



RELACIÓN ENTRE EL DÓLAR, EL PRECIO DEL COBRE Y EL IPSA EN DISTINTAS ESCALAS DE TIEMPO: UNA APROXIMACIÓN A TRAVÉS DE WAVELET

Werner Kristjanpoller R.*
Alejandro Sierra C.*

I. INTRODUCCIÓN

El poder determinar la influencia del precio del cobre en el tipo de cambio y cómo estas dos variables afectan al mercado accionario chileno, es importante debido a sus repercusiones en la economía chilena. Más aún, el establecer si existe una dirección en la relación de estas variables genera la base para tomar decisiones y predecir su comportamiento. Pero habitualmente se realiza este análisis sin tener en cuenta la influencia de la frecuencia temporal, como por ejemplo cuál es el efecto o relación de corto plazo y cuál es el de largo plazo. Por ello, este estudio busca determinar la relación entre el tipo de cambio, el precio del cobre y el mercado accionario chileno a diferentes escalas de tiempo. De hecho, el hacer un análisis de causalidad con precios semanales y compararlo con el análisis con precios mensuales podría ser una forma simple de analizar diferentes plazos, pero en ese análisis mensual se está incorporando el efecto semanal, dado que no se desagregan las series. Por ello, bajo el análisis de descomposición, cada serie contiene solo el comportamiento de su plazo, quedando sin interferencia de los plazos menores y mayores que ella. Obviamente, estas interferencias implican que las conclusiones que se deducen de manera tradicional no son completamente válidas.

Para cumplir con este objetivo se aplicará *wavelet*, mediante el análisis multirresolución, lo que permitirá realizar la descomposición de las series de tiempo en diferentes escalas de tiempo. Al poder descomponer las series en diferentes escalas y aplicando causalidad a la Granger, se podrá determinar la dirección de la relación para diferentes plazos temporales, pudiéndose distinguir comportamiento de corto, mediano y largo plazo. El análisis con diferentes escalas temporales logra determinar verdaderas relaciones a diferentes horizontes, lo que es mejor que un análisis a nivel general, ya que este no puede percibir algunas relaciones temporales e incluso puede evidenciarlas erróneamente. Para mayor robustez de las conclusiones, se aplicará un modelo de causalidad a la Granger no lineal.

Existen diferentes estudios de aplicaciones de *wavelet* en mercados accionarios y de materias primas: Shik Lee (2004), Xiong et al. (2005), Fernández (2006), Graham et al. (2013), Lai et al. (2006), Tiwari et al. (2013), Sadowsky (2000) y Zhang y Wei (2010), entre otros.

* Departamento de Industrias, Universidad Técnica Federico Santa María. E-mails: werner.kristjanpoller@usm.cl; alejandra.sierra@alumnos.usm.cl

Acerca de la importancia del cobre y su relación con el tipo de cambio peso dólar existen diversos estudios como los de De Gregorio et al. (2005), López y Palomeque (2011), Wu (2013), Spilimbergo (2002) y Le Roux y Els (2013).

Este artículo se compone de cinco secciones, donde la primera es la introducción. Posteriormente se revisan diferentes estudios relacionados con el tema de causalidad entre variables económicas, poniendo énfasis en el tipo de cambio, precios de materias primas y mercados accionarios. Luego se detalla la metodología y los datos que se analizarán. En la cuarta sección se analizan los resultados obtenidos al aplicar la metodología. Finalmente se concluye acerca de los principales resultados y evidencias obtenidas.

II. REVISIÓN DE LITERATURA

Uno de los primeros estudios que utilizan la metodología *wavelet*, es Ramsey y Lampart (1997), quienes se enfocan en variables macroeconómicas, en particular, la tasa de interés, el ingreso, el consumo y los agregados monetarios. A diferencia de estudios anteriores, ellos lograron producir una descomposición ortogonal de algunas variables económicas en el tiempo, a seis diferentes escalas, confirmando que la descomposición tiempo-escala es muy importante para analizar las relaciones económicas, y que explica un número importante de anomalías observadas antes en la literatura. Posteriormente, siguiendo la misma línea de investigación, Chew (2001), analiza si los criterios para convertirse en miembros de la Unión Monetaria Europea (UEM) podrían cambiar las relaciones de dinero y los ingresos de futuros de los países potencialmente miembros. Usando *wavelet* llega a la conclusión de que el análisis de tiempo-escala proporciona considerables conocimientos sobre el dinero y los ingresos. Utiliza cinco escalas de tiempo diferentes para descomponer los datos, y analiza la velocidad de la volatilidad y el dinero para cada país en las distintas escalas de tiempo. Shik Lee (2004) investiga el comportamiento entre los mercados accionarios de Estados Unidos y Corea del Sur utilizando *wavelet*. Con datos sobre índices bursátiles diarios de ambos países, encuentra una fuerte evidencia por el precio, así como los efectos derivados de la volatilidad del mercado de valores desarrollado para el mercado emergente, pero no en la dirección inversa.

Lahura (2004) utiliza *wavelet* en el análisis de variables macroeconómicas, que están asociadas principalmente a política monetaria. En este estudio se utiliza *wavelet* como complemento de los métodos tradicionales para el análisis de series de tiempo no estacionarias y se aplican causalidades a la Granger. Se estudia la causalidad entre el dinero y el producto (planteando como hipótesis que el dinero causa al producto), y se concluye que esta no es única, sino que depende de la escala temporal que se esté analizando; específicamente, se muestra evidencia a favor de la hipótesis de que el dinero causa en el sentido a la Granger el producto real en ciertos horizontes de temporales. Otra idea de este estudio es proponer medidas alternativas para la medición de la brecha del producto y la inflación subyacente. A pesar de la gran potencialidad que tiene *wavelet*, no existe un análisis riguroso que muestre superioridad sobre los modelos VAR estructurales, por lo que se concluye que se necesita un análisis más riguroso, estadística y económicamente.

Posteriormente, Xiong et al. (2005) proponen un nuevo método para estimar el riesgo sistemático (Beta) del mercado de valores de China, utilizando *wavelet*, ya que con esto se

puede investigar el comportamiento de beta en diferentes escalas de tiempo. Los resultados empíricos muestran que las predicciones del CAPM son más relevantes a horizontes de corto plazo que de largo plazo.

Siguiendo la misma línea de estudio, Fernández (2006) formula un CAPM en descomposición de escala de tiempo, pero en una versión internacional, representando tanto riesgos de mercado como tipos de cambio. Además, deriva una fórmula analítica para el valor de escala de tiempo en una situación de riesgo y el VaR de la cartera. Para ello, Fernández (2006), analiza los índices bursátiles de siete economías emergentes que pertenecen a América Latina y Asia, en donde pudo concluir que los mercados de valores de los países que pertenecen a la muestra parecen estar más integrados con otros países emergentes que con los desarrollados. Dado que el valor en riesgo depende del horizonte temporal del inversor, en el corto plazo las pérdidas potenciales son mayores que en el largo plazo. En consecuencia, las posibilidades de diversificación considerando el factor escala de tiempo no serían las mismas para diferentes horizontes de inversión.

El caso de las materias primas también es un tema interesante de estudiar. Por ejemplo Graham et al. (2013) examinan las dependencias a corto y largo plazo de los retornos del S&P500 y del índice de materias primas estadounidenses S&PGSCI utilizando la metodología *wavelet*. Los resultados muestran que existe un débil comovimiento entre ambos índices, por lo que desde la perspectiva de la diversificación se pueden obtener ganancias tanto de corto como de largo plazo, pero con distinto riesgo relativo. Lai et al. (2006) enfocándose en el mercado de los metales no ferrosos (níquel, zinc, aluminio), aplica una metodología *wavelet* para estimar los VaR. Gallegati (2008) estudia la relación entre la rentabilidad del mercado de valores y la actividad económica utilizando *wavelet* para los índices de Dow Jones y el índice de producción industrial en los Estados Unidos. Los resultados muestran que los índices tienen comovimiento en el largo plazo.

Para el caso de Chile, De Gregorio et al. (2005) estudian qué variables determinan el precio del cobre y los términos de intercambio de la economía chilena, poniendo especial énfasis en el impacto de los tipos de cambio reales de los países industrializados. Primero plantean un modelo simple para el mercado de un producto genérico, para poder ver el rol del tipo de cambio en la estimación de su precio, encontrando que el precio real del producto depende positivamente del ingreso real y negativamente del tipo de cambio real, suponiendo una oferta inelástica para este. Los resultados obtenidos indican que, en el largo plazo, una depreciación real del dólar de 10% genera un aumento de 18% en el precio real del dólar y de 12% en los términos de intercambio. Por otro lado, un aumento del crecimiento mundial de 1% aumenta en 0,14% el precio real del cobre y en 0,24% los términos de intercambio.

López y Palomeque (2011) estudian el comportamiento del precio del cobre, determinando la contribución relativa de los factores que explican sus fluctuaciones. Concluyen que las fluctuaciones del dólar, la demanda global y las revisiones de las expectativas respecto de los precios futuros son los principales factores detrás de los movimientos del precio del cobre. Por su parte, los factores financieros, tales como la percepción de riesgo y las tasas, parecen tener un impacto significativo especialmente a corto plazo.

Engel y West (2004) evidencian la importancia de los modelos basados en la valorización en valor presente de los tipos de cambio, mostrando que los tipos de cambio contienen

información fundamental sobre el futuro. Wu (2013) examina los factores que afectan a los movimientos cambiarios del peso chileno, utilizando un modelo de corrección de error, y concluye que el precio del cobre es el determinante más importante del tipo de cambio del peso chileno en el largo plazo, y que otros factores que afectan al peso chileno —pero en el corto plazo— son las tasas de interés, la incertidumbre financiera, la posición de los derivados en fondos de pensiones locales, así como la flexibilización cuantitativa de la Reserva Federal.

