

AUGE, COLAPSO Y RECUPERACIÓN DE LOS PRECIOS DE MATERIAS PRIMAS ENTRE 2002 Y 2010: ¿QUÉ HAY DETRÁS?*

*Eduardo López E.***
*Víctor Riquelme P.***

I. INTRODUCCIÓN

Desde el año 2003 se viene observando un persistente incremento en el precio de los productos básicos, incluidos el cobre y el petróleo. Se mencionan frecuentemente como factores explicatorios el elevado crecimiento de la economía mundial y la irrupción de China como principal consumidor de materias primas, el debilitamiento del dólar, y factores de oferta asociados a mayores costos, bajas leyes minerales en el caso del cobre, y saturación de la capacidad productiva en el caso del petróleo. Asimismo, algunos analistas¹ indican que factores de origen financiero asociados a las bajas tasas de interés prevalecientes y la búsqueda de retornos por parte de los inversionistas, estarían también detrás de esta tendencia. No obstante, el período 2007.1-2010.2 resulta particularmente interesante por la volatilidad que ha observado el precio de ambas materias primas.² Este trabajo intenta identificar los principales factores que inciden en los movimientos de los precios, y la medida en que ellos han explicado estas fluctuaciones a la luz de la evidencia empírica.

El trabajo se organiza como sigue. En la sección II se describe un marco simple para el análisis de las fluctuaciones del precio de estas materias primas. En la sección III se estima un modelo econométrico de largo y corto plazo que ayuda a identificar los factores que explican las fluctuaciones, y permite analizar la importancia relativa de ellos, tal como se muestra en la sección IV. En la sección V se presentan las principales conclusiones.

II. MARCO ANALÍTICO PARA EL ANÁLISIS DE LAS FLUCTUACIONES DE PRECIO DEL COBRE Y DEL PETRÓLEO

Con el fin de fijar ideas respecto de los determinantes fundamentales del precio del cobre, seguimos a Lord

(1991) en la formulación de un modelo estilizado³ para productos básicos que consta de una ecuación para el consumo (c), una función de oferta para caracterizar la producción (q), y una ecuación de inventarios (s) a través de la cual se le introducen expectativas racionales. El modelo se completa con una identidad de “clareo de mercado”:

$$c_t = \alpha_0 - \alpha_1 p_t + \alpha_2 y_t - \alpha_3 e_t + \mu_t \quad (1)$$

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 p_t - \beta_2 x_t + v_t \quad (2)$$

$$s_t - c_{t-1} = \eta_0 + \eta_1 [E_t p_{t+1} - p_t - r_t] + \omega_t \quad (3)$$

$$q_t + s_{t-1} = c_t + s_t \quad (4)$$

Como se observa, el consumo físico depende inversamente del precio real (c), y directamente del la producción industrial global (y). Por razones de simplificación, se supone que el impacto del valor del dólar multilateral (e) opera a través de su relación inversa con el consumo físico, lo cual ha sido estudiado por De Gregorio, Jaque y González (2005). En efecto, cuando se deprecia el dólar (e se reduce en el modelo) los bienes importados para Estados Unidos se hacen más caros, llevándolos a disminuir su consumo de cobre; pero, para el resto del mundo, el efecto opera en sentido inverso, por lo que ellos podrían demandar más. Así, el efecto neto es ambiguo, y pasa a depender de los volúmenes de consumo relativos. En el caso del cobre, el consumo de cobre de Estados Unidos es menor que el del resto del mundo, por lo que cabría esperar un incremento en

* Agradecemos los comentarios y sugerencias de Pablo García, Pablo Pincheira, Sergio Lehmann, Alfredo Pistelli y Felipe Jaque a versiones preliminares de este trabajo. Cualquier error remanente es de exclusiva responsabilidad de los autores.

** Gerencia de Análisis Internacional, Banco Central de Chile. E-mails: elopez@bcentral.cl; vriquelme@bcentral.cl

¹ Ver, al respecto, Mayer (2009).

² La desviación estándar del precio trimestral nominal del cobre en 2000-2004 es de US\$0.23/lb. En el ciclo de precios altos, 2005-2010.1, aumenta a US\$0.80/lb. Para el caso del petróleo, los valores son US\$6.6 /b y US\$20.7 /b, respectivamente.

³ El modelo se expresa en logaritmos.

el consumo global ante una depreciación del dólar.⁴ Los volúmenes de producción, en la ecuación (2), dependen directamente del precio e inversamente de los costos de producción (x). Finalmente, el modelo supone que la demanda por existencias (s) se relaciona con los niveles de consumo y con el costo de oportunidad esperado de mantener inventarios y que se mide como el diferencial entre la variación esperada del precio y la tasa de interés (r). Se supone, finalmente, que μ , v , y ω son perturbaciones estocásticas que siguen un proceso de *ruido blanco*, con media cero y varianza constante.

Al reemplazar (1), (2), y (3) en (4) se puede encontrar una ecuación reducida para p

$$p_t = \lambda z_t + \eta_1 \lambda E_t p_{t+1} + v \quad (5)$$

donde

$$z_t = \phi_0 + \alpha_2 y_t - \alpha_3 e_t + \beta_2 x_t - \eta_1 r_t - (s_{t-1} - c_{t-1})$$

$$\lambda = (\alpha_1 + \beta_1 + \eta_1)^{-1}$$

$$\phi_0 = \alpha_0 - \beta_0 + \eta_0$$

Como se puede notar, el precio real depende de dos factores. El primero se relaciona con la serie agregada (z) que, como se observa, corresponde a la producción industrial global, el dólar multilateral, los costos de producción, la tasa de interés y la razón de inventarios a consumo ($rinv_t = s_t - c_t$) rezagada en un período. El segundo factor se relaciona con las expectativas respecto del precio en el futuro.^{5,6}

Si bien este modelo estilizado entrega luces respecto a los factores fundamentales que están tras el valor tendencial del precio,⁷ no permite dar cuenta de las fluctuaciones del precio en el corto plazo, las cuales, en este trabajo, se presumen vinculadas a factores de origen financiero o de contagio con otros mercados. En este sentido, las fluctuaciones del dólar se transmiten no sólo a través de su impacto en el mercado físico, sino también por el uso de las materias primas como instrumentos de cobertura⁸ ante la incertidumbre respecto de la inflación futura. Así, una depreciación del dólar aumenta las expectativas de inflación en Estados Unidos, lo que aumenta la demanda por instrumentos vinculados a los precios de las materias primas, elevando su precio en el corto plazo.

Otros canales de contagio financiero hacia los mercados de materias primas están relacionados con el hecho de que, particularmente en los últimos años, las materias primas —y los instrumentos contingentes a sus precios— se han convertido en atractivos vehículos para aumentar el retorno y diversificar del riesgo total de los portafolios de los inversionistas globales. Por lo tanto, las consideraciones de riesgo-retorno han crecido en importancia para explicar las fluctuaciones de corto plazo del precio del cobre. Según lo anterior, se ha considerado el impacto del rendimiento de activos alternativos tales como activos bursátiles, bonos de gobierno y corporativos transados internacionalmente y emitidos por economías tanto desarrolladas como emergentes.

