

COCHILCO

COMISIÓN CHILENA DEL COBRE
Dirección de Estudios

MODELO DE PROYECCIÓN TRIMESTRAL DEL PRECIO DEL COBRE EN EL ESCENARIO ACTUAL

DE/03/09

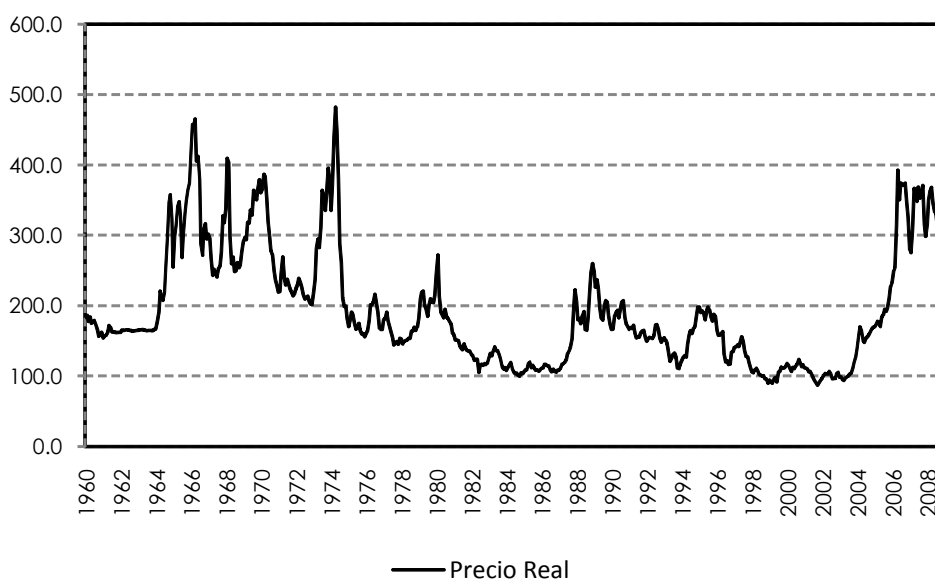
Registro de Propiedad Intelectual

© N°179046

1. Introducción

La fuerte contracción en la actividad de las principales economías del mundo ha llevado a un deterioro sistemático del precio de las materias primas y, el cobre no ha sido la excepción. En efecto, entre abril y diciembre de 2008, la libra de cobre perdió cerca del 65% de su valor, pasando de 393.94 centavos a 139.94 centavos de dólar¹. En términos reales², el precio actual³ del cobre es similar al promedio mostrado en 2004 y no muy superior al promedio exhibido entre 1986 y 1998 (Ver Figura N°1).

FIGURA N°1: EVOLUCIÓN PRECIO REAL DEL COBRE
Datos mensuales, período 1960 - 2008.
Base: diciembre de 2007=100.



Fuente : Elaboración Cochilco.

Históricamente, la actividad minera ha representado alrededor del 30% de las exportaciones totales, de éstas, más del 80% han estado constituidas por exportaciones de cobre. En el pasado, esto trajo consigo que el PIB chileno tuviera un marcado comportamiento procíclico al precio del commodity. Así, períodos de precios altos iban acompañados de fuertes expansiones del PIB, mientras que en los períodos de precios bajos, se observaba una aguda contracción. Esta dependencia ha disminuido en los últimos años, el fondo de estabilización en un principio y

¹ Promedios mensuales.

² Deflactado por el IPM all commodities, base 2007=100.

³ A diciembre de 2008.

luego, la regla de superávit estructural, han tenido un rol importante en este desacoplamiento. Sin embargo, el cobre ha seguido siendo nuestro principal producto de exportación: en 2006 y 2007 la participación de la minería del cobre representó más del 40% de las exportaciones totales. Lo anterior, se tradujo en una participación, en precios de ese año, del orden del 20% del PIB⁴.

TABLA N°1: PARTICIPACIÓN DEL COBRE EN LOS INGRESOS FISCALES
Período 1998 - 2007. En millones de pesos de cada año.

| Año | Ingresos Totales (*) | Cobre Bruto | Participación Cobre en Ingresos Fiscales (en %) | Participación Ingresos Cobre en el PIB (en %) |
|------|----------------------|-------------|---|---|
| 1998 | 8,429,357 | 148,935 | 1.8 | 0.4 |
| 1999 | 8,352,902 | 137,456 | 1.6 | 0.4 |
| 2000 | 9,624,606 | 375,615 | 3.9 | 0.9 |
| 2001 | 10,384,179 | 225,244 | 2.2 | 0.5 |
| 2002 | 10,768,902 | 215,608 | 2.0 | 0.5 |
| 2003 | 11,649,517 | 431,187 | 3.7 | 0.8 |
| 2004 | 13,913,791 | 1,764,099 | 12.7 | 3.0 |
| 2005 | 17,136,703 | 2,440,440 | 14.2 | 3.7 |
| 2006 | 21,561,295 | 4,431,123 | 20.6 | 5.7 |
| 2007 | 25,228,889 | 4,141,792 | 16.4 | 4.8 |

Fuente : Elaboración COCHILCO en base a datos de la Dirección de Presupuestos.

Nota : (*) Ingresos que afectan el patrimonio neto, no incluye transacciones en activos no financieros.

A partir de lo anterior, se desprende que la fuerte caída experimentada por el precio del cobre en los últimos meses de 2008 tiene consecuencias macroeconómicas importantes. Por una parte, está la disminución del valor en las exportaciones y el consecuente deterioro de la balanza comercial, por otra está el impacto sobre la recaudación fiscal. En efecto, en la última década, los ingresos brutos asociados al cobre⁵ han oscilado entre un 1.8% del total de los ingresos del fisco en 1999 y un 22.1% en 2006. Lo anterior se tradujo en que la importancia de los ingresos fiscales provenientes del cobre pasaron de representar un 0.4% del PIB a un 5.7% en el mismo período, vale decir, un crecimiento de 14.5 veces! (Tabla N°1). Sin embargo, según las últimas cifras publicadas por la Dirección de Presupuestos (Dipres) para la ejecución presupuestaria de 2008, éstas ya recogen los efectos de un menor precio del cobre, por cuanto señalan que los ingresos correspondientes a la tributación de la minería privada en el cuarto

⁴ 6% en términos reales.

