

Cali, 11 de marzo de 2016

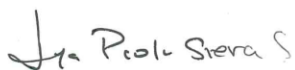
Doctor  
**FLAVIO JACOME**  
Director Posgrados en Economía  
Pontificia Universidad Javeriana  
Bogotá

Ref.: Trabajo de Grado elaborado por Diana Carolina Osorio García

Estimado Dr. Jácome

Informo a usted que luego de haberse cumplido el proceso de elaboración del Trabajo de Grado de la estudiante *Diana Carolina Osorio García*, en nuestra calidad de directores de dicho trabajo consideramos que el documento titulado *¿Es el mercado de metales eficiente?*, cumple con los atributos académicos suficientes para ser revisado por el jurado evaluador.

Atentamente,



**Lya Paola Sierra Suárez**  
Directora del Trabajo de Grado  
Profesora Asociada  
Departamento de Economía  
Pontificia Universidad Javeriana Cali.



**Luis Eduardo Girón**  
Director del Trabajo de Grado  
Profesor Asistente  
Departamento de Economía,  
Pontificia Universidad Javeriana Cali.

# ¿Es el mercado de metales eficiente?\*

Diana Carolina Osorio García\*\*

2016

## Resumen

La predicción de los precios de las materias primas es importante por su impacto a nivel macroeconómico para las naciones que dependen de su comercio internacional, así mismo tiene importancia financiera para quienes negocian sus futuros en bolsa. Este trabajo propone evaluar la hipótesis de eficiencia en el sentido débil en el mercado de metales, la cual argumenta que un mercado eficiente no es susceptible de predicción de precios. Para este propósito se implementaron métodos de caminata aleatoria. Se encontraron materias primas persistentemente ineficientes durante el periodo de evaluación de 1992 a 2015, así como que algunas materias primas fluctúan entre periodos de eficiencia y no eficiencia.

**Palabras clave:** Eficiencia de mercado, precios de materias primas, razón de varianzas, estadísticos de Portmanteau

**Clasificación JEL:** C12, C16, E39, F00, G14, Q02

\*Trabajo presentado para optar al título de Magistra en Economía de la Pontificia Universidad Javeriana Bogotá.

\*\* Agradezco la dirección y compromiso de mis directores Lya Paola Sierra y Luis Eduardo Girón, del Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Javeriana Cali.

# ¿Is the metal market efficient?\*

Diana Carolina Osorio Garcia\*\*

2016

## Abstract

The price forecast of commodities is important for its impact at the macroeconomic level for the nations that dependent on international trade of raw materials, also it has financial importance to those who negotiate their futures in equity markets. This work aims to evaluate the hypothesis of efficiency in the metals market, which argues that an efficient market is not capable of predicting prices. For this, I implemented random walk methods. I found that some commodities are persistently inefficient during the evaluation period 1992-2015 and some raw materials fluctuate between periods of efficiency and no efficiency.

**Key Words:** Efficient markets, commodity prices, variance ratios, Portmanteau statistics

**JEL classification:** C12, C16, E39, F00, G14, Q02

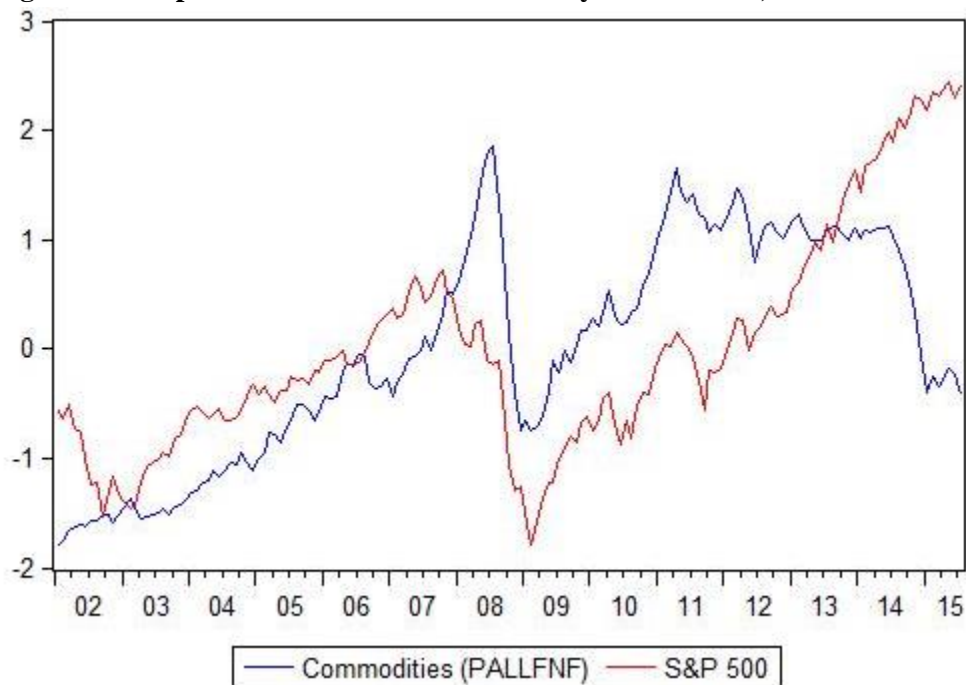
\*This paper is presented as a thesis to obtain a masters degree in economics from the Pontificia Universidad Javeriana Bogota.

\*\* I appreciate the leadership and commitment of my managers Lya Paola Sierra and Luis Eduardo Giron, of the Department of Economics at the Pontificia Universidad Javeriana Cali.

## 1. Introducción

En economía es común hablar sobre la oferta y la demanda como factores determinantes de los precios de diferentes tipos de bienes, entre esos las materias primas. No obstante, los registros sobre cambios de los precios de diferentes commodities parecen no corresponder necesariamente con los cambios de estas variables económicas. De hecho, para algunos autores como Olson, Vivian y Wohar (2014) los mercados de materias primas no sólo han presentado mayor volatilidad en los últimos años, sino que el ciclo de auge y caída en los precios de las materias primas tiene una similitud cada vez mayor a los ciclos de precios en el mercado accionario de Estados Unidos, tal como se observa en la Figura 1.

**Figura 1. Comportamiento índices accionarios y commodities, años 2002 – 2015.**



Fuente: Autor, con datos Fondo Monetario Internacional (FMI) y Chicago Board Options Exchange (CBOE).

Nota: Datos normalizados.

Este comportamiento de los precios ha hecho suponer que otros factores, como la especulación, están ejerciendo un rol cada vez mayor en la determinación de los precios de las materias primas. Para algunos autores, como Blanco, Díaz y Suárez (2014), Büyüksahin y Robe (2013), Silvennoinen y Thorp (2013), Wray (2008) y Hong y Yogo (2012), este aumento de la especulación en el mercado de materias primas se debe a un fenómeno llamado “financiarización”. La financiarización en el mercado de commodities se refiere a la entrada de nuevos jugadores al mercado, tales como fondos de inversión y pensiones a partir del año 2004 y al aumento

desbordado en la adquisición de futuros de materias primas, los cuales son vistos únicamente como activos financieros y como herramientas idóneas para disminuir la volatilidad y riesgo de los portafolios. De acuerdo a lo anterior la financiarización ha posibilitado que algunos mercados de materias primas sean más profundos, dado el mayor número de jugadores de mercado y el mayor número de transacciones especulativas. Este hecho puede llevar a un incremento del flujo de información disponible para todos los participantes del mercado y, por lo tanto convertir el mercado de algunos commodities en eficientes.

Este trabajo tiene como objetivo probar hipótesis de eficiencia de mercado en el sentido débil sobre el grupo de metales conformado por aluminio, cobre, plomo, níquel, estaño, uranio y zinc, evaluando periodos previo y posterior a la financiarización. Lo anterior, con el propósito de determinar cuáles de estas materias primas tienen comportamientos eficientes y no eficientes, y si fue la financiarización un factor determinante de cambios en la eficiencia de estos mercados. La importancia de estudiar los mercados de metales radica en que generalmente son un importante insumo en la producción industrial, por lo que la evolución de los mercados está altamente relacionada con los ciclos económicos. Según autores como Issler, Rodrigues, y Burjack (2014) la demanda de metales no solo proviene de los países desarrollados donde tradicionalmente se encuentran las grandes industrias, sino que la migración de la actividad industrial a países emergentes como China ha generado que los metales sean materias primas de importancia económica en estos países (Issler, Rodrigues, y Burjack, 2014, 4)

La hipótesis de eficiencia de mercado fue definida por Eugene Fama como “*un mercado en el cual los precios siempre reflejan toda la información disponible*” (Fama, 1970, 383). También la definición de Fama puede interpretarse como un “*proceso aleatorio que se comporta como juego justo, cuyos resultados no pueden ser predichos sistemáticamente*” (Uribe y Ulloa, 2011, 2). Por lo tanto, se puede suponer que el comportamiento cada vez más especulativo y con mayor número de transacciones puede dificultar la capacidad de predicción de los precios de dichos metales. Por otra parte, para Alonso y Martínez (2007) “*un mercado se considera eficiente cuando no se presenta la oportunidad de obtener ganancias extraordinarias, es decir, no existe la posibilidad de realizar arbitraje*”.

Una de las razones que convierte esta hipótesis en un importante tema de estudio se fundamenta en la fuerte dependencia económica de muchos países en sus exportaciones de materias primas, por lo tanto, toma relevancia para estos países de realizar estimaciones de precios<sup>1</sup>. Por lo anterior, para estos países es necesario identificar correctamente las variables que determinan el comportamiento de los precios de dichos commodities y sus métodos de medición, de manera que se pueda pronosticar tendencias de mercado y tomar las medidas económicas apropiadas desde las administraciones nacionales. Si se llegase a determinar que algunas materias primas son eficientes, los países dependientes de estas deberían basar sus estudios económicos en evaluaciones de

---

<sup>1</sup>Este es el caso de la mayoría de países Africanos y de Medio Oriente donde la participación de las exportaciones de materias primas en un rango del 80 al 100% (UNCTAD, 2012). Así mismo, los países latinoamericanos como Venezuela, Perú, Bolivia, Ecuador y Chile alcanzan estos elevados niveles de dependencia, es decir que pueden ser los más vulnerables ante cambios no previstos o no correctamente proyectados en los precios de las materias primas

volatilidades, mientras que las materias primas que se hallen como no eficientes, podrán ser susceptibles de desarrollo de modelos de pronóstico con herramientas de series de tiempo.

