

DESALINEAMIENTO DEL PRECIO DEL COBRE: 2002-2009*

MISALIGNMENT OF COPPER PRICE: 2002-2009

EDUARDO LOPEZ E.

Banco Central de Chile

LORENA PALOMEQUE S.

Universidad Alberto Hurtado

Abstract

This paper analyzes copper price behavior during 2002-2009 while incorporating the role of fundamentals in its determination. The main conclusion is that fluctuations in the dollar, global demand and revisions to expectations about future prices are the main factors behind copper prices during that period. Purely financial factors seem to have a statistically significant impact only in the short term.

Keywords: Price of Copper, Global Demand, Error Correction Models.

JEL Classification: G15, Q11, Q30.

Resumen

Este trabajo estudia el comportamiento del precio del cobre para el período 2002-2009, incorporando el rol de los fundamentales en su determinación. Del análisis de la contribución relativa de los factores que explican las fluctuaciones del precio del cobre, se concluye que las fluctuaciones del dólar, de la demanda global y las revisiones de expectativas respecto de los precios futuros son los principales factores detrás de los movimientos

* Agradecemos los comentarios de Carlos García, Víctor Riquelme, Sergio Lehmann, Alfredo Pistelli y Felipe Jaque a versiones preliminares de este trabajo. Cualquier error remanente es responsabilidad exclusiva de los autores. Correspondencia a elopez@bcentral.cl, lorena.palomeque@gmail.com.

del precio. Los factores puramente financieros parecen tener un impacto estadísticamente significativo especialmente en el corto plazo.

Palabras Clave: *Precio del cobre, demanda global, modelos de corrección de errores.*

Clasificación JEL: *G15, Q11, Q30.*

I. INTRODUCCION

Durante la segunda mitad del 2008 y en línea con la crisis financiera que se desarrolló a partir de la quiebra de *Lehman Brothers*, la actividad mundial registró una fuerte contracción, ligada a una caída importante de la demanda global. Ello afectó de manera sincronizada a distintos mercados internacionales. El mercado de materias primas no fue la excepción. Al contrario, los principales sectores que lo componen (i.e. energía, metales y agricultura), jugaron un rol importante a partir del inesperado cambio observado en los precios y la incertidumbre generada en los mercados internacionales. Por ejemplo, la caída en los precios de cobre y petróleo WTI observada entre julio y diciembre del 2008 fueron del orden de 69% y 78%, respectivamente. Esto puede observarse también, a nivel agregado, en el comportamiento de los índices de metales, energía y productos agrícolas en el Gráfico 1.1. Este ajuste de precios reabrió la discusión respecto de si los precios durante periodos previos se encontraban o no alineados en relación a sus fundamentales.

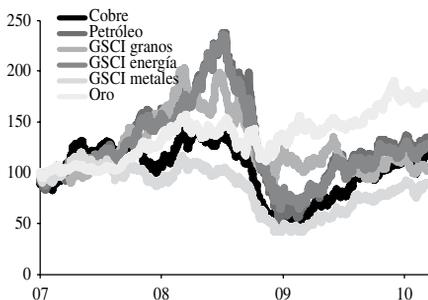
Entre los principales elementos representativos de los fundamentales de materias primas, se encuentran los inventarios. En el Gráfico 1.2 podemos observar la evolución del ratio de inventarios a un indicador de demanda para el caso del cobre,¹ la cual resulta interesante debido a la relación negativa que presenta en periodos donde el precio muestra alzas significativas. Sin embargo, en el último tramo, el ratio se mantiene relativamente estable a pesar de observarse un fuerte incremento en el precio del metal. A su vez, podemos mencionar el efecto que tuvo la incursión de China en el comercio internacional, y sus efectos en el mercado del cobre a partir del año 2003 y de manera significativa en los últimos años. En efecto, tal como lo mencionan Lehmann, Moreno y Jaramillo (2007), en las últimas dos décadas, la economía China ha pasado de ser principalmente agrícola y poco integrada al resto del mundo, a ser un actor central en el desarrollo económico global. Con una tasa de crecimiento promedio en torno al 10% en los últimos años, se sitúa como principal país consumidor de una amplia gama de *commodities*. Este “efecto China”, tiene una relación significativa

¹ En este caso, se usaron inventarios totales en Bolsa, los cuales son un agregado de los inventarios en la Bolsa de Metales de Londres, Comex y Shanghai; así como también un índice de producción industrial ponderado por la participación de los principales países consumidores de cobre refinado.

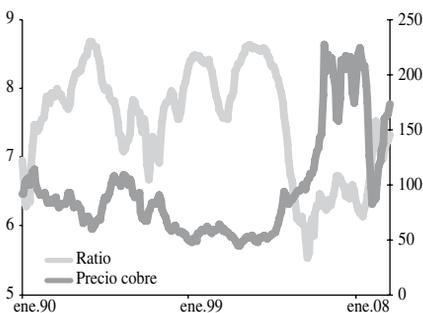
con la evolución de precios de productos básicos observada en el último periodo, y de manera especial en el caso del cobre y otros metales.²

GRAFICO 1

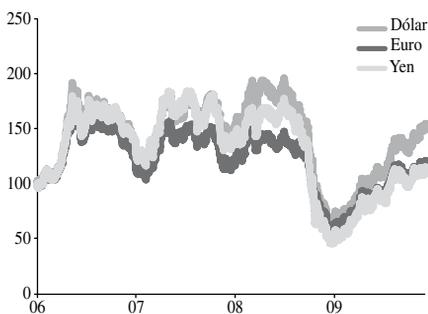
1.1. INDICES AGREGADOS DE PRODUCTOS BASICOS
(índice 02/01/2006=100)



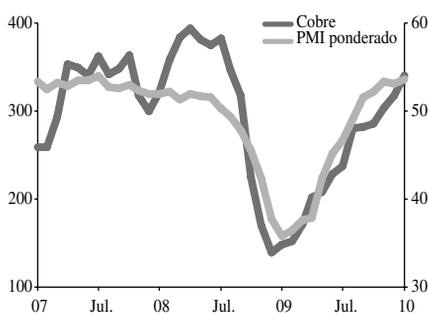
1.2. RATIO DE INVENTARIOS A INDICADOR DE DEMANDA Y PRECIO REAL DE COBRE
(ratio; precio real)



1.3. PRECIO DEL COBRE EN DISTINTAS MONEDAS
(índice 02/01/2006=100)



1.4. ENCUESTA DE EXPECTATIVAS A PRODUCTORES Y PRECIO DEL COBRE
(centavos de dólar la libra; índice ponderado)



Fuente: Bloomberg.

² Según Lehmann *et al.* (2007), durante el periodo 2003-2006, entre el 15 y el 30% de las alzas de precios se podrían asociar a la mayor demanda de China.

Basado en hechos estilizados del escenario internacional relevante para la economía chilena (García *et al.*, 2006), se dice que la actividad de países industrializados adelanta movimientos en el precio del cobre, mientras que la economía china presenta una alta correlación contemporánea con el mismo. Por otro lado, el tipo de cambio real de EE.UU. precedería el precio de este producto básico. El dólar ha sido un elemento ampliamente debatido en la literatura, como determinante de los precios de productos básicos. Como puede observarse en el Gráfico 1.3., durante el periodo 2006-2009, el precio del cobre exhibe una particular brecha al medirse en dólares estadounidenses, respecto de medirlo en otras monedas, especialmente en el último año. En este sentido, de acuerdo con De Gregorio, González y Jaque (2005), en el largo plazo, una depreciación real del dólar de 10% genera un aumento de 18% en el precio real del cobre.