⁵ Traspasos de Codelco al Fisco y por Ley N°13.196, ver Estadísticas de las Finanzas Públicas: 1998-2007, Dirección de Presupuestos, Ministerio de Hacienda, pág. 32.

trimestre bajaron un 68.7% respecto a igual período del año anterior y, en el año exhibieron un retroceso de 38.3% comparados con 2007. Por su parte, el aporte total de Codelco al Fisco (cobre bruto) en el cuarto trimestre cayó un 75.3%, mientras que la variación del año 2008 comparada con 2007, anotó una caída de 28.5% real.

No obstante, el impacto del cobre sobre la economía chilena va más allá de los factores macroeconómicos. La caída en el precio del último período, tiene también efectos relevantes a nivel de la firma individual, en la minería y en los sectores productivos no mineros. Así por ejemplo, de acuerdo a lo que señalan Engel & Valdés (2001), un aumento de 10% en el precio del commodity produce una desviación positiva en el PIB efectivo no minero respecto de su tendencia en aproximadamente un 0.5%.

En cuanto a la evolución del precio del commodity, entre enero y marzo de 2009, éste se ha ubicado en el rango 146-180 centavos de dólar por libra y existe alta incertidumbre respecto a su tendencia futura. El pronóstico de Cochilco para 2009 y 2010 es de 160 y 150 centavos de dólar, respectivamente, y se estima que los precios no repuntarán significativamente en el corto y mediano plazo.

Por consiguiente, resulta importante, reforzar la aproximación del comportamiento del precio en los próximos trimestres, como un insumo importante para las decisiones de la política pública y para los planes de inversión de las empresas mineras. Si bien, pronosticar el precio es un ejercicio que no está exento de errores, establecer escenarios alternativos realistas acota y reduce ese margen.

El objetivo de este trabajo es proponer un modelo para pronosticar el precio promedio trimestral del cobre, basado en un conjunto de determinantes (variables fundamentales y accesorias) que tradicionalmente han sido utilizadas en trabajos previos para hacer pronósticos y evaluar su capacidad predictiva para horizontes de 1, 4 y 8 trimestres. La evaluación se realiza fuera de muestra y se comienza comparando con simples modelos de series de tiempo, los que basados únicamente en el comportamiento pasado de la serie de precios, son utilizados para generar pronósticos. Luego, una segunda especificación recoge la información que contiene el balance (producción y consumo) del mercado del cobre. Es necesario precisar, que esta metodología es sólo una entre varias disponibles para aproximarse a la proyección del precio del cobre. Las estimaciones que entrega periódicamente la Comisión Chilena del Cobre son una síntesis que considera también otras herramientas y otros modelos econométricos.

Este trabajo se ha organizado en cinco secciones. Luego de esta introducción, la segunda sección presenta un marco teórico reducido que sustenta la modelación y el trabajo empírico. En la tercera parte se describen los datos y las fuentes utilizadas. La cuarta sección está destinada al análisis y presentación de los resultados y, se compara el desempeño de este modelo con algunas especificaciones alternativas. En la quinta sección se construyen los mejores pronósticos para el precio del cobre, en virtud de los datos disponibles. Finalmente, en la sexta sección se entregan las conclusiones.

2. Marco Teórico⁶

En el análisis siguiente se comienza asumiendo que el mercado del cobre es competitivo. Este es un supuesto bastante común y probablemente realista del verdadero comportamiento de los agentes que operan en el mercado del cobre, sobretodo, cuando en este documento estamos considerando relaciones agregadas para la determinación del precio.

Se supone también, la existencia de dos países o bloques, un país industrializado que actúa como importador del commodity y otro, menos desarrollado, cuyo crecimiento económico está basado en la exportación de éste.

La demanda por commodities es usualmente formulada como una demanda por insumos, los que son utilizados para la elaboración de bienes manufacturados (Borensztein & Reinhart, 1994). En este modelo, se asume que el país o bloque industrializado, viene dado por el grupo de países de la OECD. Por simplicidad, se asume que la tecnología imperante en este grupo de países es del tipo Cobb-Douglas. Por el principio de la dualidad de Shephard la función de costos correspondiente a esa tecnología sería de la forma:

$$C(q, p, \omega) = qA(p \times E)^{\alpha} \Omega \quad (1)$$

donde q representa el nivel de producción de este bloque o grupo de países, p es el precio real del cobre expresado como el cociente entre el precio nominal y el índice de precios al productor (IPM), E es el tipo de cambio real del dólar americano, A es una constante y Ω

⁶ Esta sección se basa en Borensztein & Reinhart, 1994.

expresa la contribución de otros insumos a los costos de producción y, viene dado por el producto de las funciones de sus precios reales:

$$\Omega = \prod \omega_i^{\beta_i} \quad (2)$$

donde ω_i , con $i = 1, \dots, n$ representa precios reales al productor de todos los otros insumos y factores utilizados en la producción. Así, la demanda por cobre de este grupo de países industrializados viene dada por:

$$D(q, p, \omega) = qA\alpha p^{\alpha-1} \alpha E^{\alpha-1} \Omega \quad (3)$$

Por el lado de la oferta, vamos asumir que un agregado de países en vías de desarrollo produce y exportan cobre. Para simplificar, se asume que la oferta de cobre es función de los inventarios del commodity. En este sentido, la evidencia y el análisis económico señalan que el nivel de los inventarios está directamente relacionado con la oferta relativa de cobre: períodos de altos precios y oferta relativamente escasa, se caracterizan por desacumulación y bajos niveles de inventarios, facilitando al programa de entregas y evitando el desabastecimiento (Pindyck, 1990), mientras que períodos de precios bajos y oferta relativamente abundante, se caracterizan por acumulación de inventarios, contribuyendo a evitar cierres de proyectos y reducciones en producción.

De esta forma, la función de oferta viene dada por:

$$S(p, N) = f(p, N) \quad (4)$$

donde p es el precio real del cobre y N son los inventarios o stocks mantenidos.