Otro estudio que investiga el tipo de cambio chileno es Zwanzger (2009), que incluye en su análisis la tasa de interés de política monetaria, la oferta monetaria, la inflación y el precio del cobre. La evolución del precio del cobre explica una parte importante del tipo de cambio, pero en general, sus determinantes varían con el tiempo. Además, las variables que fueron incluidas en este estudio pueden perder su significancia cuando ocurren hechos inesperados en la economía, como un cambio en las condiciones económicas o en la política cambiaria dictado por el Banco Central. En el mismo contexto, Spilimbergo (2002), analiza la forma en que la economía chilena ha respondido al ciclo del cobre tanto en el largo como en el corto plazo. Para el caso del largo plazo, realiza un análisis estadístico, y para el corto plazo, utiliza un análisis gráfico, concluyendo que el precio del cobre cumple un papel importante en las fluctuaciones de corto plazo y probablemente influyen en el crecimiento a largo plazo de la economía chilena. En un período de auge de los precios del cobre aumentan los flujos de capital, creando una presión alcista sobre el tipo de cambio real, además de que la apreciación del peso chileno durante la primera parte del ciclo contribuye a reducir la inflación.

Le Roux y Els (2013) realizan una investigación en la misma línea, pero de forma más global, dado que en su análisis incluyen los principales países que exportan cobre (Australia, Canadá, Chile, China y Sudáfrica), utilizando análisis de correlación y de regresión. Los resultados arrojan que los cinco países analizados, salvo China, poseen una alta correlación entre su propio tipo de cambio y el precio internacional del cobre. En el trabajo de Fernández (2005), se menciona que el tipo de cambio pareciera estar altamente correlacionado con el precio del cobre, pero que este no presenta ningún patrón a través del tiempo. Zhang et al. (2013) estudian las causalidades entre los tipos de cambio (de Australia, Canadá y Chile) y los productos básicos (oro, petróleo y cobre), utilizando causalidad a la Granger. Los principales resultados de este estudio son que las causalidades en el período de estudio es en ambas direcciones, que es más fuerte en horizontes de corto plazo que de largo plazo. Chen et al. (2008) demuestran que los tipos de cambio tienen un poder altamente predictivo en los precios de los productos básicos. En el caso chileno, Gregoire y Letelier (1998) determinan en su análisis que el Índice General de Precios de Acciones (IGPA) de la Bolsa de Comercio de Santiago está positivamente correlacionado con el tipo de cambio nominal observado.

III. METODOLOGÍA Y DATOS

1. *Wavelet*

La base de la descomposición de *wavelet* es la transformada de Fourier y sus derivadas. *Wavelet* corrige el problema de resolución que Fourier tiene asociado a la pérdida de información al determinar la posición temporal y frecuencial a la vez, tal como lo plantea el principio de incertidumbre de Heisenberg (Doroslovacki, 1994).

El análisis mediante *wavelet* busca proporcionar una adecuada resolución temporal y resolución en frecuencias para cuando la serie se encuentre con altas y bajas frecuencias¹. La principal diferencia entre la transformada de *wavelet* y la transformada de Fourier por ventanas es que la transformada de *wavelet* se calcula para cada componente espectral, y con respecto a esto cambia el ancho de la ventana, lo que la transformada de Fourier no calcula.

Las principales bondades de la transformada de *wavelet* es que se puede aplicar en series no estacionarias, entrega una buena aproximación de la serie original y permite localizar fenómenos específicos en el tiempo (Crowley, 2005).

La transformada de *wavelet* funciona a través de la *wavelet* madre, con la que se descompone la serie en diferentes componentes de frecuencia que conforman una familia de funciones que son traslaciones y dilataciones de una función madre $\psi(t)$, donde las primeras familias fueron creadas por Haar (1910). La dilatación y traslación matemáticamente se describe en la ecuación (1).

$$\psi_{\tau,s}(t) = \frac{1}{\sqrt{|s|}} \psi\left(\frac{t-\tau}{s}\right) \quad (1)$$

donde τ es la traslación y s es la dilatación.

En este estudio, se utiliza la transformada de *wavelet* discreta. Para este caso se utiliza la escala diádica, quedando la transformada de *wavelet* discreta según la ecuación (2).

$$C(j,k) = \sum_{n \in \mathbb{Z}} f(n) \psi_{j,k}(n) \quad (2)$$

donde $s = 2^j, \tau = k2^j, j \in \mathbb{N}, k \in \mathbb{Z}$ y $\psi_{j,k}(n) = 2^{-\frac{j}{2}} \psi(2^{-j}n - k)$.

Con el análisis de multirresolución, es posible reconstruir la serie de tiempo original. Para este fin, se utilizan filtros con distintas frecuencias de corte para analizar la serie en diferentes escalas. La serie se pasa a través de filtros de paso alto para analizar los componentes de altas frecuencias, y se pasa a través de filtros de paso bajo para analizar los componentes de bajas frecuencias. Estas operaciones cambian la resolución de la serie, y la escala se cambia mediante operaciones de submuestreo e interpolación. Matemáticamente, el análisis de multirresolución es la obtención de aproximaciones sucesivas de una serie, ..., $A_j, A_{j-1}, A_{j-2}, \dots$, tal que cada aproximación sea una mejor representación de la serie original; por lo tanto, A_{j-1} representa una mejor aproximación de la serie que A_j . La diferencia entre las diferentes aproximaciones sucesivas de una serie se denominan detalles según ecuación (3).

$$D_j \equiv A_{j-1} - A_j \quad (3)$$

En este estudio se utilizará la *wavelet* madre de Daubechies de mínima asimetría y longitud ocho MA(8)².

¹ Para mayor detalle ver Mallat (1989) y Daubechies and Laboratories (1993).

² La aplicación de la función de Daubechies MA(8), porque es una mejor aproximación a filtros de pase de bandas ideales al permitir menor pérdida de información Hardle, Kerkyacharian, Picard, and Tsybakov (1998).

Granger (1969) desarrolló un enfoque relativamente simple para probar la causalidad de las series. Una variable Y_t se dice que causa de manera Granger a X_t , si X_t puede ser predicho usando valores del pasado de Y_t . Luego surgieron muchas extensiones de la prueba de causalidad a la Granger, especialmente en las relaciones multivariadas y no lineales. Por ejemplo, Trivez (1991) y Baek y Brock (1992) plantean la prueba de causalidad a la Granger para modelos multivariados y no lineales, donde este último se basa de la prueba BDS³. Existen diversos estudios que generalizan esta prueba, pero es en la investigación de Péguin-Feissolle y Teräsvirta (1999) que se propone un nuevo modelo autorregresivo. Esta prueba es relativamente fácil de calcular, pero se basa en supuestos concretos sobre la forma funcional de la relación. Uno de los modelos propuestos trabaja sobre la base de la expansión de Taylor del modelo no lineal alrededor de un punto del espacio de la muestra.

Péguin-Feissolle y Teräsvirta (1999) plantean que la forma funcional entre X_t e Y_t es desconocida, pero se supone que la posible relación causal entre X_t e Y_t se representa adecuadamente por la ecuación (4).

$$Y_t = f(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-m}, X_{t-1}, \dots, X_{t-n}, \theta) + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde θ es un vector paramétrico y $\varepsilon_t: (0, \sigma^2)$. En este contexto, X_t no es causada Granger por Y_t si se cumple que la ecuación (4) es igual a la ecuación (5).

$$Y_t = f(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-m}, \theta^*) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Esto significa que la media condicional de Y_t da los valores pasados de X_t e Y_t no es una función de los valores pasados de X_t . Para también incluir el caso de que Y_t es causada Granger por X_t , hay que asumir que existe una forma reducida de la relación entre las dos variables. Su forma exacta es desconocida, pero suponemos que se representa por el sistema de ecuaciones (6).

$$\begin{aligned} Y_t &= f(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-m_Y}, X_{t-1}, \dots, X_{t-n_Y}, \theta_1) + \varepsilon_{1t} \\ X_t &= g(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-m_X}, X_{t-1}, \dots, X_{t-n_X}, \theta_2) + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (6)$$

donde $\theta_i, i=1,2$ son vectores paramétricos, y además se cumple que $\varepsilon_{it}: iid(0, \sigma^2)$ y $E(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2s}) = 0, \forall t \neq s$. En este contexto, X_t no es causada Granger por Y_t si se cumple la ecuación (7).

$$f^*(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-m_Y}, \theta_1^*) \quad (7)$$

y análogamente, Y_t no es causada Granger por X_t si se cumple la ecuación (8).

$$g^*(X_{t-1}, \dots, X_{t-n_X}, \theta_2^*) \quad (8)$$

Entonces la hipótesis de no causalidad a la Granger se puede probar de la siguiente manera: Primero, linealizar f y g mediante aproximaciones polinomiales. Después de

3 El test BDS de Brock, Dechert y Scheinkman es un test asintótico que proporciona una herramienta no paramétrica para contrastar la hipótesis nula de series i.i.d (independientes e idénticamente distribuidas), con potencia, en teoría, sobre todas las alternativas restantes (lineales y no lineales, estocásticas y determinísticas).

combinar los términos y reparametrizar, la k -ésima aproximación de Taylor de f se obtiene la ecuación (9).

$$\begin{aligned}
Y_t &= \beta_0 + \sum_{j=1}^{m_y} \beta_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^{n_y} \gamma_j X_{t-j} + \\
&\sum_{j_1=1}^{m_y} \sum_{j_2=j_1}^{n_y} \beta_{j_1 j_2} Y_{t-j_1} Y_{t-j_2} + \sum_{j_1=1}^{m_y} \sum_{j_2=j_1}^{n_y} \delta_{j_1 j_2} Y_{t-j_1} X_{t-j_2} + \\
&\sum_{j_1=1}^{n_y} \sum_{j_2=j_1}^{n_y} \gamma_{j_1 j_2} X_{t-j_1} X_{t-j_2} + \dots \\
&+ \sum_{j_1=1}^{m_y} \sum_{j_2=j_1}^{m_y} \dots \sum_{j_k=j_{k-1}}^{m_y} \beta_{j_1 \dots j_k} Y_{t-j_1} \dots Y_{t-j_k} + \dots \\
&+ \sum_{j_1=1}^{n_y} \sum_{j_2=j_1}^{n_y} \dots \sum_{j_k=j_{k-1}}^{n_y} \gamma_{j_1 \dots j_k} X_{t-j_1} \dots X_{t-j_k} + \varepsilon_{1t} \\
&= T_Y^k(Y, X) + \varepsilon_{1t}
\end{aligned}$$

donde $\varepsilon_{1t} = \varepsilon_{1t} + f - T_Y^k(Y, X)$, y $n_y \leq k \wedge m_y \leq 0$ por conveniencia. La ecuación (9) contiene todas las combinaciones posibles de las variables rezagadas X_t e Y_t en orden k . Para X_t se puede definir una expresión similar. Entonces la prueba se lleva a cabo en el sistema

$$\begin{aligned}
Y_t &= T_Y^k(Y, X) + \varepsilon_{1t} \\
X_t &= T_X^k(Y, X) + \varepsilon_{2t}
\end{aligned} \tag{9}$$

donde $T_X^k(Y, X)$ y ε_{2t} están definidos de la misma manera.