Por otro lado, detrás de la evolución de precios observada en el último periodo, también se distinguen elementos que son más bien relacionados a las expectativas de mercado, o de origen financiero. Estos últimos cobran relevancia al considerar el progresivo interés en los *commodities* como activos de clase, dentro de portafolios estándares de inversión. Ello está relacionado con el desarrollo que los mercados de derivados y futuros tuvieron en los últimos años.³ En el Gráfico 1.4. se puede observar la evolución de la encuesta de confianza empresarial de los principales países consumidores de cobre y su relación cercana con el precio.⁴

El objetivo de este trabajo es identificar los principales factores detrás de los movimientos en los precios, y la medida en que ellos han explicado estas fluctuaciones, distinguiendo específicamente el rol de los fundamentales en la determinación de los precios.⁵ Con ese fin, en la Sección II se describe y se estima un marco simple para el análisis de las fluctuaciones del precio del cobre. En la Sección III se identifica la importancia relativa de los factores en las fluctuaciones recientes del precio del cobre y se mide su desalineamiento respecto de los fundamentales. En la Sección IV se presentan las principales conclusiones.

II. MARCO ANALITICO PARA EL DESALINEAMIENTO DEL PRECIO DEL COBRE

Un análisis interesante dentro del marco analítico puede ser la evaluación de los desalineamientos de precios a través de lo que se conoce como burbujas financieras.

³ Jaramillo y Selaive (2006) analizan la importancia de la actividad especulativa en el mercado del cobre, concluyendo que el dinamismo de la demanda por materias primas, junto a respuestas moderadas de oferta, dieron como resultado un escenario de estrechez, con un déficit en los mercados físicos observado en los últimos años, lo cual daría luz de una reacción de los precios a sus fundamentales. No obstante, este análisis explica trayectorias de mediano y largo plazo de los precios, y no necesariamente, fluctuaciones de frecuencia más alta.

⁴ Encuesta de confianza empresarial a diciembre de 2009, ponderada por participación de los principales consumidores de cobre (adelantada en un periodo).

⁵ López y Riquelme (2010) profundizan este trabajo para incluir en el análisis el comportamiento del precio del petróleo durante el episodio bajo estudio.

Como indica Hunter *et al.* (2005) aun a pesar de la evidencia que documenta las ganancias y pérdidas asociadas con dichas burbujas, actualmente existe poco consenso con respecto a las causas, características y comportamiento de las mismas. En términos generales, las burbujas se refieren a precios de activos que exceden el valor fundamental del mismo, debido a que los dueños actuales creen que podrán revender el activo a un precio aún más alto en el futuro (Brunnermeier, 2008; Scheinkman y Xiong, 2003). Una burbuja especulativa, a menudo es identificada en retrospectiva, es decir, a partir de una dramática y repentina caída de los precios, los cuales pueden llegar incluso a niveles por debajo del precio fundamental.⁶ Según Brunnermeier (2008), las burbujas están típicamente asociadas con incrementos dramáticos del precio del activo, seguidas por un colapso del mismo. Esto es, las burbujas surgen si el precio excede el valor fundamental del activo, y esto puede ocurrir si los inversionistas mantienen el activo porque creen que podrán venderlo a un precio aun mayor. Esto provoca una espiral de alzas continua y alejada de toda base fundamental, hasta el punto en el que la burbuja ‘estalla’.⁷ Una de las explicaciones para ello, se debe principalmente a una venta masiva del activo en un momento en el que ya existen pocos compradores dispuestos a adquirirlo.

La idea básica detrás de una burbuja racional, es que existe otra expresión matemática para P_t , la cual satisface la ecuación de Euler,⁸ y se expresa de la siguiente manera:

$$P_t = P_t^f + B_t \quad (1)$$

Por lo tanto, el actual precio de mercado P_t se desvía de su valor fundamental P_t^f , por un monto de burbuja racional B_t . Si B_t es grande, relativo a su valor fundamental,⁹ entonces los precios actuales se pueden desviar sustancialmente de dicho valor. En este caso, la burbuja, si existe, es asumida exógena al modelo fundamental.

Para identificar y/o medir el desalineamiento de un precio respecto de sus fundamentales, se requiere modelar previamente el comportamiento de los mercados de productos primarios bajo expectativas racionales.¹⁰ De acuerdo a estudios relacionados,

⁶ Existen varios ejemplos históricos de dichos episodios, como el de la ‘tulipamania holandesa’ o la burbuja inmobiliaria en Japón en los años ‘90, entre otros. Más recientemente, se encuentra el caso de los precios de acciones de Internet que alcanzaron niveles sin precedentes hasta antes de marzo del 2000, para después caer en más de 75% para finales del mismo año.

⁷ Este efecto es conocido como “*crash*”, y surge una vez alcanzado el precio máximo del episodio.

⁸ Luego de resolverse bajo expectativas racionales, a través de una sustitución repetida hacia adelante (i.e. *forward*), hasta alcanzar la valoración racional del precio del *commodity*. Se puede ver el desarrollo general de la derivación de la ecuación de Euler, en el Anexo III.

⁹ Donde $P_t^f = \sum_{i=1}^{\infty} \delta^i E_t F_{t+i}$ y F representa una matriz de elementos fundamentales, los cuales de acuerdo a la formulación tradicional de la ecuación de Euler, determinarían gran parte de la evolución del precio del cobre.

¹⁰ La hipótesis de expectativas racionales que plantea Muth (1961) –aunque fue aplicada originalmente para un estudio del mercado agrícola– es considerada uno de los lineamientos básicos para modelar precios de *commodities*. En este sentido, al aplicar la hipótesis de expectativas racionales a las relaciones de producción y consumo, el autor sugiere que estas cantidades dependen de rezagos de las expectativas de precios, en

Lord (1991), por ejemplo, desarrolla un modelo para *commodities* en el que caracteriza el Proceso Generador de Datos, representando las variables cointegradas en la función de demanda a través de un mecanismo de corrección de errores. Lo hace generando las expectativas de precios en la relación de inventarios a partir de un proceso de expectativas racionales. Gilbert (1995), por su parte, encuentra una expresión que representa a los fundamentales de mercado. A partir de ello permite que tanto el precio como los inventarios puedan ser escritos en términos de dicha expresión, reflejando el balance entre oferta y demanda de mercado. Esto difiere de otros estudios (i.e. Ghosh *et al.*, 1987; Trivedi, 1990, entre otros), en los cuales las estimaciones del precio y los inventarios están sujetas a restricciones que interactúan, en lugar de asumir a una de ellas como no informativa. Por su parte, Pieroni y Ricciarelli (2005) derivan un proceso de Corrección de Errores para el precio y la ecuación de inventarios, capturando la información delineada en el modelo estructural (especificado en Gilbert, 1995). A su vez, Perali y Pieroni (2003) realizan una especificación similar para el mercado del maíz en Estados Unidos.