En la misma dirección, un tipo de participante en los mercados de materias primas, son los inversionistas institucionales o también llamados “inversionistas índices” porque reoperan con índices de precios agregados y no con productos específicos, como sería el caso de inversionistas especialistas. De acuerdo con esto, los rebalances de los portafolios pueden crear efectos comunes a una clase de activos y que no necesariamente están relacionadas con perturbaciones en el mercado físico, y consecuentemente, justifica incluir agregados o subagregados de precios de materias primas.

En cuanto a las consideraciones de riesgo, en un ambiente de mayor confianza financiera (o menor aversión al riesgo), los inversionistas aumentarán sus tenencias de activos más riesgosos y, consecuentemente, aumentarán los flujos de inversión en los mercados de materias primas, dando un impulso a los precios. Por lo anterior, se espera que una innovación en el apetito

⁴ El valor del dólar también opera a través de los costos de producción. Cuando el dólar se aprecia, los costos de producción y transporte de las mineras fuera de EE.UU. suben, lo que eleva el costo marginal de producción, con su consiguiente efecto sobre el volumen físico producido.

⁵ Nótese que, al resolver (5) hacia delante, se obtiene una expresión reducida para el precio que indica que el precio corriente es función de las expectativas respecto de los fundamentos, es decir,

$$p_t = \sum_{i=0}^{\infty} \eta_1^i \lambda^{1+i} E_t z_{t+i} + v.$$

⁶ Hay que notar que los modelos teóricos no establecen explícitamente el horizonte relevante para el cual se formulan las expectativas.

⁷ Un modelo similar al expuesto se estima en López et al. (2009), pero en este caso, las expectativas de precio se vincularon con las fluctuaciones del desbalance físico entre la Oferta y Demanda globales de la materia prima respectiva.

⁸ Véase, respecto de la relación entre el mercado de materias primas y financiero, el trabajo de Mayer (2009).

CUADRO 1

Resultados de Test de Raíz Unitaria

Variables	Cobre				Petróleo			
	ADF		PP		ADF		PP	
	Nivel	1 ^a diferencia	Nivel	1 ^a diferencia	Nivel	1 ^a diferencia	Nivel	1 ^a diferencia
Precio real	-1.55	-6.58*	-1.22	-6.24*	-2.32	-8.63*	-2.16	-8.45*
Razón inventarios	-3.21**	-4.45*	-2.41	-4.39*	-2.27	-10.49*	-2.27	-10.50*
Dólar real	-0.34	-6.88*	-0.34	-6.79*	-0.79	-7.71*	-0.65	-7.66*
Demanda global	-2.73	-6.14*	-2.53	-4.75*	1.42	-6.63*	1.76	-6.63*
Costos	0.47	-1.99**	-1.30	-8.31*	ND		ND	

Fuente: Elaboración propia.

* Nivel de significancia de 1%. ** Nivel de significancia de 5%.

por riesgo tenga un impacto positivo en los precios de las materias primas. Lo anterior justifica la inclusión de una variable que aproxime el apetito por riesgo o confianza reinante entre los agentes del mercado.

La literatura estándar de microestructura de los mercados financieros (Dufour y Engle, 2000) predice que los volúmenes de compras podrían causar incrementos en los precios, al menos en el corto plazo. Selaive y Jaramillo (2006) encuentran evidencia de que la actividad especulativa tiene un impacto estadísticamente significativo, aunque pequeño, en las fluctuaciones del precio del cobre. Como se trata de posiciones largas netas, un aumento de este ratio refleja una mayor presión de demanda flujo y por lo tanto tendrá un efecto positivo en el precio del cobre.

III. LOS DATOS Y RESULTADOS ECONÓMICOS

En la estimación se utilizaron datos trimestrales que cubren el período 1990.1 a 2010.1. El precio real (p), corresponde a los valores transados diariamente en la Bolsa de Metales de Londres, en el caso del cobre, y al precio WTI para el petróleo. En ambos casos se ha utilizado como defactor el índice de precios al productor (IPP) de Estados Unidos. Se incluyó un indicador de demanda global (y) medido como el promedio ponderado del índice de producción industrial desestacionalizado de los cinco bloques principales⁹ en el consumo global, y donde los ponderadores se calculan en base a la información de la demanda anual de los principales consumidores en los años respectivos. Las series de inventarios corresponden, en el

caso del cobre, a la suma desestacionalizada de los inventarios en las bolsas de Nueva York (COMEX), Shanghai (SHX), y Londres (BML), y en el caso del petróleo, a las existencias reportadas¹⁰ semanalmente por el Departamento de Energía de EE.UU. (DoE). La variable utilizada para capturar el efecto del dólar real (e) es un indicador de tipo de cambio real de EE.UU. versus las principales monedas del mundo.¹¹ Para aproximar la variable apetito por riesgo se utilizó la variable VIX, que mide la volatilidad esperada sobre el índice accionario S&P y, desde este punto de vista, es una *proxy* del grado de aversión al riesgo prevaliente en el mercado; se espera que dicha variable afecte negativamente al precio de la materia prima.

Finalmente, para la aproximación del término prospectivo (*forward-looking*) que refleja las expectativas del mercado respecto del precio futuro ($E_t P_{t+1}$) se consideraron las proyecciones de precios para el promedio del año siguiente reportadas por la *Copper Research Unit* (CRU) para el caso del cobre, y por el DoE para el caso del petróleo.

El cuadro 1 reporta los resultados de los tests de raíces unitarias ADF y PP, para todas las variables en la ecuación (6), tanto para cobre como para petróleo. Como puede apreciarse, todas las series resultan ser

⁹ Estos bloques son: Zona Euro, Estados Unidos, China, Japón y Asia Emergente excluyendo China.

¹⁰ Esta serie también se usa desestacionalizada.

¹¹ La Reserva Federal considera 26 monedas extranjeras para la construcción de este índice.

I(1), pues aunque el test ADF no es concluyente al identificar el orden de integración para la razón de inventarios a demanda en el caso del cobre, el test PP lo confirma.

Para analizar tanto la relación de largo plazo (5) como las interacciones dinámicas de corto plazo descritas en la sección II, y dado el carácter de las series utilizadas, se ha escogido el procedimiento de cointegración basado en un modelo de rezagos distribuidos autorregresivos (ARDL) propuesto por Pesaran, Shin y Smith (2001)¹² —en adelante PSS. Este método tiene ciertas ventajas econométricas sobre otros procedimientos uniecuacionales. En primer lugar, la metodología permite superar los problemas de endogeneidad y de testear la hipótesis sobre los coeficientes de largo plazo comúnmente asociados a la metodología de Engle-Granger. En segundo lugar, los coeficientes de corto y largo plazo son estimados simultáneamente. Por último, la metodología no requiere determinar a priori el orden de integración de las variables incluidas en la ecuación de cointegración, por lo que se puede implementar sin importar si ellas son I(0) o I(1).

