



EL EFECTO DE SORPRESAS EN EL CRECIMIENTO DE CHINA SOBRE EL PRECIO DEL COBRE

Ercio Muñoz S.*

I. INTRODUCCIÓN

El rol de China en el comercio global ha recibido gran atención durante la última década. En particular, esta economía ha sido señalada como uno de los principales motores del precio de las materias primas en este período (Cheung y Morin, 2007; FMI, 2006, 2008; Jenkins, 2011; Park y Zhai, 2007; Streifel, 2006; Unctad, 2005). En el caso del cobre, China ha emergido como el mayor demandante del mundo con una participación en torno a 43% del total de consumo de cobre refinado durante el año 2013¹. Considerando esto, este trabajo tiene como objetivo cuantificar la magnitud del efecto que tienen los cambios en las perspectivas de crecimiento en dicha economía sobre el precio del cobre.

Este trabajo sigue la línea propuesta por Kilian y Hicks (2012) aplicada al mercado global del crudo, la cual explota el hecho de que los errores ponderados de proyección del PIB pueden ser tratados como *shocks* de demanda exógenos para dicho mercado. De esta manera, se estudia el impacto de las sorpresas de crecimiento usando una medida de errores ponderados en el crecimiento proyectado por *Consensus Economics* sobre el mercado global del cobre². La contribución a la literatura empírica sobre la relación entre la actividad económica y el precio de las materias primas, en particular del cobre, es que se cuantifica el impacto del crecimiento del PIB de China usando datos en frecuencia mensual. De esta manera, se puede evaluar empíricamente la hipótesis que atribuye el reciente superciclo a la urbanización e industrialización china (Cuddington y Jerrett, 2008) y obtener posibles escenarios frente a la posible desaceleración que muestra dicha economía en la actualidad. Además, se realiza una estimación mediante un modelo VAR propuesto por Roache (2012), y se compara el efecto de China con el impacto proveniente de otras economías como Estados Unidos, la Eurozona y Japón.

Los principales resultados son: que el precio real del cobre responde de forma positiva y estadísticamente significativa a las sorpresas de crecimiento de China, obteniéndose una respuesta de 1,1% frente a una revisión en el crecimiento anual de 0,1%. Al comparar con otras

* Gerencia de Análisis Internacional, Banco Central de Chile. Email: em1098@georgetown.edu

1 Según las estadísticas del Copper Research Unit (reportes privados), UK (2014).

2 La relación entre las innovaciones del producto interno bruto o actividad real y el precio de las materias primas se discute en, por ejemplo, Barsky y Kilian (2002); Borensztein y Reinhart (1994); De Gregorio et al. (2005); Frankel y Rose (2009); López et al. (2009), y López y Riquelme (2010).

economías avanzadas, solo Estados Unidos presenta un impacto significativo de 0,9% frente a una revisión de 0,1%. Además, no se obtienen respuestas estadísticamente significativas al estimar un modelo VAR usando series de producción industrial.

Esta nota continúa de la siguiente forma. La sección II describe los datos utilizados en la estimación y una descripción metodológica. La sección III contiene los resultados empíricos y, para terminar, la sección IV entrega un resumen y comentarios finales.

II. DATOS Y METODOLOGÍA

Se utilizan datos en frecuencia mensual de proyecciones de crecimiento del PIB de *Consensus Economics* para el período que comprende entre septiembre del 2002 y marzo del 2014. Un *shock* exógeno de crecimiento se define, entonces, como el cambio en un mes con respecto al anterior de la proyección para el año en curso o siguiente³:

$$S_{i,t} = P_{i,t} - P_{i,t-1} \quad (1)$$

donde $P_{i,t}$ es la proyección del crecimiento anual del año actual o siguiente del país i en el mes t . Al igual que en Kilian y Hicks (2012), se considera el año en curso como no conocido desde enero a septiembre, y en octubre de cada año se usa la proyección para el siguiente año. Los *shocks* de cada país se ponderan usando la fracción que representa cada uno respecto del mundo a paridad de poder de compra. Esto ayuda a capturar la creciente importancia de China en la economía mundial.

La ecuación a estimar es la siguiente:

$$\Delta p_t = \alpha + \beta_i w_{i,t} S_{i,t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde Δp_t es la diferencia del logaritmo del precio real del cobre, usando el precio promedio mensual transado en la Bolsa de Metales de Londres obtenido desde Bloomberg, y deflactado por el IPC de Estados Unidos obtenido desde la base de datos de la Reserva Federal de St. Louis; β_i corresponde a la respuesta del precio real del cobre a una revisión de 1% en el crecimiento del PIB según se definió en (1) y $w_{i,t}$ es la fracción de la economía i respecto del mundo corrigiendo según la paridad de poder de compra (PPC) obtenido del informe Perspectivas de la Economía del FMI de octubre del 2013 e interpolado linealmente para pasar

³ Cabe señalar que parte del cambio en la proyección, además de incorporar nueva información, podría corresponder a una corrección de una proyección ineficiente en el período previo. En el apéndice A se reporta el test de eficiencia de Mincer y Zarnowitz (1969), en el cual no se encuentra evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de eficiencia en ninguna de las cuatro economías. A pesar de esto, se encuentra autocorrelación serial (apéndice B), en línea con los trabajos previos de Ager et al. (2009); Isiklar et al. (2006) y Pistelli (2012), resultado que podría implicar una sobreestimación de la respuesta del precio del cobre a las revisiones del crecimiento.



desde frecuencia anual a mensual⁴. Se consideran las cuatro economías que presentan una mayor ponderación a PPC: Estados Unidos, la Eurozona, Japón y China. La inferencia estadística se realiza usando errores estándares robustos a heterocedasticidad corregidos según White.