A continuación, se plantea la formulación de un modelo estilizado para la determinación de los fundamentales del precio del cobre, siguiendo la metodología especificada en Gilbert (1995) y Lord (1991). En este sentido, de acuerdo a López y Riquelme (2010), en el presente trabajo se define un sistema de ecuaciones de consumo (c), una función de oferta que caracteriza la producción del metal (q); inventarios (s), así como una identidad de “clareo de mercado” –para cerrar el modelo–, como se muestra a continuación:¹¹

$$c_t = \alpha_0 - \alpha_1 p_t + \alpha_2 y_t - \alpha_3 e_t + \mu_t \quad (2)$$

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 p_t - \beta_2 x_t + v_t \quad (3)$$

$$s_t - c_{t-1} = \eta_0 + \eta_1 [E_t p_{t+1} - p_t] + \omega_t \quad (4)$$

$$q_t + s_{t-1} = c_t + s_t \quad (5)$$

De acuerdo a este sistema de ecuaciones, se deriva la forma reducida para el precio de equilibrio de largo plazo:

$$p_t = \lambda F_t + \eta_1 \lambda E_t p_{t+1} + v \quad (6)$$

lugar de los precios como tal. Otro enfoque adoptado para modelar la hipótesis de expectativas racionales es el propuesto por McCallum (1976), que considera la aplicación de variables instrumentales.

¹¹ Donde el consumo del cobre depende inversamente del precio real, y directamente de la producción industrial global (y). De acuerdo con De Gregorio *et al.* (2005), el impacto del dólar multilateral (e) opera a través de su relación inversa con el consumo. Los volúmenes de producción, en la ecuación (2), dependen directamente del precio e inversamente de los costos de producción (x). Finalmente el modelo asume que la demanda por inventarios (s) se relaciona con los niveles de consumo y con el costo de oportunidad esperado de mantener *stocks*. Finalmente, μ , v , ω son perturbaciones estocásticas que siguen un proceso de ruido blanco, con media cero y varianza constante.

Donde: $F_t = \phi_0 + \alpha_2 y_t - \alpha_3 e_t + \beta_2 x_t - (s_{t-1} - c_{t-1})$

$$\lambda = (\alpha_1 + \beta_1 + \eta_1)^{-1} \quad ; \quad \phi_0 = \alpha_0 + \beta_0 + \eta_0$$

Con todo, la ecuación de largo plazo derivada para los fundamentales, sigue la siguiente estructura:

$$p_t^* = \lambda_1 \cdot \text{rinv}_t + \lambda_2 \cdot e_t + \lambda_3 \cdot y_t + \lambda_4 \cdot x_t + v_t = F \quad (7)$$

Esta ecuación es de significativa importancia, debido a que en función de ella, se estimará empíricamente el desalineamiento que tuvo el precio del cobre en toda la muestra, y especialmente en el último periodo. De los parámetros implícitos en (7), se deriva la siguiente ecuación, la cual considera los shocks de corto plazo y el efecto de la convergencia hacia el equilibrio de largo plazo:

$$\Delta p_t = \mu + \sum_{k=1}^{m_1} \phi_k \Delta p_{t-k} + \sum_{k=0}^{m_2} \theta_k \Delta z_{t-k} + \sum_{k=0}^{m_3} \theta_k \Delta w_{t-k} + \psi \text{ecm}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

La ecuación (8) considera variables adicionales a las incluidas en (7), debido particularmente a sus efectos en el corto plazo. Dichas variables, resumidas en “w”, miden efectos de origen financiero tales como el apetito por riesgo de los inversionistas, y los ajustes de expectativas de mercado de acuerdo a las perspectivas del precio futuro.

Para el caso del cobre, se utilizaron datos trimestrales de precios transados en la Bolsa de Metales de Londres (BML), cubriendo el período 2000.I a 2009.IV. El precio real (p) corresponde a los valores transados diariamente en la BML, deflactados por el índice de precios al productor (IPP) de Estados Unidos. El indicador de demanda global (y), es medido como el promedio ponderado del índice de producción industrial, de los cinco principales países consumidores de cobre, y donde los ponderadores se calculan a partir de la información de la demanda anual, en los años respectivos. El nivel de inventarios de cobre corresponde a la suma de los inventarios en las bolsas de Nueva York (COMEX), Shanghai (SHX), y Londres (BML), mientras la variable utilizada para capturar los efectos cambiarios, es un indicador de tipo de cambio real multilateral de Estados Unidos.

A continuación se reportan los resultados de la estimación de los parámetros clave, que determinan la medición de los fundamentales, considerando las variables de la ecuación de largo plazo descritas en (7). Para ello, se consideró una estimación estándar de MCO; la implementación del test de Johansen (1996); así como lo propuesto por Stock y Watson (1993); y Pesaran, Shin y Smith (2001).¹² De los resultados

¹² Los resultados se reportan en el Anexo I.

se puede concluir que los datos son robustos a la metodología implementada. De todas ellas, se elige el enfoque propuesto por Pesaran *et al.* (2001) como representativo para nuestro análisis. El principal motivo para elegirlo radica en que –a diferencia de los demás enfoques– éste nos permite testear la existencia de una relación como la de interés, independientemente del grado de integración de sus variables, lo cual puede ser particularmente relevante en el caso de muestras pequeñas.¹³ A su vez, es necesario mencionar que, basado en tests de estacionariedad estándares, no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en todas las series de fundamentales, a niveles convencionales de significancia. Lo cual nos permite testear la posibilidad de una relación de cointegración entre ellas y el precio del cobre.¹⁴

TABLA 1

ECUACION DE COINTEGRACION
variable dependiente: log(precio real)

	COBRE	
	coef	p-value*
ratio stocks (-1)	-0,204	0,86
dólar	-0,873	0,00
demanda global	0,277	0,14
costos	0,707	0,00

MODELO DE CORRECCION DE ERRORES
variable dependiente: Δ Log(precio real)

	rez	COBRE			
		General		Reducido	
		coef	p-value	coef	p-value
Δ log(precio real)	-1	0,41	0,06		
	-2				
Δ log(ratio stocks)	-1				
	-2				
Δ log(dólar)	0	2,01	0,00	-1,28	0,01
Δ log(dda global)	0	0,51	0,14	1,14	0,02
	-1	0,10	-1,78		
	-2	0,60	-1,59		

¹³ De acuerdo a los resultados expuestos en el Anexo II, se puede observar que este enfoque es a su vez preferible, en términos de estabilidad y correlación serial de los residuos.

¹⁴ Un detalle de las estimaciones se muestra en el Anexo II. La trayectoria de las mismas con respecto a la evolución del precio real del cobre, se presenta en el Anexo IV.