El enfoque PSS se basa en la estimación de una representación dinámica no restringida de corrección de errores para las variables en (5) y, posteriormente, se prueba la hipótesis de que las variables rezagadas en niveles son o no significativas. En otras palabras, considerando la definición de z en (5), la metodología PSS consiste en estimar el siguiente modelo de corrección de errores condicional:

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & \alpha_0 + \beta_1 p_{t-1} + \beta_2 z_{t-1} \\ & + \sum_{k=1}^m \varphi_k \Delta p_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^m \theta_k \Delta z_{t-k} + \nu_t, \end{aligned} \quad (6)$$

donde

$$\begin{aligned} z_t = & \alpha_1 + \alpha_2 y_t + \alpha_3 e_t + \alpha_4 x_t \\ & + \alpha_5 r_t + \alpha_6 (s_{t-1} - c_{t-1}) \end{aligned}$$

Para la determinación de m en (6) se estima un modelo de corrección de errores ARDL usando

el criterio de información de Akaike (AIC). Para testear la existencia de una relación de largo plazo, Pesaran, Shin y Smith (2001) consideran un test F para verificar la significancia conjunta de las variables en niveles rezagadas (p_{t-1} ; z_{t-1}).¹³ En segundo lugar, PSS entrega dos conjuntos de valores críticos suponiendo que los regresores son I(1), I(0) o mutuamente cointegrados. Estos valores críticos dan un límite superior y un límite inferior, fuera de los cuales la evidencia es conclusiva. Es decir, si el estadístico F es mayor que el valor crítico superior, la hipótesis nula de que no existe una relación de largo plazo puede ser rechazada independientemente del orden de integración de las series involucradas. Inversamente, si el estadístico F es menor que el valor crítico inferior, la hipótesis nula no puede ser rechazada. El test no es concluyente cuando el estadístico F cae entre los límites.

En el cuadro 2 se reportan los resultados del test de cointegración PSS junto con los límites críticos al 5% de significancia. Como allí se indica, ambas estimaciones no rechazan la existencia de una relación de largo plazo entre las variables. Así, se favorece la hipótesis de que existe una relación de largo plazo entre los precios reales, ratios de inventarios, dólar real multilateral, producción industrial global y costos (para el caso del cobre). Estos resultados son apoyados además por la evidencia obtenida de las pruebas de cointegración alternativas de Engle y Granger (1987) y Johansen y Juselius (1990).

Una vez que se establece la relación de cointegración, el procedimiento PSS requiere calcular los parámetros de largo plazo implícitos en (6) y se calculan los residuos de la ecuación de largo plazo resultante

¹² Para el análisis de relaciones de equilibrio de largo plazo (cointegración) se han propuesto varios métodos econométricos en las últimas dos décadas. Ejemplos de las versiones univariadas corresponden a Engle y Granger (1987), y Phillips y Hansen (1990). Ejemplos de cointegración multivariada son Johansen (1988), Johansen y Juselius (1990) y Johansen (1996). Los tests de cointegración de Engle y Granger (1987), el de Stock y Watson (1993), así como los de Johansen y Juselius (1990) y Johansen (1996) requieren que las variables incluidas en la relación de cointegración sean todas I(1). Esta condición no es necesaria en el caso de PSS.

¹³ En caso de que la representación de corrección de errores incluya una tendencia determinística, el test F debe considerar que el coeficiente asociado es cero.

CUADRO 2

Resultados de Tests de Cointegración

		Cobre 3.94*			Petróleo 3.29**		
F-estadístico^a		10%	5%	1%	10%	5%	1%
Pesaran et al.	Valor p						
	Límite inferior ^b	1.90	2.26	3.07	2.01	2.45	3.42
	Límite superior ^b	3.01	3.48	4.41	3.10	3.63	4.84
Test de traza^c		Traza	Valor al 5%	Prob.	Traza	Valor al 5%	Prob.
	Ninguna	73.22	60.06	0.00	60.47	40.17	0.00
	A lo más 1	42.39	40.17	0.03	21.96	24.28	0.10
	A lo más 2	13.07	24.28	0.62	8.75	12.32	0.18
	A lo más 3	4.03	12.32	0.71	2.12	4.13	0.17
Johansen	Test de v. propio	V. Propio	Valor al 5%	Prob.	V. propio	Valor al 5%	Prob.
	Ninguna	0.37	30.83	0.04	38.51	24.16	0.00
	A lo más 1	0.35	29.31	0.01	13.21	17.80	0.21
	A lo más 2	0.13	9.04	0.59	6.63	11.22	0.28
	A lo más 3	0.06	3.88	0.65	2.12	4.13	0.17
Engle y Granger		T estadístico	Prob.	T estadístico	T estadístico	Prob.	
	ADF estadístico ^d	-4.19	0.00	-2.92	-2.92	0.00	
	V. crítico al 1%	-2.60		-2.60	-2.60		
	V. crítico al 5%	-1.95		-1.95	-1.95		
	V. crítico al 10%	-1.61		-1.61	-1.61		

Fuente: Elaboración propia.

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

^a Calculados sobre una versión restringida de la especificación general respectiva.^b Valores críticos obtenidos de Pesaran et al. (2001), tabla C1 (I). Sin constante ni tendencia^c Test aplicado sobre los logaritmos de las series en las que se busca la relación de LP. Valores p computados de acuerdo con MacKinnon-Haug-Michelis (1999).^d Test aplicado sobre los residuos de una estimación de MCO sobre las series en donde se busca la relación de LP. Valores p calculados por MacKinnon (1996)

(*ecm*), los cuales permiten estimar el siguiente modelo final reducido:

$$\Delta p_t = \mu + \sum_{k=1}^{m_1} \varphi_k \Delta p_{t-k} + \sum_{k=0}^{m_2} \theta_k \Delta z_{t-k} + \sum_{k=0}^{m_3} \theta_k \Delta w_{t-k} + \psi ecm_{t-1} + \varepsilon_t \tag{7}$$

La ecuación resume los efectos de corto plazo y el efecto de la convergencia hacia el equilibrio de largo plazo. Cabe señalar que en (7) también se incluyeron otras variables no incluidas en *z*, y que se consideró tienen efectos en el corto plazo, pero no así en el largo plazo. Dichas variables, que se resumen en *w*, miden factores de origen financiero tales como el apetito por riesgo de los inversionistas, y las revisiones de las expectativas de mercado respecto del precio futuro.

En los cuadros 3A y 3B se reportan los resultados de la ecuación de largo plazo implícita en (6) y la correspondiente ecuación de corrección de errores.¹⁴ Dichos parámetros se calculan bajo el supuesto de que, en el largo plazo, las variaciones de las variables se anulan, quedando entonces solamente la relación en niveles. En general, para la elección de las especificaciones finales contenidas en los modelos se utilizaron criterios tales como la calidad del ajuste, la significancia estadística de los estimadores y su coherencia con la teoría, y un conjunto de tests de diagnóstico (autocorrelación, heterocedasticidad, raíces unitarias) sobre los residuos de las ecuaciones.