La condición de equilibrio y vaciado de mercados establece que:

$$\text{Oferta (S)} = \text{Demanda (D)} \quad (5)$$

Si las ecuaciones (3) y (4) son especificadas en forma lineal, la forma reducida para la ecuación de precio del cobre puede ser expresada como⁷:

$$\log p = K + \frac{1}{1-\alpha} \log IPI - \log E - \frac{1}{1-\alpha} \log N \quad (9)$$

Donde K agrupa los parámetros constantes y los términos de los otros factores de producción (Ω), $\log IPI$ representa el nivel agregado de producción del grupo de países importadores ($\ln q$), e IPI corresponde al índice de producción industrial; N representa los inventarios de cobre.

No obstante, para la estimación econométrica es necesario hacer algunos ajustes, ya que en el corto plazo es probable que el ajuste instantáneo de los precios, ante cambios en la oferta-demanda, no se observe realmente, por lo que es fundamental considerar la posibilidad de la existencia de costos de ajuste en el camino hacia el equilibrio (e.g. manejo y control de inventarios, dificultad de ajuste automático de la producción, existencia de contratos de mediano y largo plazo, etc.). Esto se puede hacer asumiendo un mecanismo de ajuste parcial para el cambio en los precios (Grilli & Yang, 1981):

$$p_t - p_{t-1} = \phi(p_t^E - p_{t-1}) \quad \text{con } 0 < \phi < 1 \quad (10)$$

De esta forma, la ecuación (Modelo básico) a estimar es la siguiente:

$$\log p_t = \beta_0 + \beta_1 \log p_{t-1} + \beta_2 \log IPI_t + \beta_3 \log E_t + \beta_4 \log N_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

con $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, ruido blanco.

3. Descripción de los Datos y Fuentes utilizadas

Desde la base de datos de COCHILCO se obtiene la serie de precio del cobre medido en dólares americanos, la que se deflacta por el índice de precios al por mayor para todos los commodities (*IPM all commodities*), que se obtiene de la base de datos de la U.S. Bureau of Labor Statistics (BLS) producción.

⁷ Ver Anexo 1.

La serie relativa a la actividad económica mundial corresponde a la producción industrial de los siete países más desarrollados según la OECD (G-7)⁸. Esta variable tradicionalmente se ha utilizado en la literatura para explicar el comportamiento del precio de los commodities. (Ver Dornbusch et al, 1985; Gilbert, 1989; Borensztein & Reinhart, 1990; Phillips & Swiston, 2002; De Gregorio et al, 2005, entre otros), ya que mejores condiciones macroeconómicas de los países desarrollados sugieren un aumento en la producción de bienes manufacturados y por tanto un aumento en la demanda por cobre. Se espera que esta variable tenga signo positivo. Por otro lado, el fuerte crecimiento exhibido por China en la última década y el mayor rol que ha adquirido como consumidor de materias primas -entre ellas cobre-, ha impactado positivamente en su precio, pero este efecto ha sido significativo sólo a partir del año 2000 (Lehman et al). Sin embargo, la imposibilidad de contar con una serie larga de datos de producción industrial o manufacturera para China justifica la inclusión de una variable dummy a partir del año 2000 para medir, precisamente el efecto del gigante asiático en el mercado del cobre.

El tipo de cambio real es otro de los determinantes clásicos utilizados en la determinación del precio del cobre por el lado de la demanda (Ver Ridler & Yandle, 1972; Dornbusch et al, 1985; Gilbert, 1989; Borensztein & Reinhart, 1990; Sjaastad & Scacciavillani, 1996; Phillips & Swiston, 2002; De Gregorio et al, 2005; Cerda, 2005; entre otros). La intuición que hay detrás de su inclusión, es que para commodities que se transan en mercados organizados – como es el caso del cobre -, la depreciación del dólar en los mercados mundiales llevará a que el precio del cobre expresado en la moneda estadounidense disminuya, con lo que se expandirá la demanda mundial y, dada una oferta relativamente inelástica, el único camino que permitiría retornar al equilibrio es por medio de un aumento en el precio real del cobre, *ceteris paribus*. Por su parte, si lo que se observa es una apreciación del dólar en los mercados mundiales, se producirá el caso contrario llevando a una caída en el precio real del cobre. De esta forma, se espera que esta variable tenga signo negativo.

Como aproximación del tipo de cambio (E), se utiliza el índice de tipo de cambio real multilateral de Estados Unidos (*Major currency index*). Esta serie considera en su construcción a los siete principales socios comerciales de Estados Unidos respecto del dólar estadounidense⁹. Como las monedas que forman parte de este índice se transan en general en mercados

⁸ Estados Unidos, Japón, Alemania, Francia, Reino Unido, Italia y Canadá.

⁹ Las monedas que se incluyen en el índice son el euro, el dólar canadiense, el yen, la libra, el franco suizo, el dólar australiano y la corona sueca.

bastante líquidos, esta variable puede ser considerada como una medida de la presión del mercado financiero sobre el dólar. La fuente utilizada es a base de datos de la U.S. Federal Reserve.

La serie de inventarios (N) utilizada en este trabajo, viene representada por los stocks de cobre disponibles en la Bolsa de Metales de Londres al final de cada trimestre. Esta serie se obtiene desde la base de datos de COCHILCO y se complementa con la información proveniente del World Metal Statistics. Se espera que esta variable tenga signo negativo.

Las series de consumo (C) y producción (Q) de cobre se obtienen de la base de datos de COCHILCO.

Se utilizan datos con frecuencia trimestral entre 1970:I y 2008:III. Todas las series se trabajan en logaritmos.

En la Tabla N°2 se presenta las estadísticas descriptivas de la series utilizadas. También se incorpora los diferenciales de tasas de interés entre Bonos del Tesoro de Estados Unidos (Treasury Bill) a distintos plazos. Esta variable se utilizó en la regresión y resultó significativa y con el signo esperado; sin embargo, en la evaluación fuera de muestra es bastante inestable mostrando sucesivos cambios de signo y niveles de significancia escasos, en particular para el período 1993-1998.