$\Delta\log(\text{costos})$	0	9,98	0,00	0,43	0,02
	-1	-0,17	0,02		
	-2	0,00	0,00		
	-3	0,54	0,01		
$\Delta\log(\text{tasa})$	0	70,04	-1,70	6,20	0,02
	-1	1,87	0,00		
$\Delta\log(\text{VIX})$	0	0,00	0,00	-0,11	0,06
	-1	0,00	0,00		
	-2	0,00	0,00		
	-3	0,00	0,00		
	-4				
$\Delta\log(E_t P_t)$	0	0,00	0,00	0,36	0,00
	-1	0,00	0,00		
	-2	0,00	0,00		
	-3	0,00	0,00	0,15	0,01
mce(-1)		-1,56	0,01	-0,18	0,00

TEST DE DIAGNOSTICO DE RESIDUOS

R ² Corregido	0,64		0,69	
	Correlación Serial ^a	1,79	0,15	1,28
Heterocedasticidad ^b	0,88	0,61	0,76	0,64
Normalidad ^c	4,23	0,12	3,12	0,21
Especificación ^d	1,50	0,23	2,07	0,14

* Calculados según test de Wald para la significancia del parámetro de largo plazo.

^a Según test LM de Breusch-Godfrey, con 4 rezagos.

^b Según test Breusch-Pagan-Godfrey.

^c Según test Jarque-Bera.

^d Según test de Ramsey, con 2 términos.

La especificación final fue elegida a partir de una estrategia de reducción desde lo general a lo particular, siendo la especificación resultante parsimoniosa y estable. Se destaca la baja longitud de los rezagos contenidos en cada caso, la coherencia y significancia de los signos esperados *a priori* para los coeficientes asociados al índice de dólar, de los ratios de inventarios y de los términos de corrección de error. Es interesante notar además el rol de las revisiones de las expectativas de precio para el promedio del año siguiente, las cuales se incluyen en la ecuación de corto plazo; algo similar ocurre respecto a la variable asociada a la aversión al riesgo, que afecta negativamente en la dinámica de corto plazo, acorde a lo indicado anteriormente.

No obstante a que la formulación de un modelo adecuado para el comportamiento de los precios de fundamentales es un requisito previo para verificar la existencia de

burbujas especulativas, en general los *test* diseñados en la literatura se caracterizan por su bajo poder predictivo,¹⁵ y porque la mayor parte de ellos han sido aplicados para precios de acciones y viviendas.¹⁶ No obstante, a manera de ejercicio previo, hemos aplicado el test desarrollado por West (1987),¹⁷ quien propone un test que verifica la hipótesis de “no existencia de burbuja” en todo el periodo muestral, mediante la aplicación de un test de Hausman para restricción de coeficientes. Dicho test determina si las diferencias son sistemáticas y significativas entre dos estimaciones,¹⁸ y se calculó tanto para el periodo 1992:II al 2009:IV, desde donde se tiene la disponibilidad de datos, como del 2002:I al 2009:IV, que es el periodo en cuestión. En ambos casos no es posible rechazar la hipótesis nula de igualdad, al 95% de confianza (3,84 en tablas), por lo que la hipótesis nula, de diferencias no sistemáticas, se cumple. Ello, en este caso en particular, indicaría que empíricamente no hay evidencia concluyente de la presencia de una burbuja especulativa en el mercado del cobre en los periodos analizados.

Sin embargo, para observar y cuantificar el desalineamiento del precio respecto a sus fundamentales (definición estándar de burbuja) se decidió aplicar un conjunto amplio de enfoques, a partir de los cuales se verifica la relación entre los fundamentales descritos en (7) y el precio efectivo.

III. MIDIENDO EL DESALINEAMIENTO RECIENTE DEL PRECIO DEL COBRE

El modelo estimado es útil para responder dos preguntas interesantes. En primer lugar, determinar qué factores fueron claves en la explicación del comportamiento alcista del precio del cobre durante el periodo 2002-2008 y sus posteriores fluctuaciones hasta fines del 2009. Una segunda pregunta interesante se refiere a identificar y estimar el grado de desalineamiento del precio respecto de sus fundamentales durante dicho período. En relación con esto último, se aplica el test propuesto por West (1987) para verificar la existencia de una burbuja especulativa en el mercado del cobre.¹⁹

Para abordar la primera pregunta se ha subdividido el periodo en tres: 2002.II-2008.II, 2008.III-2009.I, y 2009.II-2009.IV. El primer subperiodo se caracteriza por un fuerte crecimiento de la economía global, la incursión de China como principal

¹⁵ Ver Gürkaynak, R. (2005); Santos, M. y M. Woodford (1997); Brunnermeier, M. (2008), entre otros.

¹⁶ Ver Brunnermeier, M. y S. Nagel (2004); Froot and Obstfeld (1991); Garino, G. y L. Sarno (2004); Diba, Behzad y H. Grossman (1988), entre otros.

¹⁷ La formulación y aplicación del Test de West, así como los resultados obtenidos de la estimación del test de Hausman, se muestran en el Anexo III.

¹⁸ Se emplea fundamentalmente para saber si un estimador es consistente, o para saber si una variable es o no relevante.

¹⁹ Es necesario resaltar el hecho de que el test de West (1987), así como la mayoría de los test de burbujas especulativas han sido aplicados al caso de activos financieros estándar, es decir, aquellos que cuentan con un flujo de dividendos esperados por el tenedor de los mismos, asociado a una tasa de descuento. En este caso, se asume al cobre como uno de ellos, y a sus fundamentales de mercado, como un proxy del flujo de dividendos esperados.

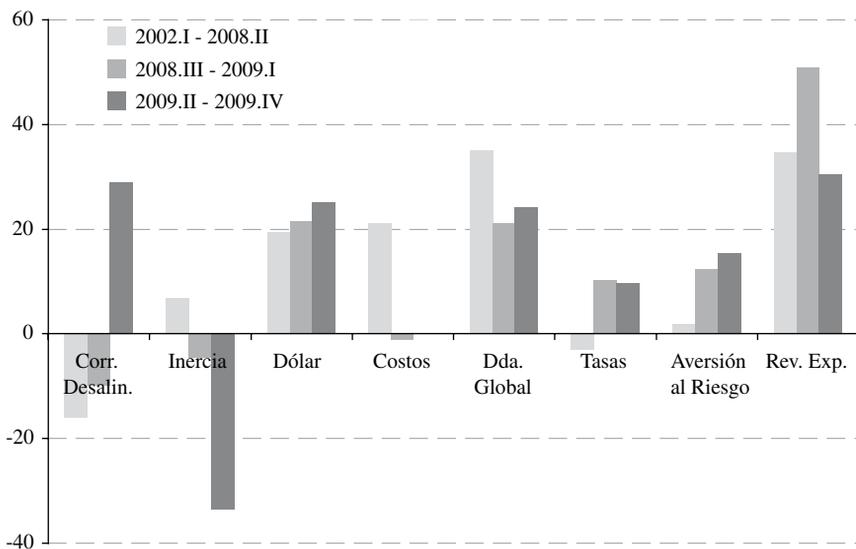
consumidor de materias primas, reducción generalizada de *stocks* en la mayoría de los mercados de productos básicos, un ambiente financiero de reducida aversión al riesgo producto de las bajas tasas de interés y de disponibilidad de liquidez, lo cual indujo a los inversionistas a buscar mayores retornos para sus portafolios a través de la incursión en activos más riesgosos. El período posterior (2008.III-2009.I) se caracteriza por la irrupción de la crisis financiera global a partir de la quiebra de *Lehman Brothers*, una fuerte contracción de la actividad mundial que afectó sincronizadamente a distintos mercados internacionales, reflejándose en restricciones de crédito y de liquidez, menor confianza de los inversionistas y el desplome generalizado de los precios de materias primas. Finalmente, entre 2009.I-2009.IV se verifica una rápida recuperación de los precios de las materias primas de la mano de signos de recuperación de la actividad global y mejoras en la percepción del riesgo por parte de los mercados financieros globales.

