



*Instituto de Investigaciones Socio Económicas*

Documento de Trabajo No. 01/93  
Junio 1993

**Riesgo e Inestabilidad en el  
Mercado del Zinc**

*por*  
*Gilka La Torre P.*

## **Riesgo e Inestabilidad en el Mercado del Zinc\***

por:  
Gilka La Torre P.

### **1. Introducción**

La literatura económica, desde hace varios años, viene introduciendo cada vez más la teoría de riesgo al analizar el comportamiento de los agentes económicos en un contexto de incertidumbre. Este tratamiento ha ido extendiéndose desde el sector financiero a todas aquellas actividades que involucran algún tipo de inseguridad en su desempeño.

Varios de dichos estudios se dedican a analizar y evaluar el impacto que tiene la inestabilidad de los precios de los recursos naturales en sus principales productores, los países menos desarrollados. Estas investigaciones intentan determinar la influencia del riesgo, y de un cambio en el mismo, en el comportamiento del productor de bienes básicos. Asimismo, intentan medir el impacto del riesgo en su nivel de ingresos y su bienestar.

Si un productor (o consumidor) es averso al riesgo, estará dispuesto a ceder o "pagar" una parte de sus ingresos (o del precio que recibe por su producto) a fin de estar libre de dicho riesgo, y eliminar la incertidumbre que este le causa. El "monto" que ese productor esté dispuesto a pagar para tal efecto es conocido con el nombre de costo o "prima" de riesgo y está directamente relacionado con el grado de inestabilidad (riesgo) que enfrente un productor (o consumidor) en el precio o la cantidad de un producto.

Las conclusiones a las llegan dichos estudios son variadas. Dillon y Scandizzo (1978), en un estudio para los pequeños agricultores en Brasil, concluyen en que la mayoría (pero no todos) los productores son aversos al riesgo. Por otro lado, Binswanger (1980) en un estudio para el sector rural de la India, encuentra que existe aversión al riesgo en un nivel de ingreso "intermedio", y no así en los niveles más bajos, que suelen ser neutrales o propensos al riesgo.

---

\* Esta investigación ha sido posible gracias al apoyo del Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (CIID), Ottawa, Canadá. Agradezco los valiosos comentarios y sugerencias del Dr. Juan Antonio Morales. Los errores y omisiones son de entera responsabilidad de la autora.

Uno de los sectores productivos básicos que enfrenta constantemente una situación de incertidumbre es el minero. Tanto la cantidad explotada como, sobre todo, los precios de los minerales en el mercado mundial son sumamente inestables en el tiempo, debido a factores que van desde la inestabilidad económica de los países desarrollados hasta el descubrimiento, más o menos sorpresivo, de algún yacimiento importante.

El estudio de Jordán et.al (1992) muestra que el productor minero boliviano es averso al riesgo. Sin embargo, existen diferencias entre el grado de aversión al riesgo de Mineros Medianos y Pequeños. Los primeros presentan una aversión al riesgo mayor (el coeficiente es de 1,39) que los últimos (con un coeficiente de 1,27). Estudios realizados en Chile, Venezuela y Bolivia consignados en la publicación de Engel y Meller (1992), acerca de adoptar mecanismos de estabilización de los precios de sus principales productos naturales de exportación, muestran la relevancia que va adquiriendo el tema en los países en vías de desarrollo.

En este trabajo se analizan las implicaciones de precios e ingresos del zinc. Este producto minero ha pasado a ser, en los últimos años, uno de los más importantes productos mineros de exportación en Bolivia, especialmente a partir de la crisis del estaño. En 1987 este mineral aportó aproximadamente el 16% del total del ingreso por exportaciones mineras. Los datos para junio de 1992 nos muestran que esta cifra llega hasta un 44%.

En el estudio se intenta determinar el grado de inestabilidad que enfrenta el sector minero productor de zinc, principalmente por las variaciones de precios. Se intenta también ver si la presencia de riesgo en Bolivia afecta el comportamiento de los productores. Dadas las características de la producción minera boliviana, cabe esperar que el riesgo afecte el nivel de ingresos esperados del productor de zinc, y posiblemente también incida en sus decisiones de inversión.

El estudio está basado, en gran parte, en el tratamiento que dan al riesgo Newbery y Stiglitz (1982) para productos primarios. Para nuestras estimaciones de primas de riesgo utilizamos los coeficientes de aversión al riesgo de CEMYD (1991).

Se dedica, por otra parte, un esfuerzo especial a la identificación del proceso estocástico que genera los precios. En esta tarea es central la distinción entre movimientos de

tendencia y movimientos alrededor de la tendencia. Es así que se intenta determinar la estacionaridad de las series, y cuál la naturaleza y la magnitud de sus cambios, insistiendo en si son variaciones transitorias o permanentes. Se examina particularmente la hipótesis de que los precios sigan un "recorrido aleatorio". Los resultados de nuestro análisis extienden los obtenidos por Morales et al (1992).

El trabajo está dividido en cuatro capítulos. En el primero se realiza una breve revisión de lo sucedido en el mercado del zinc, entre 1970 y 1989. El segundo capítulo está dedicado a un análisis formal de las características estadísticas de las series de precios internacionales de zinc, de 1900 a 1989. En el tercer capítulo se presentan brevemente algunas medidas de riesgo, y los resultados obtenidos al aplicar estas medidas al caso boliviano. Finalmente, en el capítulo cuarto se resumen las principales conclusiones del trabajo.

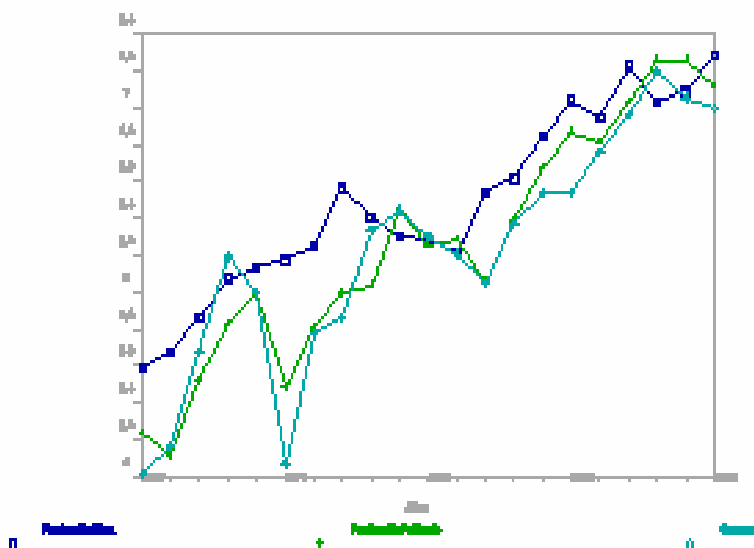
## **2. El Mercado del Zinc**

### **2.1 Producción y Consumo Mundial**

El comercio mundial de zinc en 1990 representa aproximadamente el 2% del total de minerales transados. El valor del zinc en el mercado mundial de minerales se debe principalmente a sus propiedades anticorrosivas. En los últimos años el desarrollo tecnológico en la galvanización y la fundición de zinc favorecen su uso y hacen que mantenga su posición en el sector de la construcción, los transportes y la producción de artefactos (también es usado en muchas y diversas industrias, como la farmacéutica y la textil). Las posibilidades de su sustitución son relativamente limitadas; la competencia de sustitutos de mayor importancia se da en la utilización en productos químicos y pigmentos, lo que representa aproximadamente 7% de su producción mundial total.

La oferta mundial del zinc distingue entre la producción en mina (minerales y concentrados) y la producción de refinados (aptos para uso industrial). De manera general ambos siguen una misma tendencia creciente, pero la producción de refinados presenta mayores fluctuaciones (ver gráfico 1).

**Gráfico 1: Mercado Mundial del Zinc**



Fuente: Metal Statistics, Frankfurt Am Main

Los principales países productores son actualmente Canadá y la ex-URSS, Estados Unidos disminuye su participación a un 3,5% en los últimos años (cuadro 1).