Aunque son muchos los estudios económicos que se han centrado en la aplicación de herramientas para la predicción de precios de diferentes tipos de bienes, no son muchos los que se han preocupado por la evaluación de la eficiencia de estos mercados. Este tema es fundamental si se tiene en cuenta que algunos activos son transados en mercados eficientes, por lo tanto no es posible aplicar modelos de proyección sobre dichos mercados. Aun mas, los estudios económicos que han evaluado pruebas de hipótesis de mercados eficientes, lo han hecho mayoritariamente sobre el mercado accionario, siendo por lo tanto un tema poco explorado en el campo de las materias primas. Adicionalmente, no se han realizado estudios que pretendan determinar cuáles han sido los efectos de la financiarización como potencial factor causal de cambios en la eficiencia de mercados de materias primas, constituyéndose como un argumento adicional de su importancia y novedad.

Este documento inicia con una revisión de literatura que abarcara estudios realizados sobre financiarización, predictibilidad y eficiencia de mercado. En el capítulo tres se presenta el marco teórico, donde se desplegaran los tres tipos de eficiencia de mercado presentes en la literatura en el sentido Fama (1970). El capítulo cuatro hace una revisión de los datos y metodología implementada. El capítulo cinco presentan los resultados obtenidos y se finaliza el documento con las conclusiones en el capítulo seis y algunas recomendaciones en el capítulo 7.

## **2. Revisión de literatura**

En la siguiente revisión de literatura se mostraran algunos de los estudios asociados con la dinámica de precios de materias primas, adicionalmente se revisaran algunos artículos relacionados con la financiarización y sobre predicción, finalizando con una revisión de literatura de las investigaciones realizadas sobre mercados eficientes.

La financiarización es el proceso mediante el cual a partir del año 2004 se dio entrada a nuevos participantes en el mercado, tales como fondos de pensiones, y los cuales ven a las materias primas como elementos útiles para blindarse contra el riesgo en portafolios. De acuerdo a la hipótesis de financiarización en el mercado de materias primas, los inversionistas ven a los commodities como otro activo financiero más, como las acciones o los bonos. La intensión de este tipo de inversionista, por lo tanto, es diferente a la de un inversionista productor o consumidor de commodities, el cual entra al mercado para cubrir riesgos derivados del proceso de compra o venta. Para algunos autores la financiarización ha llevado a que los precios de diferentes materias primas se muevan de forma conjunta en el tiempo (Poncela, Senra y Sierra, 2014). Otra importante implicación de la financiarización es el hecho de que los precios de las materias primas no sólo se

muevan en conjunto entre sí, sino que evolucionen de la misma forma que activos financieros especulativos como los precios de las acciones.

Los últimos estudios sobre financiarización se centran en el vínculo entre mercados bursátiles y de materias primas, el cual haría que los precios de estas últimas fluctúen conforme lo hace el mercado accionario. Algunos de los ponentes de esta vertiente son Silvennoinen (2009); Buyuksahin y Robe (2013) y finalmente Olson, Vivian y Wohar (2014). Esta última investigación utilizó datos semanales entre 1985 y el año 2013, es decir, aproximadamente información de 30 años, usando además dos índices como variables proxy: el índice bursátil S&P500 como representativo del mercado financiero y el índice Goldman Sach Energy Excess Return como la variable representativa del mercado energético. Como metodología para este estudio se utilizó un modelo multivariado BEKK (Baba, Engle, Kraft, Kroner) con el propósito de implementar funciones de volatilidad impulso respuesta, el cual es más completo que los métodos univariados. Los autores encuentran que bajos retornos del índice S&P 500 causan incrementos en la volatilidad del índice energético de Goldman Sach. Adicionalmente encuentran que durante los periodos de crisis financiera se obtuvo incremento de la correlación condicional.

Por otra parte, en cuanto a investigaciones realizadas con el propósito de evaluar predictibilidad de materias primas, se encuentra la desarrollada por Poncela, Senra y Sierra (2014) y Chinn y Coibion (2013). El primero tiene como objetivo evaluar si el movimiento conjunto entre precios de materias primas no energéticas, o co-movimientos, tiene algún contenido *predictivo* sobre la inflación de los precios de materias primas. Utilizando como datos la inflación de precios de 44 commodities e implementando modelos factoriales dinámicos (MFD), Componentes Principales y Filtro de Kalman. Entre otras conclusiones, se llegó a que los sectores menos predecibles son los metales, cereales y las carnes y pescados. Por otro lado, Chinn y Coibion (2013) estudiaron la capacidad predictiva de materias primas agrícolas, metales preciosos y básicos, y commodities energéticos, para lo cual utilizaron principalmente métodos de Mínimos Cuadrados Ordinarios y modelos GARCH (Generalized Autorregressive Conditional Heteroskedasticity), concluyendo que estos metales fallan la mayoría de veces a las pruebas de insesgamientos y son pobres predictores de precios.

Ahora, los trabajos desarrollados en el campo de la eficiencia de mercado, se han centrado mayoritariamente en estudiar el mercado bursátil, y solo algunos pocos han explorado el grado de eficiencia presente en mercados de materias primas.

Duarte y Mascareñas (2014), realizan pruebas de normalidad y se implementan pruebas de caminata aleatoria tales como test de rachas, encontrando que los cinco mercados accionarios estudiados han pasado de ser no eficientes a ser eficientes durante el último periodo de crisis financiera, los cuales de acuerdo a los resultados son en orden cronológico del primero al último en transformarse en eficiente: México, Brasil, Colombia, Chile y Perú.

Uribe y Ulloa (2012) recurren a dos métodos para la estimación de eficiencia del mercado accionario de diferentes países. La primera de ellas basada en la razón de varianzas y la segunda de ellas por medio de cópulas. Con el método de razón de varianzas concluyen que los mercados más eficientes son Japón y Argentina y los menos eficientes son Colombia, Estados Unidos, Inglaterra y México. Por otra parte, por medio del método de copulas, los autores encontraron que ningún mercado es eficiente al 95% de confianza, mientras que con un intervalo de confianza de 99% los mercados eficientes son Japón, Argentina, Suiza y Hong Kong, en cuanto que los menos eficientes son Estados Unidos, Inglaterra y Colombia.

Entre los trabajos realizados que se preocupan por la medición de eficiencia de mercados de materias primas se encuentra el realizado por He y Holt (2004), donde desarrollaron un estudio sobre la eficiencia del mercado de materias primas forestales. Los autores implementan un modelo ARCH Generalizado Cuadrático (GQGARCH) sobre precios semanales entre junio de 1997 y octubre del 2001 de los commodities: madera blanda, tableros de partículas orientadas y madera blanda blanqueada. Los autores encuentran que los tres mercados estudiados no son eficientes y tampoco insesgados. Así mismo, concluyen que no hay co-integración entre los precios spot y futuros de dichas materias primas por lo que se puede concluir que no hay un equilibrio a largo plazo entre dichos mercados

Inoue y Hamori (2012), estudiaron la eficiencia de los futuros de materias primas en India, utilizando modelos Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS, por sus siglas en inglés) para probar la relación de equilibrio de largo plazo entre futuros y precios spot de múltiples materias primas y el modelo Mínimos Cuadrados Ordinarios Completamente Modificado (FMOLS, por sus siglas en inglés) para evaluar la eficiencia de dichos mercados. Los resultados encontraron que de la muestra total de enero de 2006 a marzo de 2011, solo hay eficiencia en la submuestra del año 2009 para los índices evaluados.

Kristoufek y Vosvrda (2013) toman 25 commodities agrícolas, energéticas, metales y granos para probar eficiencia mercados de futuros, utilizando el índice de eficiencia de mercados (IE) propuesto por los mismos autores. Encontrando que los mercados más eficientes son los del aceite calentado, petróleo crudo y algodón. En general, se estima que las materias primas más eficientes son las energéticas mientras que las menos eficientes son las agrícolas.

### **3. Marco teórico**

El supuesto fundamental de las teorías de mercado eficiente, llevan a la conclusión que los mercados eficientes no pueden ser sujetos a pronósticos de precios o como lo plantean Alonso y Martínez (2007) los mercados eficientes son aquellos donde no se puede realizar arbitraje. Así mismo, Fama (1970) define tres condiciones de mercado consistentes con eficiencia, en la cual se especifica que son condiciones suficientes pero no necesarias. La primera de ellas es que no hay



costos de transacción en los títulos para negociación. La segunda condición se basa en el hecho de que toda la información es sin costo y está a disposición de todos los participantes del mercado. La última condición consiste en que todos están de acuerdo sobre las implicaciones de la información actual para el precio actual y la distribución de los precios futuros de cada valor.

Ahora bien, se debe mencionar que existen tres clasificaciones de eficiencia: la eficiencia débil, la semifuerte y la eficiencia fuerte, todas estas relacionadas con los niveles de información de la cual disponen los participantes del mercado. La primera de estas, es la que utiliza como conjunto de información datos históricos de los precios o retornos de la variable de interés. Por otra parte, la eficiencia semifuerte es aquella donde la preocupación es la velocidad de ajuste de los precios a otro tipo de información pública disponible, tal como lo son anuncios sobre la división de acciones, informes anuales, entre otros, Fama (1970). Finalmente, la eficiencia fuerte es fundamentada en la inclusión de información privada o privilegiada de carácter monopolístico. Cada uno de estos tipos de eficiencia, contiene un grupo particular de pruebas, de las cuales se mencionaran algunas a continuación.