El análisis econométrico se basa principalmente en el trabajo de Kilian y Hicks (2012) que estudia el impacto de las revisiones en las proyecciones del *Economist Intelligence Unit* sobre el precio del petróleo. Ejercicios similares han sido realizados en los trabajos de Andersen et al. (2007) y Faust et al. (2003), que estudian la respuesta de los precios financieros a noticias macroeconómicas de Estados Unidos, y Kilian y Vega (2008) que usan medidas de alta frecuencia de noticias macroeconómicas estadounidenses para analizar la respuesta del precio del petróleo a estas.

Un problema de la estimación individual presentada en la ecuación (2) puede ser el contagio que existe del crecimiento de una economía sobre otras economías. El cuadro 1 presenta las correlaciones cruzadas entre las revisiones de crecimiento de las economías consideradas, calculadas según la ecuación (1). Para controlar por esto se estima el impacto de las revisiones sobre el precio real incorporando todas las revisiones en una sola ecuación, de la siguiente forma:

$$\Delta p_t = \alpha + \sum_{i=1}^4 \beta_i w_{i,t} S_{i,t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

donde i se refiere a Estados Unidos, la Eurozona, Japón y China.

Cuadro 1

Coefficientes de correlación*

	EE.UU.	Eurozona	Japón	China
Estados Unidos (EE.UU.)	1			
Eurozona**	0,4	1		
Japón	0,4	0,5	1	
China	0,3	0,4	0,3	1

Fuente: Estimación del autor sobre la base de *Consensus Economics*.

*Correlación entre las revisiones de crecimiento entre octubre 2002 y marzo 2014.

⁴ Se usa el valor original de la serie anual en el último mes de cada año, mientras que para los meses entre enero y noviembre se asignan valores mediante una interpolación lineal con el fin de obtener una serie sin saltos.

Como referencia, se estima un modelo VAR de forma reducida con una identificación de *shocks* de forma recursiva basada en Kilian (2009) y adaptada por Roache (2012). El modelo incluye siete variables endógenas en frecuencia mensual desde marzo de 1996 hasta diciembre del 2013: producción mundial de cobre (Q_w), producción industrial mundial excluyendo el país i (X_{RoW}), producción industrial del país i (X_i) que puede ser China, Estados Unidos, Japón o la Eurozona, consumo aparente de cobre de la economía i (C_i), la tasa de interés de corto plazo de Estados Unidos (R), el tipo de cambio real multilateral de Estados Unidos (REER), y el precio real del cobre deflactado por el IPC de Estados Unidos (PIP^{US}). El vector de variables endógenas Z es:

$$Z'_t = \left[\Delta \ln(Q_{w,t}) \Delta \ln(X_{RoW,t}) \Delta \ln(X_{i,t}) \Delta \ln(C_{i,t}) \Delta R_t \Delta \ln(REER_t) \Delta \ln\left(\frac{P_t}{P_t^{US}}\right) \right] \quad (4)$$

Según se discute en Roache (2012), el ordenamiento recursivo provee suficientes restricciones sobre las relaciones contemporáneas entre las variables para identificar exactamente los *shocks* estructurales desde los residuos de la forma reducida. Los *shocks* de interés identificados son: un *shock* de actividad del país i ; un *shock* de actividad del agregado excluyendo el país i ; y un *shock* de demanda de cobre específico del país i .

Las restricciones para la identificación de los *shocks* descritos son las siguientes: un cambio en la curva de demanda no afecta la oferta durante el mismo mes (esto implica una curva de oferta vertical en el muy corto plazo); la actividad del resto del mundo no se ve afectada contemporáneamente por un *shock* de actividad en China, y esta responde con un rezago al tipo de cambio real de Estados Unidos y a los *shocks* del precio real del cobre; los *shocks* de actividad agregada pueden impactar el consumo aparente de cobre, pero la causalidad no corre en sentido inverso en el mismo mes; Finalmente, el tipo de cambio real de Estados Unidos no responde contemporáneamente a los *shocks* al precio del cobre⁵.

Por último, el cuadro 2 presenta las principales estadísticas descriptivas de la muestra utilizada en este estudio para la estimación de la ecuación (2), la ecuación (3) y el modelo VAR.

5 Alternativamente, se estimó usando funciones de impulso respuesta generalizadas que son invariantes al orden (Pesaran y Shin, 1997) y manteniendo el orden de las variables sin incluir consumo aparente de cobre. Se obtuvieron resultados cualitativamente similares, no reportados aquí por razones de espacio.