Con el fin de calcular la contribución relativa de las variables en estos períodos, se consideran las ecuaciones de corrección de errores correspondientes. Los resultados no difieren sustancialmente entre los modelos estimados, considerando tanto la metodología empleada como la especificación de los rezagos. Por dicho motivo se presentan aquellos correspondientes a la ecuación basada en el método propuesto por Pesaran *et al.* (2001).

TABLA 2
DESCOMPOSICION FACTORIAL DE LOS PRECIOS REALES DEL COBRE
VARIACION DE LOS FACTORES
(variación acumulada en el período)

	2002.I-2008.II	2008.III-2009.I	2009.II-2009.IV
Corrección de Deseq.	-27,5	6,7	13,5
Factores inerciales	11,9	3,1	-15,6
Dólar	33,2	-14,6	11,7
Costos	36,1	0,8	0,0
Demanda Global	60,1	-13,9	11,2
Tasas	-5,2	-7,0	4,5
Aversión al Riesgo	3,2	-8,3	7,1
Revisión de Expectativas	59,4	-34,3	14,2
Var. Predicha	171,4	-67,5	46,6
Var. Efectiva	143,4	-85,2	62,8
Var. Fundamentales	133,3	-23,6	0,1
Desalineamiento r.a Fun.	8,7	-26,1	-0,3

CONTRIBUCION RELATIVA DE LOS FACTORES (Porcentaje de la variación predicha)

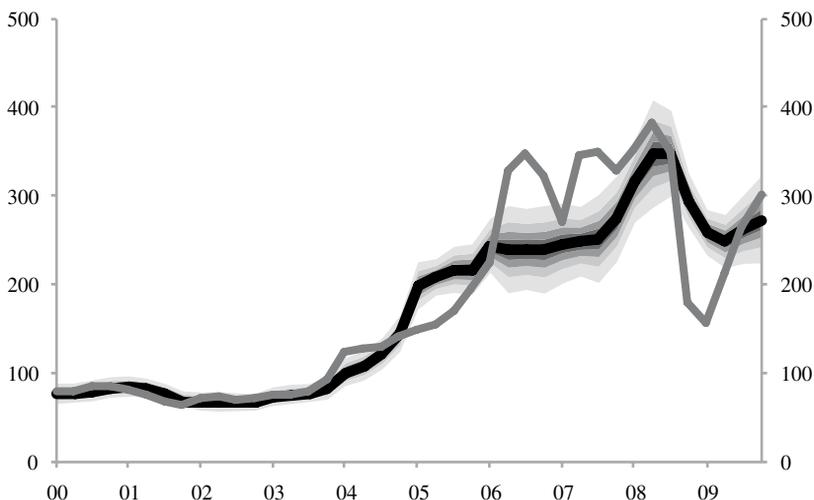


Como se puede apreciar en la Tabla 2, durante 2002:I-2008:II se observa una contribución negativa de los términos de corrección, lo cual refleja el hecho que los precios efectivos del cobre se encontraron por encima de sus fundamentales de largo plazo, tal como se dijo anteriormente. No obstante, el crecimiento de la demanda global se constituye como el principal factor que explica la variación acumulada de los precios en el período (35%). La depreciación acumulada del dólar explica un 19% de la variación acumulada, en tanto que las revisiones de expectativas para el precio promedio del año siguiente contribuyen en un 35%. Hay que notar que, tomados como conjunto, los factores financieros (tasas y aversión al riesgo) no explican un porcentaje significativo de la variación acumulada.

Durante el desplome de los precios, entre 2008.III y 2009.I, es interesante notar que los factores financieros así como las revisiones de expectativas de precios juegan un rol más importante que en el período previo. En efecto, alrededor de un quinto de la variación acumulada en el período se explica por estos dos factores. Las revisiones de expectativas son más importantes en la explicación de las fluctuaciones del cobre (50%), no obstante que la contracción de la demanda y la apreciación del dólar continúan siendo los factores más importantes en explicar la fuerte contracción de los precios en el período.

En contraste, durante el período de rebote de los precios –a partir del primer trimestre del 2009–, la depreciación del dólar, la recuperación de la actividad industrial global y las mejores condiciones para la inversión financiera son las que explican la mayor parte de la variación acumulada.

GRAFICO 2

PRECIO FUNDAMENTAL VERSUS PRECIO EFECTIVO DEL COBRE
(centavos de dólar la libra)

Para abordar la pregunta referida al grado de desalineamiento del precio del cobre, respecto de sus fundamentales, se evalúa la ecuación de largo plazo durante el periodo en cuestión utilizando los valores efectivos de las variables fundamentales. El Gráfico 2 presenta las trayectorias correspondientes. En él se observa el intervalo de confianza de la proyección del precio fundamental dentro de la muestra, derivado del enfoque de Pesaran, Shin y Smith (2001). Se incluyen intervalos de 10, 30, 50, 70 y 90% de confianza en torno a la estimación central. Estos intervalos de confianza resumen la evaluación de riesgos sobre la trayectoria del precio fundamental.

Del gráfico se puede observar que el precio efectivo nominal en el periodo 2000-2003, es bastante bien comportado en relación a su precio fundamental. Sin embargo, a partir del periodo 2003-2006 destacan los primeros indicios de desalineamiento del precio respecto a sus fundamentales, incluso sobrepasando el intervalo al 90% de confianza. Posteriormente, en el 2005 se observa –por primera vez– un precio por debajo de la tendencia de largo plazo.

De manera mucho más evidente, durante el 2006 y 2008 vemos dos episodios claros de desalineamiento del precio, los cuales llevaron al cobre a cotizarse en torno a los US\$ 4 la libra. Durante este periodo, como puede observarse –no obstante a la volatilidad que el precio exhibió–, la trayectoria efectiva se encontró siempre por sobre lo que indicaban sus fundamentales. Finalmente, no menos interesante es lo que sucede con el *crash* observado posteriormente, durante el cual el precio habría caído mucho más de lo que dictan las trayectorias de sus fundamentales. Luego, durante el

rebote de precios, de acuerdo a este enfoque, se podría decir incluso que los niveles actuales estarían en línea con lo que indican sus fundamentales de largo plazo.²⁰

En resumen, el mayor desalineamiento observado daría cuenta de un desalineamiento del orden de US¢108 la libra (en el tercer trimestre del 2006), mientras que el *crash* se habría desalineado en US¢116 la libra (en el cuarto trimestre del 2008), respecto a la tendencia de largo plazo que indican los fundamentales. Este comportamiento parece ser coherente con la literatura, en el sentido de que las burbujas están típicamente asociadas con incrementos dramáticos del precio del activo, seguidos por un colapso del mismo (Brunnermeier, 2008). En este sentido, una burbuja especulativa a menudo es identificada en retrospectiva, es decir, a partir de una dramática y repentina caída de los precios, los cuales pueden llegar incluso a niveles por debajo del precio fundamental, que es lo que se observó en este caso.