**Cuadro 1. Principales Países Productores de Zinc en Mina**  
(En porcentajes y por quinquenios)

Quinquenio	EE.UU	Canadá	Perú	Australia	ex-URSS	Total <sup>1</sup>	Bolivia
1970 - 1974	7,9	21,4	6,4	8,0	13,3	57,1	0,8
1975 - 1979	6,0	19,4	7,1	7,8	16,2	56,4	0,9
1980 - 1984	5,0	17,5	8,4	9,5	15,7	56,1	0,7
1985 - 1989	3,5	18,5	8,2	10,7	13,7	54,5	0,7

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Metal Statistics, Frankfurt Am Main.

Notas: <sup>1</sup> El Total representa la participación de los cinco países productores más importantes en la producción mundial de zinc en mina. (Bolivia no está tomada en cuenta)

Con relación al zinc refinado, la ex-URSS y el Japón son los principales productores, el primero con el 16% de la producción mundial y el segundo con el 14%. Estados Unidos disminuye notablemente su participación en el mercado en los últimos años (cuadro 2).

**Cuadro 2. Principales Países Productores de Zinc Refinado**

(En porcentajes y por quinquenios)

Quinquenio	Alemania	Japón	EE.UU	Canadá	URSS	Total <sup>1</sup>
1970 - 1974	6,3	14,2	12,6	8,2	15,5	56,7
1975 - 1979	5,4	12,7	8,0	8,3	17,5	52,0
1980 - 1984	5,7	11,3	5,5	9,7	16,9	49,0
1985 - 1989	5,2	9,9	4,8	9,3	14,8	44,0

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Metal Statistics, Frankfurt Am Main.

Notas: <sup>1</sup> El Total representa la participación de los cinco países productores más importantes en la producción mundial de zinc refinado.

Los principales países consumidores de zinc refinado en los últimos años son la ex-URSS y los Estados Unidos, seguidos por el Japón (cuadro 3).

**Cuadro 3. Principales Países Consumidores de Zinc Refinado 1970 – 1989**

(En porcentajes y por quinquenios)

Quinquenio	Alemania	Japón	EE.UU	URSS	Total <sup>1</sup>
1970 - 1974	7,3	12,4	21,6	12,9	5,2
1975 - 1979	6,1	11,9	16,9	16,4	51,3
1980 - 1984	6,3	11,8	13,9	16,7	48,7
1985 - 1989	6,4	11,1	15,0	15,0	47,4

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Metal Statistics, Frankfurt Am Main.

Notas: <sup>1</sup> El Total representa la participación de los cinco países productores más importantes en la producción mundial de zinc refinado.

## 2.2 Producción y Exportación Boliviana

La producción de zinc en mina de Bolivia no llega a representar ni el 1% de la producción mundial (ver cuadro 1). Por otra parte, el país no produce hasta el momento zinc refinado. Existen varios proyectos de instalación de una planta refinadora de este mineral en el Ministerio de Minería y Metalurgia, pero que todavía no se han concretado.

Bolivia ha producido y exportado zinc desde principios de siglo. Sin embargo, es sólo a partir de 1986 que la producción va en constante aumento al igual que la cantidad y el valor de las exportaciones. El valor de las exportaciones se incrementa tanto por el aumento en la producción como por el constante incremento en el nivel de precios, por lo menos hasta 1990. Otra de las razones por las que el zinc se convierte en uno de los principales productos de exportación en Bolivia es la pérdida de importancia del estaño, debida a la crisis por la que pasó la industria de este mineral en 1986, y cuyos efectos negativos persisten hasta la fecha.

Entre 1952 y 1963, el principal y casi único productor boliviano de zinc era COMIBOL, con aproximadamente el 95% de la producción nacional. Sin embargo este mineral no significaba para COMIBOL más que el 15% del valor total de minerales extraídos. Posteriormente su producción disminuye progresivamente; en 1980 representa el 50% de la producción total de zinc y a partir de 1985 esa participación se reduce a sólo el 19%.

Los productores privados incrementan su producción de zinc en la segunda mitad de la década de los sesenta, llegando a producir dos tercios del total nacional. A partir de 1985 esa producción llega a ser la más importante del país, representando aproximadamente el 80% del total nacional.

**Cuadro 4. Producción Estatal y Privada de Zinc (TMF) y Participación de cada Sector en el Total**  
(En porcentajes y por quinquenios)

Quinquenio	Min. Estatal	%	Min. Privada	%	Total
1970 - 1974	154.299,0	67,0	76.031,0	33,0	230.330,0
1975 - 1979	167.368,3	61,7	104.040,8	38,3	271.409,1
1980 - 1984	119.259,2	52,3	108.599,3	47,7	227.858,5
1985 - 1989	47.622,9	19,7	194.575,1	80,3	242.197,9

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Memorias Anuales de la Asociación Mineros Medianos. A partir de 1974. Boletines Estadísticos del Ministerio de Minería y Metalurgia.

Dentro de la minería privada el mayor sector productor es el de la Minería Mediana; dicha producción, de 1985 a 1990, representa en promedio alrededor del 72% del total nacional. La Minería Chica y las Cooperativas tienen una participación mas bien reducida en



la producción de zinc (en total aportan con aproximadamente el 15% de la producción nacional).

En cuanto a los mercados de exportación del zinc boliviano, durante la década de los setenta el principal consumidor era Estados Unidos, pero a partir de 1982 la mayor parte de la producción boliviana es demandada por la Comunidad Económica Europea (aproximadamente el 90% en 1990).

### 2.3 Incidencia en el Ingreso

El cuadro 5 muestra la importancia que han ido adquiriendo las exportaciones de zinc en nuestro país en los últimos años. A partir de 1984, tiene porcentajes de participación cada vez más elevados en las exportaciones de minerales y, desde 1988, en las exportaciones totales de mercancías, siendo en la actualidad el mineral con mayor volumen y valor de exportación de Bolivia.<sup>1</sup> El valor de las exportaciones ha aumentado de U\$ 37 millones en 1984 a U\$ 146 millones en 1990.

**Cuadro 5. Participación del Zinc en las Exportaciones Totales y de Minerales**  
(En porcentajes y por quinquenios)

Quinquenio	% en Exp. Totales	% en Exp. Mineras
1970 - 1974	6,7	9,4
1975 - 1979	5,8	8,7
1980 - 1984	4,1	8,0
1985 - 1989	8,6	21,0

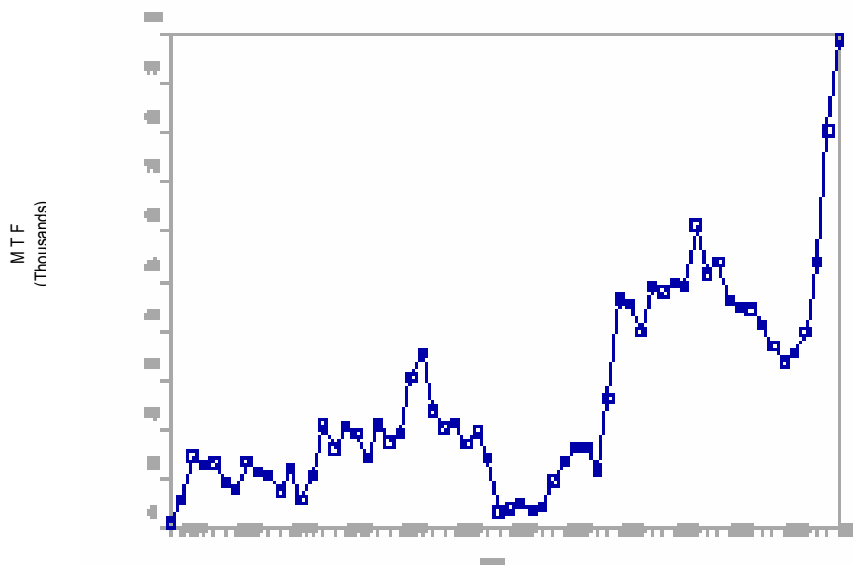
Fuente: Elaboración propia en base a datos del Ministerio de Minería y Metalurgia.