### 3.1 Eficiencia en sentido débil

La eficiencia en el sentido débil se prueba mediante test de caminata aleatoria, los cuales siguen en esencia la estructura:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde  $p_t$  es el logaritmo del precio en el tiempo  $t$ ,  $p_{t-1}$  es el logaritmo del precio en el tiempo  $t-1$ ,  $\mu$  es la deriva o cambio esperado en el precio y  $\varepsilon_t$  es el término de error o perturbación. Estos procesos tienen como característica que los precios siguen estructuras aleatorias, por lo cual hace imposible la predicción de sus valores futuros y tiene retornos esperados iguales a cero, de manera que la mejor predicción del precio en el tiempo  $t$ , será igual al precio en el tiempo  $t-1$ . Por lo anterior, si una de las pruebas no rechaza la hipótesis de caminata aleatoria, sería indicativo de que el mercado se comporta eficientemente y por lo tanto sus precios futuros no serán predecibles.

Las caminatas aleatorias se dividen en tres tipos, de acuerdo a la forma en que se distribuye  $\varepsilon_t$ . La *caminata aleatoria 1* consiste en los procesos independientes e idénticamente distribuidos, la *caminata aleatoria 2* sigue un proceso independiente pero no idénticamente distribuido, y la *caminata aleatoria 3* no cumplen con ninguna de las características anteriores, pero la covarianza de un valor  $t$  y un valor rezagado  $t-k$  es igual a cero. Cada uno de estos tipos de caminata aleatoria posee un grupo particular de pruebas empíricas para ser verificadas, donde generalmente se trabaja con los retornos continuamente compuestos de los precios; algunos de los métodos más utilizados se encuentran descritos a continuación.

### 3.1.1 Pruebas de caminata aleatoria 1

La característica principal de las pruebas de caminata aleatoria 1 se centran en el supuesto de que los errores son independientes e idénticamente distribuidos, con media igual a cero y varianza  $\sigma^2$ ,  $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ . En este tipo de caminata aleatoria se tienen en cuenta los test de secuencias y retrocesos y la de corridas. A continuación un breve resumen de cada una.

#### 3.1.1.1 Secuencias y retrocesos

Este test propuesto por Cowles y Jones (1937) se fundamenta en la comparación entre frecuencias de pares de retornos continuamente compuestos de los precios con el mismo signo (llamados secuencias) y pares de retornos consecutivos con diferentes signos (llamados retrocesos). Para lo anterior se supone que los retornos de los precios siguen una caminata aleatoria como la mostrada en la ecuación (1) y se establece una variable aleatoria  $I_t$  que toma valores de 1 para probabilidades  $\pi$  y valores de 0 para probabilidades  $1 - \pi$ , tal como se presenta en la ecuación (2):

$$I_t = \{1 \text{ con probabilidad } \pi; 0 \text{ con probabilidad } 1 - \pi \quad (2)$$

Donde

$$\pi \equiv \Pr(r_t > 0) = \Phi\left(\frac{\mu}{\sigma}\right) \quad (3)$$

Por medio de la ecuación (2) se genera una variable de ceros y unos, indicando si los retornos han sido negativos o positivos. Posteriormente se debe observar cuantos retornos consecutivos con el mismo signo se halla en la serie de datos, para lo cual se utilizara:

$$N_s \equiv \sum_{t=1}^n Y_t, \quad Y_t \equiv I_t I_{t+1} + (1 - I_t)(1 - I_{t+1}) \quad (4)$$

$$N_r \equiv n - N_s \quad (5)$$

Donde  $N_s$  es el número de secuencias y  $N_r$  el número de retrocesos. El paso siguiente es utilizar la tasa de Cowless y Jones, la cual está definida como la ecuación (6) para procesos de caminata aleatoria sin deriva, y definida como la ecuación (7) para caminata aleatoria con deriva:

$$CJ \equiv \frac{N_s}{N_r} = \frac{(N_s/n)}{(N_r/n)} = \frac{\pi s}{1 - \pi s} = CJ = \frac{1/2}{1/2} = 1 \quad (6)$$

$$CJ = \frac{\pi^2 + (1 - \pi)^2}{2\pi(1 - \pi)} \geq 1 \quad (7)$$

En vista que si el logaritmo de los precios sigue una caminata aleatoria IID y añadiendo la restricción de que la distribución de los incrementos  $\varepsilon_t$  son simétricos, entonces los retornos aunque sean positivos o negativos debería ser aproximadamente iguales, de manera que el indicador CJ debe ser igual a uno para aceptar la hipótesis de caminata aleatoria en el caso de la ecuación (6). El análisis para el estadístico en la ecuación (7) será similar, con la diferencia que dado que la

deriva  $\mu$  diferente a cero,  $\pi$  será  $> a \frac{1}{2}$  si  $\mu$  es positiva. De manera similar, si  $\mu$  es negativa entonces  $\pi < \frac{1}{2}$

Por lo tanto, la conclusión del modelo se basara en el valor obtenido con el estadístico CJ, no obstante, al hallar un resultado diferente a la razón dada por las ecuaciones (6) o (7), se debe evaluar si este es estadística y significativamente diferente antes de concluir sobre la eficiencia del mercado evaluado.

### 3.1.1.2 Corridas

La estrategia de este test (planteado por Mood (1940), tal como se menciona en Campbell, Lo, MacKinlay, 1997) consiste en la tabulación del número de secuencias de retornos positivos y negativos consecutivos (corridas), y se comparan con la distribución de muestreo del número esperado de corridas bajo la hipótesis de caminata aleatoria (Campbell, Lo, MacKinlay, 1997). Para esto se deberá realizar la distribución maestra del número de corridas  $N_{\text{runs}}$  en una muestra de tamaño  $n$ , de donde  $N_{\text{runs}}$  es igual a:

$$N_{\text{runs}} = \sum_i N_{\text{runs}}(i) \quad (8)$$

$$E[N_{\text{runs}}(i)] = n\pi_i (1 - \pi_i) + \pi_i^2 \quad (9)$$

Donde  $N_{\text{runs}}(i)$  es el número total de corridas de tipo  $i$  y  $\pi_i$  es la probabilidad que toma ese valor, de manera que la sumatoria de todas las  $\pi_i$  es igual a 1. Posteriormente, el test que servirá para la validación de la caminata aleatoria en el caso Bernoulli está dado por:

$$Z = \frac{N_{\text{runs}} + \left(\frac{1}{2}\right) - 2n\pi(1 - \pi)}{\sqrt{n\pi(1 - \pi)[1 - 3\pi(1 - \pi)]}} \quad (10)$$

### 3.1.2 Pruebas de caminata aleatoria 2

Para esta prueba se debe considerar que los incrementos son independientes pero no idénticamente distribuidos,  $\varepsilon_t \sim \text{INID}(0, \sigma^2)$ . Una de las pruebas más implementadas para analizar este tipo de caminata aleatoria, es la regla de filtros propuesta por Alexander (1961, 1964), tal como lo mencionan Campbell, Lo y MacKinlay (1997).

### 3.1.2.1 Regla de filtros

Esta prueba se plantea que un activo se compra cuando su precio aumenta un  $x\%$  y se vende cuando sus precios caen un  $x\%$ . A partir de este análisis se pretende filtrar las posibles estructuras de mercado existentes, pues se plantea que aunque estas existan pueden estar ocultas por procesos de ruido blanco, así, si al eliminar este ruido por medio del filtro se determina que no existe una estructura, se puede concluir que el mercado es eficiente.

### 3.1.3 Pruebas de caminata aleatoria 3

El tercer tipo de caminata aleatoria no supone independencia en los términos de perturbación, ni que se distribuyan idénticamente. El supuesto se basa en que los incrementos son no correlacionados, dado lo anterior se obtiene que  $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k})=0$  para todo  $k$  diferente de cero.

Las principales pruebas estadísticas para la caminata aleatoria 3 incluyen los estadísticos Portmanteau, basados en los análisis de autocorrelación y las pruebas de razón de varianzas descritas a continuación.

#### 3.1.3.1 Estadístico Portmanteau

En esta prueba se pueden utilizar dos opciones, el estadístico de Box y Pierce (1970) presentado en la ecuación (11) o el estadístico de Ljung y Box (1978) asociado a la ecuación (12). El estadístico Ljung Box brinda un mejor ajuste a muestras pequeñas, razón por la cual es más frecuentemente utilizado.

$$\text{Box-Pierce: } Q_m \equiv T \sum_{k=1}^m \rho^2(k) \quad (11)$$

$$\text{Ljung Box: } Q'_m \equiv T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{\rho^2(k)}{T-k} \quad (12)$$

En este caso nuevamente la hipótesis nula consiste en que todas las autocorrelaciones son igual a cero y la hipótesis alternativa es que al menos una de las autocorrelaciones es diferente a cero, por lo tanto, si esta hipótesis es rechazada, se descartaría caminata aleatoria y por lo tanto la eficiencia del mercado.

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \rho_k = 0 \quad H_1: \rho_k \neq 0 \quad (13)$$

La autocorrelación está definida como

$$\rho(k) = \frac{Y(k)}{Y(0)} \quad (14)$$

Donde,  $\gamma(k)$  es la autocovarianza y se define de la siguiente manera:

$$\gamma(k) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-k} (r_t - \bar{r}_T)(r_{t+k} - \bar{r}_T) \quad (15)$$

$$\bar{r}_T = \sum_{t=1}^{T-k} r_t \quad (16)$$

Para lo cual  $k$  es el  $k$ -ésimo orden de la autocovarianza y está definida entre  $0 \leq k < T$

### 3.1.3.2 Razón de varianzas

Este test se basa en una propiedad de común a los diferentes tipos de caminata aleatoria consistente en que la varianza de los incrementos de paseo aleatorio debe ser una función lineal del intervalo de tiempo (Campbel, Lo, MacKinlay, 1997). Por lo tanto, esta prueba evalúa la tasa entre la varianza de un retorno continuamente compuesto en un periodo de tiempo, y la varianza en del mismo retorno en un periodo de tiempo  $q$ , donde si se sigue un proceso de caminata aleatoria, la razón de varianzas deberá ser igual a 1 sin importar el número de rezagos. Dado lo anterior, la razón de varianzas  $VR(q)$  estará dada por la ecuación (17)

$$VR(q) \equiv \frac{\text{var}[rt(q)]}{q \cdot \text{var}[rt]} = 1 + 2 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) \rho(k) \quad (17)$$

Donde  $\rho(k)$  corresponde al  $k$ -ésimo orden de coeficiente de autocorrelación de  $r_t$ . La razón de varianzas no necesariamente es exactamente igual a 1, razón por la que mediante el estadístico de la ecuación (18) se podrá probar su significancia estadística:

$$\psi^*(q) \equiv \frac{\sqrt{nq} (VR(q) - 1)}{\sqrt{\theta}} \quad (18)$$

Conforme al nivel de significancia elegido, si el valor del estadístico  $\psi^*(q)$  cae fuera del rango de aceptación, se podrá rechazar la hipótesis de caminata aleatoria, y por lo tanto de eficiencia de mercado.