Como se observa, se reportan tres estimaciones alternativas para cada producto. En la primera columna se muestran los resultados de la estimación de una especificación general para el modelo (6), cuyos órdenes

de rezago fueron elegidos usando el criterio Akaike, lo que determinó un ARDL(1,0,0,2,3,1,3,3) para el caso del cobre, y un ARDL (2,2,0,2,0,3,3) para el caso del petróleo. A partir de una estrategia de reducción desde lo general a lo particular, se obtiene una especificación más parsimoniosa y estable, la cual se reporta en la segunda columna. No obstante la relevancia de la variable de expectativas en las especificaciones, se estimó razonable presentar una tercera alternativa que excluye esta variable, atendiendo al alto grado de correlación encontrado entre la serie efectiva de precios y la serie de expectativas (alrededor de 0.9, en ambos casos). En general, las estimaciones arrojaron especificaciones parsimoniosas,^{15,16} con coeficientes coherentes con la teoría y la evidencia previa y que apoyan la hipótesis de que existe una relación de largo plazo entre los precios y sus fundamentos (demanda global, dólar, ratio de inventarios y costos). 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 del dólar, de los ratios de inventarios¹⁷ 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

¹⁴ En el Apéndice A se reportan los resultados basados en métodos alternativos, como son el de Engle y Granger (1997) y el de Stock y Watson (1993). Se puede apreciar que los parámetros de largo plazo no difieren significativamente de los estimados por PSS.

¹⁵ El Apéndice B presenta los tests de estabilidad del modelo de corrección de errores para los modelos seleccionados.

¹⁶ En el Apéndice C se presentan los tests de estabilidad paramétrica para la estimación de los parámetros de largo plazo de acuerdo con el enfoque de Pesaran et al. (2001).

¹⁷ Si bien el signo de los inventarios es el esperado a priori, existen trabajos en donde se reporta el efecto inverso. Véase, por ejemplo, Pincheira (1999, 2000).

CUADRO 3A

Ecuación de Cointegración
variable dependiente: log(precio real)

	Cobre		Petróleo WTI	
	Coefficiente	Valor <i>p</i> *	Coefficiente	Valor <i>p</i> *
Razón inventarios (-1)	-0.20	0.86	-1.35	0.22
Dólar real	-0.87	0.00	-2.97	0.01
Demanda global	0.28	0.14	2.40	0.03
Costos	0.71	0.00		

CUADRO 3B

Modelo de Corrección de Errores
variable dependiente: $\Delta \log(\text{precio real})$

	rez	Cobre						Petróleo WTI					
		General		Reducido				General		Reducido			
		Coef.	Valor p	Con expectativas		Sin expectativas		Coef.	Valor p	Con expectativas		Sin expectativas	
				Coef.	Valor p	Coef.	Valor p			Coef.	Valor p	Coef.	Valor p
$\Delta \log(\text{precio real})$	-1	-0.01	0.97					0.00	0.99				
	-2							-0.28	0.08				
$\Delta \log(\text{razón inventarios})$	-1							-0.16	0.72				
	-2							-0.51	0.21				
$\Delta \log(\text{dólar real})$	0	-1.00	0.13	-1.32	0.01	-1.55	0.01	-1.84	0.01	-1.85	0.00	-1.75	0.15
$\Delta \log(\text{dda global})$	0	1.55	0.11	1.25	0.03	2.19	0.00	2.69	0.01	2.50	0.00	3.57	0.00
	-1	-0.11	0.92					-0.51	0.65				
	-2	-0.51	0.61					0.78	0.49				
$\Delta \log(\text{costos})$	0	0.46	0.02	0.43	0.01	0.43	0.05						
	-1	0.15	0.50										
	-2	0.12	0.56										
	-3	-0.18	0.36										
$\Delta \log(\text{tasa})$	0	5.82	0.12	6.03	0.03	9.75	0.00	8.02	0.03	7.90	0.01	9.47	0.01
	-1	0.82	0.81										
$\Delta \log(\text{VIX})$	0	-0.10	0.13	-0.10	0.08	-0.16	0.02	-0.11	0.16	-0.10	0.12	-0.07	0.27
	-1	-0.03	0.62					0.02	0.83				
	-2	-0.02	0.72					0.05	0.49				
	-3	-0.04	0.54					-0.05	0.51				
	-4							-0.02	0.76	-0.07	0.24	-0.08	0.20
$\Delta \log(E_t P_t)$	0	0.34	0.00	0.36	0.00			0.29	0.04	0.26	0.01		
	-1	-0.03	0.70					0.20	0.17				
	-2	0.00	0.96					0.03	0.79				
	-3	0.14	0.06	0.15	0.01			0.10	0.34				
mce(-1)		-0.15	0.12	-0.19	0.00	-0.15	0.05	-0.07	0.24	-0.10	0.05	-0.08	0.01

Test de Diagnóstico de Residuos

R ² corregido	0.63	0.69	0.51	0.51	0.54	0.50
Correlación serial ^a	1.90	0.13	1.43	0.23	1.84	0.13
Heterocedasticidad ^b	0.84	0.65	0.86	0.56	1.25	0.29
Normalidad ^c	5.13	0.09	3.93	0.14	1.12	0.57
Especificación ^d	1.45	0.24	1.50	0.23	10.02	0.01

Fuente: Elaboración propia.

* Calculados en base a test de Wald para la significancia del parámetro de largo plazo.

a. En base a test LM de Breusch-Godfrey, con 4 rezagos.

b. En base a test Breusch-Pagan-Godfrey.

c. En base a test Jarque-Bera.

d. En base a test de Ramsey, con 2 términos.

se incluyen en la ecuación de corto plazo; algo similar ocurre con respecto a la variable asociada a la aversión al riesgo, que tiene un efecto negativo en la dinámica de corto plazo, acorde con lo indicado en la sección II.