La información que se utiliza es el principal índice bursátil de Chile (IPSA), el precio real del cobre y el dólar⁴, desde el 24 de marzo de 2004 hasta el 8 de enero de 2014. Originalmente se tenía una base de datos con precios diarios; estos se llevaron a semanales, eligiendo el precio del día miércoles —para así quitar los efectos fin de semana—, y luego los precios se transformaron a rendimientos logarítmicos según la ecuación (11)⁵.

$$\ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \tag{10}$$

Como se puede apreciar en el cuadro 1, los estadísticos descriptivos de las variables en estudio que están representadas por los retornos logarítmicos, presentan una gran dispersión y promedios cercanos a cero.

4 El precio del cobre se dividió por el deflactor del IPC de Estados Unidos, para transformarlo en precio real. Todos los datos de precios fueron obtenidos del sitio web del Banco Central de Chile.

5 Los gráficos de los retornos logarítmicos se encuentran en el apéndice B.

Cuadro 1**Estadísticos descriptivos de las variables de estudio^a**

Parámetro	Dólar	Cobre	IPSA
Media	-0,0002	0,0017	0,0018
Mediana	-0,0005	0,0045	0,0056
Mínimo	-0,0899	-0,1824	-0,2153
Máximo	0,0749	0,1385	0,1016
Desviación estándar	0,0184	0,0413	0,0258
Asimetría	0,0588	-0,3601	-1,405
Curtosis	2,6721	1,8945	10,279

Fuente: Elaboración propia.

a. Las variables bajo la prueba Dickey-Fuller son estacionarias.

En el apéndice A se encuentran los gráficos de la evolución de las variables a estudiar, en donde se aprecia la gran alza del IPSA entre finales del 2008 y el término del año 2010, además de la gran caída que sufrió el dólar a partir del 2009. El cobre tuvo un precio bastante bajo a fines del año 2008, desde donde paulatinamente empezó a aumentar.

IV. ANÁLISIS DE RESULTADOS

Al aplicar la prueba tradicional de causalidad a la Granger a las series originales del cobre y del dólar, se puede apreciar (cuadro 2) que el cobre tiene causalidad sobre el tipo de cambio peso dólar, pero en el sentido inverso no se encuentra evidencia de causalidad⁶. Algunos autores sostienen que la prueba de causalidad a la Granger tradicional es ineficaz en el descubrimiento de ciertas relaciones causales, por lo que recomiendan utilizar pruebas no lineales de causalidad. Baek y Brock (1992), Bell et al. (1996), Diks y Panchenko (2005), Péguin-Feissolle et al. (2013), entre otros. Por lo tanto, se aplicarán las pruebas no lineales de causalidad estudiadas por Péguin-Feissolle y Teräsvirta (1999) y Péguin-Feissolle et al. (2013), con dos rezagos en las variables endógenas ($m_y = 2$), tres rezagos para las variables exógenas ($n_y = 3$) y para la expansión de Taylor se considera $k = 3$. La confiabilidad de la aplicación de estas pruebas se respalda por las simulaciones realizadas por Benhmad (2012). Aplicando el método general, Péguin-Feissolle y Teräsvirta (1999), descrito en la ecuación (9), se obtiene que para el precio del cobre y el tipo de cambio existe una causalidad bidireccional. Al realizar el análisis de causalidad en las series descompuestas en diferentes escalas de tiempo, se puede observar que en el más corto plazo (d1) no existe causalidad del cobre hacia el dólar, pero en el mediano y largo plazo sí existe. O sea, las fluctuaciones del precio del cobre no tienen una influencia inmediata, pero sí en el mediano y largo plazo. Nótese que nuevamente el método tradicional de causalidad no evidencia todas estas relaciones. Al analizar la relación del efecto se puede apreciar en el apéndice D3 que los coeficientes

⁶ La significancia estadística utilizada en este artículo es al 1%.



que acompañan al cobre son negativos, por ende una baja en el precio del cobre implica un aumento del tipo de cambio.

Con respecto a la causalidad del dólar hacia el cobre, la prueba general evidencia la existencia para todos los rangos de tiempo. La interpretación de esta causalidad es que el dólar sirve para predecir en parte el precio del cobre, lo cual puede deberse entre otras razones a la existencia de un mercado futuro del cobre, por lo cual hay cotizaciones de precios futuros del cobre que dan información para incorporar por el mercado al momento de intercambiar dólares y pesos. Este relación está en línea con lo que exponen Engel y West (2004). Al analizar los coeficientes, en este caso existen positivos y negativos, pero al solo tomar en cuenta los coeficientes significativos, se obtiene que la relación es negativa.

Cuadro 2

Pruebas de causalidad^a

(valores p)

Causalidad a la Granger	Tiempos-bandas de frecuencia						
	Global	d1	d2	d3	d4	d5	a5
Cobre->dólar							
Tradicional	0,000	0,826	0,000	0,000	0,014	0,013	0,000
General	0,000	0,162	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Dólar->cobre							
Tradicional	0,060	0,083	0,009	0,000	0,000	0,086	0,002
General	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Cobre->IPSA							
Tradicional	0,255	0,838	0,253	0,001	0,025	0,000	0,003
General	0,061	0,412	0,021	0,000	0,000	0,000	0,000
IPSA->cobre							
Tradicional	0,006	0,003	0,168	0,666	0,225	0,024	0,011
General	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Dólar->IPSA							
Tradicional	0,005	0,119	0,116	0,227	0,002	0,000	0,000
General	0,002	0,001	0,059	0,002	0,000	0,000	0,000
IPSA->dólar							
Tradicional	0,715	0,439	0,011	0,296	0,783	0,001	0,000
General	0,034	0,001	0,021	0,000	0,000	0,000	0,000

Fuente: Elaboración propia.

a.: Las pruebas utilizadas en esta tabla, corresponden a la metodología tradicional a la Granger y al método plantado por Péguin-Feissolle y Teräsvirta (1999), en donde se exponen los p-valores. Además se aplicó la metodología de *wavelet* con cinco descomposiciones, para analizar los efectos tanto del corto, mediano y largo plazo. Para este estudio se considera d1, d2, d3 y d4 como corto plazo, ya que su escala de tiempo es hasta cuatro semanas para d1, de cuatro a ocho semanas para d2, de ocho a 16 semanas para d3 y, para el caso de d4, de 16 a 32 semanas. En tanto, d5 es mediano plazo considerando de 32 a 64 semanas. Lo restante, a5, es largo plazo en este estudio, que va desde 64 hasta 512 semanas.

Del análisis del par cobre – IPSA se puede observar que en las series originales no existe causalidad del cobre sobre el IPSA, con el método tradicional ni con el general; mientras que del IPSA sobre el cobre hay evidencia según ambas pruebas. Al descomponer en diferentes escalas de tiempo, se puede observar que el cobre tiene mayor causalidad sobre el IPSA mientras mayor sea el horizonte de análisis. Por su parte, el IPSA tiene causalidad a la Granger sobre el cobre para todos los horizontes de tiempo, interpretándose que el IPSA tiene una capacidad de contener información de las proyecciones del precio del cobre, fenómeno similar que el del dólar sobre el cobre. Esto implica que los precios de las acciones del mercado chileno incorporan en su valorización las expectativas futuras del precio del cobre. En general, se puede observar que el efecto es positivo, o sea, que si el IPSA sube, existen probabilidades de que haya sido porque el precio del cobre futuro haya aumentado.

Analizando la relación entre el IPSA y el dólar, de manera global se puede apreciar que existen indicios de causalidad en dirección del dólar hacia el IPSA con los dos métodos, mientras que en el sentido contrario se rechaza la existencia de causalidad. Al aplicar *wavelet*, se aprecia que existe una causalidad en el más corto plazo $d1$, o sea, que existe impacto dentro del mes, luego hay un período de no causalidad (cuatro a ocho semanas), y posteriormente en el mediano y largo plazo sí hay causalidad. Para el caso de la causalidad del IPSA sobre el dólar, se puede apreciar que existe el mismo fenómeno desde el punto de vista temporal, una causalidad dentro del mes y luego con posterioridad a los dos meses hasta el largo plazo. Desde el punto de vista de la relación, para ambos casos, analizando los coeficientes, se puede concluir que en el mediano y largo plazo el efecto es positivo, mientras que en el plazo del mes el efecto es negativo.

V. CONCLUSIONES

Las principales conclusiones de este estudio están asociadas a la causalidad de Granger en el tiempo de tres variables económicas fundamentales para la economía chilena: el precio del cobre, el tipo de cambio (peso/dólar) y el IPSA. Los resultados obtenidos muestran que existe discrepancia al realizar análisis de causalidad de las series sin incluir el factor temporal en ella, lo cual significa que si existe causalidad entre una variable y otra, no implica que esta causalidad exista en todos los plazos, o por el contrario, la no existencia de causalidad entre dos variables no implica que en todos los plazos no exista. También a nivel empírico se pudo constatar la incapacidad de método tradicional de Granger para determinar causalidades, ya que al aplicar el método general, que incorpora relaciones no lineales se obtuvieron resultados diferentes en algunos casos.