Se puede observar que el precio nominal promedio del cobre se ubica levemente por sobre los 100 centavos de dólar/libra, con un máximo trimestral de 383.0 centavos y un mínimo de 46.2 centavos. En moneda de diciembre de 2007, el promedio se sitúa en 177.7 centavos de dólar/libra, el máximo en 437.7 centavos y el mínimo en 90.6 centavos de dólar/libra. En cuanto a los niveles de inventarios, se desprende la importancia relativa de la Bolsa de Metales de Londres, que mantiene un promedio de 274.7 mil toneladas de cobre refinado, más del doble de lo exhibido por COMEX y casi 6 veces el promedio de Shanghai. En lo que se refiera al balance propiamente tal, se aprecia que, en promedio, tanto el consumo como la producción se han ubicado en torno a las 2.600 mil toneladas de cobre refinado y que esta última ha sido levemente superior al consumo en aproximadamente 10 mil toneladas. Por último, resalta también la no normalidad de la mayoría de las series analizadas, destacando el exceso de curtosis de la serie de precio nominal del cobre, lo que se refleja en un elevado estadístico Jarque-Bera (465.74).

TABLA N°2: ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA MERCADO DEL COBRE
Período 1970:I - 2008:III

| | N° Obs. | Media | Mediana | Máximo | Mínimo | Desv. Estándar | Skewness | Curtosis | Jarque-Bera |
|--------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|----------------|----------|----------|-------------|
| Precio Nominal del Cobre | 155 | 103.5 | 79.6 | 383.0 | 46.2 | 68.67 | 2.64 | 9.65 | 465.74 |
| Precio Real del Cobre | 155 | 177.7 | 160.8 | 437.3 | 90.6 | 74.96 | 1.35 | 4.34 | 58.88 |
| Inventarios en Bolsa | | | | | | | | | |
| LME | 155 | 274.7 | 182.8 | 948.4 | 9.9 | 224.90 | 1.14 | 3.39 | 34.65 |
| COMEX | 147 | 103.8 | 70.5 | 599.6 | 4.1 | 105.02 | 1.54 | 5.80 | 106.13 |
| Shanghai | 24 | 53.6 | 51.7 | 120.8 | 16.1 | 29.73 | 0.63 | 2.46 | 1.88 (*) |
| Consumo Mundial | 155 | 2,644.7 | 2,227.5 | 4,739.4 | 1,490.4 | 905.11 | 0.00 | 0.00 | 0.02 |
| Producción Mundial | 155 | 2,654.7 | 2,226.5 | 4,689.6 | 1,452.5 | 907.44 | 0.00 | 0.00 | 0.02 |
| Tipo de cambio real | 155 | 117.8 | 114.6 | 158.3 | 96.0 | 14.27 | 0.70 | 2.61 | 13.49 |
| Producción Industrial | 155 | 70.8 | 72.4 | 100.0 | 43.5 | 16.75 | 0.11 | 1.77 | 10.15 |
| Spread13 | 155 | 0.6 | 0.5 | 2.5 | -0.3 | 0.43 | 0.90 | 4.83 | 42.65 |
| Spread101 | 155 | 1.0 | 1.1 | 3.2 | -1.9 | 1.13 | -0.25 | 2.70 | 2.17 (*) |
| Spread103 | 155 | 1.6 | 1.7 | 3.8 | -1.4 | 1.26 | -0.40 | 2.38 | 6.65 |

Fuente : Elaboración Cochilco.

Nota : (*) No se puede rechazar la hipótesis de no normalidad al 5% de confianza.

4. Resultados

Para la estimación se utiliza OLS corregido por HAC de acuerdo a lo sugerido por Newey & West (1987). Con esto se ajusta por autocorrelación, evitando una subestimación de la desviación estándar.

En la Tabla N°3 se entregan los resultados de la estimación econométrica. A partir del modelo básico se estiman 4 especificaciones. Las dos primeras consideran el logaritmo de la producción industrial de los países de la OECD; mientras, que las dos últimas el logaritmo del componente cíclico de ésta¹⁰. La intuición que hay detrás de esta especificación, es que cuando la producción industrial se ubica por sobre su tendencia, deberíamos esperar una mayor presión para que el precio del cobre aumentara, mientras que cuando se encuentra por debajo, las presiones deberían ser en la dirección opuesta. Adicionalmente, los modelos (b) y (d), incorporan la dummy que mide el efecto de China a partir del año 2000.

¹⁰ Se extrae utilizando el filtro de Hodrick & Prescott.

Los resultados muestran que el indicador de la actividad económica mundial (i.e. producción industrial) exhibe resultados dispares. En los modelos (a) y (d) si bien el signo es el esperado, el coeficiente asociado no resulta significativo. Por su parte, en el modelo (b) resulta significativo, pero el parámetro exhibe el signo contrario. Este resultado extraño se explica simplemente porque la variable observada no es equivalente a la que realmente se desea medir, pues se hace evidente la ausencia de datos para China. De esta forma, la especificación seleccionada, es la que entrega el modelo (c). Así, una desviación de 1% de la producción industrial respecto a su tendencia, *ceteris paribus*, tiene un efecto de 0.57% en el precio del cobre de corto plazo. En el largo plazo¹¹, la capacidad de respuesta del precio del cobre es de 4.43%.

El tipo de cambio muestra un coeficiente negativo tal como se esperaba; además, resulta significativo al 95% de confianza en todas las especificaciones. La elasticidad precio-tipo de cambio de corto plazo es de -0.20 y la de largo plazo de -1.55.

Los inventarios también resultan significativos y con el signo esperado. Un cambio de 1% en los stocks de cobre impactan un 0.03% en el precio del cobre de corto plazo y en 0.27% en el largo plazo. Aunque la intuición indica que la elasticidad precio respecto a los stocks debiera ser no constante. De modo que si éstos fueran grandes, sería esperable que el comportamiento del precio fuera menos sensible (inelástico) que a niveles más bajos. En efecto, cuando el modelo se corre con los stocks al cuadrado (para cuantificar el efecto de altos inventarios), la elasticidad de corto plazo disminuye a -0.017%, mientras que la de largo plazo a -0.13%.