Las exportaciones de zinc en 1990 representan aproximadamente el 15% de las exportaciones totales de mercancías, y parece ser que este porcentaje incrementará en los años siguientes dada la tendencia creciente de la producción nacional y los precios internacionales.

---

<sup>1</sup> Dado que en país todo el zinc producido es exportado, al hablar de exportación nos estamos refiriendo también a la producción.

**Gráfico 2. Exportación anual de zinc en Bolivia**  
1929 - 1989



Para la Minería Mediana la producción y exportación de zinc representa un alto porcentaje en sus ingresos; en 1990 aproximadamente el 60% del valor de las exportaciones de este sector son de zinc.

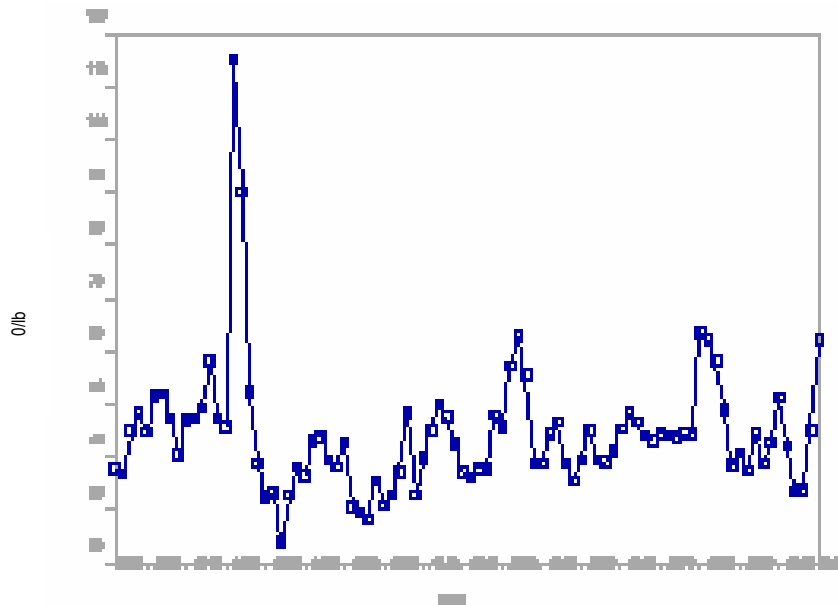
Como se mencionó antes, la Minería Chica y los Cooperativistas producen un porcentaje pequeño del zinc nacional; el zinc para este sector representa el 12% del total de sus exportaciones y el 20% de su producción total. En cuanto a la Minería Estatal, las exportaciones de este metal se han convertido, en los últimos años, en las más importantes, representando en 1989 el 50% del total del valor de exportación de COMIBOL, porcentaje que se vio incrementado al 60% para 1990.

En lo referente a ingresos fiscales no se tienen estimaciones confiables del aporte del zinc a dichos ingresos; sin embargo, según estudios de las Naciones Unidas, para 1987 el zinc, la plata, y en menor proporción el oro y otros minerales no metálicos, eran los únicos que pagaban regalías.

### 3. Análisis de la Serie de Precios

El gráfico 3 muestra el comportamiento del precio real del zinc en Estados Unidos, de 1900 a 1989. Los precios parecen fluctuar alrededor de un nivel más o menos constante. Sin embargo, las fluctuaciones son muy frecuentes y de magnitud considerable.

Gráfico 3. Precios reales anuales del zinc USA 1900 - 1989



Se observa en el gráfico 3 un pico importante en 1916, luego en 1922, contrastando con lo anterior, se registra el precio más bajo. Durante los siguientes años y hasta 1950 el precio se mantiene alrededor de 40 ¢/lb. En lo que resta del período se notan tres precios por encima de la tendencia, uno en 1952, otro en 1975 y el último en 1989, más o menos de la misma magnitud.

El análisis de los precios mensuales (1971-1990) y trimestrales (mismo período) nos muestra también precios fluctuantes, pero relativamente más estables que los anuales.<sup>2</sup>

<sup>2</sup> Los cuadros y gráficos de las series mensuales y trimestrales de este capítulo se encuentran en el anexo 1.

### 3.1 Análisis Estadístico

Para el análisis del proceso estocástico que genera los precios, se tomaron en cuenta dos series: los precios de Estados Unidos (USA) y los del London Metal Exchange (LME). La primera abarca un lapso de tiempo más grande, de 1900 a 1989, mientras que la segunda considera el período comprendido entre 1950 y 1989. Se efectuó el análisis para ambas series en su totalidad y, además, se consideró un subperíodo de la serie de Estados Unidos, de 1950 a 1989, para poder compararlo con la de Londres.<sup>3</sup>

El cuadro 6 nos muestra algunas de las principales características del precio real del zinc. Los coeficientes de variación son algo elevados, alrededor del 25% de la media, especialmente para la serie de LME.<sup>4</sup>

Las series presentan coeficientes de simetría diferentes de cero y kurtosis diferentes de tres, lo que puede indicar que no fueron generadas por una distribución normal.<sup>5</sup> La simetría diferente de cero y positiva nos dice que hubieron más observaciones por encima de la media que por debajo de la misma. La kurtosis diferente y por encima de tres nos muestra que en la serie las diferencias grandes a la media de precios fueron más frecuentes que las que generaría una distribución normal. Es necesario señalar que para los precios de USA en el período corto, el coeficiente de simetría es bastante pequeño, y el de kurtosis muy cercano a tres, por lo que se puede sospechar que la serie se asemeja a una normal. Por otro lado, los resultados que reporta el test de Jarque-Bera nos hacen rechazar la hipótesis de normalidad para las series larga de USA y la del LME, pero, nuevamente, no nos permiten hacerlo para la serie corta de USA.

Los precios reales en logaritmos tienen un comportamiento similar al de los precios. Sin embargo, los coeficientes de variación son menores. La simetría es positiva y la kurtosis está por encima de tres en dos casos: la serie larga de USA y la del LME. Para la serie corta

---

<sup>3</sup> Un análisis similar se realiza en Morales y Espejo (1992) para la serie de estaño.

<sup>4</sup> El coeficiente de variación mide la proporción de la desviación standard respecto a la media.

<sup>5</sup> En una distribución normal, la simetría es cero y la kurtosis tres.

de USA la kurtosis está por debajo de tres y es la que más se aproxima a este número. Nuevamente rechazamos normalidad en dos series, la larga de USA y la del LME, pero no podemos hacerlo para la corta de USA. Todo parece indicar que la serie de precios reales en logaritmos de USA de 1950 a 1989 tuvo un comportamiento generado por una distribución de probabilidad normal.

**Cuadro 6. Características Principales de los Precios Anuales Reales del Zinc**

	1900-1989	1950-1989	
	USA	USA	LME
Precios			
Coefficiente de Variación	0,2694	0,1757	0,3304
Simetría	2,9459	0,9403	2,2183
Kurtosis	16,7798	3,0229	8,2831
Test de Normalidad de Jarque-Bera	842,2437	5,8948	79,3237
Probabilidad	0,0000	0,0525	0,0000
Precios en Logaritmos			
Coefficiente de Variación	0,0597	0,0438	0,0726
Simetría	1,0791	0,6239	1,3653
Kurtosis	6,8926	2,7141	4,8322
Test de Normalidad de Jarque-Bera	74,2871	2,7316	18,0213
Probabilidad	0,0000	0,2552	0,0001
Tasas de Crecimiento <sup>a</sup>			
Coefficiente de Variación	34,7294	74,8537	125,5112*
Simetría	0,7885	0,1121	-0,1069
Kurtosis	7,5794	3,1358	4,3957
Test de Normalidad de Jarque-Bera	86,9872	0,1117	3,2399
Probabilidad	0,0000	0,9456	0,1979

Fuente: Datos de precios del Metal Statistics, Frankfurt Am Main, 1948-1990.

Notas: <sup>a</sup> Computadas como diferencias interanuales de los logaritmos de los precios.

\* En valor absoluto.