IV. ¿QUÉ PASÓ ENTRE LOS AÑOS 2002 Y 2010?

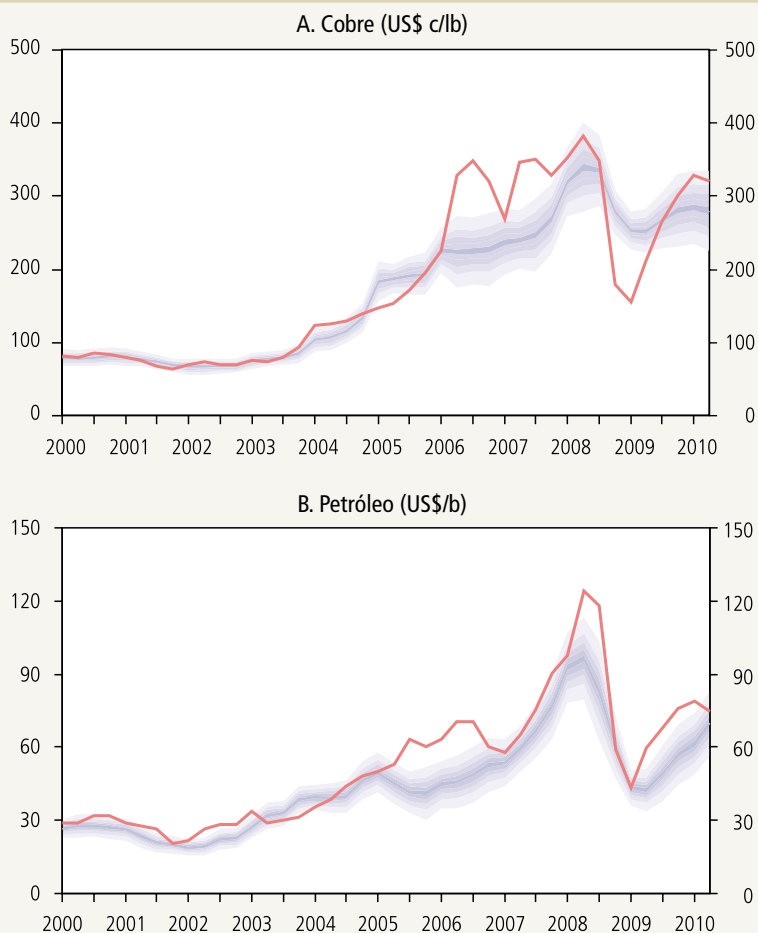
Las ecuaciones estimadas y reportadas en la sección III son utilizadas en esta sección para analizar los factores que explican las fluctuaciones de los precios reales del cobre y del petróleo durante el período 2002-2010.¹⁸ Con este fin hemos subdividido el período en tres: de 2002 a 2008.2, de 2008.3 a 2009.1, y de 2009.2 a 2010.2. El primer subperíodo se caracteriza por un fuerte crecimiento de la economía global, la incursión de China como principal consumidor de materias primas, reducción generalizada de inventarios en la mayoría de los mercados de productos básicos, un ambiente financiero de baja aversión al riesgo asociada a 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 siguiente, de 2008.3 a 2009.1 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 sincrónicamente a distintos mercados internacionales, reflejándose en restricciones de crédito y de liquidez, menor confianza de los inversionistas y desplome generalizado de los precios de materias primas. En el último, de 2009.1 a 2010.2, 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.

Un primer ejercicio interesante consiste en evaluar la ecuación de largo plazo implícita en la estimación para

GRÁFICO 1

Precio Efectivo (p) y Precio Basado en sus Fundamentos (z)



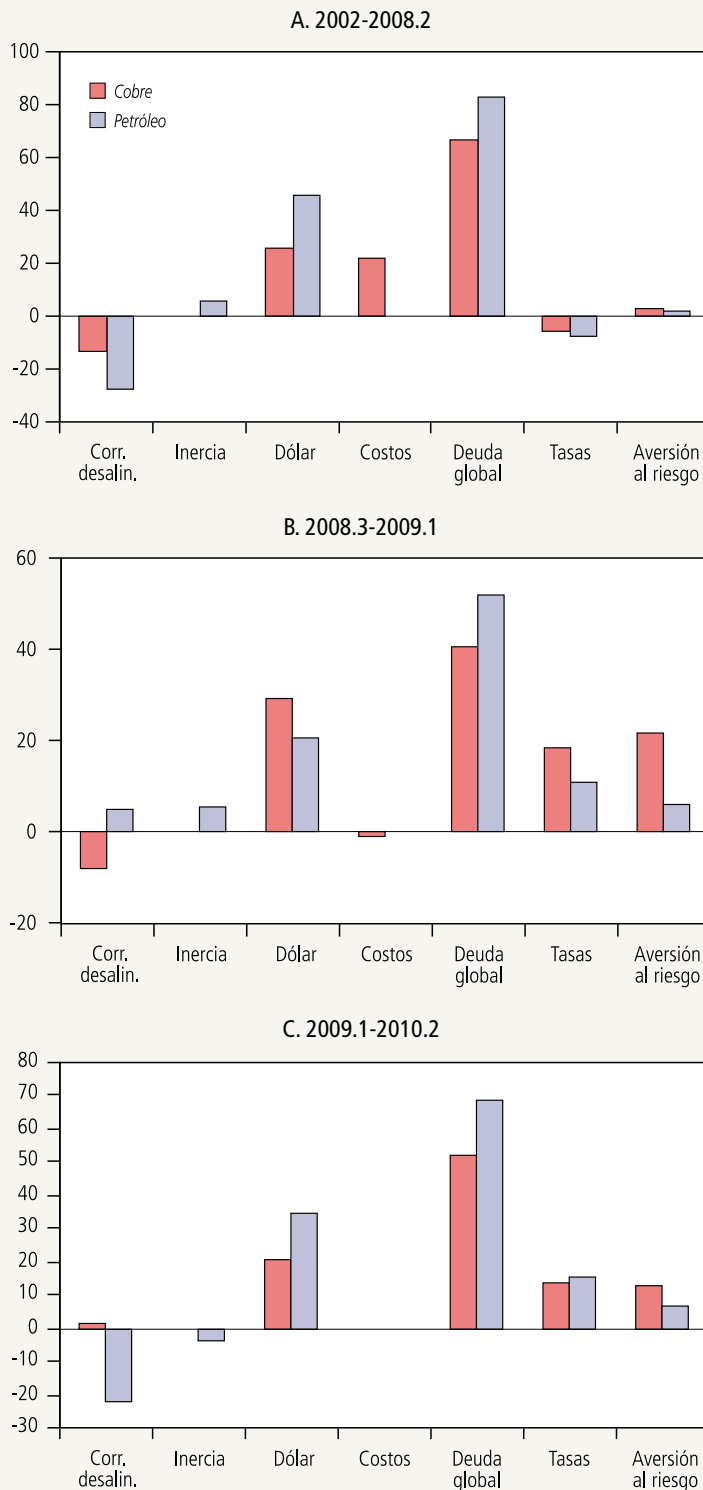
Fuente: Elaboración propia.

evaluar el grado de desalineamiento de los precios respecto de sus fundamentos durante el período muestral bajo análisis. En el gráfico 2 se observan los precios efectivos (en rojo) en relación con una banda para los fundamentos. Esta banda de ± 1 desviación estándar se construye con el error estándar de la regresión de mínimos cuadrados ordinarios. Se puede observar que los precios efectivos nominales se desalinean respecto de sus fundamentos a partir del 2002. En efecto, el cuadro 4 reporta evidencia de que el desalineamiento promedio del cobre fue menor (alrededor de 9%) que la del petróleo (17%) en el período. Por su parte, los

¹⁸ En particular, en la evaluación se utilizan las estimaciones correspondientes a los modelos reducidos con y sin expectativas.

GRÁFICO 2

Contribución de los Factores
(porcentaje de variación predicha en el periodo)



Fuente: Elaboración propia.

precios de fundamentos tienen un comportamiento más pausado y exhiben su punto máximo al mismo tiempo que los precios efectivos, es decir, aproximadamente hasta la primera mitad del 2008. Después, con la contracción de la actividad y de la liquidez global, los precios se desploman y, como indica el gráfico, los precios efectivos caen más abruptamente que los fundamentos, principalmente en el caso del cobre. Posteriormente, estos se recuperan con rapidez, dando cuenta de una volatilidad similar a la de un activo financiero.