IV. COMENTARIOS FINALES

El objetivo de este trabajo es analizar el comportamiento del precio del cobre a través de un modelo estilizado que incorpore una estructura de los fundamentales de mercado en su determinación para el periodo 2002-2009, con datos trimestrales.

Del análisis de la contribución relativa de los factores que explican las fluctuaciones del precio del cobre (Tabla 2), se concluye que las fluctuaciones del dólar, de la demanda global y las revisiones de expectativas respecto de los precios futuros son los principales factores detrás de los movimientos del precio. Por su parte, los factores puramente financieros, tales como las tasas y la percepción de riesgo, parecen tener un impacto importante especialmente en el corto plazo, donde su contribución es significativa durante los periodos de desplome y recuperación, más que en los periodos de más largo plazo.

Para el periodo analizado, no obstante a que la aplicación del test de West (Anexo III) no es concluyente, es evidente el desalineamiento observado del precio respecto a sus fundamentales, en episodios específicos: primero durante el 2004, y especialmente en el periodo 2006-2008, incluso por sobre intervalos al 90% de confianza. Según este enfoque, luego del *crash* observado en el 2008 (que fue mayor al esperado de acuerdo a su tendencia de largo plazo), la recuperación del precio efectivo y sus niveles actuales estarían en línea con lo que dictan sus fundamentales. El mayor desalineamiento observado daría cuenta de una burbuja del orden de US¢ 108/lb (en el 3T06), mientras que el *crash* se habría desalineado en US¢ 116/lb (en el 4T08), respecto a

²⁰ Cabe resaltar, que incluyendo una variable de expectativas en las estimaciones, la trayectoria del precio efectivo en relación al fundamental no muestra un desalineamiento tan significativo como el observado en el último periodo, al igual que al incluir variables de tipo financiero, como volatilidad de las acciones (índice VIX) o el índice de confianza de los inversionistas (ICI). Esto podría explicar la brecha producida en las trayectorias, respecto a cuando se estiman únicamente según los fundamentales “puros” de mercado, y sin considerar las expectativas de mercado o los factores netamente financieros. Esto daría cuenta de que en el corto plazo, el cambio en las expectativas sí es significativo en la determinación del precio.

la tendencia de largo plazo que indican los fundamentales. Esto es coherente con la literatura, en el sentido de que una burbuja especulativa a menudo es identificada en retrospectiva, es decir, a partir de una dramática y repentina caída de los precios, los cuales pueden llegar incluso a niveles por debajo de lo que indican sus fundamentales, que es lo que se observa en el caso del cobre, en este último episodio.

REFERENCIAS

- BRUNNERMEIER, M. (2008). “*Survey of Bubbles*”, Princeton University. 24 de Marzo de 2010, < <http://www.princeton.edu/~markus/> >.
- BRUNNERMEIER, M. y S. NAGEL (2008). “Hedge Funds and the Technology Bubble”, *The Journal of Finance* 59 (5), pp. 2013-2040.
- DE GREGORIO, J., H. GONZALEZ y F. JAQUE (2005). “Fluctuaciones del dólar, precio del cobre y términos de intercambio”, *Documentos de Trabajo* 310, Banco Central de Chile.
- DIBA, B. y H. GROSSMAN (1988). “The Theory of Rational Bubbles in Stock Prices”, *The Economic Journal* 98 (392), pp. 746-754.
- FROOT K. y M. OBSTFELD (1991). “Intrinsic bubbles: the case of stock price”, *American Economic Review* 81, pp. 1189-1214.
- GARCIA, C., P. JARAMILLO y J. SELAIVE (2006). “Regularidades empíricas del entorno internacional de la economía chilena”, *Documentos de Trabajo* 460, Banco Central de Chile.
- GARINO, G. y L. SARNO (2004). “Speculative Bubbles in U.K. House Prices: Some New Evidence”, *Southern Economic Journal* 70 (4), pp. 777-795.
- GHOSH, S., C. L. GILBERT y A. J. HUGHES HALLETT (1987). “*Stabilizing Speculative Commodity Markets*”, Oxford University Press.
- GILBERT, C. (1995). “Modelling Market Fundamentals: A Model of the Aluminium Market”, *Journal of Applied Econometrics* 10 (4), pp. 385-410.
- GÜRKAYNAK, R. (2005). “Econometric Tests of Asset Price Bubbles: Taking Stock”, *Finance and Economics Discussion Series*, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, Washington, D.C.
- HUNTER, W., G. KAUFMAN y M. POMERLEANO (2005). “*Asset Price Bubbles: The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies*”, MIT Pres.
- JARAMILLO, P. y J. SELAIVE (2006). “Actividad especulativa y precio del cobre”, *Documentos de Trabajo* 384, Banco Central de Chile.
- JOHANSEN, S. (1996). “*Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*”, Oxford University Press.
- LEHMANN, S.; D. MORENO y P. JARAMILLO (2007). “China, precios de commodities y desempeño de América Latina: Algunos hechos estilizados”, *Documentos de Trabajo* 424, Banco Central de Chile.
- LOPEZ, E. y V. RIQUELME (2010). “Auge, colapso y recuperación de los precios de materias primas entre 2002 y 2010: ¿Qué hay detrás?”, *Revista de Economía Chilena* 13 (2), pp. 129-145.
- LORD, M. (1991). “Price Formation in Commodity Markets”, *Journal of Applied Econometrics* 6 (3), pp. 239-254.
- McCALLUM, B. (1976). “*Rational expectations and the natural rate hypothesis: some consistent estimates*”, *Econometrica* 44 (1), pp. 43-52.
- MUTH, J. F. (1961). “Rational expectations and the theory of price movements”, *Econometrica* 29 (3), pp. 315-335.
- PERALI, F. y L. PIERONI (2003). “Fundamental Market Analysis with Rational Expectations: A Model for Primary Commodities”, Documento presentado en la Conferencia “*International Conference Agricultural policy reform and the WTO: where are we heading?*”, pp. 23-26.
- PESARAN, M. H., Y. SHIN y R. SMITH (2001). “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships”, *Journal of Applied Econometrics* 16 , pp. 289-326.

- PIERONI, L. y M. RICCIARELLI (2005). "Testing rational expectations in primary commodity markets", *Applied Economics* 37, pp. 1705-1718, Departamento de Economía, Universidad de Perugia.
- SANTOS, M. y M. WOODFORD (1997). "Rational Asset Pricing Bubbles", *Econometrica* 65 (1), pp. 19-57.
- SCHEINKMAN, J. y W. XIONG (2003). "Overconfidence and speculative bubbles", *Journal of Political Economy* 111, pp. 1183-1219.
- STOCK, S. y M. WATSON (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vector in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica* 61 (4), pp. 783-820.
- TRIVEDI, P. (1990). "The prices of perennial crops: the role of rational expectations and commodity stocks", en D. Sapsford and L.A. Winters (eds), *Primary Commodity Prices: Economic Models and Policy*, Cambridge University Press.
- WEST, K. (1987). "A Specification Test for Speculative Bubbles", *The Quarterly Journal of Economics* 102 (3), pp. 553-580.

ANEXO I

RESULTADOS TEST ADF SOBRE VARIABLES FUNDAMENTALES

Variables	Cobre	
	Nivel	1 ^{era} Dif
precio real	-1,56	-6,58*
ratio stocks	-3,18**	-4,44*
dólar	-0,34	-6,87*
demanda global	-2,75	-5,94*
costos	0,47	-1,99**

* (**) Muestra significancia al nivel de 1% (5%).