Es asimismo interesante analizar las tasas de crecimiento de los precios, que han sido aproximadas por las diferencias de los precios en logaritmos. Dichas tasas tienen un coeficiente de variación mucho mayor al de los precios, especialmente en las series "cortas". El coeficiente de simetría es pequeño para la serie larga, y para las cortas se acerca a cero; esto muestra que los incrementos y disminuciones porcentuales de los precios fueron igualmente frecuentes.

La kurtosis es mayor a tres para las tasas de crecimiento de la serie larga y para la serie del LME, lo que quiere decir que los cambios grandes de precios fueron mayores que los que generaría una serie normal. Pero para la serie corta de USA, la kurtosis está más bien cerca de tres. El test de Jarque-Bera nos hace rechazar hipótesis de normalidad para la serie larga. Sin embargo, en la serie corta de USA y en la del LME no podemos rechazar hipótesis de normalidad. Es decir que las tasas de crecimiento de los precios de USA en el período corto siguen un comportamiento normal, ocurriendo cosa similar con la serie del LME.

Los resultados para los precios trimestrales y mensuales son parecidos a los anuales. Los coeficientes de variación son más altos, especialmente aquellos de las tasas de crecimiento. La simetría y la kurtosis no muestran unas series generadas por un proceso normal. El test de Jarque-Bera nos hace rechazar la hipótesis de normalidad en todos los casos (ver anexo 1, cuadros 1a y 1b).

Los anteriores resultados nos llevan a sacar las siguientes conclusiones:

- Las series de precios reales y en logaritmos de USA en el período largo y la del LME no tienen el comportamiento de una serie generada por una distribución normal. Sin embargo, no se puede afirmar lo mismo para las series cortas de precios reales, en logaritmos y en diferencias en logaritmos en USA y la de diferencias en logaritmos del LME. Parece ser que dichas series estuvieron generadas por una distribución normal.
- Para todas las series la simetría fue positiva, es decir que la mayoría de los precios estuvieron por encima de la media. En cuanto a las tasas de crecimiento, en las series de USA los incrementos fueron más frecuentes que las caídas. En la del LME ocurrió lo contrario (se observaron más disminuciones que elevaciones).
- La kurtosis estuvo por encima de tres en casi todos los casos (la excepción se dio en los precios en logaritmos de la serie corta de USA y los mensuales y trimestrales de USA). Los saltos grandes en precios se presentaron con mayor frecuencia que los pequeños; las tasas de crecimiento mostraron principalmente variaciones altas.

El cuadro 7 reporta los resultados de testear la posibilidad de que exista recorrido aleatorio en las diferentes series. Se utilizaron los logaritmos de los precios.

En el modelo con constante se rechaza la hipótesis de raíz unitaria para las series de USA a un nivel de significación del 1% y para la serie del LME al nivel de significación del

5%. Lo mismo ocurre con el modelo con constante y tendencia. En las series mensuales y trimestrales no podemos rechazar la hipótesis de raíz unitaria en ningún caso (cuadros 2a y 2b del apéndice 1).

**Cuadro 7. Test de Raíz Unitaria para el Precio del Zinc**  
(En logaritmos)

	1900-1989	1950-1989	
	USA	USA	LME
<b>Estadística Dickey Fuller Aumentada</b>			
Sin constante ni tendencia	0,0565	-0,1078	-0,1118
Valores críticos de MacKinnon	-2,5894	-2,6243	-2,6243
1%	-1,9438	-1,9498	-1,9498
5%	-1,6177	-1,6204	-1,6204
10%			
<b>Con constante</b>			
Valores críticos de MacKinnon	-4,7767	-4,8138	-3,5689
1%	3,5055	-3,6117	-3,6117
5%	-2,8943	-2,9399	-2,9399
10%	-2,5840	-2,6080	-2,6080
<b>Con constante y tendencia</b>			
Valores críticos de MacKinnon	-4,7454	-4,5930	-3,4475
1%	-4,0648	-4,2165	-4,2165
5%	-3,4608	-3,5312	-3,5312
10%	-3,1564	-3,1968	-3,1968

Fuente: Cálculos con datos de precios del Metal Statistics, Frankfurt Am Main.  
Valores críticos de MacKinnon, Micro TSP versión 7.0

Dada la evidencia con datos anuales (en logaritmos) para las series cortas de USA y LME, de que el proceso que siguen es estacionario, vale la pena examinar con más detalle todavía el proceso estocástico que los genera. Para esto se estiman los siguientes cuatro procesos autoregresivos:

$$(1) \quad Y = \beta_0 + \beta_1 Y_{-1} + \beta_2 Y_{-2} + \beta_3 Y_{-3} + \beta_4 Y_{-4} + u$$

$$(3) \quad Y = \tau_0 + \tau_1 Y_{-1} + \tau_2 Y_{-2} + u$$

Luego, para las mismas regresiones, se hicieron los siguientes test de hipótesis:

$$Z(\Phi_1) \quad \text{para el test } H_0: \alpha_0 = 0 \quad \text{en (1)}$$

$$Z(\Phi_2) \quad \text{para el test } H_0: \beta_0 = 0, \beta_2 = 0 \quad \text{en (2)}$$

$$Z(\Phi_3) \quad \text{para el test } H_0: \tau_0 = 0, \tau_2 = 0 \quad \text{en (3)}$$

$$Z(\Phi_4) \quad \text{para el test } H_0: \delta_0 = 0, \delta_2 = 0, \delta_3 = 0 \quad \text{en (4)}$$

Los resultados de las estimaciones aparecen en el cuadro 8 y 9. Según esos resultados las series siguen un proceso autoregresivo de segundo orden, con constante y sin tendencia. Esto puede observarse en la ecuación (3), que presenta el mejor R2 ajustado.

La hipótesis de no correlación serial no puede ser rechazada para ninguna de las dos series en esta ecuación (test de Multiplicador de Lagrange, LM(1)) al nivel de significación de 5%. De la misma forma, no podemos rechazar la hipótesis de homoscedasticidad autoregresiva condicional para ambas series (test ARCH (1)), tanto en la ecuación (3) como en todas las demás, al nivel de significación de 5%.

Los resultados de los test de hipótesis (cuadro 9) nos hacen rechazar las hipótesis nulas en las cuatro ecuaciones y para las dos series. Por lo tanto, podemos concluir que en las cuatro ecuaciones antes descritas existe por lo menos el término constante y que el coeficiente de la variable desfasada en dos períodos, en las ecuaciones (3) y (4), es diferente de cero, concluyéndose que existe un proceso autoregresivo de segundo orden, con constante y sin tendencia



**Cuadro 8. Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios de las Ecuaciones (1) a (4)**

	USA	Estad. t	LME	Estad. t
<b>Ecuación (1)<sup>a</sup></b>				
AR1	0.57562	4.13661	0.57038	3.22184
Constante	1.61180	3.05098	1.58648	4.29361
R2 ajustado	0.29775		0.31451	
ML(1)	5.32099		2.63416	
ARCH(1)	0.03701		3.10463	
<b>Ecuación (2)<sup>a</sup></b>				
AR1	0.59215	4.15590	0.58048	4.26164
Constante	1.45729	2.50305	1.44981	2.47869
Tendencia	0.00131	0.65583	0.00142	0.44511
R2 ajustado	0.28676		0.29933	
ML(1)	4.32634		2.33524	
ARCH(1)	0.07484		2.98930	
<b>Ecuación (3)<sup>b</sup></b>				
AR1	0.81450	5.20990	0.74500	4.36944
AR2	-0.48451	-3.21155	-0.27860	-1.69060
Constante	2.53971	4.81198	1.97365	3.56790
R2 ajustado	0.40488		0.33320	
ML(1)	0.02544		0.00000	
ARCH(1)	0.42553		2.23512	
<b>Ecuación (4)<sup>b</sup></b>				
AR1	0.81469	5.17469	0.74536	4.31259
AR2	-0.46768	-3.04206	-0.27336	-1.62406
Constante	2.38315	4.14651	1.89413	2.94960
Tendencia	0.00130	0.71586	0.00083	0.25405
R2 ajustado	0.39647		0.31489	
ML(1)	0.07081		0.00414	
ARCH(1)	0.36593		2.34402	

Fuente: Cálculos con datos de precios del Metal Statistics, Frankfurt Am Main.