En particular, se determinó la existencia de causalidad a la Granger del cobre sobre el tipo de cambio para todos los plazos por sobre cuatro semanas, mientras que en la dirección inversa la causalidad es para todos los plazos, pudiéndose notar la información fundamental que contiene el tipo de cambio. Esta capacidad de predicción o de contener información relevante también fue evidenciada para el IPSA respecto al precio del cobre. Para cambios sobre los dos meses, el IPSA contiene información de las variaciones del tipo de cambio. El cobre no tiene causalidad sobre el IPSA en las series sin descomposición; al descomponerlas se evidencia causalidad de Granger en el mediano y el largo plazo. El tipo de cambio tiene influencia en el IPSA en mayor proporción para plazos más largos.



Desde el punto de vista de las implicancias económicas y decisiones que se pueden tomar dadas las relaciones evidenciadas, se encuentran las asociadas a variaciones del precio del cobre y del IPSA que anticipan variaciones en el tipo de cambio, las que traen consigo aumentos o disminuciones tanto en las importaciones como en las exportaciones; por lo que se pueden tomar decisiones para que no se deprima el sector afectado negativamente, ya sea importador o exportador. Estas variaciones proyectadas del tipo de cambio también impactan en las tasas de interés, en los precios de productos importados como el petróleo y en varios otros precios y, por ende, en la inflación.

REFERENCIAS

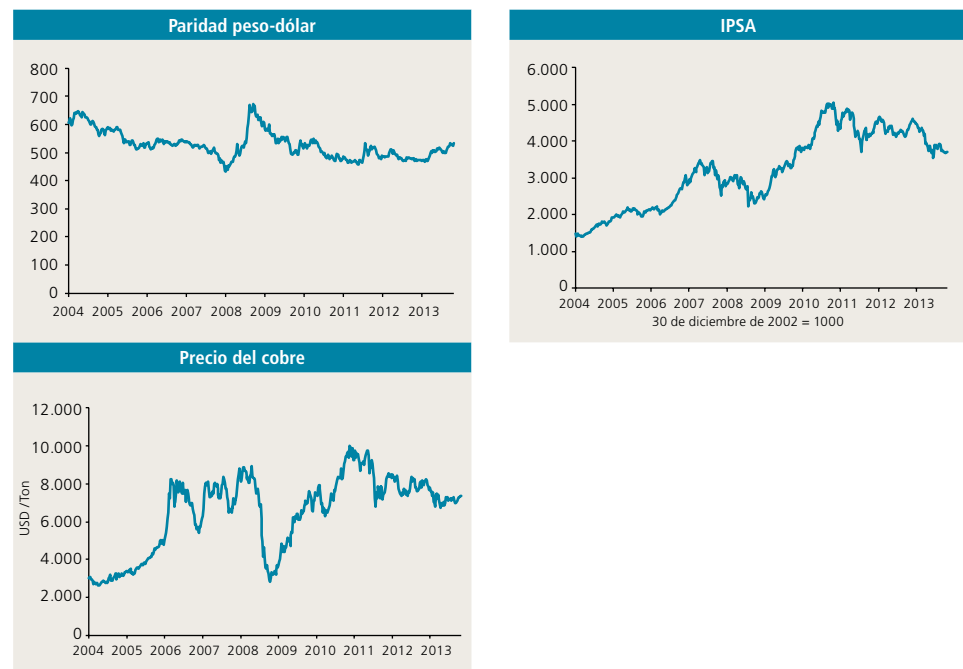
- Baek, E. y W. Brock (1992). "A General Test for Nonlinear Granger Causality: Bivariate Model". *Iowa State University and University of Wisconsin at Madison. Working Paper*.
- Bell, D. Kay, J. y J. Malley (1996). "A Non-parametric Approach to Non-linear Causality Testing". *Economics Letters* 51(1): 7–18.
- Benhmad, F. "Modeling Nonlinear Granger Causality between the Oil Price and US Dollar: A Wavelet Based Approach". *Economic Modelling* 29(4): 1505–14.
- Chen, Y.C., Rogoff, K. y B. Rossi (2008). "Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices?" Technical Report, National Bureau of Economic Research.
- Chew, C. (2001). "The Money and Income Relationship of European Countries by Time Scale Decomposition using Wavelets".
- Crowley, P. (2005). An Intuitive Guide to Wavelets for Economists. *Journal of Economic Surveys*.
- Daubechies, I. (1993). "Orthonormal Bases of Compactly Supported Wavelets". *SIAM Journal on Mathematical Analysis* 24(2): 499–519.
- 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.
- Diks, C. y V. Panchenko (2005). "A Note on the Hiemstra-Jones Test for Granger Non-causality". *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 9(2): .
- Doroslovacki, M. (1994). "Discrete-time Signals and Uncertainty Relations Involving Ordinary Second Moments in Time and Frequency. Time-Frequency and Time-Scale Analysis. *Proceedings of the IEEE-SP International Symposium on*, pages 186–189, 1994. IEEE.
- Engel, C. y K.D. West (2004). "Exchange Rates and Fundamentals". Technical Report, National Bureau of Economic Research.
- Fernández, V. (2005). "How Sensitive is Volatility to Exchange Rate Regimes? – The Case of Chile". *International Finance Review* 5: 65–97.
- Fernández, V. (2006). "The International CAPM and a Wavelet-based Decomposition of Value at Risk". NBER Working Paper N°12233.
- Gallegati, M. (2008). "Wavelet Analysis of Stock Returns and Aggregate Economic Activity". *Computational Statistics and Data Analysis* 52(6): 3061–74.
- Graham, M., J. Kiviahio y J. Nikkinen (2013). "500 Index and Commodity Prices' Short-term and Long-term Dependencies of the S&P 500 Index and Commodity Prices". *Quantitative Finance*, 13(April): 37–41.
- Granger, C.W.J. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*:424–438.
- Gregoire, J. y L. Letelier (1998). "Desempeño Económico Agregado y Mercado Accionario. Un Análisis Empírico para el Caso Chileno". *Cuadernos de Economía* 35(105): 183–203.
- Haar, A. (1910). "Zur Theorie der Orthogonalen Funktionensysteme, Mathematische Annalen. :331–371.

- Hardle, W., G. Kerkycharian, D. Picard y A. Tsybakov (1998). *Wavelets, Approximation and Statistical Applications*. Lecture Notes in Statistics.
- Lahura, E.W. (2004). La Relación Dinero-Producto, Brecha del Producto e Inflación Subyacente: Algunas Aplicaciones de las Funciones Wavelets. *Estudios Económicos* 11: 63–92.
- Lai, K.K., K. He, C. Xie y S. Chen (2006). "Market Risk for Nonferrous Metals: A Wavelet Based VaR Approach". *Sixth International Conference on Intelligent Systems Design and Applications* 1: 1179–84.
- Le Roux, C. y G. Els (2013). "The Co-movement between Copper Prices and the Exchange Rate of Five Major Commodity Currencies". *Journal of Economic and Financial Sciences* 6(3): 773–94.
- López, E. y L. Palomeque (2011). "Desalineamiento del Precio del Cobre: 2002-2009". *Revista de Análisis Económico* 26: 83–105.
- Mallat, S. (1989). "A Theory for Multiresolution Signal Decomposition: The Wavelet Representation". *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence* 11(7): 674–93.
- Péguin-Feissolle, A., B. Strikholm y T. Teräsvirta (2013). "Testing the Granger Noncausality Hypothesis in Stationary Nonlinear Models of Unknown Functional Form". *Communications in Statistics-Simulation and Computation* 42(5): 1063–87.
- Péguin-Feissolle, A. y T. Teräsvirta (1999). "A General Framework for Testing the Granger Noncausality Hypothesis". Working Paper Series in Economics and Finance N°343, Stockholm School of Economics.
- Ramsey, J.B. y C. Lampart (1997). "The Decomposition of Economic Relationships by Time Scale Using Wavelets". Working Paper N°97-08, C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University.
- Sadorsky, P. (2000). "The Empirical Relationship between Energy Futures Prices and Exchange Rates". *Energy Economics* 22(2): 253–66.
- Shik Lee, H. (2004). "International Transmission of Stock Market Movements: A Wavelet Analysis". *Applied Economics Letters* 11(3): 197–204.
- Spilimbergo, A. (2002). "Copper and the Chilean Economy, 1960-98". *Journal of Policy Reform* 5(2): 115–26.
- Tiwari, A.K., A.B. Dar y N. Bhanja (2013). "Oil Price and Exchange Rates: A Wavelet-based Analysis for India". *Economic Modelling* 31: 414–22.
- Trivez, J. (1991). "Causalidad de Granger en Modelos Multivariantes de Series Temporales". *Estadística Española* 33(126): 165–81.
- Wu, Y. (2013). "What Explains Movements in the Peso/Dollar Exchange Rate? IMF Working Papers 13(171):1.
- Xiong, X., Z. Xiao-Tao, W. Zhang y L. Cui-Yu (2005). "Wavelet-based Beta Estimation of China Stock Market". Machine Learning and Cybernetics, 2005. Proceedings of 2005 International Conference on, pages 3501-3505 Vol. 6, 2005.
- Zhang, H.J., J.M. Dufour y J.W. Galbraith (2013). "Exchange Rates and Commodity Prices: Measuring Causality at Multiple Horizons". Technical Report.
- Zhang, Y.J. y Y.M. Wei (2010). "The Crude Oil Market and the Gold Market: Evidence for Cointegration, Causality and Price Discovery". *Resources Policy* 35(3): 168–77.
- Zwanzger, S. (2009). "Determinants of Exchange Rates: The Case of the Chilean Peso". PhD thesis, University of North Carolina at Wilmington.

APÉNDICE A

Gráficos A

Evolución de series originales



Fuente: Elaboración propia.



APÉNDICE B

Gráficos B

Evolución de rentabilidades logarítmicas



Fuente: Elaboración propia.