**Cuadro 2****Estadísticas descriptivas**

(porcentaje)

	Media	Desviación estándar	Min.	Máx.	Fuente*
Revisión de proyección del PIB de EE.UU.	0,0	0,2	-1,4	0,5	CE
Revisión de proyección del PIB de Eurozona	-0,1	0,2	-0,8	0,4	CE
Revisión de proyección del PIB de Japón	0,0	0,4	-2,1	1,0	CE
Revisión de proyección del PIB de China	0,0	0,2	-0,7	0,8	CE
Participación de EE.UU. en PIB mundial a PPC	21	2	18	23	WEO
Participación de Eurozona en PIB mundial a PPC	15	2	13	18	WEO
Participación de Japón en PIB mundial a PPC	6	1	5	7	WEO
Participación de China en PIB mundial a PPC	12	3	8	16	WEO
Tasa de variación de precio real del cobre	0,3	6,8	-34,2	22,8	BB
Tasa de variación producción mundial de cobre	0,3	3,3	-7,0	9,1	BB
Tasa de variación de paridad multilateral de EE.UU.	0,0	1,2	-3,3	6,4	BB
Variación de tasa de interés real de EE.UU.	0,0	0,1	-0,5	0,2	BB
Tasa de variación producción industrial (PI) de EE.UU.	0,2	0,7	-4,3	2,1	BB
Tasa de variación PI de Eurozona	0,1	1,0	-4,3	2,2	BB
Tasa de variación PI de Japón	0,0	2,2	-18,0	6,6	BB
Tasa de variación PI de China	1,0	2,5	-13,7	9,5	BB
Tasa de variación consumo aparente de EE.UU.	-0,3	12,0	-32,3	38,5	BB
Tasa de variación consumo aparente de Eurozona**	-0,4	17,6	-57,8	48,1	BB
Tasa de variación consumo aparente de Japón	-0,1	16,4	-60,1	66,1	BB
Tasa de variación consumo aparente de China	1,1	12,7	-53,5	37,0	BB
Tasa de variación PI Mundial (PIM)	0,3	0,8	-3,3	5,8	BB
Tasa de variación PIM excluyendo EE.UU.	0,3	1,0	-4,0	8,4	BB
Tasa de variación PIM excluyendo Eurozona	0,3	0,8	-3,1	7,1	BB
Tasa de variación PIM excluyendo Japón	0,3	0,8	-3,0	6,3	BB
Tasa de variación PIM excluyendo China	0,2	0,8	-4,1	6,2	BB

Fuentes: Bloomberg, FMI y *Consensus Economics*.*CE corresponde a los reportes mensuales de *Consensus Economics* con proyecciones para un conjunto amplio de países; WEO corresponde al informe *Perspectivas de la Economía Mundial* de octubre del 2013; BB se refiere a Bloomberg.

**La Eurozona considera Bélgica, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Italia, Países Bajos, Eslovaquia y España.

III. RESULTADOS EMPÍRICOS

Las sorpresas en el crecimiento definidas en (1) no consideran la creciente participación de China en el producto mundial ni la menor participación de otras economías avanzadas como Estados Unidos, la Eurozona y Japón (cuadro 3). Considerando esto, tal como se mencionó en la sección anterior se ponderan las sorpresas según la ecuación (2).

Cuadro 3**Participación en la economía mundial a PPC**

(porcentaje)

	2000	2005	2010	2015*
Estados Unidos	24,0	22,7	19,9	19,0
Eurozona	18,1	16,3	14,3	12,5
Japón	7,6	6,7	5,8	5,2
China	7,0	9,3	13,4	16,5

Fuente: FMI, octubre del 2013.

* El año 2015 es la proyección del Fondo Monetario Internacional.

Cuadro 4**Consumo de cobre**

(porcentaje del consumo total)

	2000	2005	2010	2012
Estados Unidos	19	13	14	8
Eurozona*	23	19	19	12
Japón	9	8	8	5
China	13	22	21	42

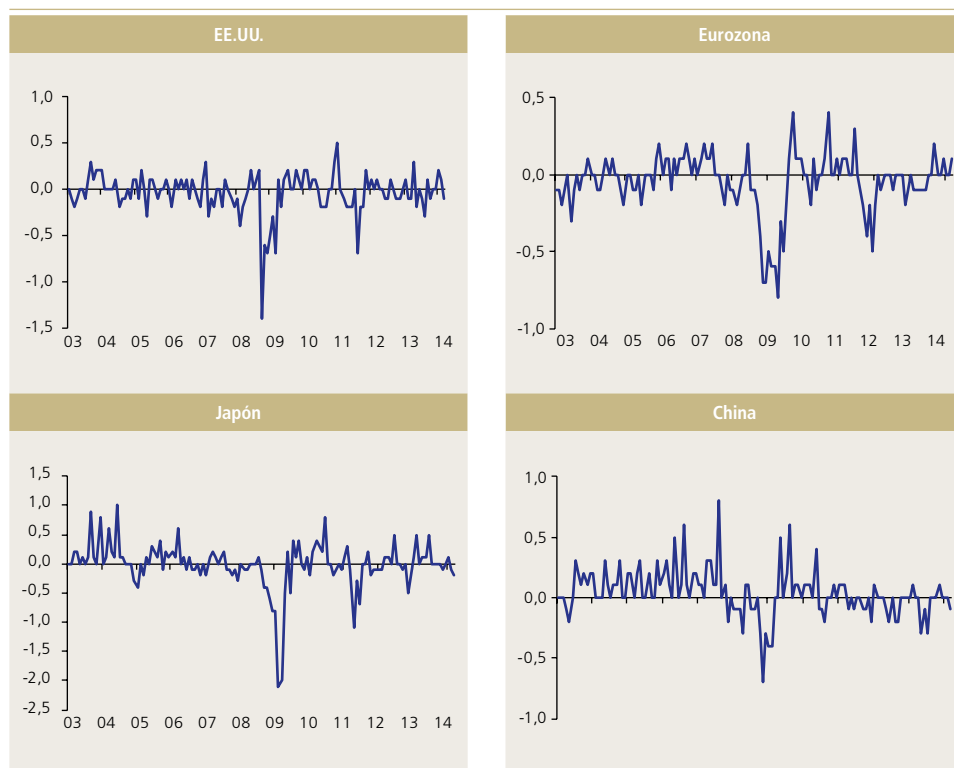
Fuente: *Copper Research Unit*, 2013.