Notas: a. Con 39 observaciones.

b. Con 38 observaciones.

**Cuadro 9. Test de Hipótesis (precios en logaritmos)**  
1950-1989

	USA	LME
$Z(\varphi_1)$	9,3085	10,38030
$Z(\varphi_2)$	4,7976	5,17674
$Z(\varphi_3)$	12,423	6,38965
$Z(\varphi_4)$	8,338	4,16743

Fuente: Cálculos con datos de precios del Metal Statistics, Frankfurt Am Main. Los valores reportados son estadísticas F.

Ya se ha mencionado que en ninguno de los casos se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria, con datos trimestrales y mensuales de precios reales (en logaritmos). Vale la pena examinar con más detalle las características de la parte determinística (es decir de los componentes de constante y de tendencia) de estas series. Para esto se han corrido las siguientes regresiones:

$$(5) \quad \Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 trend + u'$$

Los resultados de la estimación mínimo cuadrática de (5) y (6) aparecen en los cuadros 3a y 3b del apéndice 1.

Se han calculado además los siguientes valores para efectuar los test:

$$Z(\Phi_5) \quad \text{para el test } H_0: \alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0 \quad \text{en (5)}$$

$$Z(\Phi_6) \quad \text{para el test } H_0: \beta_0 = 0, \beta_1 = 0, \beta_3 = 0 \quad \text{en (6)}$$

Los resultados aparecen en los cuadros 4a y 4b del apéndice 1. Las hipótesis  $Z(\varphi_5)$  y  $Z(\varphi_6)$  no pueden ser rechazadas en ninguno de los dos casos, al nivel de significación del 5%. Con datos trimestrales, las hipótesis  $Z(\varphi_5)$  y  $Z(\varphi_6)$  no pueden ser rechazadas al nivel de significación del 5%. Dados los anteriores resultados podemos concluir que las series mensuales y trimestrales siguen un proceso de recorrido aleatorio sin constante y sin tendencia.

Se pueden completar los análisis anteriores para examinar que tan rápida es la reversión a la media en las dos series, con el test de cocientes de varianza propuesto por Cochrane (1988). Los cocientes de varianzas, reportados en el cuadro 10, nos muestran la importancia de las fluctuaciones permanentes frente a las transitorias. Resultan de calcular:

$$(7) \quad V = (1/k) \text{var}(y_t - y_{t-k}) / \text{var}(y_t - y_{t-1}),$$

donde  $y_t$  es el logaritmo de la variable en estudio y  $k$  es el número de períodos considerados de largo plazo.

En el numerador se encuentra la varianza de las tasas de crecimiento promedio en los  $k$  años. En el denominador la varianza de las tasas de crecimiento período a período. Si  $V$  tiende a cero, las fluctuaciones transitorias son más importantes. Si  $V$  se acerca a uno o es mayor, las fluctuaciones permanentes son más importantes. Únicamente cuando  $V$  es mucho menor que 1, se puede decir que el proceso es estacionario.

**Cuadro 10. Variabilidad y Persistencia del Precio Real Anual del Zinc**

	1900-1989	1950-1989	
	9		
	USA	USA	LME
<b>Cociente de Varianzas<sup>a</sup></b>			
Ventanas de:			
5 años	0,5730	0,4290	0,5890
10 años	0,2270	0,2580	0,3200
20 años	0,2240	0,0930	0,1130
30 años	0,1660	0,0830	0,1230
40 años	0,1070	-	-
<b>Autocorrelaciones<sup>b</sup></b>			
Primer orden AR1	0,6323		0,5703
Segundo orden AR2	0,2730	0,5756	0,1554
		0,0208	

Fuente: Cálculos con datos de precios del Metal Statistics, Frankfurt Am Main.

Notas: <sup>a</sup> Ver texto para fórmula de cálculo.

<sup>b</sup> Calculadas con un modelo con constante y con precios en logaritmos.

Los cocientes de varianzas para las series anuales nos indican que los cambios transitorios son relativamente más importantes que los permanentes. Un choque permanece fuerte hasta luego de cinco años, pierde notablemente su intensidad a los 10 años, y al cabo de 40 es bastante pequeño. Los coeficientes de autocorrelación muestran que la influencia de un choque al siguiente año de producido es de 57%, pero a los dos años es de más del 15% en la serie corta del LME. Para la serie larga de USA (1900-1989), el coeficiente de AR1 es de 63%, y de AR2 es de 27%.

En las series trimestrales, un choque permanece en más del 90% al trimestre siguiente, y alrededor del 80% a los dos trimestres. En las mensuales esto es aún más agudo; la persistencia de un choque en el siguiente mes es de 98% y a los dos meses de 95% (anexo 1, cuadros 5a y 5b).

La serie anual parece ser estacionaria, mientras que las series trimestrales y mensuales parecen seguir un proceso de recorrido aleatorio. Lo anterior nos lleva a concluir que si bien los precios, en el largo plazo tienden a regresar a su tendencia, en el corto plazo no siguen un proceso con tendencia estacionaria.

Los test de cociente de varianza parecen corroborar lo anterior, es decir, que la serie anual es estacionaria y que tiene una reversión a la media relativamente rápida. Contrastando con esto, las series trimestrales y mensuales siguen un proceso de recorrido aleatorio, con una reversión a la media bastante más lenta (anexo 1, cuadros 5a y 5b).

#### a) Precios Internacionales y Exportaciones Bolivianas de Zinc

Hemos visto que los precios anuales internacionales de zinc convergen hacia la tendencia de forma relativamente rápida. Sin embargo, son inestables y fluctuantes. ¿En que manera este comportamiento puede afectar el nivel de las exportaciones nacionales de zinc, o su desarrollo en el tiempo?

Para ver si esto realmente ocurre y en qué magnitud afectan los precios internacionales a la exportación boliviana de zinc, se corrió la siguiente regresión:

$$(8) \quad LXZN = \alpha_0 + \alpha_1 lpzn + \alpha_2 lpzn_{-1} + \alpha_3 lpzn_{-5},$$

donde LXZN es el logaritmo de las cantidades trimestrales exportadas de zinc, y LPZN es el logaritmo del precio real trimestral del zinc.

Se realizó además el siguiente test de hipótesis:

$$Z(\Phi_8) \quad \text{para el test } H_0: \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 0$$

Los resultados de la ecuación (8) (cuadro 11) muestran la existencia de una relación positiva entre los precios internacionales y las exportaciones bolivianas de zinc. Se excluyeron los precios rezagados en 2, 3 y 4 períodos por no tener ninguna significación en la ecuación. Los precios del mineral rezagados en uno y cinco períodos son los que mejor explican el comportamiento de las exportaciones en esos años. La ecuación presenta además un término constante positivo. Dado el test  $Z(\Phi_8)$ , rechazamos la hipótesis de que la suma de los coeficientes de los precios sea cero.

Por lo visto, los productores y comercializadores consideran, en la toma de decisiones, los precios presentes, del trimestre pasado y principalmente el del año anterior ha este trimestre. Por lo tanto, la estabilidad o inestabilidad en el nivel de precios influirá considerablemente en las decisiones de producción y/o demanda de mineros y comercializadores, y repercutirá también en su nivel de ingreso.

**Cuadro 11. Regresión del Comportamiento en Cantidades de Zinc  
Exportado por Bolivia frente a Precios Trimestrales**

Variable dependiente    LXZN = Log. cantidad exportada de zinc  
Variables independientes    LPZN = Log. precio real de zinc

De 1980 A 1989

Observaciones totales    35

R\*\*2                      0.662                      R\*\*2 Corregido            0.629

Durbin Watson        1.389

No.	Variable	Desfase	Coeficiente	Error típico	Estadis. T
0	Constante	0	11.46073	0.71025	16.13607
1	LPZN	0	0.27511	0.21666	1.26977
2	LPZN(-1)	1	0.46115	0.23274	1.98139
3	LPZN(-5)	5	0.61259	0.21065	2.90812
<hr/>					
Z( $\varphi_8$ )	44.1463				

Fuente: Elaborado en base a datos del Metal Statistics, Frankfurt Am Main y del Ministerio de Minería y Metalurgia de Bolivia.