APÉNDICE C1

Gráficos C1

Descomposiciones de wavelet de cada serie

$$\text{Dólar} = \text{Dólar}_{a5} + \text{Dólar}_{d5} + \text{Dólar}_{d4} + \text{Dólar}_{d3} + \text{Dólar}_{d2} + \text{Dólar}_{d1}$$



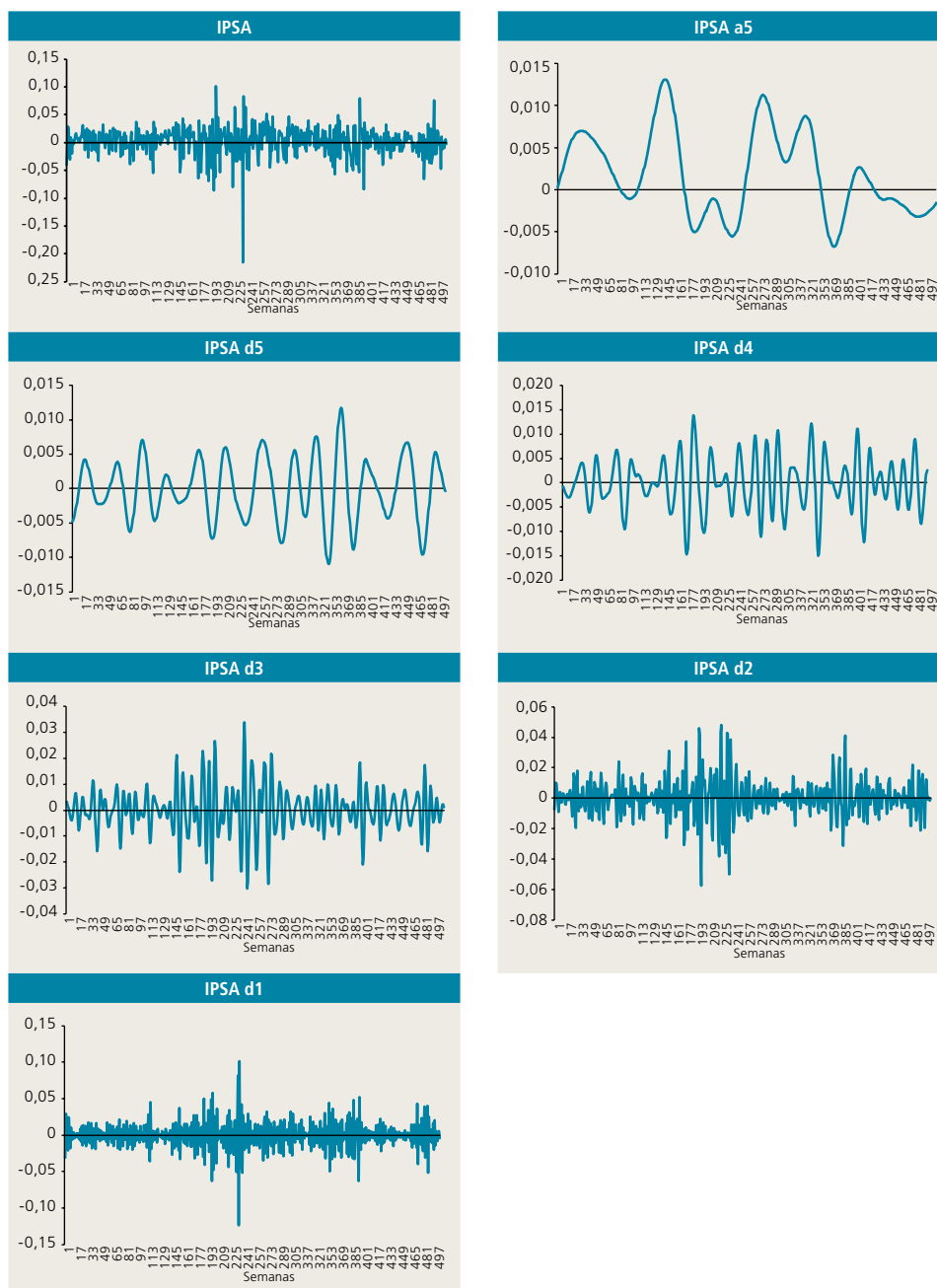
Fuente: Elaboración propia.

APÉNDICE C2

Gráficos C2

Descomposiciones de *wavelet* de cada serie

$$IPSA = IPSA_{a5} + IPSA_{d5} + IPSA_{d4} + IPSA_{d3} + IPSA_{d2} + IPSA_{d1}$$



Fuente: Elaboración propia.

APÉNDICE C3

Gráficos C3

Descomposiciones de *wavelet* de cada serie

$$\text{Cobre} = \text{Cobre}_{s5} + \text{Cobre}_{d5} + \text{Cobre}_{d4} + \text{Cobre}_{d3} + \text{Cobre}_{d2} + \text{Cobre}_{d1}$$



Fuente: Elaboración propia.



APÉNDICE D1

CUADRO D1

Modelos de causalidad tradicional y general

Ipsa->Dólar Var.	Original		D1		D2	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	-0,0010	0,2983	-0,000140	0,7387	0,0000	0,9270
Dólar(-1)	-0,1397	0,0033	-1,0641	0,0000	0,6021	0,0000
Dólar(-2)	-0,0990	0,0354	-0,6764	0,0000	-0,8523	0,0000
Ipsa(-1)	0,0123	0,7964	0,0966	0,0286	-0,1113	0,0338
Ipsa(-2)	0,0117	0,8002	0,0746	0,2077	0,0170	0,6831
Ipsa(-3)	-0,0482	0,2585	0,0362	0,3888	-0,0942	0,0702
Dólar(-1)^2	-0,5064	0,7015	2,0385	0,2945	-0,4656	0,8052
Dólar(-1)*Dólar(-2)	6,1926	0,0044	5,1919	0,1149	0,4507	0,8310
Dólar(-2)^2	2,1592	0,0988	1,1088	0,5780	0,3348	0,8474
Dólar(-1)*Ipsa(-1)	-1,5029	0,3973	-2,9591	0,1965	0,1853	0,9503
Dólar(-1)*Ipsa(-2)	0,1841	0,9235	-0,5291	0,8980	1,5436	0,5663
Dólar(-2)*Ipsa(-2)	1,7684	0,3078	0,5780	0,8376	3,3268	0,0955
Dólar(-1)*Ipsa(-3)	-0,6838	0,6907	-0,6212	0,8564	-1,0574	0,7323
Dólar(-2)*Ipsa(-3)	1,4087	0,4409	1,8790	0,4898	0,7044	0,7251
Ipsa(-1)^3	-3,3934	0,5819	-194,4225	0,0008	-4,4639	0,9653
Ipsa(-2)^3	-7,3011	0,5155	96,1803	0,0613	12,9371	0,6257
Ipsa(-3)^3	-5,9675	0,1913	18,7308	0,0673	42,0193	0,4942
Ipsa(-1)^2*Ipsa(-2)	26,5134	0,4011	-517,8594	0,0067	-183,1720	0,2918
Ipsa(-1)^2*Ipsa(-3)	-3,5112	0,9196	-368,2991	0,0131	82,7125	0,7433
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)^2	11,7993	0,7181	-279,2719	0,1299	140,6338	0,1573
Ipsa(-1)*Ipsa(-3)^2	43,2728	0,1936	-141,8928	0,0976	99,3091	0,5951
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)*Ipsa(-3)	67,7112	0,1818	-542,1003	0,0197	-180,7101	0,3739

CUADRO D1 (continuación)

Ipsa->Dólar Var.	D3		D4		D5		A5	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0000	0,3023	0,0000	0,4243	0,0000	0,4754	0,0000	0,0021
Dólar(-1)	1,5643	0,0000	1,8997	0,0000	1,9792	0,0000	1,9940	0,0000
Dólar(-2)	-0,9693	0,0000	-0,9813	0,0000	-0,9991	0,0000	-0,9980	0,0000
Ipsa(-1)	-0,1365	0,0001	-0,2365	0,0000	-0,1433	0,0004	-0,3134	0,0000
Ipsa(-2)	0,2162	0,0001	0,4586	0,0000	0,2772	0,0005	0,6409	0,0000
Ipsa(-3)	-0,1402	0,0000	-0,2413	0,0000	-0,1354	0,0008	-0,3295	0,0000
Dólar(-1)^2	4,1780	0,0546	-18,1493	0,0003	-32,6056	0,0000	9,1420	0,4270
Dólar(-1)*Dólar(-2)	-10,4886	0,0097	33,7949	0,0005	65,4742	0,0000	-18,6756	0,4182
Dólar(-2)^2	6,9508	0,0021	-14,6452	0,0033	-32,5718	0,0000	9,3785	0,4183
Dólar(-1)*Ipsa(-1)	-8,8354	0,0392	22,6968	0,0029	-23,2090	0,0074	-63,6880	0,0000
Dólar(-1)*Ipsa(-2)	17,0983	0,0172	-64,8085	0,0000	42,6262	0,0150	134,6551	0,0000
Dólar(-2)*Ipsa(-2)	-5,1976	0,0399	24,5371	0,0000	5,0850	0,4158	-10,3997	0,4013
Dólar(-1)*Ipsa(-3)	-10,2613	0,0284	40,6050	0,0000	-21,5461	0,0308	-69,6412	0,0000
Dólar(-2)*Ipsa(-3)	3,9000	0,0717	-20,8499	0,0000	-3,8875	0,5290	8,4118	0,5021
Ipsa(-1)^3	3.182,7110	0,0000	-52.662,8000	0,0000	-54.290,0000	0,4538	301.508,9000	0,0211
Ipsa(-2)^3	-1.606,2620	0,0000	118,3795	0,9795	-10.488,7100	0,6590	-227.301,4000	0,1373
Ipsa(-3)^3	389,8159	0,0000	79,9208	0,9063	696,3797	0,8215	31.513,9000	0,0929
Ipsa(-1)^2*Ipsa(-2)	-9.241,1790	0,0002	204.508,1000	0,0000	226.586,9000	0,4235	-965.328,8000	0,0314
Ipsa(-1)^2*Ipsa(-3)	3.423,8000	0,0256	-105.559,8000	0,0000	-133.528,5000	0,3420	161.438,4000	0,0028
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)^2	7.624,0960	0,0002	-198.826,0000	0,0000	-228.265,7000	0,4144	828.990,4000	0,0674
Ipsa(-1)*Ipsa(-3)^2	506,2725	0,5322	-53.573,9500	0,0000	-73.757,0800	0,3050	-130.838,7000	0,0171
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)*Ipsa(-3)	-3.699,1220	0,1331	20.5827,4000	0,0000	272.921,6000	0,3264	-	-

Fuente: Elaboración propia.



