.C.
- GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. 1986. Forecasting economic time series, New York: Academic press. 2 Ed.
- GUERRERO, V. M. 1991. Análisis estadístico de series de tiempo económicas. México: Universidad Autónoma Metropolitana.
- HANNAN, E.J.; B.G. QUINN. 1979. The determination of the order of an autorregression. Journal of the royal statistical society 42:190-95.
- HUMEREZ, J.; ARANÍBAR J.; MARTÍNEZ, A. 1995. Modelos de series de tiempo para el pronóstico de precios de minerales y precio de hidrocarburos. La Paz, Bolivia: Unidad de Análisis de Políticas Económicas (UDAPE). Mimeo.
- KENNEDY, P. 1985. A guide to econometrics. Cambridge, MA: MIT press.
- LUCAS, R. E.; SARGENT, T.J. 1979. Beyond keynesian macroeconomics, in Rational expectations and econometric practice. Minneapolis: University of Minnesota Press.
- MARSHALL, R.; MARSHALL, J. 1988. La medición de la eficiencia del sistema financiero. ILADES/Georgetown University. Mimeo.
- MORALES, J.A.; ESPEJO, J. 1994. La minería y los hidrocarburos en Bolivia. IISEC-Universidad Católica Boliviana. Mimeo 08/94.
- MORALES, J.A.; ESPEJO, J. 1994. Efectos macroeconómicos de los shocks de precios de exportaciones. IISEC-Universidad Católica Boliviana. Mimeo 09/94.
- NOVALES, A. 1993. Econometría. Madrid: McGraw Hill.
- PROTHERO, D. L.; WALLIS, K. F. 1976. "Modelling macroeconomic time series (with discussion)". Journal of monetary economics 20:73-103.
- SIMS, C. A. 1980. "Macroeconomic and reality". Econometrica, 48:1-48.

SCHWARZ, G. 1978. Estimating the dimension of a model, *annuals of statistics*. 6:461-4.

THE WORLD BANK. 1992. "Price prospects for major primary commodities". Washington, D.C.:
Metals and minerals, v. 4, report n. 814/86.