Otro ejercicio interesante consiste en conocer los factores que han explicado las fluctuaciones de los precios del cobre y del petróleo en el citado período. El cuadro 4 resume la contribución relativa de las variables que se consideran en las ecuaciones de corrección de errores. Si bien en el cuadro 4 se reportan los resultados que se extraen del modelo parsimonioso, ellos no son distintos de los que se obtienen del modelo más general irrestricto. El gráfico 2, por su parte, muestra el porcentaje explicado por cada una de las variables,¹⁹ del total de la variación predicha por el modelo.

En el período de 2002 a 2008.2 se observa una contribución negativa de los términos de corrección, lo cual refleja el hecho de que los precios efectivos se encontraron por encima de sus fundamentos de largo plazo tanto para el cobre como para el petróleo. 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 (cobre, 67%; petróleo, 82%). La depreciación acumulada del dólar también juega un rol importante, pero en términos

¹⁹ Este gráfico se construye usando los modelos reducidos, sin incluir expectativas (ver cuadro 3B).

CUADRO 4

Descomposición Factorial de los Precios Reales
 (variación acumulada de los factores en el periodo respectivo)

	2002 - 2008.2			2008.3 - 2009.1			2009.2 - 2010.2					
	Cobre		Petróleo	Cobre		Petróleo	Cobre		Petróleo			
	C/expect	S/expect	C/expect	S/expect	C/expect	S/expect	C/expect	S/expect				
Corrección de deseq.	-40.8	-20.4	-34.9	-27.5	4.1	5.0	-5.8	-4.6	9.4	0.8	-7.3	-10.3
Factores inerciales	12.3		4.4	5.3	3.2		-4.5	-5.3	-14.5		-5.6	-1.9
Dólar	34.4	40.6	48.1	45.5	-14.6	-17.8	-21.1	-19.9	11.1	11.5	17.0	16.5
Costos	36.8	35.1			0.8	0.7			0.0	0.0		
Demanda global	46.1	105.5	58.0	82.9	-20.2	-24.5	-35.2	-50.2	14.3	29.2	12.1	32.7
Tasas	-5.0	-8.3	-6.6	-7.9	-6.8	-11.2	-8.9	-10.6	5.9	7.6	5.7	7.2
Aversión al riesgo	3.0	5.0	7.4	2.2	-7.7	-13.0	-12.1	-5.6	7.9	7.2	0.9	3.1
Revisión de expectativas	59.6		28.5		-34.1		-12.5		20.7		7.4	
Variación predicha	146.3	157.5	105.1	100.5	-75.4	-60.7	-100.1	-96.3	54.8	56.3	30.2	47.3
Variación efectiva	143.4	143.4	148.9	148.9	-85.2	-85.2	-100.6	-100.6	63.1	63.1	53.7	53.7
Variación de fundamentos	139.9		122.8	131.9	-26.5	-23.7	-63.8	-77.9	-3.9	-4.3	42.2	42.8
Desalineamiento c/r a fun.	13.7	8.68	6.63	17.0	-23.91	-26.1	-21.2	14.2	12.6	14.9	4.7	29.5
Variación predicha	146.3	157.5	105.1	100.5	-75.4	-60.7	-100.1	-96.3	54.8	56.3	30.2	47.3
Corr. desalin.	-27.9	-13.0	-33.2	-27.4	-5.5	-8.3	5.8	4.8	17.1	1.5	-24.1	-21.8
Inercia	8.4	0.0	4.2	5.3	-4.2	0.0	4.5	5.5	-26.6	0.0	-18.6	-4.0
Dólar	23.5	25.8	45.8	45.3	19.4	29.3	21.1	20.7	20.4	20.4	56.1	34.8
Costos	25.1	22.3	0.0	0.0	-1.0	-1.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Deuda global	31.5	67.0	55.2	82.5	26.9	40.3	35.1	52.1	26.0	51.8	40.1	69.1
Tasas	-3.4	-5.3	-6.3	-7.8	9.0	18.5	8.9	11.0	10.7	13.5	18.9	15.3
Aversión al riesgo	2.0	3.2	7.0	2.2	10.2	21.4	12.1	5.8	14.5	12.9	3.1	6.6
Rev. exp.	40.8	0.0	27.2	0.0	45.2	0.0	12.5	0.0	37.9	0.0	24.4	0.0

Fuente: Elaboración propia.

comparativos es mayor para el petróleo (45%) que para el cobre (26%). Hay que notar que, tomados en conjunto, los factores financieros (tasas y aversión al riesgo) no explican un porcentaje significativo de la variación acumulada.

Es interesante notar que, durante el desplome de los precios, entre 2008.3 y 2010.2, es interesante notar que los factores financieros juegan un rol más importante que en el período previo. En efecto, para el precio del cobre, alrededor de un quinto de la variación acumulada en el período se explica por estos dos factores, en tanto para el precio del petróleo este factor explica alrededor de un décimo. No obstante lo anterior, la contracción de la demanda y la apreciación del dólar continúan siendo los factores más importantes a la hora de explicar la fuerte contracción de los precios en el período.

Finalmente, en 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 explican la mayor parte de la variación acumulada.

V. CONCLUSIONES FINALES

A partir de un modelo estilizado para las fluctuaciones del precio de las materias primas se estimaron dos ecuaciones de corrección de errores con datos trimestrales desde 1990 a mediados de 2010. Las estimaciones arrojaron especificaciones parsimoniosas, con coeficientes coherentes con la teoría y la evidencia previa y que apoyan la hipótesis de existencia de una relación de largo plazo entre los precios y sus fundamentos (demanda global, dólar, ratio de inventarios y costos).

El análisis de los precios indica que entre 2002 y 2008.3 el cobre tuvo un desalineamiento inferior al del precio del petróleo. No obstante, durante el desplome entre 2008.3 y 2009.1 el precio del cobre se sobreajustó a la baja comparado con el petróleo. En la recuperación posterior, el precio del cobre se ajustó al alza más rápidamente que el precio del petróleo.

Del análisis de los factores que explicaron las fluctuaciones de los precios efectivos se concluye que las fluctuaciones del dólar y de la demanda global y

las revisiones de expectativas respecto de los precios futuros son los factores que principalmente explican los movimientos. Los factores puramente financieros, tales como las tasas y la percepción de riesgo, parecen tener su impacto principal en el corto plazo, ya que su contribución tiende a diluirse en el período largo de alza, pero es mayor en los períodos de desplome y recuperación.