* La Eurozona considera Bélgica, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Italia, Países Bajos, Eslovaquia y España.

Por otro lado, el aumento en la importancia de China en términos del PIB mundial ha ido acompañado de un aumento más que proporcional en su consumo de cobre, tal como recoge el cuadro 4. Por ejemplo, a pesar de representar solo 14,7% del PIB mundial proyectado al año 2012, China consumió 42% del cobre mundial.

El gráfico 1 resume las sorpresas en crecimiento de las cuatro economías analizadas. Destacan las persistentes sorpresas positivas en China, durante el período previo a la crisis *subprime* y las sorpresas negativas generalizadas del período 2008-2009.

El cuadro 5 recoge la estimación de la ecuación (2) reescalando el coeficiente que recoge el impacto de una revisión de 1% al crecimiento, para analizar una revisión de 0,1% que corresponde a un nivel más cercano al promedio de las revisiones mensuales. El impacto de las revisiones en la Eurozona y Japón no resulta estadísticamente significativo, mientras que, las respuestas a revisiones en Estados Unidos y China son de aproximadamente 0,9 y 1,1%, respectivamente.

Gráfico 1
Sorpresas en crecimiento proyectado por *Consensus Economics*

 Fuente: Elaboración en propia sobre la base de *Consensus Economics*.

Cuadro 5
Respuesta a una revisión de 0,1% en el crecimiento anual

Economías	a) Ecuación (2)		b) Ecuación (3)		c) Ecuación (3) excl. Eurozona y Japón	
Estados Unidos	1,1%	($t=2,34$)**	1,0%	($t=2,19$)**	0,9%	($t=1,97$)**
Eurozona	0,6%	($t=1,18$)	0,1%	($t=0,34$)	-	-
Japón	0,1%	($t=0,78$)	-0,2%	($t=-1,22$)	-	-
China	1,6%	($t=2,07$)**	1,1%	($t=1,71$)*	1,1%	($t=1,66$)*

Fuente: Estimación del autor.

* Significancia estadística al 10%.

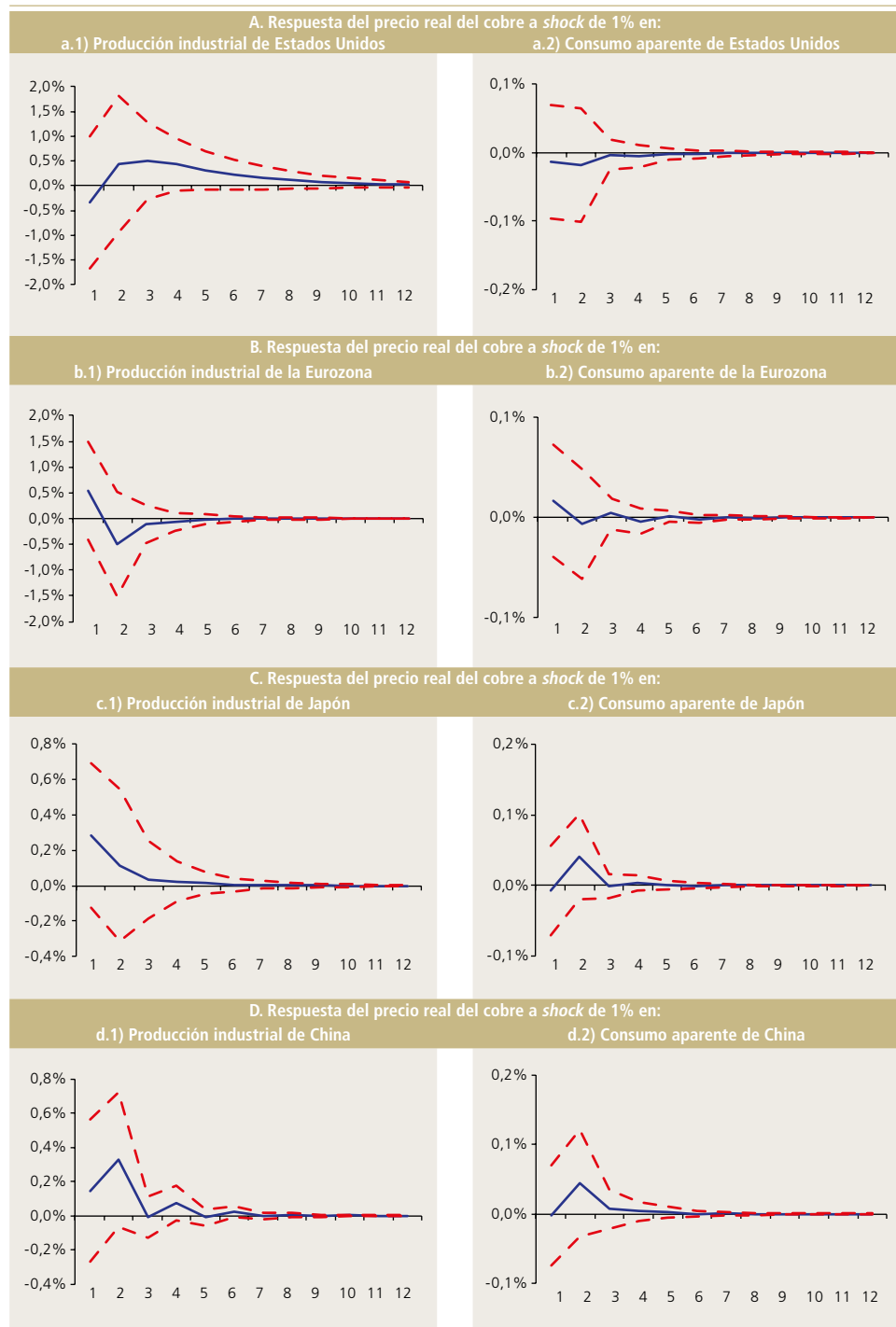
** Significancia estadística al 5%.