La Tabla 1, presenta un resumen de las pruebas empíricas de caminata aleatoria para validar la hipótesis de eficiencia débil de mercados.

**Tabla 1. Pruebas empíricas para validar la hipótesis de eficiencia débil.**

| Tipo de caminata aleatoria | Característica   | Pruebas   |
|----------------------------|--|---|
| Caminata aleatoria 1       | $\varepsilon_t \sim \text{IID} (0, \sigma^2)$<br>Proceso independiente e idénticamente distribuido                                   | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Secuencias y retrocesos</li> <li>• Corridas</li> </ul>   |
| Caminata aleatoria 2       | $\varepsilon_t \sim \text{INID} (0, \sigma^2)$<br>Proceso independiente y no idénticamente distribuido                               | Regla de filtros  |
| Caminata aleatoria 3       | No idénticamente distribuido<br>No independiente<br>$\text{Cov} (\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k})=0$ para todo k diferente de cero. | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Auto correlación</li> <li>• Estadístico Portmanteau (Ljung - Box)</li> <li>• Razón de varianzas</li> </ul> |

Fuente: Elaboración propia, basada en el texto de Campbell, Lo y MacKinlay. *The econometrics of financial markets* (1997).

### 3.2 Eficiencia en el sentido semifuerte.

Como se mencionó previamente, este tipo de pruebas incluyen un conjunto de información más amplia, en donde se anexa información pública además de los datos históricos utilizados en la forma débil. Una de las principales pruebas desarrolladas para evaluar este tipo de eficiencia fue la desarrollada por Fama, Fisher, Jensen y Roll (1969), llamada prueba FFJR. La prueba examina los retornos de los valores alrededor de las fechas de división de las acciones para ver si hay algún comportamiento “inusual” (Fama, 1970). Para esto se utiliza la media residual sobre todos los valores de división para el mes  $m$  (19) y la desviación media (20):

$$u_m = \sum_{j=1}^N \frac{\hat{u}_{jm}}{N} \quad (19) \quad U_m = \sum_k^m u_k \quad (20)$$

Donde:

$\hat{u}_{jm}$ = regresión de la muestra residual para el valor j en el mes m

N = número de divisiones

### 3.3 Eficiencia en el sentido fuerte

La hipótesis de eficiencia en sentido fuerte se basa en la inclusión del supuesto en que algunos participantes tienen acceso a información privilegiada. No obstante se ha argumentado la poca aplicabilidad que tiene este tipo de eficiencia a datos reales (Grossman y Stiglitz, 1980). En esencia, porque este el acceso a información privilegiada constituye un costo, pero al suponer que el mercado es eficiente este debería reflejar toda la información, razón por la cual ningún agente tendría un incentivo para asumir costos para obtener esta información (Uribe y Ulloa, 2012).

## 4. Metodología

### 4.1 Metodología implementada

El presente estudio tiene como propósito evaluar eficiencia *débil* en el mercado de metales, analizando el comportamiento de la eficiencia en los periodos previo y posterior a la financiarización (año 2004), para la cual la metodología utilizada se centra en la implementación de pruebas de *caminata aleatoria tres*.

Se seleccionaron siete materias primas que están categorizadas como metales en la base de datos del Fondo Monetario Internacional (FMI), estos son aluminio, cobre, plomo, níquel, estaño, uranio y zinc, cuyas unidades están dadas en dólares por tonelada métrica, es decir, los valores del FMI corresponden a la serie de precios de cada materia prima. Se utilizan datos mensuales de entre enero de 1992 y diciembre de 2015, para un total de 288 observaciones por materia prima.

La muestra total se dividió en dos submuestras, teniendo como eje de comparación el periodo antes y después de la financiarización. De esta manera, se tomó una submuestra que inicia en enero del año 1992 hasta diciembre de 2003. La segunda submuestra inicia en enero de 2004, año donde inicia la financiarización, hasta diciembre de 2015, de manera que cada una de las submuestras contara con una serie de precios de 144 datos en total.

Dado que los precios no pueden ser negativos, estos siguen generalmente un comportamiento lognormal, sin embargo, las pruebas de eficiencia a implementar en este trabajo suponen que los datos se comporten normalmente; por esta razón, los precios de los metales serán transformados a retornos continuamente compuestos mediante la aplicación del logaritmo a la diferencia entre el precio en el periodo  $t$  y el precio en  $t-1$ . El proceso anteriormente descrito se muestra en la ecuación (21).

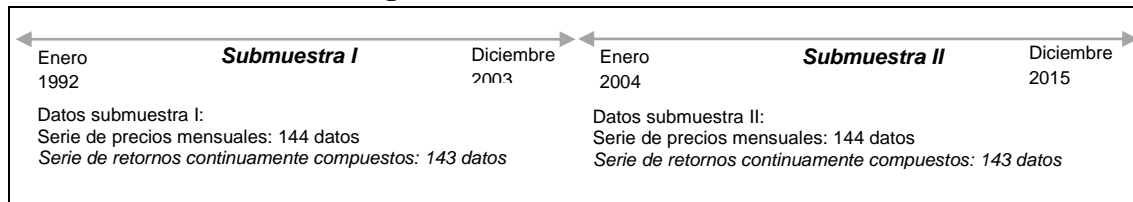
$$r_t = \log P_t - \log P_{t-1} \quad (21)$$

La ecuación (22) muestra la notación utilizada convencionalmente en la literatura de retornos de precios, donde  $p_t$  representa el logaritmo de los precios en  $t$  y  $p_{t-1}$  representa el logaritmo de los precios en  $p_{t-1}$ .

$$r_t = p_t - p_{t-1} \quad (22)$$

Teniendo calculados los retornos continuamente compuestos para cada submuestra, estas perderán un dato, dado que la serie de retornos se genera calculando diferencias entre los valores, por esta razón, las series con las que se implementaran las pruebas de eficiencia contarán finalmente con un total de 143 datos.

**Figura 2. División de submuestras**



Fuente: Autor

Una vez se preparó las series de datos a utilizar, se procedió a implementar las pruebas de caminata aleatoria 3 para probar la hipótesis de eficiencia de mercados, específicamente, el Estadístico de Portmanteau y la prueba de Razón de varianzas descritos en el Capítulo 2 correspondiente al Marco Teórico. Las pruebas se desarrollaron individualmente para cada uno de los metales en cada submuestra.

Adicionalmente, se desarrollaron pruebas de estadística descriptiva y determinación del proceso generador de las series de precios, generando posteriormente el pronóstico de las series no eficientes y calculando su Error Porcentual Absoluto Medio (MAPE por sus siglas en inglés). Así mismo, algunas pruebas complementarias que permitirán potencialmente explicar los resultados obtenidos fueron incluidas, es por eso que se calculó el punto de quiebre de las series mediante Quandt-Andrews (1960). De igual manera, se realizó el pronóstico de los retornos mediante Gómez y Maravall (1996), para posteriormente, calcular la Raíz Del Error Cuadrático Medio (RMSE, Root Mean Square Error en inglés) para cada una de las series versus el RMSE de la predicción de caminata aleatoria como prueba de robustez.



**Tabla 2. Resumen metodológico del trabajo de investigación**

| No. | Etapa                            | Descripción   |
|-----|----------------------------------|---|
| 1   | Selección datos                  | Series de tiempo - precios de metales   |
| 2   | Transformación de datos          | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Transformación de precios del uranio de dólares por libra a dólares por tonelada métrica.</li> <li>• Generación de series de tiempo de retornos continuamente compuestos.</li> </ul>   |
| 3   | Estadísticas descriptivas        | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Análisis de coeficiente de variación.</li> <li>• Graficas de precios a nivel y normalizados.</li> </ul>  |
| 4   | Pruebas de eficiencia de mercado | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Estadístico Portmanteau</li> <li>• Razón de varianzas</li> </ul>   |
| 5   | Pruebas adicionales              | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Determinación puntos de quiebre Quandt-Andrews</li> <li>• Determinación del proceso generador (mejor modelo ARIMA), pronóstico de datos, y MAPE.</li> <li>• Predicción de datos mediante modelo univariante, cálculo de la Raíz del Error Cuadrático Medio y realización de prueba de robustez.</li> </ul> |

#### 4.2 Test de Quandt-Andrews

La prueba de punto de quiebre de Quandt-Andrews (Quandt, 1960) es usada para la determinación de un cambio estructural en las series de tiempo. Este test se fundamenta en la prueba de Chow (1960) en la cual se determinan los cambios en series de tiempo, no obstante el test de Quandt-Andrews toma el mayor estadístico F de la prueba de Chow como el periodo en el cual se produce un punto de quiebre.

El test de Quandt-Andrews tiene como hipótesis nula que no hay puntos de quiebre entre dos fechas o datos  $\tau_1$  y  $\tau_2$ . El estadístico F de Chow tiene la forma de la Ecuación (23), donde  $\hat{u}'\hat{u}$  es suma restringida de residuos al cuadrado,  $u'_i u_i$  es la suma de residuos al cuadrado de la submuestra  $i$ ,  $T$  es el número total de observaciones y  $k$  es el número de parámetros de la ecuación.

$$F = \frac{(\hat{u}'\hat{u} - (u'_1 u_1 + u'_2 u_2)) / k}{(u'_1 u_1 + u'_2 u_2) / (T - 2k)} \quad (23)$$

Para lo anterior se emplean estadísticos de máxima verosimilitud (log likelihood ratio –LR F) y la tradicional prueba de Wald en cada punto de quiebre calculado por el test de Chow, finalmente para obtener el punto de quiebre del test de Quandt se determina el máximo F de para cada una de las pruebas (LR-F y Wald F).