Notas: <sup>a</sup> Promedio geométrico de las tasas de crecimiento de cinco años.

## **4. Análisis de Riesgo**

### **4.1 Riesgo en el Mercado de Zinc Boliviano**

Los cálculos de primas de riesgo de esta sección provienen de aplicaciones de las medidas propuestas por Newberry y Stiglitz (1981: pág. 63-65 y 69-74).

#### *Aversión al Riesgo*

El presente trabajo tomará como coeficiente de aversión relativa al riesgo el calculado por E. Sheriff (1991), el que, basado en una encuesta realizada a todas las empresas medianas (excepto una, por ser básicamente comercializadora) y alrededor del 10% de las empresas mineras chicas y cooperativizadas, establece la curva de utilidad de von Newmann-Morgenstern para el sector minero en Bolivia. Con ella determina el coeficiente de aversión relativa al riesgo de los productores mineros bolivianos.

En ese trabajo Sheriff determina, primero, que el productor minero boliviano es averso al riesgo, es decir que presenta una curva de utilidad cóncava y segundo que la aversión relativa al riesgo de la Minería Mediana es de 1,39 y el de la Minería Chica 1,27. Estas cifras son relativamente bajas si las comparamos con las de un trabajo reciente de Basch y Engel, que fijan la aversión relativa al riesgo (R) del sector minero en 3. Ellos se basan en que si las estimaciones de R para países desarrollados fluctúan entre 1 y 3, un país menos desarrollado será mucho más averso al riesgo.<sup>6</sup>

Si bien los resultados obtenidos por Sheriff son confiables dado el método de cálculo, es necesario hacer notar que no deja de existir la posibilidad de que haya subestimación.

---

<sup>6</sup> M. Basch y E. Engel (1992) "Mecanismos de Estabilización: el Caso Chileno". página 43.

### *La Prima por Riesgo*

Para la prima por riesgo se utilizó la siguiente ecuación:

$$(9) \quad \frac{\Phi}{\bar{Y}} - \% CV_Y^2 R$$

En el cálculo se trabajó con el coeficiente de variación del precio internacional de zinc, y se adoptó el coeficiente de aversión al riesgo de la Minería Mediana. Se consideraron, además de la totalidad de los años (1974-1990), dos períodos en cada caso: 1974-1985 y 1986-1990. Este último debido a que es en este período que el zinc adquiere más importancia en las exportaciones mineras del país. Los resultados se encuentran en el cuadro 12.

La prima por riesgo, medida como porcentaje del precio promedio del zinc en el primer período, es considerablemente menor a la del segundo. Esto quiere decir que en los primeros años del período de análisis los productores estaban dispuestos a pagar el 2.48% del precio medio del mineral con tal de estar libres del riesgo.<sup>7</sup> Sin embargo, en los años posteriores llegarían a sacrificar hasta el 4,88% del precio promedio recibido por su producto a fin de eliminar el riesgo. La última cifra es casi 100% mayor que la anterior, que quiere decir que la prima (costo) del riesgo se incrementa, reflejo del incremento en el riesgo que enfrentan los productores (la varianza del precio en esos años es mayor).

**Cuadro 12. Prima por Riesgo<sup>1</sup>**

Período	Precio Real
1974-1985	2.5
1986-1990	4.9
1974-1990	3.1

<sup>7</sup> Se debe tener en cuenta que hablamos de prima de riesgo como porcentaje del precio *promedio*.



Fuente: Elaboración propia.

Notas: <sup>1</sup> En porcentajes.

### *Riesgo*

Un inversionista cualquiera toma sus decisiones en función a la esperanza de los retornos que ofrece un activo  $i$  ( $E(Y_i)$ ) y la varianza del mismo activo ( $\sigma_i^2$ ). Una varianza mayor debe estar relacionada con un retorno esperado mayor.

Sin embargo, si bien la varianza es una medida aceptada, existen algunos activos para los cuales su uso no es completamente correcto. En este caso, por ejemplo, se encuentran las inversiones mineras, las que pueden presentar la misma tasa de retorno de un activo de mercado (media igual), pero tienen un riesgo mayor, debido a que los retornos que proporciona dependen de circunstancias de la naturaleza (varianza mayor).<sup>8</sup>

En esos casos es aconsejable el uso del coeficiente beta, que mide la sensibilidad del activo ante movimientos del mercado:

$$(10) \quad \beta_i = \frac{\beta_{im}}{\beta_m^2}$$

donde  $\sigma_{im}$  representa la varianza del activo en el mercado y  $\sigma_m^2$  es el cuadrado de la varianza de los activos de una cartera dada en el mercado.

En el cálculo del riesgo es posible adoptar los dos tipos de medidas, la varianza y el coeficiente  $\beta$ . Como ya mencionamos, este último es teóricamente más apropiado; sin embargo y debido a que no se tienen disponibles los datos necesarios para el cálculo de este último, se calculó únicamente la varianza. Se utilizó como unidad de variación al coeficiente de variación en porcentaje y no a la varianza misma.

Para medir el riesgo con la varianza del activo, se calcularon los coeficientes de variación de los precios internacionales del zinc, obteniendo el riesgo-precio. Los resultados se presentan en el cuadro 13.

---

<sup>8</sup> Estrictamente hablando, es correcta sólo en el caso de que los retornos tengan una distribución normal.

**Cuadro 13. Riesgo** <sup>1</sup>

Período	Precio Real <sup>2</sup>
1974-1985	18.9
1986-1990	26.5
1974-1990	21.1

Fuente: Elaboración propia.

Notas: <sup>1</sup> En porcentaje.

<sup>2</sup> Precio de EE.UU.

Dichos resultados indican que el riesgo-precio que enfrenta el sector minero productor de zinc en Bolivia es importante, ya que representa aproximadamente el 19% del precio promedio del mineral, en el primer período de análisis (en otras palabras, la variación porcentual promedio del precio a la media es del 19%). Esta cantidad es superior en el segundo período, aproximadamente 27%, lo que muestra que el riesgo-precio que enfrentó el sector durante esos años fue bastante grande.

## **5. Conclusiones**

En la actualidad, el zinc es el mineral con mayor volumen y valor de exportación de Bolivia. Su participación promedio de 1985 a 1990 en las exportaciones mineras alcanza a 21%, y en las exportaciones totales de mercancías a 8,6%. El principal sector productor durante la segunda mitad de la década de los ochenta, ha sido el de la Minería Mediana, que produce aproximadamente el 70% del total nacional; la producción del sector de Minería Chica es también importante, con el 5% del total. El zinc está contemplado en los proyectos de expansión de la llamada "nueva minería" y se prevé, en base a las inversiones en curso, una expansión muy considerable de los volúmenes de producción.

Nuestros análisis estadísticos y econométricos llevan a la conclusión de que los precios anuales de 1950 a 1989 siguen un proceso estacionario, autoregresivo de segundo orden, con constante y sin tendencia. Por otro lado, se pudo comprobar que los cambios transitorios son relativamente más importantes que los permanentes, lo que refuerza nuestra conclusión acerca de estacionaridad. Hay reversión a la media.

Contrariamente a lo que se obtiene con las series anuales, con los datos mensuales y trimestrales se concluye que las series siguen un proceso de recorrido aleatorio, sin constante y sin tendencia.

El precio real del zinc (tanto de Estados Unidos como de Londres) de 1900 a 1989, tiene un comportamiento diferente del que generaría una distribución normal. Pero, no se puede rechazar la hipótesis de normalidad para los precios de Estados Unidos en el subperíodo comprendido entre 1950 y 1989. La no normalidad aparece también en las mediciones de simetría y de kurtosis. La mayoría de los precios durante 1900-1989 están por encima de la media. También sus incrementos son más frecuentes que sus caídas. Se vio además que los saltos grandes en el nivel de precios fueron más frecuentes que los pequeños y los que predeciría una distribución normal.