RESULTADOS TEST DE COINTEGRACION

	F-Estadístico ^a	Cobre		
		3,94*		
Pesaran <i>et al.</i>	Valor Crítico	0,10	0,05	0,01
	Límite Inferior ^b	1,90	2,26	3,07
	Límite Superior ^b	3,01	3,48	4,41
Johansen	Test de Traza ^c	Traza	Valor al 5%	Prob
	Ninguna	73,22	60,06	0,00
	A lo más 1	42,39	40,17	0,03
	A lo más 2	13,07	24,28	0,62
	A lo más 3	4,03	12,32	0,71
	Test de V. Propio	V. Propio	Valor al 5%	Prob
	Ninguna	0,37	30,83	0,04
	A lo más 1	0,35	29,31	0,01
	A lo más 2	0,13	9,04	0,59
A lo más 3	0,06	3,88	0,65	
Engle y Granger	ADF Estadístico ^d	T Estadístico		Prob
		-4,19		0,00
		V. Crítico al 1%		
		-2,60		
		V. Crítico al 5%		
-1,95				
V. Crítico al 10%		-1,61		

* (**) Significativo al nivel de 5% (10%) de acuerdo a Pesaran *et al.* (2001).

^a Calculados sobre una versión restringida de la especificación general respectiva.

^b Valores críticos obtenidos de Pesaran *et al.* (2001), sin constante ni tendencia.

^c Test aplicado sobre los logaritmos de las series en las que se busca la relación de LP.

P-Values computados de acuerdo a MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

^d Test aplicado a residuos de una estimación OLS que busca la relación de LP.

P-Values calculados por McKinnon (1996).

ANEXO II

ESTIMACIONES ECONOMETRICAS DE LOS PARAMETROS CLAVE (*)

PERIODO 1992:1 A 2009:4

	Ecuación I			
	OLS	Johansen	PSS	SW
<i>rinv</i>	-0,128 (0,002)	-0,192	-0,204 (0,013)	-0,146 (0,004)
<i>e</i>	-1,136 (0,000)	-1,037	-0,873 (0,000)	-1,182 (0,000)
<i>y</i>	0,387 (0,000)	0,342	0,277 (0,085)	0,355 (0,000)
<i>x</i>	0,793 (0,000)	0,792	0,707 (0,000)	0,889 (0,000)
R ² ajustado	0,860		0,701	0,973
D.E. regresión	0,169		0,075	0,074

(*) Los fundamentales asumidos en este enfoque son: ratio de inventarios a demanda (*rinv*); dólar multi-lateral de EE.UU. (*e*); costos de producción (*x*) e índice de producción industrial, ponderado por los principales países consumidores de cobre (*y*), como medida de demanda global.

ECUACIONES DE CORRECCION DE ERRORES

PSS

Variable dependiente: DLOG(PRECIO/PPI)

Muestra: 1992Q2 2009Q4

Observaciones: 71

	Coefficiente	Estadístico t
LOG(PRECIO(-1)/PPI(-1))	-0,28	-4,38
LOG(INV_B_SA(-2)/DDA(-1))	-0,06	-2,28
LOG(BROAD_R(-1))	-0,25	-2,66
LOG(CTO_A(-1))	0,20	2,93
LOG(IP_GLOBAL(-1))	0,08	1,59
DLOG(INV_B_SA(-1)/DDA)	-0,11	-2,26
DLOG(INV_B_SA(-3)/DDA(-2))	0,10	1,89
DLOG(BROAD_R)	-0,88	-1,75
DLOG(BROAD_R(-3))	-1,05	-2,20
DLOG(CTO_A)	0,55	2,87
DLOG(IP_GLOBAL/IP_GLOBAL(-4))	1,68	3,06
DLOG(EXPEC_CRU1/PPI)	0,37	6,41
DLOG(EXPEC_CRU1(-3)/PPI(-3))	0,18	3,24
DLOG(VIX)	-0,09	-1,56
Parámetros de largo plazo		
	Coefficiente	Estadístico
c(2)/C(1)	-0,20	6,11
c(3)/C(1)	-0,87	13,79
c(4)/C(1)	0,71	19,64
c(5)/C(1)	0,28	2,97
R cuadrado	0,76	
Error estándar de la regresión	0,08	
		Probabilidad
Test LM - Breusch-Godfrey	0,65	0,63
Test Jarque-Bera	6,04	0,05
Test Ramsey Reset	1,60	0,21

SW

Variable dependiente: LOG(PRECIO/PPI)

Muestra: 1992Q2 2009Q4

Observaciones: 67

	Coefficiente	Estadístico t
LOG(INV_B_SA(-1)/DDA)	-0,15	-3,04
LOG(BROAD_R)	-1,18	-8,41
LOG(CTO_A)	0,89	12,36
LOG(IP_GLOBAL)	0,35	5,32
DLOG(PRECIO(4)/PPI(4))	-0,40	-3,96
DLOG(PRECIO(3)/PPI(3))	-0,35	-3,07
DLOG(PRECIO(2)/PPI(2))	-0,50	-4,18
DLOG(PRECIO(1)/PPI(1))	-0,62	-5,40
DLOG(PRECIO/PPI)	0,43	3,88
DLOG(INV_B_SA(4)/DDA(3))	-0,02	-0,23
DLOG(INV_B_SA(3)/DDA(2))	-0,04	-0,62
DLOG(INV_B_SA(2)/DDA(1))	-0,13	-1,78
DLOG(INV_B_SA(1)/DDA)	-0,08	-0,97
DLOG(INV_B_SA(-1)/DDA(-2))	-0,08	-1,28
DLOG(BROAD_R(4))	-1,27	-2,14
DLOG(BROAD_R(3))	-1,64	-2,60
DLOG(BROAD_R(2))	-1,68	-2,60
DLOG(BROAD_R(1))	-1,56	-2,51
DLOG(BROAD_R)	-0,37	-0,59
DLOG(CTO_A(4))	-0,06	-0,19
DLOG(CTO_A(3))	-0,11	-0,43
DLOG(CTO_A(2))	0,09	0,32
DLOG(CTO_A(1))	0,14	0,53
DLOG(CTO_A)	-0,49	-1,67
DLOG(IP_GLOBAL(4))	0,18	0,18
DLOG(IP_GLOBAL(3))	0,31	0,31
DLOG(IP_GLOBAL(2))	0,79	0,72
DLOG(IP_GLOBAL(1))	1,68	1,21
DLOG(IP_GLOBAL)	0,80	0,50
R cuadrado	0,98	
Error estándar de la regresión	0,07	
		Probabilidad
Test LM - Breusch-Godfrey	10,67	0,00
Test Jarque-Bera	0,05	0,97
Test Ramsey Reset	11,83	0,00

ANEXO III

TEST DE WEST (1987)

Seguendo a West (1987), la ecuación de Euler derivada del problema de optimización del consumidor, bajo los supuestos de neutralidad al riesgo, expectativas racionales y tasa de descuento constante, implica lo siguiente:

$$P_t = \left(\frac{1}{1+r} \right) E_t (P_{t+1} + f_{t+1} | \Omega_t) \quad (\text{I})$$

Ecuación similar a la (I), con la diferencia de que hace depender la ecuación de precio, al *set* de información del consumidor, Ω_t , explícitamente.