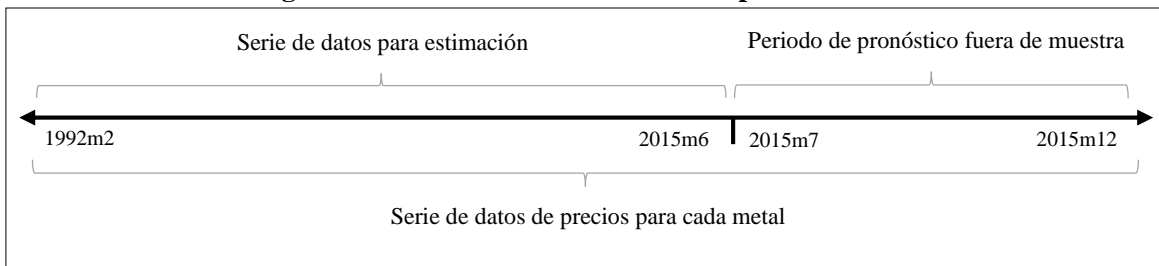
$$\text{Max } F = \max_{\tau_1 \leq \tau \leq \tau_2} (F(\tau)) \quad (24)$$

### 4.3 Selección mejor modelo ARIMA y Error Porcentual Absoluto Medio (MAPE)

Para aquellas series que fueron clasificadas como no eficientes es factible desarrollar un modelo de prediccion, es por esto que se identifico el proceso generador y se selecciono el modelo ARIMA que define la serie. Una vez se determinado el modelo ARIMA, se realizo un pronostico fuera de la muestra de los precios de cada uno de los metales para el periodo comprendido entre julio y diciembre de 2015 de los cuales se cuenta con los datos reales, es decir, para una ventana de 6 meses, teniendo como serie de datos aquella comprendida entre enero de 1992 y junio de 2015.

No obstante, los pronósticos por si solos no podrán indicarnos que tan acertados son sus resultados, por esta razón, dado que se dejaron por fuera de la muestra los valores reales del periodo pronosticado, con estos se computo el Error Porcentual Absoluto Medio (MAPE por sus siglas en ingles), el cual realiza una comparación entre el pronóstico realizado y el valor real y cuyo resultado puede interpretarse como un valor porcentual del error del pronostico como se menciona en Brooks (2014). Tal como se observa en la Figura 3.

**Figura 3. Pronostico fuera de muestra para modelos ARIMA**



Para el calculo del MAPE se realizan los siguientes pasos:

- 1) Se le resta el pronostico obtenido en un tiempo  $t$  a el dato real del precio
- 2) Segundo, se divide el valor real a el valor de la diferencia hallada
- 3) A continuacion, el valor obtenido se deja en valor absoluto
- 4) Se realiza la sumatoria de todos los valores absolutos correspondientes a cada paso del pronostico de la serie.
- 5) Se calcula el promedio
- 6) Finalmente se multiplica por 100 para dejar expresado en porcentaje

La secuencia anterior se refleja en la ecuacion (25):

$$MAPE = \frac{100}{T-(T_1-1)} \sum_{t=T_1}^T \left| \frac{y_{t+s} - f_{t,s}}{y_{t+s}} \right| \quad (25)$$

Donde  $y_{t+s}$  representa el valor real y  $f_{t,s}$  representa el pronostico en un punto especifico.

#### 4.4 Prueba de robustez

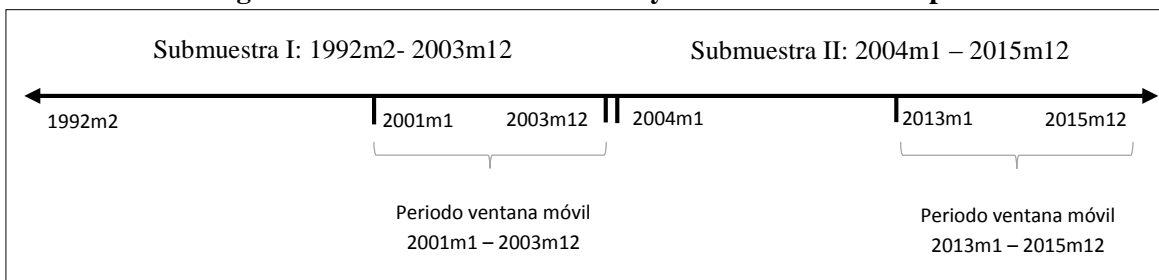
Se implementó una prueba de robustez que permitirá evaluar si la predicción de los retornos de cada metal generada por un modelo univariante arroja mejores resultados que la predicción de una caminata aleatoria. De acuerdo a Fama (1970) si una serie se comporta como una caminata aleatoria no se puede predecir. Por lo tanto, las predicciones que genere un modelo univariante deberán ser menos acertadas que las predicciones de una caminata aleatoria.

Se incluyó un modelo ARMA univariado que toma en cuenta los datos atípicos estimados automáticamente, usando el programa de Gómez y Maravall (1996), TRAMO (Time series Regression with ARIMA noise, Missing values and Outliers). Una de las características por las que se implementó TRAMO-SEATS es por que brinda ajuste estacional

Los pasos para realizar la prueba de robustez se describen a continuación:

1. Se generaron dos submuestras para cada metal y en cada una se ejecutó la prueba de robustez. La primera submuestra contiene datos de los retornos continuamente compuestos iniciando en febrero de 1992 hasta diciembre de 2003. La segunda submuestra abarca desde febrero de 2004 hasta diciembre de 2015.
2. Se genera el pronóstico de un mes adelante, empezando en enero de 2001 para la primera submuestra y en enero de 2013 para la segunda submuestra. A continuación se reestimaba el modelo agregando un dato a la vez. En otras palabras, se usó una ventana expandible de 3 años para ambas submuestras de cada metal. Como se observa en la Figura 4.

**Figura 4. Periodos de submuestras y ventanas móviles de pronóstico**



3. Se computo la raíz cuadrada del error cuadrático medio, RMSE (Root Mean Square Error, por sus siglas en inglés) por submuestra para cada metal con el fin de evaluar su desempeño de pronóstico.
4. Posteriormente, se calculó el RMSE de cada modelo con los datos del pronóstico de un modelo de caminata aleatoria.
5. Por último, se comparan ambos RMSE mediante la ecuación (26).

$$\frac{\text{RMSE (modelo univariante)}}{\text{RMSE (caminata aleatoria)}} \quad (26)$$

Una relación mayor que uno indicaría que la predicción de modelo univariante presenta un error de predicción mayor que el modelo de caminata aleatoria, por lo tanto la serie sería eficiente. Si la relación de la ecuación (26) es menor a uno significa que el modelo univariante genera mejores predicciones que el modelo de caminata aleatoria, y la serie sería no eficiente.

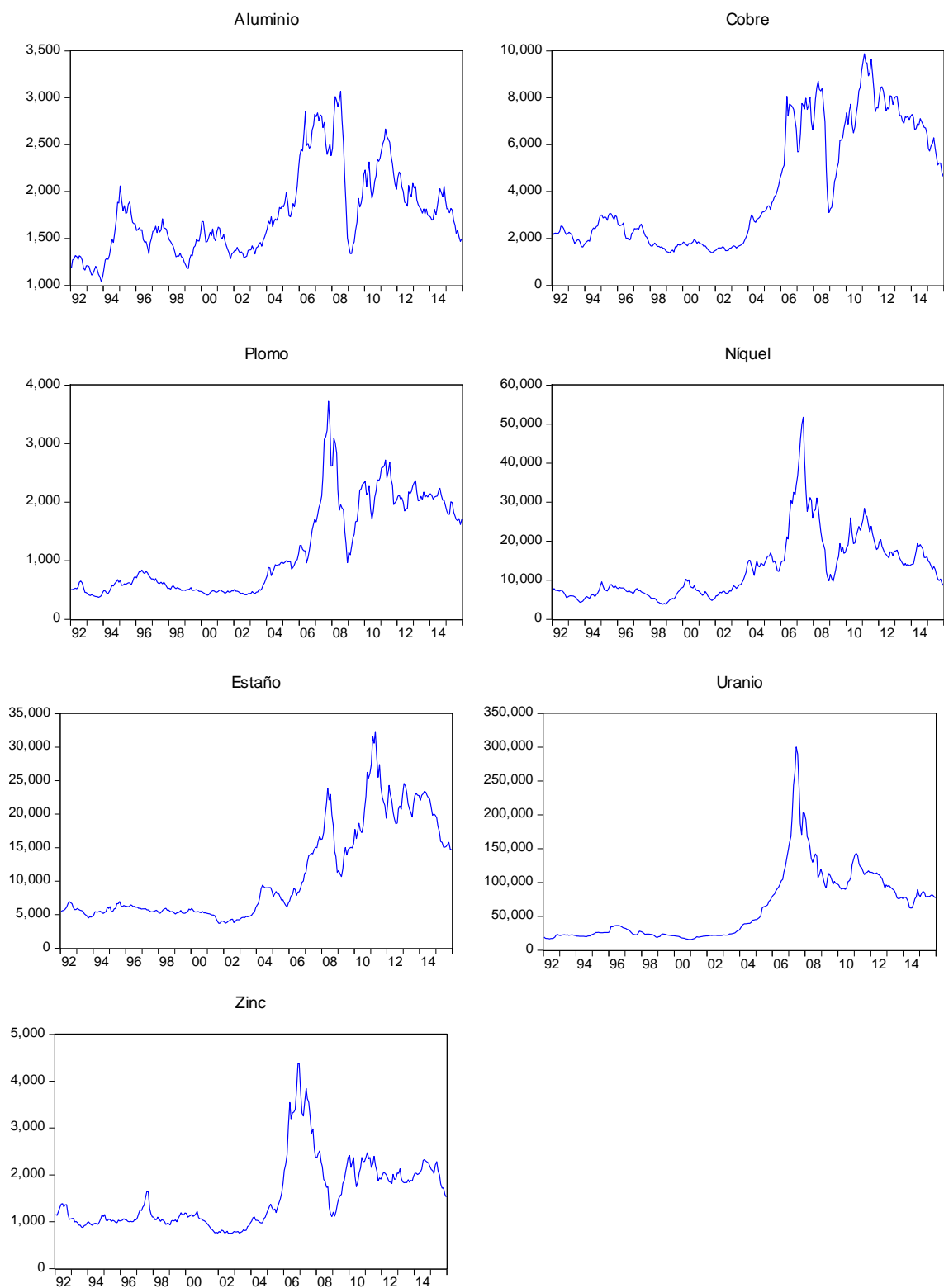
## **5. Resultados**

Los resultados inician con estadísticas descriptivas, donde principalmente se examinara el valor medio y coeficiente de variación en las submuestras estudiadas. A continuación se muestran los resultados de las pruebas de eficiencia objetivo de la investigación. Posteriormente se encuentran los resultados de la prueba de punto de quiebre, determinación de mejor modelo ARIMA y pronóstico, pruebas de robustez.