Por último, la variable del precio rezagado del cobre es también altamente significativa. El valor del coeficiente (0.85) indica un ajuste gradual de los precios trimestrales a sus valores de equilibrio. En la última columna de la Tabla N°3, se muestra la persistencia medida como la vida media de los shocks¹², es decir, el tiempo (en trimestres) que demora un shock en disiparse a la mitad. En este caso, se encuentra que un shock demora en torno a 5 trimestres (un año y medio) en revertirse.

¹¹ Ver Anexo N°2.

¹² La persistencia es medida como la vida media de los shocks, esto es $\ln(1/2)/\ln(a)$, donde a es el parámetro autorregresivo del precio.

TABLA N°3: RESULTADOS DE LAS REGRESIONES

Método de estimación: OLS con corrección HAC. Período 1970:I - 2008:III

| Modelo | Constante | p(t-1) | Producción Industrial (IPI) | Ciclo Producción Industrial (IPICIC) | Tipo de Cambio (E) | Inventarios (N) | dumchina | R ² Ajustado | Error St. de la Regresión | Durbin-Watson stat | Persistencia (en trimestres) |
|--------|------------------------|------------------------|--------------------------------|---|-------------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|---------------------------|--------------------|---------------------------------|
| (a) | 1.313960 (0.566061) | 0.879458 (0.040477) | 0.030387 (0.053671) | (**) | -0.183567 (0.081432) | -0.041868 (0.01426) | | 0.91413 | 0.11 | 1.52925 | 5.4 |
| (b) | 3.015887 (0.792061) | 0.826542 (0.043365) | -0.148476 (0.070952) | | -0.363773 (0.092274) | -0.048913 (0.016585) | 0.111601 (0.03557) | 0.91922 | 0.11 | 1.54745 | 3.6 |
| (c) | 1.459657 (0.446667) | 0.870067 (0.040025) | | 0.575748 (0.399391) | (*) | -0.201371 (0.076162) | | 0.91521 | 0.11 | 1.52996 | 5.0 |
| (d) | 1.54978 (0.483262) | 0.863967 (0.038784) | | 0.528610 (0.452718) | (**) | -0.209606 (0.078835) | 0.05001 (0.015473) | 0.91786 | 0.11 | 1.58053 | 4.7 |

Fuente : Elaboración Cochilco.

Nota : (*) No significativo al 10%. (**) No significativo al 20%.

Entonces, los resultados de la estimación muestran una serie de características positivas. Las variables utilizadas en la estimación resultan significativas y con el signo correcto (modelo c), además, el error estándar de la regresión es bastante acotado (11%). Sin embargo, una evaluación correcta de su comportamiento se consigue comparando sus habilidades predictivas con uno o varios modelos alternativos. La forma lógica y más simple de evaluación del desempeño es comparándolo con especificaciones basadas simplemente en series de tiempo. Por ejemplo, Engel & Valdés (2001) comparan la capacidad predictiva de mediano plazo de un conjunto de especificaciones basadas en series cronológicas para el precio del cobre. Concluyen que los dos modelos con mejor capacidad predictiva son el camino aleatorio y el proceso autorregresivo de primer orden. También concluyen que los modelos basados en series de tiempo entregan mejores predicciones que los modelos econométricos.

En la evaluación de la capacidad predictiva de nuestro modelo, se evalúa fuera de muestra sus resultados y se compara con 3 especificaciones alternativas:

Modelo (a): AR(1)

Modelo (b): (ARMA(1,1)

Modelo (c): modelo basado en el balance de mercado:

$$\log p_t = \delta_0 + \delta_1 \log p_{t-1} + \delta_2 \log \text{Cons}_t + \delta_3 \log \text{Prod}_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

donde Cons representa el consumo mundial de cobre refinado y Prod la producción mundial. δ_0 , δ_1 , δ_2 , δ_3 , son los parámetros a estimar.

Luego, estas mismas especificaciones se simulan para una muestra rodante entre 1995:I – 2008:III. El criterio de comparación es el error cuadrático medio (ECM).

En la Tabla N°4 se muestran los resultados de la estimación. Se desprende el elevado poder de significancia de los modelos sólo en series de tiempo, pues exhiben un coeficiente de determinación superior a 85%. El modelo basado en el balance de mercado destaca por sus parámetros robustos y significativos y con el signo en la dirección esperada y correcta. Las tres especificaciones alternativas arrojan errores estándar superiores a 11%.

TABLA N°4: RESULTADOS DE LAS REGRESIONES ALTERNATIVAS

Método de estimación: OLS con corrección HAC. Período 1970:I - 1994:IV

| Modelo | Constante | p(t-1) | Consumo (Cons) | Producción (Prod) | MA(1) | R ² | R ² Ajustado | Error St. de la Regresión | Durbin-Watson stat |
|--------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------------|-----------------------|----------------|-------------------------|------------------------------|-----------------------|
| (a) | 0.045358 (0.026497) | 0.902695 (0.055301) | | | | 0.86451 | 0.86312 | 0.11702 | 1.57006 |
| (b) | 0.06022 (0.03029) | 0.875738 (0.059757) | | | 0.233712 (0.08954) | 0.87113 | 0.86844 | 0.11472 | 1.97903 |
| (c) | -2.992026 (1.20837) | 0.904159 (0.050137) | 0.455267 (0.15561) | -0.246133 (*) (0.154193) | | 0.88005 | 0.87627 | 0.11126 | 1.75859 |

Fuente : Elaboración Cochilco.

Nota : (*) No significativo al 10%.