APÉNDICE D2

CUADRO D2

Modelos de causalidad tradicional y general

Dólar->Ipsa	Original		D1		D2	
Var.	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0007	0,6238	0,0000	0,9340	-0,0001	0,7184
Ipsa(-1)	-0,0106	0,8355	-1,0319	0,0000	0,5578	0,0000
Ipsa(-2)	0,0055	0,9124	-0,6091	0,0000	-0,8072	0,0000
Dólar(-1)	-0,0821	0,4001	0,1925	0,0259	0,0610	0,5350
Dólar(-2)	-0,1158	0,1941	0,3425	0,0013	0,0510	0,5303
Dólar(-3)	-0,1163	0,2105	0,3882	0,0000	0,0057	0,9530
Ipsa(-1)^2	1,0785	0,3463	-1,7029	0,2358	0,4361	0,6940
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)	2,4642	0,1838	1,7378	0,4647	-0,9645	0,4707
Ipsa(-2)^2	-0,2938	0,8011	3,0356	0,0481	0,8294	0,4167
Ipsa(-1)*Dólar(-1)	0,0847	0,9712	2,5982	0,4559	2,0720	0,6418
Ipsa(-1)*Dólar(-2)	2,3668	0,3124	2,5191	0,6443	-1,1121	0,7603
Ipsa(-2)*Dólar(-2)	-1,5768	0,5081	-2,0512	0,5567	-0,4468	0,8498
Ipsa(-1)*Dólar(-3)	-4,4667	0,0573	-0,0767	0,9868	4,8541	0,3302
Ipsa(-2)*Dólar(-3)	-2,9323	0,2104	-4,5456	0,1691	-2,6090	0,3314
Dólar(-1)^3	70,8481	0,0336	-253,7894	0,3306	-1.830,5040	0,0029
Dólar(-2)^3	-53,4001	0,1034	-120,8697	0,4614	-199,2504	0,1106
Dólar(-3)^3	119,4388	0,0038	-71,2322	0,3219	15,0121	0,9465
Dólar(-1)^2*Dólar(-2)	230,8387	0,0008	-895,7635	0,2742	3.019,0060	0,0027
Dólar(-1)^2*Dólar(-3)	-153,8629	0,0766	-748,9896	0,2102	-3.431,4220	0,0082
Dólar(-1)*Dólar(-2)^2	147,4421	0,0666	-540,9498	0,4163	-1.172,2620	0,0145
Dólar(-1)*Dólar(-3)^2	122,8928	0,1377	-322,5550	0,2857	-1.644,3570	0,0299
Dólar(-1)*Dólar(-2)*Dólar(-3)	-274,6427	0,0492	-679,1215	0,3743	3.193,5310	0,0034

CUADRO D2 (continuación)

Dólar->Ipsa	D3		D4		D5		A5	
Var.	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0000	0,9444	0,0000	0,3825	0,0000	0,2623	0,0000	0,0000
Ipsa(-1)	1,5449	0,0000	1,8843	0,0000	1,9644	0,0000	1,9947	0,0000
Ipsa(-2)	-0,9550	0,0000	-0,9915	0,0000	-0,9920	0,0000	-0,9991	0,0000
Dólar(-1)	-0,1824	0,0919	-0,2950	0,0146	-0,4795	0,0001	-1,0462	0,0000
Dólar(-2)	0,2023	0,2430	0,6335	0,0062	0,9341	0,0001	2,0515	0,0000
Dólar(-3)	-0,0971	0,3720	-0,4011	0,0010	-0,4647	0,0001	-1,0099	0,0000
Ipsa(-1)^2	-1,2584	0,4474	-7,9168	0,0133	-8,1487	0,0451	32,5114	0,0000
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)	3,0601	0,3207	15,7789	0,0116	16,5255	0,0403	-60,3977	0,0000
Ipsa(-2)^2	-1,4437	0,3930	-7,6604	0,0168	-8,3702	0,0383	27,9854	0,0001
Ipsa(-1)*Dólar(-1)	-21,3074	0,0106	14,0825	0,3747	-33,2217	0,0571	-12,8179	0,4023
Ipsa(-1)*Dólar(-2)	40,3755	0,0048	-36,4265	0,2371	67,4134	0,0534	12,4204	0,6976
Ipsa(-2)*Dólar(-2)	-11,7614	0,0218	8,7289	0,2897	-2,4036	0,8241	20,3909	0,0362
Ipsa(-1)*Dólar(-3)	-24,1819	0,0038	21,3077	0,2014	-28,6125	0,1384	-2,7159	0,8795
Ipsa(-2)*Dólar(-3)	9,0522	0,0431	-6,3343	0,4322	-3,5828	0,7436	-1,7473	0,0743
Dólar(-1)^3	3.532,4630	0,5302	62.102,2300	0,4363	1.113.672,0000	0,0051	265.894,4000	0,4125
Dólar(-2)^3	-1.449,6500	0,4587	-25.498,7800	0,5501	-38.608,9500	0,8036	-292.914,8000	0,4467
Dólar(-3)^3	106,1307	0,8273	7.817,1880	0,2023	2.489,1630	0,9003	27.397,2300	0,5709
Dólar(-1)^2*Dólar(-2)	-8.832,4350	0,6320	-231.726,2000	0,4358	-4.408.633,0000	0,0046	-872.597,7000	0,4354
Dólar(-1)^2*Dólar(-3)	2.977,9360	0,7938	101.377,6000	0,4851	2.177.427,0000	0,0052	85.379,2200	0,5324
Dólar(-1)*Dólar(-2)^2	7.603,1770	0,6309	220.320,5000	0,4405	4.388.461,0000	0,0043	865.677,6000	0,4456
Dólar(-1)*Dólar(-3)^2	1.271,3270	0,8419	22.283,7100	0,7631	1.081.947,0000	0,0065	-78.772,0400	0,5732
Dólar(-1)*Dólar(-2)*Dólar(-3)	-4.361,5240	0,8216	-155.500,8000	0,5717	-4.316.651,0000	0,0052	-	-

Fuente: Elaboración propia.



APÉNDICE D3

CUADRO D3

Modelos de causalidad tradicional y general

Cobre->Dólar	Original		D1		D2	
Var.	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	-0,0010	0,2763	-0,0002	0,7195	0,0001	0,6458
Dólar(-1)	-0,1724	0,0001	-1,0687	0,0000	0,5872	0,0000
Dólar(-2)	-0,1097	0,0166	-0,6774	0,0000	-0,8352	0,0000
Cobre(-1)	-0,0828	0,0064	-0,0219	0,4395	-0,0367	0,3100
Cobre(-2)	-0,0594	0,0501	-0,0221	0,5569	-0,0355	0,2355
Cobre(-3)	-0,0088	0,7686	-0,0035	0,9034	0,0345	0,3340
Dólar(-1)^2	-0,0776	0,9485	0,0720	0,9636	-1,1161	0,5361
Dólar(-1)*Dólar(-2)	5,6079	0,0160	1,6274	0,5718	-1,1019	0,6057
Dólar(-2)^2	2,2872	0,0729	1,2472	0,4833	0,2751	0,8633
Dólar(-1)*Cobre(-1)	-1,4647	0,1042	-0,2252	0,8889	-5,2555	0,0165
Dólar(-1)*Cobre(-2)	0,0491	0,9640	-1,7629	0,4927	4,1401	0,0442
Dólar(-2)*Cobre(-2)	-0,6689	0,4424	-2,3558	0,1702	-0,7323	0,6319
Dólar(-1)*Cobre(-3)	-1,7721	0,0697	0,3331	0,8783	-5,0247	0,0343
Dólar(-2)*Cobre(-3)	0,8923	0,4047	1,0063	0,5588	2,4863	0,1284
Cobre(-1)^3	-1,7768	0,6194	19,0883	0,1069	75,9881	0,1167
Cobre(-2)^3	4,3135	0,1506	14,7119	0,1133	10,1540	0,3828
Cobre(-3)^3	-4,8579	0,1539	5,5662	0,2548	-12,0577	0,5742
Cobre(-1)^2*Cobre(-2)	-7,4746	0,1545	70,1818	0,0421	-284,8406	0,0020
Cobre(-1)^2*Cobre(-3)	0,8779	0,8677	42,9396	0,0619	193,4552	0,1001
Cobre(-1)*Cobre(-2)^2	7,0577	0,1415	64,7001	0,0210	178,0520	0,0011
Cobre(-1)*Cobre(-3)^2	4,3692	0,3211	34,6015	0,0101	62,8328	0,3925
Cobre(-1)*Cobre(-2)*Cobre(-3)	-2,6171	0,5988	63,3812	0,0350	-315,8816	0,0035

CUADRO D3 (continuación)