### **5.1 Estadísticas descriptivas**

La Figura 5 muestra la gráfica de los precios a nivel de cada una de las variables, donde se observan tendencias volátiles en el comportamiento de los precios previo a la financiarización, sin embargo a partir del año 2004 se genera un incremento en la volatilidad, caracterizados por un periodo de aumento continuo de precios aproximadamente hasta el año 2007, donde la mayoría alcanzan sus picos de precios. A continuación se da una caída de precios alrededor del año 2008. También se observa un nuevo pico en los precios alrededor del año 2011, aunque en la mayoría de los casos es menos pronunciada que el pico del año 2007.

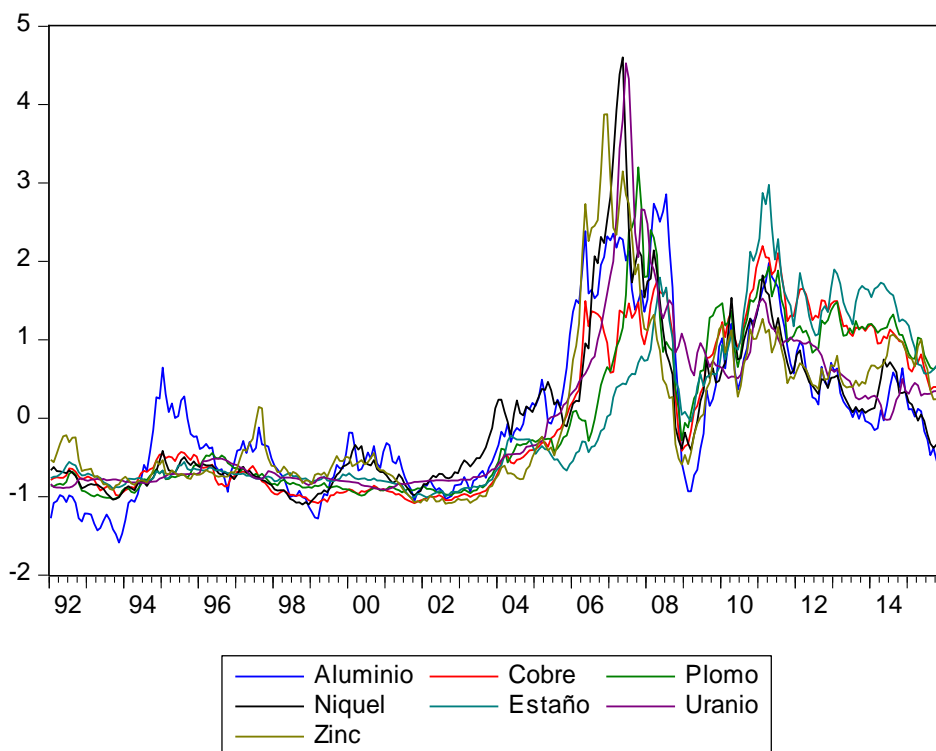
**Figura 5. Precios a nivel. Enero 1992 – diciembre 2015**



Fuente: Autor, con datos del Fondo Monetario Internacional.

Lo anterior puede observarse en la Figura 6, en la cual se muestran los datos conjuntos del aluminio, cobre, plomo, níquel, estaño y zinc estandarizados normalmente, para lo cual a los precios a nivel se les ha restado la media de su respectiva serie y se ha dividido entre la desviación estándar. Así mismo, en la Figura 6 muestra el movimiento conjunto de las variables evidenciando el grado de sincronización en los precios de los metales. Para autores como Poncela, Senra y Sierra (2014) este co-movimiento se incrementa a partir del 2004 y coincide con los inicios de la llamada financiarización en el mercado de materias primas.

**Figura 6. Precios normalizados de los metales seleccionados. Enero de 1992 – diciembre de 2015.**



A continuación, las Tablas 3 y 4 muestran las estadísticas descriptivas para la primera y segunda submuestra respectivamente, donde se presentan la media, mínimo, máximo y coeficiente de variación. Las estadísticas descriptivas correspondientes a precios, deben considerar que estas variables cada año se ven afectadas por factores como la inflación, constituyéndose en un argumento adicional para trabajar las series con retornos continuamente compuestos y no con datos a nivel. A pesar de lo anterior, las Tablas 3 y 4 permiten analizar algunos factores, tales como que el metal que tiene un mayor precio es el uranio, alcanzando precios hasta de 300.318 USD por tonelada métrica; mientras que el menor precio en ambas submuestras lo tiene el plomo, el cual obtuvo un mínimo de 747 USD por tonelada métrica.

**Tabla 3. Estadística descriptiva para submuestra I. Enero 1992 – diciembre 2003**

| <b>Metal Submuestra I</b> | <b>Aluminio</b> | <b>Cobre</b> | <b>Plomo</b> | <b>Níquel</b> | <b>Estaño</b> | <b>Uranio</b> | <b>Zinc</b> |
|---------------------------|-----------------|--------------|--------------|---------------|---------------|---------------|-------------|
| Media (USD/ton)           | 1440,22         | 1997,21      | 537,64       | 6912,32       | 5377,66       | 23111,41      | 1024,70     |
| Mínimo (USD/ton)          | 1040,02         | 1377,38      | 376,34       | 3865,76       | 3698,37       | 15652,80      | 748,81      |
| Máximo (USD/ton)          | 2059,36         | 3076,45      | 840,98       | 14185,21      | 6980,50       | 36376,23      | 1650,63     |
| Coefficiente de variación | 13,39%          | 22,42%       | 19,70%       | 23,70%        | 13,42%        | 20,15%        | 16,77%      |

**Tabla 4. Estadística descriptiva para submuestra II. Enero 2004 – diciembre 2015**

| <b>Metal Submuestra II</b> | <b>Aluminio</b> | <b>Cobre</b> | <b>Plomo</b> | <b>Níquel</b> | <b>Estaño</b> | <b>Uranio</b> | <b>Zinc</b> |
|----------------------------|-----------------|--------------|--------------|---------------|---------------|---------------|-------------|
| Media (USD/ton)            | 2087,85         | 6379,82      | 1847,67      | 19310,09      | 16580,08      | 103557,03     | 2066,37     |
| Mínimo (USD/ton)           | 1338,06         | 2421,48      | 747,03       | 8707,79       | 6173,72       | 32628,376     | 976,80      |
| Máximo (USD/ton)           | 3067,46         | 9880,94      | 3722,61      | 51783,33      | 32347,69      | 300318,23     | 4381,45     |
| Coefficiente de variación  | 19,73%          | 29,74%       | 33,26%       | 40,64%        | 38,06%        | 45,50%        | 34,14%      |

El coeficiente de variación mostrado en la última fila de las Tablas 3 y 4 se puede interpretar como una medida de la volatilidad de una muestras, por esto se puede concluir que consistentemente se generaron aumentos en la volatilidad de los precios, al comparar los periodos a priori y posteriores a la financiarización; es así como el aluminio tiene un cambio en el coeficiente de variación del 13,39% al 19,73%, es decir un incremento del 6,34% en su volatilidad. El cobre tuvo un incremento de la volatilidad del 7,32%, el plomo aumento su coeficiente de variación en un 13,56%, mientras que el níquel lo hizo en un 16,94%. De igual manera, el zinc incremento su volatilidad en 17,37% y el estaño en 24,64%. Finalmente, el uranio pasó de tener una volatilidad de 20,15% a tener un coeficiente de variación de 45,50%, lo que lo constituye en el metal con un mayor aumento en su volatilidad correspondiente al 25,35%. Lo anterior puede observarse en la Tabla 5, donde se presentan los metales ordenador de menor a mayor incremento en el coeficiente de variación.

**Tabla 5. Incremento en el coeficiente de variación en el periodo posterior a la financiarización (submuestra I) respecto al periodo previo a la financiarización (submuestra II)**

| Materia prima | coeficiente de variación Submuestra I | coeficiente de variación Submuestra II | Incremento del coeficiente de variación |
|---------------|---------------------------------------|--|---|
| Aluminio      | 13,39%                                | 19,73%                                 | 6,34%                                   |
| Cobre         | 22,42%                                | 29,74%                                 | 7,32%                                   |
| Plomo         | 19,70%                                | 33,26%                                 | 13,56%                                  |
| Níquel        | 23,70%                                | 40,64%                                 | 16,94%                                  |
| Zinc          | 16,77%                                | 34,14%                                 | 17,37%                                  |
| Estaño        | 13,42%                                | 38,06%                                 | 24,64%                                  |
| Uranio        | 20,15%                                | 45,50%                                 | 25,35%                                  |

## 5.2 Pruebas de eficiencia

Las pruebas de eficiencia de mercado implementadas corresponden a las catalogadas como *Caminata aleatoria 3*, principalmente el Estadístico Portmanteau Ljung – Box y la prueba de Razón de varianzas, cuyos resultados son presentados en la Tabla 6 en el periodo entre enero de 1992 y diciembre de 2003. De acuerdo al estadístico de Portamanteau se rechaza la hipótesis de que no hay autocorrelación, es decir que se rechaza la hipótesis de caminata aleatoria para el aluminio, cobre y níquel, a un nivel de confianza del 5% y 10%; mientras que el estaño, uranio y zinc no rechazan la hipótesis de caminata aleatoria, así mismo el plomo rechaza la hipótesis de caminata aleatoria con un nivel de significancia de 10%. Para la evaluación del test de razón de varianzas, se observa el valor-p del test de variación conjunta, el cual corresponde al test donde se analiza la razón de varianzas en diferentes rezagos. Los resultados de la prueba de Razón de varianzas para el periodo previo a la financiarización, indican que la única materia prima del grupo de metales estudiados que no rechaza la hipótesis de caminata aleatoria es el uranio, mientras que los demás metales rechazan esta hipótesis tanto a un nivel de confianza del 5% como del 10%.