TABLA N°5: RESULTADOS DE LA EVALUACIÓN FUERA DE MUESTRA

Error cuadrático medio para 1 y 4 trimestres. Período 1995:I - 2008:III

| Horizonte | Modelo AR(1) | Modelo ARMA(1,1) | Modelo Balance | Modelo Básico | Modelo Básico(*) |
|--------------|--------------|------------------|----------------|---------------|------------------|
| 1 trimestre | 0.17258514 | 0.171495886 | 0.157782063 | 0.16199189 | 0.179629344 |
| 4 Trimestres | 0.241994097 | 0.243459526 | 0.227752021 | 0.21550359 | 0.243995048 |
| 8 Trimestres | 0.312743142 | 0.317012785 | 0.306741549 | 0.25781577 | 0.302126610 |

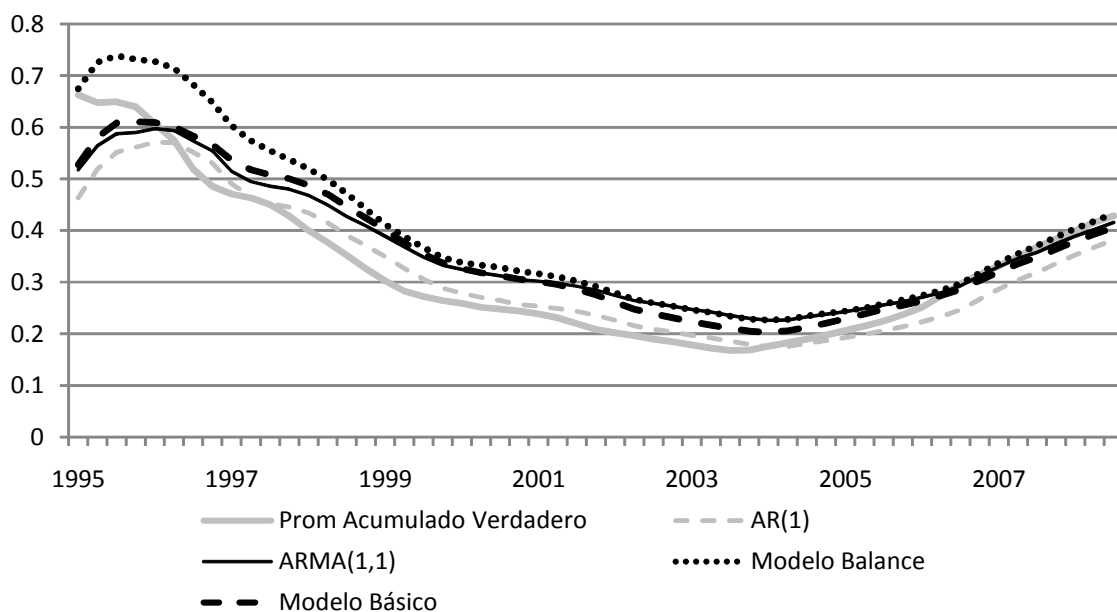
Fuente : Elaboración Cochilco.

Nota : (*) Se corre el modelo básico pero proyectando las variables pertinentes.

La Tabla N°5 reporta para horizontes de 1, 4 y 8 trimestres, los errores cuadráticos medio de cada especificación y que permiten comparar la eficiencia de nuestro modelo versus las modelaciones alternativas. Cuando se toman los parámetros verdaderos, los resultados indican que para horizontes de 1 trimestre nuestro modelo es superado por el modelo que considera como variables explicativas el balance del mercado del cobre. Sin embargo, para horizontes de 4 y 8 trimestres (1 y 2 años), el modelo básico basado en fundamentos macroeconómicos y que incluye conceptos de demanda y oferta, supera a las especificaciones alternativas basadas sólo en información cronológica o en los fundamentos de mercado (balance). El margen se amplía a medida que aumenta el horizonte de evaluación.

Sin embargo, cuando se proyectan las variables exógenas (i.e. producción industrial, inventarios y tipo de cambio), el modelo básico es derrotado por especificaciones más simples como son las modelaciones basadas en series cronológicas del tipo AR(p) y ARMA(p,q) e incluso por aquella basada en el balance de mercado. No obstante ello, nuestro modelo se comporta mejor para estimaciones de 8 trimestres, superando por un pequeño margen a las estimaciones basadas en los fundamentos de mercado (0.302 vs. 0.306) y levemente superior que los modelos de series de tiempo (0.302 vs. 0.312 y 0.317).

FIGURA N°3: COMPORTAMIENTO DE LAS ESTIMACIONES
Promedios Acumulados. Período 1995:I - 2008:III



Fuente : Elaboración Cochilco.

En la Figura N°3 se entrega el comportamiento gráfico de las proyecciones. Se observa que el modelo basado en el balance de mercado tiende a sobrestimar el precio efectivo durante casi todo el período de evaluación, y sólo converge a sus valores verdaderos a partir de los últimos trimestres de 2006. Los modelos basados en series de tiempo (AR y ARMA) comienzan subestimando el precio efectivo, al igual que el modelo básico, pero este último lo hace en una menor magnitud. A partir de 2001, el modelo basado en el balance de mercado y la especificación ARMA(1,1) tienden a moverse de forma simultánea. El modelo básico, por su parte, entre 1996 y 2001 tiende a sobrestimar el precio verdadero por sobre el desempeño del AR(1), aunque converge más rápido a los precios efectivos. A partir de 2005 tiende a subestimar el precio verdadero.

5. Simulaciones y Proyecciones

Para la simulación del precio del cobre para el período 2009:I – 2010:IV se considera el modelo (c) que no incluye la dummy para China. El escenario base considera, para las cifras de la producción industrial, los pronósticos trimestrales para los países del G-7 entregados por el Consensus Forecast de marzo de 2009, ponderados según PIB. Adicionalmente, se trabaja con tres escenarios alternativos: el primer escenario de acuerdo a la evolución del PGB de los países del G-7 y, los dos últimos en función de los valores máximos y mínimos de la variación esperada para la producción industrial de los países de la serie del escenario base.