Cobre->Dólar	D3		D4		D5		A5	
Var.	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0000	0,5106	0,0000	0,4411	0,0000	0,0556	0,0000	0,0014
Dólar(-1)	1,5501	0,0000	1,8997	0,0000	1,9841	0,0000	1,9992	0,0000
Dólar(-2)	-0,9507	0,0000	-0,9841	0,0000	-1,0050	0,0000	-1,0017	0,0000
Cobre(-1)	0,0210	0,4255	-0,2077	0,0000	-0,1343	0,0000	-0,3164	0,0000
Cobre(-2)	-0,0695	0,1078	0,4054	0,0000	0,2724	0,0000	0,6362	0,0000
Cobre(-3)	0,0375	0,1596	-0,2169	0,0000	-0,1388	0,0000	-0,3206	0,0000
Dólar(-1)^2	7,3904	0,0039	-3,3640	0,6472	-50,1104	0,0001	-5,7184	0,1319
Dólar(-1)*Dólar(-2)	-15,8599	0,0007	13,2579	0,3562	102,3449	0,0001	12,9535	0,0876
Dólar(-2)^2	6,1646	0,0158	-11,1140	0,1299	-52,1137	0,0001	-7,1676	0,0593
Dólar(-1)*Cobre(-1)	-3,3054	0,3665	-11,5834	0,0016	-14,7920	0,0001	-	-
Dólar(-1)*Cobre(-2)	7,4633	0,2505	24,7911	0,0011	23,7725	0,0024	-	-
Dólar(-2)*Cobre(-2)	-0,1890	0,9281	-2,5972	0,4550	5,3942	0,1469	-	-
Dólar(-1)*Cobre(-3)	-3,3136	0,4221	-9,9602	0,0306	-8,9661	0,0759	-	-
Dólar(-2)*Cobre(-3)	-1,3990	0,4477	-2,7541	0,4095	-5,9258	0,1255	-	-
Cobre(-1)^3	151,6426	0,5622	3.949,1740	0,0167	-3.568,0710	0,5135	10.042,2900	0,0117
Cobre(-2)^3	77,5938	0,4738	-3.550,8390	0,0000	1.249,1850	0,5650	-11.661,3300	0,0121
Cobre(-3)^3	-24,9670	0,2889	532,5282	0,0000	-119,6829	0,6706	1.504,7550	0,0095
Cobre(-1)^2*Cobre(-2)	-718,2243	0,4117	-14.109,7400	0,0239	13.714,8600	0,5189	-34.491,2200	0,0116
Cobre(-1)^2*Cobre(-3)	591,7823	0,2566	3.370,9330	0,2951	-5.463,2560	0,6035	4.471,1470	0,0079
Cobre(-1)*Cobre(-2)^2	718,5715	0,3466	14.299,7000	0,0175	-14.029,0300	0,5023	34.517,0900	0,0122
Cobre(-1)*Cobre(-3)^2	450,7121	0,1186	-259,4340	0,8804	-2.422,2920	0,6520	-43.81,3600	0,0098
Cobre(-1)*Cobre(-2)*Cobre(-3)	-1.230,6620	0,1704	-4.224,4640	0,4996	10.635,7700	0,6086	-	-

Fuente: Elaboración propia.



APÉNDICE D4

CUADRO D4

Modelos de causalidad tradicional y general

Dólar->Cobre	Original		D1		D2	
Var.	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0014	0,5233	0,0010	0,2524	-0,0005	0,3259
Cobre(-1)	-0,0089	0,8512	-1,0420	0,0000	0,6330	0,0000
Cobre(-2)	0,0658	0,1560	-0,6541	0,0000	-0,8416	0,0000
Dólar(-1)	0,2718	0,0803	0,0887	0,5117	-0,0638	0,6309
Dólar(-2)	-0,2195	0,1222	-0,1264	0,4413	0,0805	0,4604
Dólar(-3)	-0,1230	0,4120	-0,1673	0,2155	-0,0784	0,5463
Cobre(-1)^2	-0,8554	0,2035	-1,2075	0,0861	-0,7637	0,3890
Cobre(-1)*Cobre(-2)	-0,5360	0,5563	-2,6808	0,0147	-0,0605	0,9568
Cobre(-2)^2	0,4109	0,5118	-1,6972	0,0095	1,9001	0,0173
Cobre(-1)*Dólar(-1)	-7,3863	0,0002	-6,3296	0,0636	4,1824	0,3253
Cobre(-1)*Dólar(-2)	-0,7236	0,7246	0,2325	0,9641	-4,7741	0,1942
Cobre(-2)*Dólar(-2)	-1,1011	0,5730	10,7593	0,0039	-4,8722	0,0391
Cobre(-1)*Dólar(-3)	-2,0821	0,3608	1,4436	0,7376	3,0643	0,4963
Cobre(-2)*Dólar(-3)	-4,4453	0,0272	7,8404	0,0317	-1,9288	0,5252
Dólar(-1)^3	3,1895	0,9526	685,7584	0,0656	-49,9834	0,9529
Dólar(-2)^3	-19,9005	0,7062	295,6047	0,1686	-41,2116	0,8087
Dólar(-3)^3	-1,4096	0,9838	275,9112	0,0076	400,8554	0,1635
Dólar(-1)2*Dólar(-2)	-203,6216	0,0711	2.398,0160	0,0453	-2.357,8840	0,0842
Dólar(-1)2*Dólar(-3)	76,1430	0,6052	1.236,9430	0,1855	845,9110	0,6369
Dólar(-1)*Dólar(-2)^2	-500,3247	0,0001	1.941,1830	0,0378	1.487,8140	0,0213
Dólar(-1)*Dólar(-3)^2	3,9932	0,9769	52,1087	0,9156	571,3763	0,5702
Dólar(-1)*Dólar(-2)*Dólar(-3)	108,6299	0,5897	1.251,0690	0,2894	-2.853,3220	0,0542

CUADRO D4 (continuación)

Dólar->Cobre	D3		D4		D5		A5	
Var.	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0001	0,4821	0,0000	0,4055	0,0000	0,3515	0,0000	0,0546
Cobre(-1)	1,6176	0,0000	1,8901	0,0000	1,9859	0,0000	1,9986	0,0000
Cobre(-2)	-0,9673	0,0000	-0,9773	0,0000	-1,0022	0,0000	-1,0013	0,0000
Dólar(-1)	-0,3005	0,0719	-1,4432	0,0000	-0,1375	0,4351	-2,0725	0,0000
Dólar(-2)	0,1773	0,5054	2,6687	0,0000	0,2686	0,4417	4,1136	0,0000
Dólar(-3)	-0,1355	0,4189	-1,3083	0,0000	-0,1489	0,4004	-2,0458	0,0000
Cobre(-1)^2	-0,7700	0,5310	-1,1137	0,5744	16,7925	0,0000	77,9079	0,0000
Cobre(-1)*Cobre(-2)	3,4228	0,1382	3,8342	0,3242	-33,5473	0,0000	-146,9685	0,0000
Cobre(-2)^2	-3,0032	0,0159	-2,2159	0,2657	16,5916	0,0000	69,2179	0,0000
Cobre(-1)*Dólar(-1)	-11,8010	0,2447	-27,1454	0,0130	-23,3203	0,1632	63,7226	0,0000
Cobre(-1)*Dólar(-2)	16,7141	0,3252	57,3353	0,0105	114,1582	0,0005	115,2900	0,0001
Cobre(-2)*Dólar(-2)	-0,1167	0,9827	0,9459	0,9069	-64,0657	0,0000	-235,5103	0,0000
Cobre(-1)*Dólar(-3)	-13,0533	0,2108	-39,6900	0,0028	-87,8900	0,0000	-160,1772	0,0000
Cobre(-2)*Dólar(-3)	4,2755	0,3631	5,8619	0,4328	59,4862	0,0000	217,4186	0,0000
Dólar(-1)^3	-9.542,5030	0,2248	-209.573,6000	0,0815	704.084,5000	0,2366	-2.813.345,0000	0,0000
Dólar(-2)^3	4.201,6010	0,1547	103.094,0000	0,1028	1.766.284,0000	0,0000	3.056.136,0000	0,0000
Dólar(-3)^3	-769,5023	0,2957	-17.305,7300	0,0600	-228.754,4000	0,0000	-414.752,8000	0,0000
Dólar(-1)^2*Dólar(-2)	35.619,9300	0,1663	736.702,6000	0,0994	-3.673.740,0000	0,1142	9.583.054,0000	0,0000
Dólar(-1)^2*Dólar(-3)	-21.163,7600	0,1892	-249.309,8000	0,2513	3.793.806,0000	0,0011	-1.371.870,0000	0,0000
Dólar(-1)*Dólar(-2)^2	-34.218,3500	0,1198	-681.169,0000	0,1116	3.670.052,0000	0,1111	-9.318.985,0000	0,0000
Dólar(-1)*Dólar(-3)^2	-11.237,5900	0,2160	-32.377,5500	0,7693	2.918.143,0000	0,0000	1.279.471,0000	0,0000
Dólar(-1)*Dólar(-2)*Dólar(-3)	35.727,4100	0,1908	348.429,8000	0,3965	-8.950.519,0000	0,0001	-	-

Fuente: Elaboración propia.



APÉNDICE D5

CUADRO D5

Modelos de causalidad tradicional y general

Ipsa->Cobre	Original		D1		D2	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0024	0,2950	0,0009	0,3339	-0,0005	0,3302
Cobre(-1)	-0,0037	0,9385	-1,0127	0,0000	0,6790	0,0000
Cobre(-2)	0,0509	0,2910	-0,6515	0,0000	-0,8271	0,0000
Ipsa(-1)	-0,1101	0,2996	-0,2507	0,0095	0,2388	0,0121
Ipsa(-2)	0,0873	0,4216	-0,3207	0,0128	-0,1963	0,0108
Ipsa(-3)	0,1157	0,2432	-0,2513	0,0073	0,3549	0,0002
Cobre(-1)^2	-1,4961	0,0375	-1,1230	0,1633	-0,2310	0,8068
Cobre(-1)*Cobre(-2)	1,2177	0,1968	-2,3477	0,0511	0,0172	0,9888
Cobre(-2)^2	0,6353	0,3604	-1,5933	0,0415	0,9454	0,2554
Cobre(-1)*Ipsa(-1)	3,3903	0,0512	-0,7519	0,7660	-3,5551	0,2478
Cobre(-1)*Ipsa(-2)	-1,1313	0,5503	-0,5046	0,8902	1,9973	0,5250
Cobre(-2)*Ipsa(-2)	-0,2888	0,8737	2,2299	0,3097	4,9361	0,0631
Cobre(-1)*Ipsa(-3)	0,5396	0,7524	-0,3760	0,8909	1,3484	0,6756
Cobre(-2)*Ipsa(-3)	2,0372	0,2272	0,6351	0,7784	0,2904	0,9074
Ipsa(-1)^3	19,1505	0,1667	61,3720	0,6223	-643,5398	0,0006
Ipsa(-2)^3	23,2763	0,3737	166,7801	0,1292	151,5658	0,0022
Ipsa(-3)^3	-7,4010	0,5662	29,0052	0,2507	-309,2804	0,0057
Ipsa(-1)^2*Ipsa(-2)	-43,8055	0,5243	363,3540	0,3563	1.345,5810	0,0000
Ipsa(-1)^2*Ipsa(-3)	24,0192	0,7679	169,8894	0,5934	-1.999,7190	0,0000
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)^2	4,6405	0,9512	490,0281	0,1991	-887,8322	0,0000
Ipsa(-1)*Ipsa(-3)^2	-11,4112	0,8817	-22,1013	0,9087	-1.305,4210	0,0002
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)*Ipsa(-3)	-30,0271	0,7877	235,3404	0,6348	1.616,8880	0,0000