**Tabla 6. Estadísticos Portmanteau y Razón de varianzas para submuestra I. Enero 1992 – diciembre 2003**

| Materia prima | Estadístico Pormanteau |         |                        |            | Razón de varianzas      |         |                        |            |
|---------------|------------------------|---------|------------------------|------------|-------------------------|---------|------------------------|------------|
|               | Rezagó 36              |         | Nivel de significancia |            | Test variación conjunta |         | Nivel de significancia |            |
|               | Q                      | Valor P | 5%                     | 10%        | Max  z                  | Valor P | 5%                     | 10%        |
| Aluminio      | 52,89                  | 0,03    | Rechaza                | Rechaza    | 4,15                    | 0,00    | Rechaza                | Rechaza    |
| Cobre         | 80,64                  | 0,00    | Rechaza                | Rechaza    | 3,38                    | 0,00    | Rechaza                | Rechaza    |
| Plomo         | 47,65                  | 0,09    | No rechaza             | Rechaza    | 3,90                    | 0,00    | Rechaza                | Rechaza    |
| Níquel        | 67,12                  | 0,00    | Rechaza                | Rechaza    | 3,97                    | 0,00    | Rechaza                | Rechaza    |
| Estaño        | 41,74                  | 0,24    | No rechaza             | No rechaza | 3,71                    | 0,00    | Rechaza                | Rechaza    |
| Uranio        | 42,22                  | 0,22    | No rechaza             | No rechaza | 2,11                    | 0,13    | No rechaza             | No rechaza |
| Zinc          | 41,38                  | 0,25    | No rechaza             | No rechaza | 3,48                    | 0,00    | Rechaza                | Rechaza    |



A continuación, la Tabla 7 presenta los resultados para las pruebas de caminata aleatoria correspondientes a la segunda submuestra, es decir, el periodo en presencia de financiarización. Los resultados del estadístico Q de Ljung – Box (Portmanteau) rechazan la hipótesis de caminata aleatoria en el aluminio, cobre, níquel, estaño, uranio y zinc. Por lo tanto, el plomo se constituiría como el único metal que no rechaza la hipótesis de caminata aleatoria con un nivel de significancia del 5% en la segunda submuestra. De igual manera, el test de razón de varianzas para el periodo de enero 2004 a diciembre 2015 rechaza la hipótesis de caminata aleatoria para todos los metales, con ambos niveles de significancia.

**Tabla 7. Estadísticos Portmanteau y Razón de varianzas para submuestra II. Enero 2004 – diciembre 2015**

| Materia prima   | Estadístico Portmanteau |         |                        |          | Razón de varianzas       |         |                        |         |
|-----------------|-------------------------|---------|------------------------|----------|--------------------------|---------|------------------------|---------|
|                 | Rezago 36               |         | Nivel de significancia |          | Test conjunto para $q>1$ |         | Nivel de significancia |         |
|                 | Q                       | Valor P | 5%                     | 10%      | Max  z                   | Valor P | 5%                     | 10%     |
| <b>Aluminio</b> | 79,74                   | 0,00    | Rechaza                | Rechaza  | 4,37                     | 0,00    | Rechaza                | Rechaza |
| <b>Cobre</b>    | 69,60                   | 0,00    | Rechaza                | Rechaza  | 2,78                     | 0,02    | Rechaza                | Rechaza |
| <b>Plomo</b>    | 46,80                   | 0,11    | No rechaza             | *Rechaza | 3,34                     | 0,00    | Rechaza                | Rechaza |
| <b>Níquel</b>   | 64,39                   | 0,00    | Rechaza                | Rechaza  | 3,83                     | 0,00    | Rechaza                | Rechaza |
| <b>Estaño</b>   | 60,68                   | 0,01    | Rechaza                | Rechaza  | 4,62                     | 0,00    | Rechaza                | Rechaza |
| <b>Uranio</b>   | 65,32                   | 0,00    | Rechaza                | Rechaza  | 2,39                     | 0,07    | Rechaza**              | Rechaza |
| <b>Zinc</b>     | 73,82                   | 0,00    | Rechaza                | Rechaza  | 3,59                     | 0,00    | Rechaza                | Rechaza |

\*Rechaza hipótesis nula al 11%

\*\*Rechaza hipótesis nula al 7%

Los resultados de las Tablas 6 y 7 se muestran en la Tabla 8 en términos de eficiencia. De acuerdo al estadístico Portmanteau el aluminio, cobre y níquel se mantienen como no eficientes en la totalidad de la muestra, por lo que la financiarización no se interpretaría para estos metales como un posible factor de cambio. Por otra parte, el plomo pasa de ser no eficiente a eficiente, mientras que el estaño, uranio y zinc presentan un cambio de eficientes a no eficientes. De acuerdo a la prueba de Razón de varianzas en la Tabla 8 en el periodo previo a la financiarización el uranio es el único metal que presenta evidencias de eficiencia de mercado. Una vez evaluada la submuestra representativa de la etapa posterior a la financiarización se indicaría que ninguno de los metales es eficientes.

En general se encontró que el mercado de metales no sería eficiente, si bien sería objeto de estudio encontrar las razones por las cuales el mercado de metales es pronosticable, algunas potenciales explicaciones pueden girar alrededor del fuerte incentivo que tienen los especuladores de conocer comportamientos futuros, por lo cual podrían verse motivados a acceder a información de carácter monopolístico de la cual trata la eficiencia fuerte, o quizás, pueda tratarse de un mercado de información asimétrica, donde la eficiencia no se considera posible, salvo algunas excepciones.

**Tabla 8. Clasificación de eficiencia pre y post financiarización con Estadístico Portmanteau y prueba de Razón de Varianzas**

| Materia prima   | Pormanteau  |  | Razón varianzas                                       |  |
|-----------------|---|--|---|--|
|                 | Pre-financiarización<br>Enero 1992-<br>diciembre 2003 | Post-financiarización<br>Enero 2004- diciembre<br>2015 | Pre-financiarización<br>Enero 1992-<br>diciembre 2003 | Post-financiarización<br>Enero 2004-<br>diciembre 2015 |
| <b>Aluminio</b> | No eficiente  | No eficiente   | No eficiente  | No eficiente   |
| <b>Cobre</b>    | No eficiente  | No eficiente   | No eficiente  | No eficiente   |
| <b>Plomo</b>    | No eficiente  | No eficiente   | No eficiente  | No eficiente   |
| <b>Níquel</b>   | No eficiente  | No eficiente   | No eficiente  | No eficiente   |
| <b>Estaño</b>   | Eficiente   | No eficiente   | No eficiente  | No eficiente   |
| <b>Uranio</b>   | Eficiente   | No eficiente   | Eficiente   | No eficiente   |
| <b>Zinc</b>     | Eficiente   | No eficiente   | No eficiente  | No eficiente   |

Nota: Datos con un nivel de significancia del 10%

### 5.3 Determinación puntos de quiebre

Se realizó la prueba de Quandt-Andrews para determinar el punto de quiebre de la totalidad de la serie para cada metal, es decir entre los años 1992 y 2015, con el propósito de encontrar periodos que potencialmente hayan generado cambios en las series además de la financiarización y cuyos resultados son presentados en la Tabla 9.

El test de Quandt-Andrews muestra el punto de quiebre determinado con el estadístico LR-F (Likelihood Ratio –F) y con el estadístico Wald-F, los cuales determinan que para el aluminio los puntos de quiebre se dan en agosto de 2008. En el caso del cobre, los puntos de quiebre hallados por los estadísticos coinciden en que el máximo punto de quiebre se dio en el año 2011, divergiendo únicamente en el mes presentado, dado que el estadístico LR-F indica que este se dio en julio y el estadístico Wald-F señala que ocurrió en septiembre.

Para el plomo, de acuerdo al estadístico LR-F el punto de quiebre ocurrió en noviembre de 2007 y según el máximo Wald-F ocurrió en marzo del 2011. En cuanto al níquel, se determinó que su punto de quiebre están entre noviembre del 2006 y junio del año 2007. Por otra parte, estaño arrojo con los dos estadísticos del test de Quandt-Andrews que el punto de quiebre se encuentra en julio del 2011, mientras que el uranio es consistente en que se dio un punto de quiebre en el 2007, pero se difiere en el mes en que se presenta, señalando los estadísticos los meses de junio y diciembre. Finalmente, el Zinc mostro puntos de quiebre en junio de 2007 y noviembre de 1994, siendo esta la única materia prima que mostro un punto de quiebre en la década de 1990.

**Tabla 9. Puntos de quiebre determinados por el test de Quandt-Andrews**

| Materia prima | Test de Quandt-Andrews (QA) |                  |        |         |
|---------------|-----------------------------|------------------|--------|---------|
|               | Estadístico                 | Punto de quiebre | Valor  | Valor P |
| Aluminio      | Máximo estadístico LR F     | 2008M08          | 6,05   | 0,01    |
|               | Máximo estadístico Wald F   | 2008M08          | 17,76  | 0,01    |
| Cobre         | Máximo estadístico LR F     | 2011M07          | 6,86   | 0,00    |
|               | Máximo estadístico Wald F   | 2011M09          | 175,31 | 0,00    |
| Plomo         | Máximo estadístico LR F     | 2007M11          | 10,28  | 0,00    |
|               | Máximo estadístico Wald F   | 2011M03          | 73,30  | 0,00    |
| Níquel        | Máximo estadístico LR F     | 2006M11          | 10,03  | 0,00    |
|               | Máximo estadístico Wald F   | 2007M06          | 30,91  | 0,00    |
| Estaño        | Máximo estadístico LR F     | 2011M07          | 7,58   | 0,00    |
|               | Máximo estadístico Wald F   | 2011M07          | 67,43  | 0,00    |
| Uranio        | Máximo estadístico LR F     | 2007M06          | 10,82  | 0,00    |
|               | Máximo estadístico Wald F   | 2007M12          | 72,16  | 0,00    |
| Zinc          | Máximo estadístico LR F     | 2007M06          | 9,85   | 0,00    |
|               | Máximo estadístico Wald F   | 1994M11          | 75,98  | 0,00    |

De acuerdo a lo anterior, se identifica que los metales mayoritariamente han tenido cambios estructurales entre los años 2007 y 2008, correspondientes al periodo de la más reciente crisis financiera. Así mismo, el año 2011 también muestra ser un punto de quiebre para materias primas como el cobre y el estaño.