La ecuación (I) puede reescribirse en base a variables observables, de la siguiente manera:

$$P_t = \left(\frac{1}{1+r} \right) (P_{t+1} + f_{t+1}) + u_t \quad (\text{II})$$

Donde:²¹

$$u_t = \left(\frac{1}{1+r} \right) [E_t (P_{t+1} + f_{t+1} | \Omega_t) - P_{t+1} - f_{t+1}]$$

El siguiente paso es caracterizar el proceso de los fundamentales, y para ello se asume que éstos son exógenos y siguen un proceso estacionario autorregresivo AR(1), donde el parámetro autorregresivo es fácilmente recuperable a través de MCO:

$$f_t = \phi f_{t-1} + u_t^d \quad (\text{III})$$

Con todo, el precio fundamental del activo sería:²²

$$P_t^f = \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t (f_{t+i} | \Omega_t) = \bar{\beta} f_t \quad (\text{IV})$$

²¹ La posible correlación entre el término de error y los regresores es una dificultad para aplicar MCO, sin embargo, en este contexto, West propone que los valores históricos de los dividendos son candidatos naturales para instrumentos.

²² Donde: $\bar{\beta} = \left(\frac{\frac{\phi}{(1+r)}}{1 - \frac{\phi}{(1+r)}} \right)$, en caso de tratarse de un activo financiero estándar, a partir del cual sea

factible obtener el valor de la tasa de descuento.

Por otro lado, el precio actual podría contener una burbuja. En este caso, “ P_t ” es la suma del precio fundamental de mercado y la posibilidad de un componente de burbuja, que la hipótesis nula lleva a cero. En este sentido, si la hipótesis nula es verdadera, estimar la ecuación del precio del activo,

$$P_t = \beta f_t + B_t \quad (V)$$

sin tomar en consideración la posibilidad de burbuja (regresión de P_t en f_t), se obtendría la estimación correcta del parámetro β . Pero si, en cambio, existe una burbuja en los precios, y si la burbuja está correlacionada con los dividendos, la estimación del parámetro en la ecuación (V) estará sesgada. Cabe resaltar que β estará sesgado únicamente si la burbuja está relacionada con los fundamentales y por lo tanto el test detectará sólo este tipo de burbujas.

De la ecuación (I) podemos decir que el precio del cobre estará determinado por un componente netamente fundamental si la hipótesis de “no-burbuja” es verdadera. Por otro lado, si existiese un componente de burbuja, el estimador que relaciona el componente fundamental con el precio estará sesgado.

Una vez obtenida la estructura autorregresiva de los precios fundamentales en (III), el siguiente paso es comparar, mediante el test de Hausman de coeficientes restringidos, los estimadores de las ecuaciones (IV) y (V). La primera contempla la relación del precio con la estructura autorregresiva de los precios fundamentales, mientras la segunda corresponde a las estimaciones obtenidas en base a los fundamentales del cobre.²³

Para determinar empíricamente si hubo burbuja especulativa en el mercado del cobre, seguimos a West (1987), el cual propone un test que verifica la hipótesis de “no existencia de burbuja” en todo el periodo muestral, mediante la aplicación de un test de Hausman para restricción de coeficientes.²⁴ Dicho test determina si las diferencias son sistemáticas y significativas entre dos estimaciones,²⁵ y se calcula de la siguiente manera:

$$H = (\beta_c - \beta_e)'(V_c - V_e)^{-1}(\beta_c - \beta_e), H \text{ se distribuye } \chi^2_n \quad (VI)$$

Donde:

β_c y β_e : vectores de estimación del estimador consistente y eficiente, respectivamente.

V_c y V_e : matriz de covarianzas del estimador consistente y eficiente, respectivamente.

n son los grados de libertad de la χ^2_n .²⁶

²³ Correspondiente a la ecuación (8) en el texto.

²⁴ Para la formulación original del Test de West, ver Apéndice 1.

²⁵ Se emplea fundamentalmente para saber si un estimador es consistente, o para saber si una variable es o no relevante.

²⁶ Número de variables incluida la constante.

Entonces, calculando el test de Hausman para el periodo 2002:I a 2009:IV, se obtienen los siguientes resultados:

Modelo	Test Hausman	b1=b2
OLSQ	0,068352901	NRHo
PSS	0,102081435	NRHo
SW	0,070091934	NRHo

En tanto, si se realiza la estimación para una muestra más extensa: 1992:II a 2009:IV, se tiene:

Resumen	Test Hausman	b1=b2
OLSQ	0,189571768	NRHo
PSS	0,457396831	NRHo
SW	0,213634246	NRHo

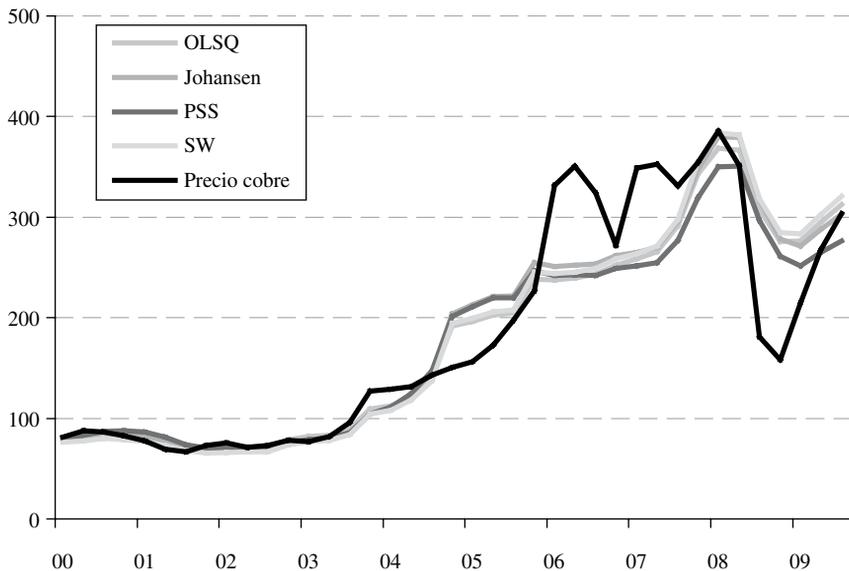
En ambos casos no es posible rechazar la hipótesis nula de igualdad, al 95% de confianza (3,84 en tablas); por lo que la hipótesis nula, de diferencias no sistemáticas, se cumple y podemos elegir cualquiera de los dos estimadores, lo cual, en nuestro caso, indicaría que no existe burbuja especulativa en el mercado del cobre en los periodos analizados.

Estos resultados pueden verse afectados por la cantidad de datos, los cuales, al ser insuficientes, tienden a no rechazar la hipótesis.²⁷

²⁷ Este es un impedimento para realizar el test en eventos específicos, y periodos más cortos, ya que los resultados son similares.

ANEXO IV

PRECIO FUNDAMENTAL DEL COBRE SEGUN DISTINTOS METODOS
(CENTAVOS DE DÓLAR LA LIBRA)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Bloomberg.