Para los inventarios, se asume la siguiente ecuación de comportamiento:

$$\log N_t = \gamma_0 + \gamma_1 \log N_{t-1} + \gamma_2 \log IPI_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

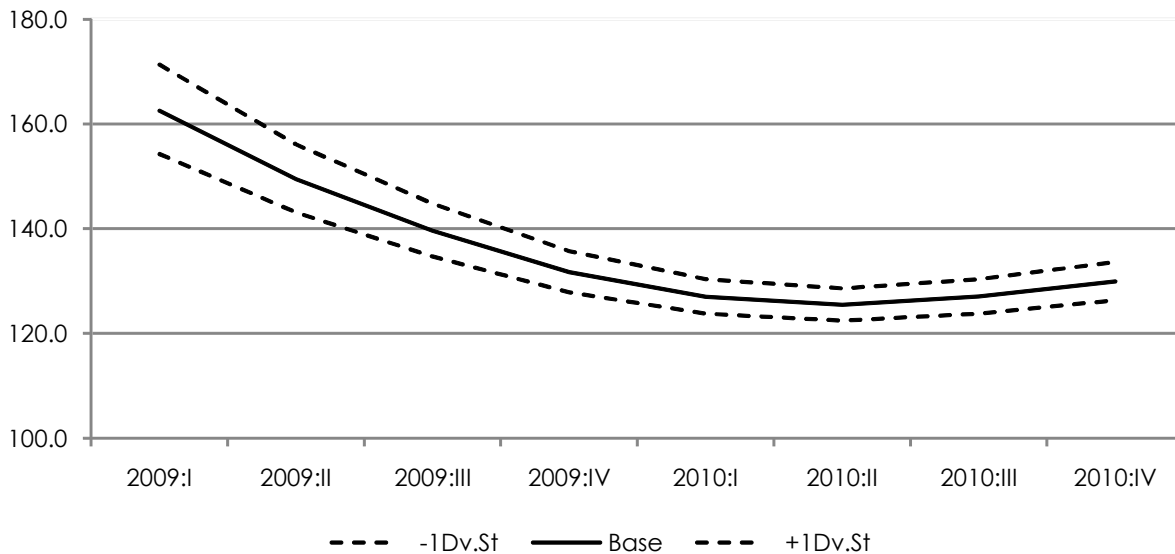
donde N representa los stocks e IPI la producción industrial, γ_0 , γ_1 , γ_2 , son los parámetros a estimar. Para la producción industrial, se utiliza el log del componente cíclico del índice de producción industrial de los países de la OECD.

La evolución del tipo de cambio real, se estima a través de un modelo cronológico del tipo ARMA(1,3).

En la Figura N°4 se muestra el comportamiento de la estimación base. La tendencia indica una caída del precio real del cobre desde los 167 centavos de dólar/libra hasta el rango de los

130/125 centavos, alcanzando un mínimo el segundo trimestre de 2010 aunque para el próximo año se observa un comportamiento bastante plano en el precio, la que se mantendría desde el cuatro trimestre de 2009. Asimismo, la tendencia indica un repunte en el precio sólo a partir del cuarto trimestre de 2010.

FIGURA N°4: COMPORTAMIENTO DEL PRONÓSTICO BASE
Período 2009:I - 2010:IV. Valores en moneda real de diciembre de 2007.



Fuente : Elaboración Cochilco.

En la Tabla N°6 se entrega el comportamiento de las estimaciones alternativas junto al escenario base. Todas indican una estabilización del precio durante 2010 en torno a los 130/140 centavos de dólar por libra en términos reales, luego de una caída paulatina durante todo 2009. El valor piso, de acuerdo a lo que se desprende del escenario base y del escenario alternativo 2 (Sc2) que considera como referencia los valores máximos de la producción industrial, se alcanzaría entre el cuarto trimestre de 2009 y el segundo trimestre de 2010. Aunque, los escenarios alternativos 1 (Sc 1) y 3 (Sc3), también señalan una estabilización del precio en torno a los 130/140 centavos de dólar por libra y sugieren una leve caída del precio en el cuarto trimestre de 2010, que sería el piso.

TABLA N°6: PRONÓSTICO DE PRECIO DEL COBRE
 Período 2009:I - 2010:IV.
 En centavos de dólar/libra real. Diciembre de
 2007=100.

| Año | Base | Sc 1 | Sc 2 | Sc 3 |
|----------|-------|-------|-------|-------|
| 2009:I | 162.6 | 167.4 | 169.1 | 166.2 |
| 2009:II | 149.5 | 158.8 | 161.2 | 157.5 |
| 2009:III | 139.7 | 150.2 | 151.9 | 149.9 |
| 2009:IV | 131.7 | 134.3 | 134.0 | 137.8 |
| 2010:I | 127.0 | 136.0 | 139.7 | 133.9 |
| 2010:II | 125.5 | 138.3 | 145.5 | 131.7 |
| 2010:III | 127.0 | 139.9 | 150.0 | 130.4 |
| 2010:IV | 129.9 | 133.2 | 144.1 | 124.8 |

Fuente: Elaboración Cochilco.

En cuanto a los promedios anuales en moneda de cada año para el precio del cobre, el modelo indica que éstos se situarían -de acuerdo los supuestos realizados-, en torno a los 153.4 – 162.2 centavos de dólar/libra con un valor promedio de 159.3, centrado en 160.8 centavos para 2009 y entre 135.8 – 154.5 centavos de dólar/libra con un promedio de 143.8, centrado en 142.5 centavos de dólar/libra en 2010 (Tabla N°7).

TABLA N°7: PROMEDIOS ANUALES
 Valores nominales en moneda de cada año.

| Año | Base | Sc 1 | Sc 2 | Sc 3 | Mediana | Promedio |
|------|-------|-------|-------|-------|---------|----------|
| 2009 | 153.4 | 160.7 | 162.2 | 160.8 | 160.8 | 159.3 |
| 2010 | 135.8 | 146.0 | 154.5 | 138.9 | 142.5 | 143.8 |

Fuente: Elaboración Cochilco.

6. Conclusiones

Del análisis previo se desprende la importancia de la producción industrial, de los inventarios y del tipo de cambio en la determinación del precio del cobre. El modelo elegido se comporta mejor que estimaciones basadas en serie de tiempo y aquellas basadas en el balance de

mercado (consumo/producción). El criterio de evaluación fue el error cuadrático medio para una muestra rodante entre 1995:I y 2008:III.

Por otro lado, vuelve a quedar plasmada la importancia de contar con buenos datos de producción industrial para China, ya que al incluir una dummy al modelo básico ésta resulta positiva y significativa.