REFERENCIAS

- De Gregorio, J., F. Jaque y H. González (2005). "Fluctuaciones del Dólar, Precio del Cobre y Términos de Intercambio." Documento de Trabajo N°310, Banco Central de Chile.
- Dufour, A. y R. Engle (2000). "Time and the Price Impact of a Trade." *Journal of Finance* 55(6): 2467-98.
- Engle, R. y C. Granger (1987). "Co-integration and Error Correction Representation: Estimation and Testing." *Econometrica* 55(2): 251-76.
- Jaramillo P. y J. Selaive (2006). "Actividad Especulativa y el Precio del Cobre." Documento de Trabajo N°384, Banco Central de Chile.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231-54.
- Johansen, S. y K. Juselius (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Application to the Demand for Money." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52: 169-210.
- Johansen, S. (1996). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*, segunda edición: Oxford University Press.
- López, E., F. Meneses y V. Riquelme (2009). "Elasticidades de Precios de Productos Relevantes para la Economía Chilena." *Economía Chilena* 12(3): 103-16.
- Lord, M. (1991). "Price Formation in Commodity Markets." *Journal of Applied Econometrics* 6(3): 239-54.
- MacKinnon, J. (1996). "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests." *Journal of Applied Econometrics* 11(6): 601-18.
- MacKinnon, J., A. Haug y L. Michelin (1999). "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration." *Journal of Applied Econometrics* 14(5): 563-77.
- Mayer, J. (2009). "The Growing Interdependence between Financial and Commodity Markets". *UNCTAD Discussion Papers*, Octubre.

Pesaran, M., Y. Shin y R. Smith. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships." *Journal of Applied Econometrics* 16(3): 289-326.

Phillips, P. y B. Hansen (1990). "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Process." *Review of Economic Studies* 57: 99-125.

Pincheira, P. (1999). "The Price-Stock Relationship in the Copper Market, A Surprising Approach." Anales del seminario Copper 99 en Phoenix, Arizona, octubre.

Pincheira, P. (2000). "The Price-Stock Relationship in the Copper Market, An Econometric Perspective." Reporte para la División de Planificación, Comisión Chilena del Cobre.

Stock, S. y M. Watson (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vector in Higher Order Integrated Systems." *Econometrica* 61(4): 783-820.

APÉNDICE A

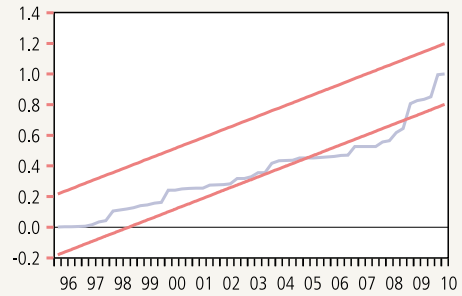
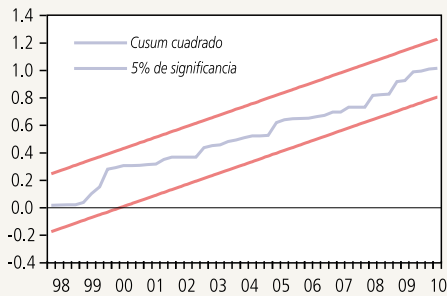
GRÁFICO A1

Test de Estabilidad de los Modelos de Corrección de Errores (MCE) para Cobre y Petróleo

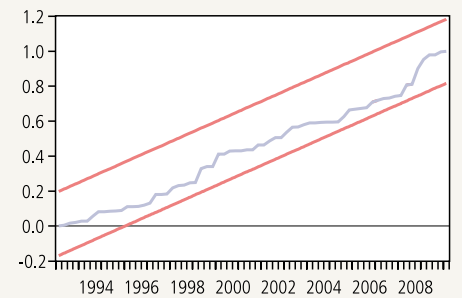
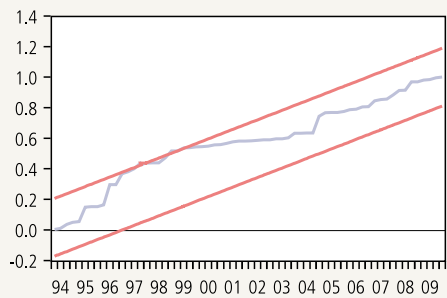
Cobre

Petróleo

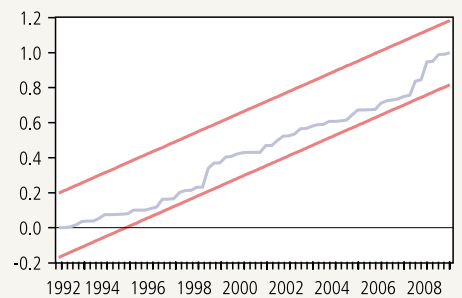
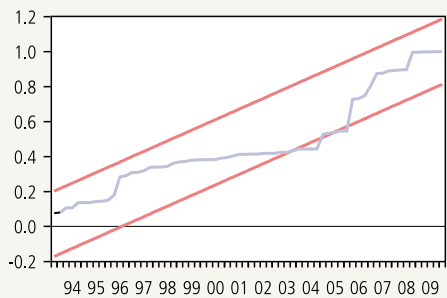
A. Modelo general



B. Modelo reducido con expectativas



C. Modelo reducido sin expectativas



Fuente: Elaboración propia.

APÉNDICE B

Ecuaciones de Cointegración: Métodos Alternativos

CUADRO B1									
Método MCO									
Ecuación de Cointegración									
variable dependiente: $\log(\text{precio real})$									
	Cobre				Petróleo WTI				
		Coeficiente	Valor p^*		Coeficiente	Valor p^*		Coeficiente	Valor p^*
Razón inventarios (-1)		-0.13	0.00		-1.15	0.00		-1.15	0.00
Dólar real		-1.14	0.00		-3.71	0.00		-3.71	0.00
Demanda global		0.39	0.00		3.21	0.00		3.21	0.00
Costos		0.79	0.00						
Modelo de Corrección de Errores									
variable dependiente: $\Delta\log(\text{precio real})$									
	rez	Cobre				Petróleo WTI			
		General		Reducido		General		Reducido	
		Coef.	Valor p	Coef.	Valor p	Coef.	Valor p	Coef.	Valor p
$\Delta\log(\text{precio real})$	-1	0.00	0.00			0.02	0.91		
	-2					-0.28	0.07		
$\Delta\log(\text{razón inventarios})$	-1					-0.19	0.67		
	-2					-0.49	0.23		
$\Delta\log(\text{dólar})$	0	0.00	0.00	-1.21	0.02	-1.80	0.01	-1.81	0.00
$\Delta\log(\text{dda global})$	0	0.00	0.00	1.26	0.01	2.83	0.01	2.66	0.00
	-1	0.00	0.00			-0.63	0.58		
	-2	0.00	0.00			0.77	0.50		
$\Delta\log(\text{costos})$	0	0.00	0.00	0.43	0.02				
	-1	0.00	0.00						
	-2	0.00	0.00						
	-3	0.00	0.00						
$\Delta\log(\text{tasa})$	0	0.00	0.00	5.62	0.04	7.76	0.03	7.84	0.02
	-1	0.00	0.00						
$\Delta\log(\text{VIX})$	0	0.00	0.00	-0.10	0.08	-0.12	0.11	-0.11	0.08
	-1	0.00	0.00			0.00	0.97		
	-2	0.00	0.00			0.03	0.66		
	-3	0.00	0.00			-0.07	0.35		
	-4	0.00	0.00			-0.04	0.59	-0.09	0.15
$\Delta\log(E_t P_t)$	0	0.00	0.00	0.36	0.00	0.28	0.05	0.25	0.01
	-1	0.00	0.00			0.20	0.17		
	-2	0.00	0.00			0.03	0.77		
	-3	0.00	0.00	0.16	0.00	0.11	0.29		
mce(-1)		0.00	0.00	-0.20	0.00	-0.10	0.13	-0.12	0.03