En paréntesis se reportan los estadísticos t usando errores estándar robustos según White.

Ecuación (2) se refiere a la estimación por país y ecuación (3) a la estimación de una ecuación con las 4 economías.

Gráfico 2

Funciones de impulso respuesta en el modelo VAR



Fuente: Estimaciones del autor.



El gráfico 2 presenta la estimación referencial usando el modelo VAR⁶. El primer hecho es que se encuentra una respuesta menor frente a un *shock* de 1% en China comparado con Estados Unidos, en línea con Roache (2012)⁷. No obstante, no se encuentran respuestas estadísticamente significativas a estos *shocks* de crecimiento en la producción industrial o en la demanda específica de cobre para ninguna de las economías estudiadas⁸.

IV. RESUMEN Y COMENTARIOS FINALES

Este trabajo estima el impacto de las sorpresas en el crecimiento chino sobre el precio real del cobre usando las revisiones en la proyección promedio reportada por *Consensus Economics* para el año en curso. Con datos mensuales, desde octubre del 2002 a marzo del 2014, se construye una serie ponderando según paridad de poder de compra de las revisiones en proyecciones de crecimiento del año y se estima el impacto de estas sobre el precio real del cobre transado en la Bolsa de Metales de Londres, deflactado por el índice de precios del consumidor de Estados Unidos.

Los principales resultados del análisis sugieren que:

1. El precio real del cobre responde de forma positiva y estadísticamente significativa a las sorpresas de crecimiento de China. Un cambio en el crecimiento anual del PIB de China de 0,1% tiene un impacto de aproximadamente 1,1% en el precio del cobre.
2. Al comparar con otras economías avanzadas tales como Estados Unidos, la Eurozona y Japón, se encuentra un impacto que no es estadísticamente significativo en los casos de la Eurozona y Japón. Para Estados Unidos, se estima que una revisión de 0,1% en el crecimiento tiene un impacto de aproximadamente 0,9% en el precio real del cobre.
3. Por último, la estimación mediante un modelo VAR (Roache, 2012) utilizando la producción industrial no entrega resultados estadísticamente significativos para ninguna de las cuatro economías consideradas.

⁶ En el apéndice C se presentan las respuestas del precio del cobre a la producción industrial mundial y a la producción industrial mundial excluyendo cada una de las cuatro economías analizadas.

⁷ La respuesta acumulada a un *shock* de 1% en la tasa mensual de crecimiento de la producción industrial en un año es de 0,5% para China y de 1,1% para Estados Unidos, ambas no son estadísticamente significativas y son menores que las reportadas en Roache (2012).

⁸ El resultado se mantiene si se estima el modelo VAR excluyendo la variable consumo aparente de cobre y también si se usa un impulso respuesta generalizado, el cual no depende del ordenamiento de las variables.

REFERENCIAS

Ager, P., M. Kappler y S. Osterloh (2009). "The Accuracy and Efficiency of the Consensus Forecasts: A Further Application and Extension of the Pooled Approach". *International Journal of Forecasting* 25(1): 167–81.

Andersen, T.G., T. Bollerslev, F.X. Diebold y C. Vega, C. (2007). "Real-Time Price Discovery in Global Stock, Bond and Foreign Exchange Markets". *Journal of International Economics* 73: 251–77.

Barsky, R.B. y L. Kilian (2002). "Do We Really Know that Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Alternative". *NBER Macroeconomics Annual* 2001, Volumen 16.

Borensztein, E. y C. Reinhart (1994). "The Macroeconomic Determinants of Commodity Prices". *IMF Staff Papers* 41(2): 236–61.

Cheung, C. y S. Morin (2007). "The Impact of Emerging Asia on Commodity Prices". Bank of Canada Working Paper N°55.

Cuddington, J.T. y D. Jerrett (2008). "Super Cycles in Real Metals Prices?". *IMF Staff Papers* 55(4): 541–65.

De Gregorio, J., H. González y F. Jaque (2005). "Fluctuaciones del Dólar, Precio del Cobre y Términos de Intercambio". Documento de Trabajo N°310, Banco Central de Chile.

Faust, J., J.H. Rogers, S.B. Wang y J.H. Wright (2003). "The High Frequency Response of Exchange Rates and Interest Rates to Macroeconomic Announcements". *Journal of Monetary Economics* 54: 1051–68.