En cuanto a las proyecciones para el precio del cobre, el modelo muestra un deterioro paulatino del precio durante 2009, transitando desde los 162.6 centavos de dólar/libra en el primer trimestre a los 131.7 centavos de dólar/libra en el cuarto trimestre. Para 2010 el modelo recoge muy bien el mejoramiento en la producción industrial, lo que se refleja en una estabilización del precio real del cobre en torno a los 135-140 centavos de dólar/libra exhibiendo un repunte a partir del cuarto trimestre del próximo año. Con estos datos, el precio nominal del cobre se ubicaría entre los 153-160 y los 136-155 centavos de dólar/libra entre 2009 y 2010, respectivamente.

Con todo, es necesario precisar, que esta metodología es sólo una entre varias disponibles para aproximarse a la proyección del precio del cobre. Las estimaciones que entrega periódicamente la Comisión Chilena del Cobre son una síntesis que considera también otras herramientas y otros modelos econométricos.

Por último, como posible extensión del trabajo, se propone evaluar el impacto de algunas variables, tales como la producción industrial de la OECD y de China, tipo de cambio, tasa de interés, spread de tasas e inventarios sobre el precio del cobre. Se propone realizar un VAR teórico simple para medir dichos impulsos-respuesta. Por último, en virtud de la disponibilidad de datos de China, se sugiere datos trimestrales entre 1998:I y 2008:IV, a fin de captar el mayor impulso de la economía China a partir del año 2000 y cuantificar el impacto futuro sobre los precios de los actuales planes fiscales del gigante asiático.

7. BIBLIOGRAFÍA

Borensztein, E. & C. Reinhart, "The Macroeconomic Determinants of Commodity Prices", IMF Staff Papers, Vol. 41 N°2, junio de 1994.

Cashin P. & P. McDermott, "The Long-Run Behavior of Commodity Prices: Small Trends and Big Variability", IMF Staff Papers, Vol. 49 N°2, junio de 2002.

Cerda, R. "Market Power and Primary Commodity Prices: The Case of Copper", Documento de Trabajo N°282, Departamento de Economía PUC, enero de 2005.

De Gregorio, J., H. González & F. Jaque, "Fluctuaciones del dólar, Precio del cobre y Términos de Intercambio", Documento de Trabajo N°310, Banco Central de Chile, Febrero de 2005.

Dornbusch, R., W. Branson & W. Cline, "Policy and Performance Links between LDC Debtors and Industrial Nations", Brooking Papers on Economic activity, Vol. 1985 N°2, 1985.

Engel, E. & R. Valdés, "Prediciendo el precio del cobre: ¿Más allá del camino aleatorio?", en Dilemas y Debates en torno al Cobre, Meller (ed), Dolmen Ediciones, 2002.

Grilli, E. & M. Yang, "Real and Monetary Determinants of Non-Oil Primary Commodity Price Movements", Division Working Paper N°1981-6, The World Bank, Diciembre de 1981.

Lehman, S., D. Moreno y P. Jaramillo, "China, precios de commodities y desempeño de América Latina: Algunos hechos estilizados", Documento de Trabajo N°424, Banco Central de Chile, Agosto de 2007.

Newey, W. & K. West, "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", NBER Technical Working Paper Series, N°55, Abril de 1986.

Phillips, S. & A. Swiston, "Forecasting Copper Prices in the Chilean Context", en Chile: Selected Issues, IMF Country Report N°02/163, 2002.

Pindyck, R. "Inventories and the Short Run Dynamics of Commodity Prices", NBER Working Paper N°W3295, marzo de 1990.

Ridler, D. & C. Yandle, "A Simplified Method for Analyzing the Effects of Exchange Rate Changes on Exports of a Primary Commodity", IMF Staff Papers, Vol. 19 N°3, 1972.

Sjaastad, L- & F. Scacciavillani, "The Price of Gold and the Exchange Rate", Journal of International Money and Finance, Vol. 15 N°6, 1996.

ANEXO N°1

Tenemos que:

$$S = \log N$$

$$D = \log q + \log A + \log \alpha + (\alpha - 1)\log p + (\alpha - 1)\log E + \log \Omega$$

Igualando $S = D$, llegamos a:

$$\log N = \log Q + \log A + \log \alpha + (\alpha - 1)\log p + \log \alpha + (\alpha - 1)\log E + \log \Omega$$

$$\log N = \log q + \log A + 2\log \alpha - (1 - \alpha)\log p - (1 - \alpha)\log E + \log \Omega$$

$$(1 - \alpha)\log p = \log q + \log A + 2\log \alpha - (1 - \alpha)\log E - \log N + \log \Omega$$

Despejando $\log p$:

$$\log p = K + \frac{1}{1 - \alpha}\log q - \log E - \frac{1}{1 - \alpha}\log N$$

$$\text{donde } K = \frac{1}{1 - \alpha}(\log A + 2\log \alpha + \log \Omega)$$

ANEXO N°2

Para el cálculo de las elasticidades de corto plazo, basta establecer el supuesto clásico del “*ceteris paribus*” y ver cómo reacciona el precio del cobre a cambios en las variables analizadas.

Para el largo plazo, el análisis es un poco más complejo, pues la existencia de un coeficiente rezagado en el precio afecta las variables contemporáneas. Así, si la serie tendiera a infinito, el valor de la elasticidad se podría aproximar a la siguiente expresión:

$$\frac{\partial \ln p}{\partial \ln X} = \delta_x \times (1 + \delta_1 + \delta_1^2 + \delta_1^3 + \delta_1^4 + \dots + \delta_1^n)$$

En general, si en la ecuación anterior $|\delta_1| < 1$, entonces la serie geométrica convergerá a:

$$\frac{\partial \ln p}{\partial \ln X} = \delta_x \times \left(\frac{1}{1 - \delta_1} \right)$$

donde δ_x es el coeficiente asociado a la variable independiente y δ_1 el coeficiente del precio rezagado.

Documento elaborado en la Dirección de Estudios por:

Patricio Pérez Oportus
Economista
Comisión Chilena del Cobre