Se pudo detectar una relación estadística positiva entre las exportaciones bolivianas de

zinc y sus precios internacionales, especialmente en los últimos años (1980-1989). Esto indicaría que los productores y comercializadores consideran los precios del trimestre pasado y de la misma época del año pasado (es decir, cuatro trimestres atrás) en el momento de tomar sus decisiones de explotación y venta.

El riesgo-precio que enfrenta el sector minero productor de zinc en el país es importante. Durante los años 1974 a 1985, sin embargo, es menor que en los años posteriores, de 1986 a 1990. La gran inestabilidad del nivel de precios durante los últimos años afecta al sector, incidiendo en la prima (costo) por riesgo del productor. En el período completo el monto de riesgo se encuentra, en relación a los otros dos períodos, en un nivel intermedio.

La prima por riesgo como porcentaje del precio promedio del zinc es del 2,48 para el período comprendido entre 1974 y 1985. En los años siguientes (1986-1990) se incrementa en aproximadamente 100%, hasta 4,88. Este incremento se debe al aumento en el riesgo precio del zinc. Dicho precio presenta una varianza mayor a la de los años precedentes

La gran inestabilidad en el nivel de precios del zinc, y también en su producción, afecta al productor minero de zinc, tanto en el caso de la Minería Mediana como de la Chica. Este efecto viene dado principalmente vía ingresos y a pesar de que, al parecer, dichos productores no lo incorporan específicamente en sus decisiones, no es despreciable, ya que le ocasiona costos. Este riesgo afecta más a los productores de la Minería Chica que a los de la Minería Mediana, y esta diferencia se presenta fundamentalmente por la diferencia en el volumen de producción de ambos sectores.

Dada la importancia del sector, pensamos que sería conveniente buscar algún o algunos instrumentos de cobertura, especialmente financieros, que permitan a los productores eliminar o al menos disminuir en algún grado el riesgo que enfrentan. Entre esos posibles mecanismos de estabilización se encuentran los mercados de futuros y a futuros (forwards), mercados de opciones, stocks especulativos, o el uso de fondos de estabilización macroeconómica y bonos ligados a algún producto primario, instrumentos que son propuestos por diversos autores como Morales et.al para Bolivia, Basch y Engel para Chile, Hausmann et.al para Venezuela y Valdez en Chile (1992).

## BIBLIOGRAFIA

Alonso, Javier. 1986. "Una Introducción a los Mercados de Opciones", Información Comercial Española, No.663, pp. 161-167.

Banco Mundial. 1984. Price Prospects for Major Primary Commodities. Vol. IV: Metals and Minerals. Banco Mundial.

Basch, Miguel y Eduardo Engel. "Shocks Transitorios y Mecanismos de Estabilización: El Caso Chileno". 1992. En Eduardo Engel y Patricio Meller, compiladores, Shocks Externos y Mecanismos de Estabilización CIEPLAN - Banco Interamericano de Desarrollo.

Binswanger, Hans P. "Attitudes Toward Risk: Experimental Measurement in Rural India". 1980. American Journal of Agricultural Economics Vol. 62, No. 3: 395-407. (agosto).

Bolivia. Banco Central. Boletín Estadístico. Varios Números. La Paz.

Bolivia. Código de Minería - Ley No. 1243. Gaceta Oficial. Abril de 1991.

Bolivia. Ministerio de Minería y Metalurgia. Boletín estadístico Minero Metalúrgico (anuales). 1974 - 1991.

Bolivia. Ministerio de Minería y Metalurgia. "Resumen de Empresas Descentralizadas con autonomía de Gestión Directa Dependientes de la Corporación Minera de Bolivia. D.S. 21377". Centro de Documentación e Informaciones.

Copeland, Thomas E. y J. Fred Weston. 1983. Financial Theory and Corporate Policy. University of California at Los Angeles. Segunda edición.

Dillon, John L. y Pasquale L. Scandizzo. "Risk Attitudes of Subsistence Farmers in Northeast Brasil: A Sampling Approach". 1978. American Journal of Agricultural Economics 60: 425-453. (agosto).

Hausmann, Ricardo, Andrew Powell y Roberto Rigobón. "Una Regla Optima de Gasto Ante Incertidumbre en el Ingreso del Petróleo (Venezuela)". 1992. En Eduardo Engel y Patricio Meller, compiladores, Shocks Externos y Mecanismos de Estabilización CIEPLAN - Banco Interamericano de Desarrollo.

Jordán, Rolando, Fernando Loayza y Ernesto Sherfff. 1992. Fluctuación de Ingresos de Exportación en la Industria Estañífera y Gasífera Boliviana: Efectos y Dinámica Centro de Estudios Minería y

Desarrollo (CEMYD). La Paz.

Junta del Acuerdo de Cartagena. 1988. Manual de Comercialización del Zinc. Minería y Metalurgia No.7 Lima, Perú.

Meneses, C.F. y D.L. Hanson. "On the Theory of Risk Aversion". 1970. International Economic Review Vol. 11, No. 3: 481-487. (octubre).

Metal Statistics. Frankfurt Am Main. Publicaciones anuales de 1946 a 1990.

Morales, Juan Antonio, Justo Espejo y Gonzalo Chávez. "Shocks Externos Transitorios y Políticas de Estabilización Para Bolivia". 1992. En Eduardo Engel y Patricio Meller, compiladores, Shocks Externos y Mecanismos de Estabilización CIEPLAN - Banco Interamericano de Desarrollo.

Morales, Juan Antonio y Justo Espejo. 1992. "Fluctuaciones de los Ingresos de Exportación y Estabilidad Macroeconómica". Universidad Católica Boliviana, Instituto de Investigaciones Socio-Económicas. Mimeo. (Mayo).

Newbery, David M. y Joseph E. Stiglitz. 1981. The Theory of Commodity Price Stabilization. A Study in the Economics of Risk. Oxford: Oxford University Press.

Oroza, Gonzalo. 1987. Perspectiva de la Corporación Minera de Bolivia en el Mercado Internacional de Minerales y Metales. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. Tercera parte (noviembre).

Palm, Franz y Arnold Zellner "Time Series Analysis and Simultaneous Equation Econometric Models". 1974. Journal of Econometrics, may.

Rothschild, Michael y Joseph Stiglitz. "Increasing Risk: I. A Definition". 1970. Journal of Economic Theory 2: 225-243.

Sheriff, Ernesto. 1991. Modelo Económico de Curvas Newmann Morgenstern para la Minería. Documento de Trabajo ESB/01/91. CEMYD, La Paz.

Stiglitz, Joseph. 1969. "Behavior Towards Risk with Many Commodities". Econometría Vol.37, No.4: 660-667. (octubre).

Varian, Hal R. 1987. Intermediate Microeconomics. University of Michigan. First Edition.

## ANEXO 1

**Cuadro 1a. Características Principales de los Precios Mensuales Reales del Zinc 1970.07 - 1990.06**

	USA	LME
<b>Precios</b>		
Coefficientes de Variación	0,2264	0,4686
Simetría	0,8685	2,9817
Kurtosis	2,7780	13,1480
Test de Normalidad de Jarque-Bera	30,6635	1385,4420
Probabilidad	0,0000	0,0000
<b>Tasas de Crecimiento<sup>a</sup></b>		
Coefficientes de Variación	16,4689	28,5961
Simetría	1,5377	-0,0034
Kurtosis	12,0700	5,3379
Test de Normalidad de Jarque-Bera	913,3994	54,4314
Probabilidad	0,0000	0,0000

Fuente: Datos de precios del Metal Statistics, Frankfurt Am Main, 1948-1990.

Notas: a. Computadas como diferencias intermensuales de los logaritmos de los precios.