CUADRO D5 (continuación)

Ipsa->Cobre	D3		D4		D5		A5	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0000	0,8845	0,0000	0,2782	0,0000	0,5742	0,0000	0,2122
Cobre(-1)	1,5403	0,0000	1,8966	0,0000	1,9799	0,0000	1,9948	0,0000
Cobre(-2)	-0,9576	0,0000	-0,9835	0,0000	-1,0014	0,0000	-0,9990	0,0000
Ipsa(-1)	0,2122	0,0000	0,2278	0,0619	0,4153	0,0017	1,4030	0,0000
Ipsa(-2)	-0,3298	0,0000	-0,4720	0,0424	-0,7999	0,0020	-2,8505	0,0000
Ipsa(-3)	0,1990	0,0000	0,2499	0,0417	0,4037	0,0021	1,4550	0,0000
Cobre(-1)^2	-0,6014	0,7274	-6,0533	0,0004	3,3758	0,0313	-16,0226	0,0000
Cobre(-1)*Cobre(-2)	2,1622	0,4914	15,0142	0,0000	-6,0341	0,0565	32,3112	0,0000
Cobre(-2)^2	-1,1031	0,5108	-8,7662	0,0000	2,6872	0,0970	-16,1787	0,0000
Cobre(-1)*Ipsa(-1)	3,0778	0,4161	12,0574	0,1386	-21,6370	0,0453	-9,6083	0,2407
Cobre(-1)*Ipsa(-2)	-6,9721	0,3140	-29,7364	0,0560	27,6815	0,1961	67,5894	0,0011
Cobre(-2)*Ipsa(-2)	1,9169	0,4372	9,2759	0,0331	8,9810	0,2688	-49,5869	0,0001
Cobre(-1)*Ipsa(-3)	4,3855	0,3148	20,8440	0,0138	-14,7260	0,2292	-59,7964	0,0001
Cobre(-2)*Ipsa(-3)	-1,7362	0,4561	-11,8517	0,0059	-1,0213	0,9006	50,8432	0,0001
Ipsa(-1)^3	624,2875	0,1649	146.809,8000	0,0000	-843.805,5000	0,0004	-666.722,8000	0,1330
Ipsa(-2)^3	-191,3046	0,3199	-15.489,9400	0,2754	34.812,7200	0,6559	562.700,7000	0,2756
Ipsa(-3)^3	30,6849	0,4608	2.167,8810	0,2983	-4.516,0660	0,6560	-89.285,1300	0,1583
Ipsa(-1)^2*Ipsa(-2)	-2.311,5550	0,1233	-566.929,0000	0,0000	3.306.816,0000	0,0003	2.208.720,0000	0,1464
Ipsa(-1)^2*Ipsa(-3)	1.126,5810	0,2045	277.169,6000	0,0000	-1.636.119,0000	0,0004	-396.049,4000	0,0306
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)^2	2.214,0560	0,0916	556.984,5000	0,0000	-3.260.139,0000	0,0004	-1.954.444,0000	0,2024
Ipsa(-1)*Ipsa(-3)^2	516,2184	0,2948	134.202,1000	0,0001	-799.807,1000	0,0008	335.090,1000	0,0712
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)*Ipsa(-3)	-1.974,8830	0,1963	-534.548,5000	0,0000	3.202.069,0000	0,0005	-	-

Fuente: Elaboración propia.



APÉNDICE D6

CUADRO D6

Modelos de causalidad tradicional y general

Cobre->Ipsa	Original		D1		D2	
Var.	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0008	0,5437	0,0001	0,7905	-0,0001	0,6891
Ipsa(-1)	-0,0283	0,5944	-1,0688	0,0000	0,5981	0,0000
Ipsa(-2)	0,0518	0,3240	-0,6128	0,0000	-0,8066	0,0000
Cobre(-1)	-0,0604	0,1765	-0,0969	0,0170	0,0777	0,0971
Cobre(-2)	0,0185	0,6719	-0,1147	0,0304	-0,0915	0,0207
Cobre(-3)	0,0280	0,5048	-0,0758	0,0638	0,1090	0,0180
Ipsa(-1)^2	-0,2902	0,7548	-1,9691	0,0618	-0,8547	0,5201
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)	1,6385	0,4039	-0,3380	0,8775	-0,8838	0,6102
Ipsa(-2)^2	0,1195	0,9050	1,6712	0,2684	2,0059	0,0810
Ipsa(-1)*Cobre(-1)	2,4191	0,0289	1,4720	0,3511	-2,2303	0,3660
Ipsa(-1)*Cobre(-2)	2,1846	0,0740	0,0868	0,9737	2,5755	0,2896
Ipsa(-2)*Cobre(-2)	0,7404	0,4456	-2,5614	0,1372	-3,3090	0,0516
Ipsa(-1)*Cobre(-3)	-2,6382	0,0363	-0,1524	0,9435	-5,2418	0,0566
Ipsa(-2)*Cobre(-3)	-0,7610	0,4824	-0,5393	0,7480	3,0017	0,1428
Cobre(-1)^3	1,2329	0,0241	12,6514	0,4579	-217,4742	0,0006
Cobre(-2)^3	-6,4958	0,1505	-1,6909	0,8948	21,5811	0,1572
Cobre(-3)^3	3,3380	0,4802	-5,4491	0,4230	-42,7094	0,1246
Cobre(-1)^2*Cobre(-2)	-3,3889	0,6816	14,8484	0,7619	827,9943	0,0000
Cobre(-1)^2*Cobre(-3)	-8,1028	0,2795	-4,3082	0,9011	-696,0567	0,0000
Cobre(-1)*Cobre(-2)^2	2,2558	0,7711	6,1707	0,8717	-553,4152	0,0000
Cobre(-1)*Cobre(-3)^2	-3,1545	0,6431	-20,8920	0,3228	-380,6793	0,0001
Cobre(-1)*Cobre(-2)*Cobre(-3)	-11,4475	0,1888	-13,7002	0,7651	973,1477	0,0000

CUADRO D6 (continuación)

Cobre->Ipsa	D3		D4		D5		A5	
Var.	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0000	0,8845	0,0000	0,7996	0,0000	0,8224	0,0000	0,0600
Ipsa(-1)	1,5403	0,0000	1,8837	0,0000	1,9672	0,0000	1,9863	0,0000
Ipsa(-2)	-0,9576	0,0000	-0,9850	0,0000	-0,9965	0,0000	-0,9904	0,0000
Cobre(-1)	0,2122	0,0000	0,1023	0,0176	0,1647	0,0000	0,3922	0,0000
Cobre(-2)	-0,3298	0,0000	-0,1818	0,0266	-0,3363	0,0000	-0,7643	0,0000
Cobre(-3)	0,1990	0,0000	0,0872	0,0429	0,1763	0,0000	0,3738	0,0000
Ipsa(-1)^2	-0,6014	0,7274	-3,7896	0,2346	-3,3568	0,3499	31,5419	0,0000
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)	2,1622	0,4914	8,5283	0,1716	6,7395	0,3451	-59,9831	0,0000
Ipsa(-2)^2	-1,1031	0,5108	-4,4669	0,1621	-3,4520	0,3366	28,4484	0,0000
Ipsa(-1)*Cobre(-1)	3,0778	0,4161	-8,6341	0,0981	-5,7331	0,2966	-3,3256	0,4220
Ipsa(-1)*Cobre(-2)	-6,9721	0,3140	19,8495	0,0478	5,8149	0,6239	35,2496	0,0001
Ipsa(-2)*Cobre(-2)	1,9169	0,4372	-3,6217	0,1625	4,6636	0,2719	-30,6021	0,0000
Ipsa(-1)*Cobre(-3)	4,3855	0,3148	-11,5128	0,0344	-2,0184	0,7714	-28,6302	0,0000
Ipsa(-2)*Cobre(-3)	-1,7362	0,4561	3,1461	0,2149	-2,7732	0,4980	27,4255	0,0000
Cobre(-1)^3	624,2875	0,1649	5.199,1910	0,1349	-11.927,1200	0,2660	-25.286,6200	0,0012
Cobre(-2)^3	-191,3046	0,3199	3.107,7050	0,0416	-2.362,6500	0,5417	30.718,4300	0,0009
Cobre(-3)^3	30,6849	0,4608	-346,5543	0,1214	236,5594	0,6403	-3.323,6340	0,0039
Cobre(-1)^2*Cobre(-2)	-2.311,5550	0,1233	-22.251,1600	0,0909	48.695,5800	0,2464	86.304,3200	0,0013
Cobre(-1)^2*Cobre(-3)	1.126,5810	0,2045	15.455,9700	0,0225	-27.834,4000	0,1915	-8.281,4920	0,0112
Cobre(-1)*Cobre(-2)^2	2.214,0560	0,0916	21.704,3500	0,0858	-48.066,0900	0,2444	-89.281,0400	0,0011
Cobre(-1)*Cobre(-3)^2	516,2184	0,2948	9.391,9840	0,0082	-14.997,5900	0,1742	9.150.102,0000	0,0061
Cobre(-1)*Cobre(-2)*Cobre(-3)	-1.974,8830	0,1963	-32.251,0000	0,0137	56.245,1300	0,1841	-	-

Fuente: Elaboración propia.