Fondo Monetario Internacional (2006). *Perspectivas de la Economía Mundial*, septiembre.

Fondo Monetario Internacional (2008). *Perspectivas de la Economía Mundial*, abril.

Frankel, J.A. y A.K. Rose (2009). "Determinants of Agricultural and Mineral Commodity Prices". HKS Faculty Research Working Paper Series RWP10-038, John F. Kennedy School of Government, Harvard University.

Isiklar, G., K. Lahiri y P. Loungani (2006). "How Quickly do Forecasters Incorporate News? Evidence from Cross-country Surveys". *Journal of Applied Econometrics* 21: 703–25.

Jenkins, R. (2011). "The 'China Effect' on Commodity Prices and Latin American Export Earnings". *Cepal Review* (103): 73–87.



Kilian, L. (2009). "Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market". *American Economic Review* 99(3): 1053–69.

Kilian, L. y B. Hicks (2012). "Did Unexpectedly Strong Economic Growth Cause the Oil Price Shock of 2003–2008?" *Journal of Forecasting*. Volume 32, Issue 5: 385–395

Kilian, L. y C. Vega (2008). "Do Energy Prices Respond to U.S. Macroeconomic News? A Test of the Hypothesis of Predetermined Energy Prices". International Finance Discussion Papers, Board of Governors of the Federal Reserve System N°957.

López, E., F. Meneses y V. Riquelme (2009). "Elasticidades de Precios de Productos Básicos Relevantes para la Economía Chilena". *Economía Chilena* 12(3): 103–16.

López, E. y V. Riquelme (2010). "Auge, Colapso y Recuperación de los Precios de Materias Primas entre 2002 y 2010: ¿Qué hay detrás?" *Economía Chilena* 13(2): 129–45.

Mincer, J. y V. Zarnowitz (1969). "The Evaluation of Economic Forecasts." En *Economic Forecasts and Expectations*, editado por J. Mincer. Nueva York, NY: National Bureau of Economic Research.

Park, C. y F. Zhai (2007). "Asia's Imprint on Global Commodity Markets". *Minerals and Energy - Raw Materials Report* 22(1): 18–47.

Pesaran, H. y Y. Shin (1997). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". *Economic Letters* 58(1): 17–29.

Pistelli, A. (2012). "Análisis de Sesgos y Eficiencia en Proyecciones de Consensus Forecasts". *Economía Chilena* 15(1): 98–104.

Roache, S.K. (2012). "China's Impact on World Commodity Markets". IMF Working Paper N°12/115.

Streifel, S. (2006). "Impact of China and India on Global Commodity Markets Focus on Metals and Minerals and Petroleum". Mimeo, Development Prospects Group, Banco Mundial.

United Nations Conference on Trade and Development, Unctad. (2005). *Trade and Development Report*.

APÉNDICE A

CUADRO A1

Test de eficiencia en las proyecciones de Mincer y Zarnowitz (1969)*

Economías	Estados Unidos	Eurozona	Japón	China
Estadístico F	1,552	2,129	0,723	1,195
Grados de libertad	(2,136)	(2,136)	(2,136)	(2,136)
Probabilidad	0,216	0,123	0,487	0,306

Fuente: Estimación del autor con datos de *Consensus Economics*.

*Se estima la siguiente regresión: $P_t^o - P_{t-1}^o = \alpha + \beta P_{t-1}^o + \mu_t$, donde P_t^o es el crecimiento en el período t según se definió en la ecuación (1). Se reporta el test de Wald sobre la hipótesis nula de eficiencia, la cual implica que $\alpha = 0$ y $\beta = 0$. Entre paréntesis se reportan los errores estándares robustos según el estimador de Newey-West.



APÉNDICE B

CUADRO B1

Autocorrelación serial de revisión en proyecciones de crecimiento

Economías	Estados Unidos	Eurozona	Japón	China
Constante	-0,006 (0,004)	-0,002 (0,002)	0,000 (0,002)	0,002 (0,002)
Revisión del período anterior	0,316*** (0,082)	0,677*** (0,062)	0,500*** (0,075)	0,334*** (0,081)
R^2	0,10	0,47	0,25	0,11

Fuente: Estimación del autor con datos de *Consensus Economics*.

*** Significativo al 1%. Error estándar entre paréntesis.

APÉNDICE C

Gráficos C1

Función impulso respuesta del modelo VAR a un *shock* en producción industrial mundial



Fuente: Estimaciones del autor.

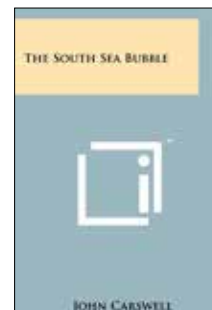


REVISIÓN DE LIBROS

COMENTARIO AL LIBRO "THE SOUTH SEA BUBBLE"

de John Carswell

Primera edición: 1959. The Cresset Press, Londres.



Elías Albagli*

La burbuja del South Sea Company (SSC) es un episodio clásico en la historia de crisis financieras. Contextualizada a principios del siglo XVIII, la compañía emerge como una solución al problema de la deuda británica acumulada en sucesivas guerras con Francia, y la reciente campaña militar en España por la guerra de sucesión.