**Cuadro 1b. Características Principales de los Precios Trimestrales Reales del Zinc 1970.3 - 1990.2**

	USA	LME
<b>Precios</b>		
Coefficientes de Variación	0,2247	0,4739
Simetría	0,8951	2,9789
Kurtosis	2,9668	12,9489
Test de Normalidad de Jarque-Bera	10,5536	442,6484
Probabilidad	0,0051	0,0000
<b>Tasas de Crecimiento<sup>a</sup></b>		
Coefficientes de Variación	11,6669	20,0927

Simetría	0,5311	-0,0112
Kurtosis	3,4230	4,3417
Test de Normalidad de Jarque-Bera	4,3028	5,9274
Probabilidad	0,1163	0,0516

Fuente: Datos de precios del Metal Statistics, Frankfurt Am Main, 1948-1990.

Notas: a. Computadas como diferencias interanuales de los logaritmos de los precios.

**Cuadro 2a. Test de Raíz Unitaria Para el Precio Mensual Real del Zinc**  
(en logaritmos) 1970.07 - 1990.06

	USA	LME	Valores críticos de MacKinnon
Estadística Dickey Fuller Aumentada			
Sin constante ni tendencia	0,4671	0,2205	
1%			-2,5729
5%			-1,9410
10%			-1,6164
Con constante	-2,0423	-2,0309	
1%			-3,4555
5%			-2,8727
10%			-2,5726
Con constante y tendencia	-2,0130	-2,0195	
1%			-3,9936
5%			-3,4276
10%			-3,1372

Fuente: Cálculos con datos de precios del Metal Statistics, Frankfurt Am Main.

Valores críticos de MacKinnon, Micro TSP versión 7.0

**Cuadro 2b. Test de Raíz Unitaria Para el Precio Trimestral Real del Zinc**  
(en logaritmos) 1970.3 - 1990.2

	USA	LME	Valores críticos de MacKinnon
Estadística Dickey Fuller Aumentada			
Sin constante ni tendencia	0,5861	0,1691	-2,5926
1%			-1,9444
5%			-1,6179
10%			
Con constante	-1,7155	-2,4597	
1%			-3,5153
5%			-2,8986
10%			-2,5863



Con constante y tendencia	-1,6606	-2,4757	
1%			-4,0787
5%			-3,4673
10%			-3,1601

Fuente: Cálculos con datos de precios del Metal Statistics, Frankfurt Am Main.

**Cuadro 3a. Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios de las Ecuaciones (5) y (6)<sup>a</sup>**

	USA	LME
<b>Ecuación (5)<sup>b</sup></b>		
Constante	0,0841	0,1033
$Y_{(t-1)}$	0,0220	-0,0276
$\Delta Y_{(t-1)}$	0,5025	0,2645
R2 ajustado	0,2433	0,0702
ML(1) <sup>c</sup>	0,7189	1,5238
ARCH(1) <sup>d</sup>	0,0073	23,6777
<b>Ecuación (6)<sup>b</sup></b>		
Constante	0,0692	0,1179
$Y_{(t-1)}$	-0,0217	-0,0282
$\Delta Y_{(t-1)}$	0,5000	0,2652
Tendencia	0,0000	0,0000
R2 ajustado	0,2407	0,0664
ML(1) <sup>c</sup>	0,7554	1,5477
ARCH(1) <sup>d</sup>	0,0023	23,7147

Fuente: Cálculos con datos de precios del Metal Statistics, Frankfurt Am Main.

Notas: a. Calculados con precios reales mensuales.

b. Calculado con 238 observaciones.

c. Test de Multiplicador de Lagrange para autocorrelación de primer orden.  
La cifra reportada es una estadística F.

d. Test de heteroscedasticidad autoregresiva condicional de primer orden.  
La cifra reportada es una estadística F.

**Cuadro 3b. Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios de las Ecuaciones (5) y (6)<sup>a</sup>**

	USA	LME
<b>Ecuación (5)<sup>b</sup></b>		
Constante	0,3236	0,4578
$Y_{(t-1)}$	-0,0840	-0,1226
$\Delta Y_{(t-1)}$	0,1989	0,2784
R2 ajustado	3,0342	0,0932
ML(1) <sup>c</sup>	0,0603	1,0558
ARCH(1) <sup>d</sup>	0,8499	2,8416
<b>Ecuación (6)<sup>b</sup></b>		
Constante	0,2517	0,5812
$Y_{(t-1)}$	-0,0812	-0,1280
$\Delta Y_{(t-1)}$	0,1960	0,2828
Tendencia	0,0002	-0,0003
R2 ajustado	0,0238	0,0831
ML(1) <sup>c</sup>	0,0375	1,1940
ARCH(1) <sup>d</sup>	0,8123	2,3169

Fuente: Cálculos con datos de precios del Metal Statistics, Frankfurt Am Main.

Notas: a. Calculados con precios reales trimestrales.

b. Calculado con 78 observaciones.

c. Test de Multiplicador de Lagrange para autocorrelación de primer orden.  
La cifra reportada es una estadística F.

d. Test de heteroscedasticidad autoregresiva condicional de primer orden.  
La cifra reportada es una estadística F.

**Cuadro 4a. Test sobre la Estimación de los Componentes Determinísticos (mensuales)<sup>a</sup>**

	USA	LME
Ecuación (5) $Z(\varphi_5)$	2,2568	2,1460
Ecuación (6) $Z(\varphi_6)$	1,5651	1,4370

Fuente: Cálculos con datos de precios del Metal Statistics, Frankfurt Am Main.

Notas: a. Cálculos basados en las fórmulas de Dickey y Fuller (1985).

Los valores críticos de Dickey y Fuller para una muestra de 250 al nivel de significación de 5% son 4,63 para  $Z(\varphi_5)$  y 4,75 para  $Z(\varphi_6)$ .

**Cuadro 4b. Test sobre la Estimación de los Componentes Determinísticos (trimestrales)<sup>a</sup>**

	USA	LME
Ecuación (5) $Z(\varphi_5)$	1,7088	1,1041
Ecuación (6) $Z(\varphi_6)$	1,1936	2,1070

Fuente: Cálculos con datos de precios del Metal Statistics, Frankfurt Am Main.

Notas: a. Cálculos basados en las fórmulas de Dickey y Fuller (1981).

Los valores críticos de Dickey y Fuller para una muestra de 100 al nivel de significación del 5% son 4,71 para  $Z(\varphi_5)$  y 4,88 para  $Z(\varphi_6)$ .

**Cuadro 5a. Variabilidad y Persistencia del Precio Real Mensual del Zinc**

	USA	LME
Cociente de Varianzas <sup>a</sup>		
Ventanas de:		
3 meses	1,7700	1,4160
6 meses	1,9810	1,7310
12 meses	1,9670	1,9380
18 meses	1,8190	1,6590

24 meses	1,6710	1,4080
AR(1)	0,9916	0,9794
AR(2)	0,9648	0,9471

Fuente: Cálculos con datos de precios del Metal Statistics, Frankfurt Am Main.

Notas: a. Ver texto para fórmula de cálculo.

**Cuadro 5b. Variabilidad y Persistencia del Precio Real Trimestral del Zinc**

	USA	LME
Cociente de Varianzas <sup>a</sup>		
Ventanas de:		
4 meses	1,1650	1,3420
8 meses	1,0020	0,9970
12 meses	1,9180	0,9050
16 meses	1,8230	0,7310
AR(1)	0,9374	0,9069
AR(2)	0,8302	0,7601

Fuente: Cálculos con datos de precios del Metal Statistics, Frankfurt Am Main.

Notas: a. Ver texto para fórmula de cálculo.

## **ANEXO 2**

### **LOS DATOS**

Los datos de precios para el zinc que se utilizaron en el trabajo provienen de las publicaciones anuales alemanas Metal Statistics (Frankfurt Am Main). Los precios utilizados de dichas publicaciones son los del London Metal Exchange (LME) y del Prime Western Zinc, East Saint Louis.

Los datos de volúmenes de exportación, producción e ingresos por exportación de zinc proceden de los Boletines Minero-Metalúrgicos del Ministerio de Minería y Metalurgia.

Se han obtenido los precios reales anuales deflactando los precios nominales por el Índice de Valor Unitario de las Manufacturas (MUV), elaborado por el Banco Mundial (véase Grilli y Yang (1988) y actualizaciones). Los precios mensuales y trimestrales fueron deflactados por el Índice de Precios al por Mayor de los Estados Unidos.