CUADRO B1 (continuación)									
Método Stock-Watson									
Ecuación de Cointegración									
variable dependiente: $\log(\text{precio real})$									
	Cobre				Petróleo WTI				
		Coefficiente	Valor p^*		Coefficiente	Valor p^*		Coefficiente	Valor p^*
Razón inventarios (-1)		-0.15	0.00		-2.33	0.00		-2.33	0.00
Dólar real		-1.18	0.00		-3.91	0.00		-3.91	0.00
Demanda global		0.35	0.00		3.15	0.00		3.15	0.00
Costos		0.89	0.00						
Modelo de Corrección de Errores									
variable dependiente: $\Delta\log(\text{precio real})$									
	rez	Cobre				Petróleo WTI			
		General		Reducido		General		Reducido	
		Coef.	Valor p	Coef.	Valor p	Coef.	Valor p	Coef.	Valor p
$\Delta\log(\text{precio real})$	-1	0.00	0.00			-0.01	0.97		
	-2					-0.30	0.06		
$\Delta\log(\text{razón inventarios})$	-1					-0.28	0.54		
	-2					-0.52	0.20		
$\Delta\log(\text{dólar})$	0	0.00	0.00	-1.15	0.02	-1.76	0.01	-1.84	0.00
$\Delta\log(\text{dda global})$	0	0.00	0.00	1.40	0.01	2.79	0.01	2.59	0.00
	-1	0.00	0.00			-0.57	0.62		
	-2	0.00	0.00			0.81	0.49		
$\Delta\log(\text{costos})$	0	0.00	0.00	0.43	0.01				
	-1	0.00	0.00						
	-2	0.00	0.00						
	-3	0.00	0.00						
$\Delta\log(\text{tasa})$	0	0.00	0.00	5.46	0.05	8.00	0.03	8.22	0.01
	-1	0.00	0.00						
$\Delta\log(\text{VIX})$	0	0.00	0.00	-0.11	0.05	-0.12	0.12	-0.11	0.09
	-1	0.00	0.00			0.01	0.93		
	-2	0.00	0.00			0.04	0.63		
	-3	0.00	0.00			-0.07	0.37		
	-4					-0.04	0.57	-0.08	0.16
$\Delta\log(E_t P_t)$	0	0.00	0.00	0.35	0.00	0.28	0.05	0.24	0.01
	-1	0.00	0.00			0.19	0.19		
	-2	0.00	0.00			0.02	0.87		
	-3	0.00	0.00	0.16	0.01	0.09	0.41		
mce(-1)		0.00	0.00	-0.19	0.00	-0.06	0.33	-0.10	0.07

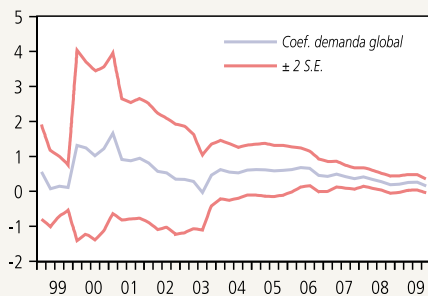
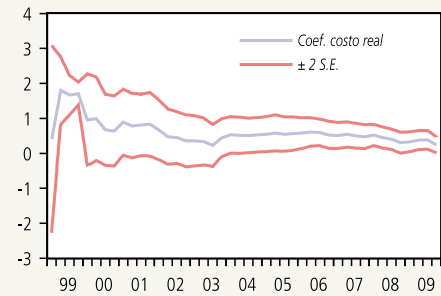
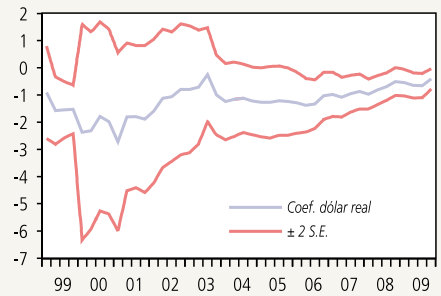
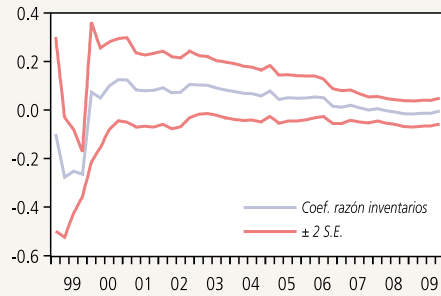
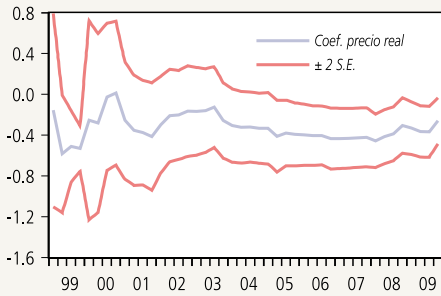
Fuente: Elaboración propia.

APÉNDICE C

GRÁFICO C1

Estabilidad de la Estimación de Largo Plazo

Cobre

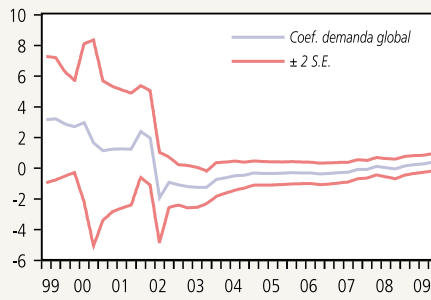
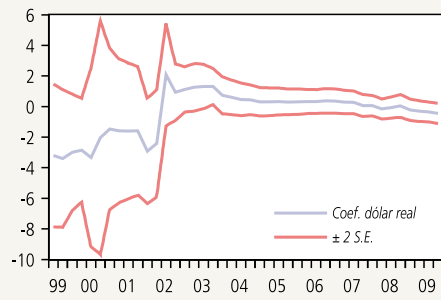
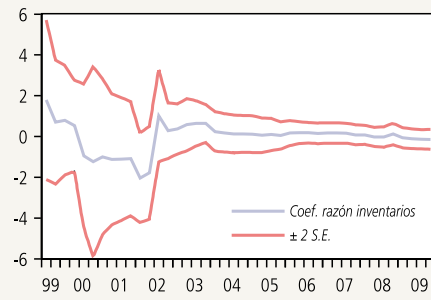
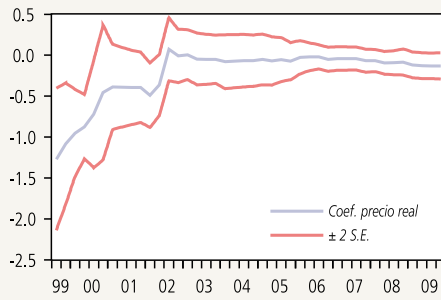


Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO C1 (continuación)

Estabilidad de la Estimación de Largo Plazo

Petróleo WTI



Fuente: Elaboración propia.