En septiembre de 1711, el SSC recibió la aprobación real para comenzar sus operaciones, las cuales se dividían en una parte comercial y una parte financiera. La primera consistía en el derecho al monopolio del comercio de bienes y esclavos con las colonias españolas de América del sur. La parte financiera se basaba en el intercambio de deuda de la corona por acciones de la empresa. Los ingresos de la compañía consistían, por lo tanto, en sus utilidades del comercio, así como el pago del intereses por parte de la corona en aquellos bonos que hubiesen sido cambiados por acciones. Dichos ingresos serían pagados como dividendos a los nuevos accionistas que hubieran cambiado sus bonos.

En principio, el arreglo tenía el potencial de generar beneficios tanto para la corona, como para los tenedores de bonos. Como parte del arreglo, la corona comenzaría a pagar menores intereses por las anualidades existentes a la compañía. Por el lado de los acreedores, si bien recibirían menores intereses si cambiaban sus bonos por acciones del SSC, sus dividendos crecerían en la medida que la parte comercial del negocio prosperase.

Como de costumbre, el diablo estuvo en los detalles. El SSC tuvo que ofrecer al gobierno a principios de 1720 incentivos adicionales para adjudicarse la consolidación exclusiva de la deuda (su principal rival era el Banco de Inglaterra). Como referencia, el monto total de la deuda a consolidar era de £31,5 millones. El SSC ofreció pagar al gobierno de forma adicional un monto de £7,5 millones en los primeros dos años, un pago anual de £40.000, además de rebajar la tasa de interés cobrada por la deuda a solo 4% (las obligaciones previas estaban pactadas a tasas considerablemente mayores). Para llevar a cabo dichas operaciones, la compañía podía emitir como máximo 31.500 acciones. Pero el verdadero número de acciones a emitir, así como el precio al cual serían intercambiadas por bonos, no estaba especificado. Por ejemplo, si la empresa cambiaba la totalidad de las acciones a los valores de mercado de £126 con que cerró el año 1719, el intercambio de la deuda podía dejar un excedente de casi £8 millones, suficiente para pagar el "soborno" a la corona y dejar algo de utilidades extras.

* Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. E-mail: ealbagli@bcentral.cl

Los términos específicos del intercambio fueron ambiguos no por casualidad o falta de visión, sino por los incentivos que tenían los directores de la compañía y los miembros del gobierno y del parlamento involucrados en la transacción. Si el precio de conversión era más alto, la empresa podría emitir menos acciones y dejar mayores utilidades para los directores y su “círculo de amigos”. Como documenta Carswell, este círculo involucraba al ministro del tesoro, el ministro de finanzas, el embajador inglés en España, varios miembros del parlamento, y según especula el autor, hasta el mismo rey Jorge I —gobernador (honorario) de la compañía— y su hijo el príncipe de Gales. Dicho círculo de amigos recibió desde el comienzo lo que en finanzas modernas se entendería como *call options*: ganancias por cada libra en que el precio superase cierta meta (por supuesto, estas opciones eran regaladas, no vendidas al círculo de amistades). El propósito de esta campaña de sobornos era precisamente alinear los incentivos con legisladores e inversionistas, de manera que todos ganaran en la medida en que el precio de la acción subiera. Incluso para los tenedores de bonos, la subida de precio era atractiva: siempre que la conversión se realizara por debajo del precio de mercado, los acreedores podían intercambiar sus bonos y realizar una utilidad inmediata.

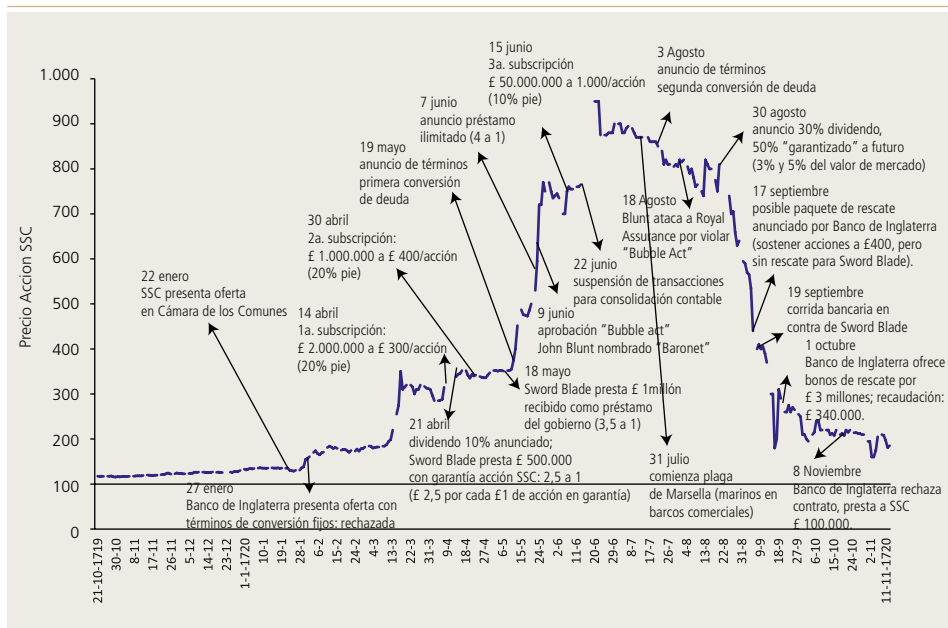
John Blunt, el director y artífice máximo del negocio financiero de la compañía, utilizó también otros métodos para impulsar el precio de la acción previo a la conversión por bonos. Para facilitar la compra, el SSC solo requería un modesto pie (entre 10 y 20%) para vender acciones. Esto hacía más fácil la especulación, ya que muchos compradores esperaban revender a otros especuladores antes del pago de la siguiente cuota. Otra medida utilizada fue el otorgamiento de préstamos por medio del *Sword Blade Company* (SBC), el banco asociado al SSC. El SBC prestaba en múltiplos de entre tres y cuatro veces el precio de la acción, por cada acción del SSC que un inversionista depositara en dicho banco. Además de aumentar la demanda por acciones (ya que no se otorgaban préstamos con otra garantía que no fuera la acción del SSC), la medida también limitaba la oferta, ya que el SBC retiraba del mercado las acciones dejadas en garantía. Por ejemplo, a un precio de la acción de £300, solo hacía falta pagar £30 por acción, dinero que podía ser financiado por un préstamo de SBC por hasta £900. Por último, y para evitar alimentar la compra de acciones de otras compañías con el dinero del SBC, John Blunt consiguió por medio de su círculo de amistades parlamentarias la aprobación el *Bubble Act*, que exigía certificación real para cada empresa que quisiera cotizar en bolsa.

¿Cuál era el valor fundamental de la acción del SSC? El comercio con las colonias del sur fue un desastre desde un comienzo. Ninguno de los ejecutivos del SSC tenía experiencia ni interés alguno en la parte real del negocio, la cual es considerada por Carswell y otros historiadores como una pantalla para el ángulo financiero de SSC. Esto dejaba como ingreso casi exclusivo el pago de intereses de la deuda de la corona. Pero, dadas las rebajas de tasas y el regalo de £7,5 millones al gobierno para adjudicarse la consolidación, el valor de mercado de los flujos futuros netos de la compañía era menor que el valor inicial de la deuda a consolidar. En otras palabras, justificar un valor de la acción de incluso £100 requería una visión no poco optimista del lado comercial de la compañía en el largo plazo.

¿A qué niveles llegó el precio de la acción? La figura siguiente muestra el precio de la acción del SSC, recaudada en frecuencia diaria por Frehen, Goetzmann, y Rouwenhorst (2009), junto con cronología de los eventos (elaboración propia a base de los acontecimientos descritos por Carswell). La figura sugiere la manipulación maestra de Blunt. Para mejorar aún más el precio que logró la primera suscripción el 21 de abril, la compañía anunció un dividendo de 10% (del valor libro de £100 por acción), y de forma simultánea ofreció el primer préstamo a cambio de garantía de sus propias acciones (intermediado por el SBC), el cual fue seguido de un préstamo mayor aun en mayo 18, justo antes de anunciar los términos de la primera conversión de bonos.

La burbuja del South Sea Company

Hechos destacados



Fuente: Elaboración del autor.

Durante este período, el precio saltó de £300 a poco más de £800, lo que corresponde sin duda a uno de los episodios de ganancias bursátiles mas espectaculares en la historia de las finanzas (el SSC representaba poco más de la mitad de la capitalización bursátil de Inglaterra en la época). La acción del SSC logró su apogeo en poco menos de £1.000 durante julio de 1720. De ahí en adelante el colapso fue rápido y brutal. En agosto vencieron las primeras cuotas de la primera subscripción de acciones efectuada en abril (que habían sido compradas con 80% a crédito). Para financiar su pago, es probable que muchos especuladores se hayan visto forzados a vender parte de sus acciones de la compañía. Otro hecho interesante ocurrido durante ese mes fue que Blunt acusó a la compañía *Royal Exchange Assurance* de violar el *Bubble Act*, lo que hizo caer el precio de estas acciones. Aunque Carswell no le da mayor importancia a este último evento, otros autores argumentan que los inversionistas afectados por la caída de la acción de *Assurance* también se vieron obligados a vender acciones del SSC para hacer frente a sus deudas.


Pero probablemente el episodio más significativo según Carswell fue simplemente el anuncio del 30 de agosto de 1720. Sin ningún apego a la realidad, Blunt anunció un dividendo de 30% sobre el valor libro de la acción para ese año, y un dividendo *garantizado* de 50% en el futuro. Probablemente debe haberle parecido ridículo al mercado que una compañía que solo había tenido pérdidas en su comercio pudiera garantizar semejantes ganancias a futuro. Mucho peor aún, dichos dividendos correspondían ¡solo a un 3 y un 5% como fracción

del precio corriente de la acción! Inmediatamente a continuación, el precio de la acción se desplomó, y la ruina para la compañía y los accionistas fue total e irremediable, a pesar de los vanos esfuerzos del Banco de Inglaterra por rescatar la situación.

El libro de Carswell tiene dos méritos principales. Primero, impresiona su conocimiento de la historia y los motivos de cada uno de los personajes involucrados, así como su agudo análisis de cómo la situación política dio pie a la farsa y estafa en gran escala del SSC. Segundo, su estilo narrativo novelesco es extremadamente efectivo, pues logra absorber al lector en una historia apasionante, algo difícil de lograr en un tema financiero de complejidad no menor. La combinación de estos elementos hace del libro de Carswell una lectura altamente recomendable.



REFERENCIAS



Frehen, R.G.P., W.N. Goetzmann, y K.G. Rouwenhorst (2013). "New Evidence on the First Financial Bubble". *Journal of Financial Economics* 108(3): 585–607.