#### **5.4 Determinación proceso generador**

Dado que se encontraron no eficiencias en todos los metales en el periodo posterior a la financiarización, se procedió a identificar el proceso generador de cada una de estas series de datos, de modo que se puedan pronosticar sus valores futuros, pues hay que recordar, que para los metales que se hubieran encontrado eficiencias, al no poder pronosticar sus valores se debería utilizar modelos de volatilidad. La Tabla 10 muestra el proceso generador identificado para cada una de las series de datos.

**Tabla 10. Modelo ARIMA para las series de precios**

| Metal    | AR | I | MA | Proceso generador  |
|----------|----|---|----|--|
| Aluminio | 1  | 1 | 0  | $dy_t = \mu + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$  |
| Cobre    | 1  | 1 | 2  | $dy_t = \mu + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t + \Theta_1 \varepsilon_{t-1} + \Theta_2 \varepsilon_{t-2}$                    |
| Plomo    | 2  | 1 | 1  | $dy_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t + \Theta_1 \varepsilon_{t-1}$                              |
| Níquel   | 1  | 1 | 2  | $dy_t = \mu + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t + \Theta_1 \varepsilon_{t-1} + \Theta_2 \varepsilon_{t-2}$                    |
| Estaño   | 1  | 1 | 1  | $dy_t = \mu + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t + \Theta_1 \varepsilon_{t-1}$   |
| Uranio   | 0  | 1 | 2  | $dy_t = \mu + \varepsilon_t + \Theta_1 \varepsilon_{t-1} + \Theta_2 \varepsilon_{t-2}$                                   |
| Zinc     | 2  | 1 | 2  | $dy_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t + \Theta_1 \varepsilon_{t-1} + \Theta_2 \varepsilon_{t-2}$ |

Con base en el proceso generador identificado, se procedió a generar el pronóstico de datos para el periodo comprendido entre 2015M7 – 2015M12 y teniendo como serie de datos la muestra entre enero de 1992 y junio de 2015, es decir que se tomó una ventana de comparación de seis meses. Los precios pronosticados y los valores reales son presentados en la Tabla 11.

**Tabla 11. Pronostico de datos para los periodos 2015M7 – 2015M12**

| Fecha<br>(USD/Ton) | Aluminio |            | Cobre    |            | Plomo   |            | Níquel   |            |
|--------------------|----------|------------|----------|------------|---------|------------|----------|------------|
|                    | Real     | Pronostico | Real     | Pronostico | Real    | Pronostico | Real     | Pronostico |
| 2015M7             | 1639,50  | 1656,43    | 5456,75  | 5519,58    | 1763,04 | 1811,02    | 11413,10 | 12217,14   |
| 2015M8             | 1548,13  | 1648,26    | 5127,30  | 5630,88    | 1703,60 | 1826,35    | 10386,00 | 11710,4    |
| 2015M9             | 1589,60  | 1646,38    | 5217,25  | 5548,44    | 1684,25 | 1831,99    | 9937,55  | 11227,75   |
| 2015M10            | 1516,49  | 1646,2     | 5216,09  | 5656,98    | 1720,11 | 1840,48    | 10316,83 | 10747,72   |
| 2015M11            | 1467,89  | 1646,49    | 4799,90  | 5609,72    | 1618,35 | 1848,11    | 9244,33  | 10264,34   |
| 2015M12            | 1497,20  | 1646,91    | 4638,83  | 5694,32    | 1706,58 | 1856       | 8707,79  | 9775,95    |
| Fecha<br>(USD/Ton) | Estaño   |            | Uranio   |            | Zinc    |            |          |            |
|                    | Real     | Pronostico | Real     | Pronostico | Real    | Pronostico |          |            |
| 2015M7             | 15071,53 | 14885,09   | 79463,65 | 81526,85   | 2000,68 | 1995,75    |          |            |
| 2015M8             | 15163,78 | 14808,69   | 79660,35 | 83378,73   | 1807,64 | 1991,21    |          |            |
| 2015M9             | 15453,34 | 14791,4    | 81344,29 | 83753,51   | 1720,23 | 2019,55    |          |            |
| 2015M10            | 15794,61 | 14807,9    | 81472,09 | 84128,3    | 1724,34 | 2040,03    |          |            |
| 2015M11            | 14745,29 | 14843,71   | 79222,06 | 84503,08   | 1583,31 | 2047,55    |          |            |
| 2015M12            | 14691,69 | 14890,55   | 77381,62 | 84877,87   | 1527,79 | 2051,28    |          |            |

Para validar que tanto se aproximaron los pronósticos a los datos reales se calculó el MAPE o Error Porcentual Absoluto Medio. Los resultados del MAPE se presentan en la Tabla 12, donde las filas (2) a la (7) muestran el valor absoluto de la diferencia entre el valor real y el pronosticado, dividido entre el valor real. Finalmente la fila (8) presenta el MAPE asociado a cada metal. De este se puede observar que quien obtuvo un mayor error porcentual absoluto medio fue el zinc con 18,28%, constituyéndose como el pronóstico que más se desvió del valor real, mientras que el pronóstico más confiable lo obtuvo el estaño, con un MAPE de 2,69%, sin embargo se puede decir que en términos generales todos los pronósticos obtuvieron resultados bastante cercanos a los reales y con errores porcentuales bajos.

**Tabla 12. MAPE o Error Porcentual Absoluto Medio del pronóstico de datos para los periodos 2015M7 – 2015M12**

| Periodo | Aluminio | Cobre  | Plomo | Níquel | Estaño | Uranio | Zinc   |
|---------|----------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|
| 2015M7  | 0,01     | 0,01   | 0,03  | 0,07   | 0,01   | 0,03   | 0,00   |
| 2015M8  | 0,06     | 0,10   | 0,07  | 0,13   | 0,02   | 0,05   | 0,10   |
| 2015M9  | 0,04     | 0,06   | 0,09  | 0,13   | 0,04   | 0,03   | 0,17   |
| 2015M10 | 0,09     | 0,08   | 0,07  | 0,04   | 0,06   | 0,03   | 0,18   |
| 2015M11 | 0,12     | 0,17   | 0,14  | 0,11   | 0,01   | 0,07   | 0,29   |
| 2015M12 | 0,10     | 0,23   | 0,09  | 0,12   | 0,01   | 0,10   | 0,34   |
| MAPE    | 6,97%    | 10,90% | 8,11% | 10,04% | 2,69%  | 4,97%  | 18,28% |

## 5.5 Pruebas de robustez

Como una prueba complementaria de la capacidad de predicción y a la vez de la eficiencia de las series se realizó la prueba de robustez de la ventana móvil de tres años para cada una de las submuestras, basado en la tasa entre la raíz del error cuadrático medio del pronóstico de un modelo univariante calculado con el programa TRAMO-SEATS y el pronóstico de una caminata aleatoria.

La Tabla 13 presenta los resultados de la prueba de robustez. En la columna (1) se presenta el metal y en la columna (2) se relaciona la submuestra evaluada. En las columnas (3), (4) y (5) se muestran respectivamente el RMSE de la ventana móvil del modelo univariante, el RMSE del pronóstico de caminata aleatoria y la relación entre ambas medidas de error. Finalmente, la columna (6) da una clasificación entre eficiente o no, sustentado en el supuesto que si una variable presenta menor error de predicción con la caminata aleatoria que con el de un pronóstico de modelo univariante, entonces este puede ser asumido como un proceso eficiente.

Dado lo anterior, la columna (6) de la Tabla 13 muestra que el níquel en su periodo previo a la financiarización fue la única materia prima con un comportamiento eficiente. Estos resultados

concuerdan con los datos en las pruebas de caminata aleatoria tres, donde en términos generales, se observaron no eficiencias en las series de retornos.

**Tabla 13. Prueba de robustez. Tasa entre la Raíz del Error Cuadrático Medio en la predicción entre un modelo univariante y de caminata aleatoria para una ventana móvil de 36 meses.**

| Materia prima | Submuestra       | RMSE modelo univariante | RMSE caminata aleatoria | RMSE Univariante        | Clasificación de eficiencia |
|---------------|------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------------|
|               |                  |                         |                         | RMSE caminata aleatoria |                             |
| Aluminio      | 1992M1- 2003M12  | 0,029                   | 0,039                   | 0,735                   | No eficiente                |
|               | 2004M1 - 2015M12 | 0,042                   | 0,055                   | 0,765                   | No eficiente                |
| Cobre         | 1992M1- 2003M12  | 0,036                   | 0,038                   | 0,943                   | No eficiente                |
|               | 2004M1 - 2015M12 | 0,041                   | 0,047                   | 0,861                   | No eficiente                |
| Plomo         | 1992M1- 2003M12  | 0,048                   | 0,060                   | 0,793                   | No eficiente                |
|               | 2004M1 - 2015M12 | 0,044                   | 0,056                   | 0,774                   | No eficiente                |
| Níquel        | 1992M1- 2003M12  | 0,074                   | 0,071                   | 1,037                   | Eficiente                   |
|               | 2004M1 - 2015M12 | 0,057                   | 0,069                   | 0,827                   | No eficiente                |
| Estaño        | 1992M1- 2003M12  | 0,049                   | 0,053                   | 0,938                   | No eficiente                |
|               | 2004M1 - 2015M12 | 0,042                   | 0,047                   | 0,892                   | No eficiente                |
| Uranio        | 1992M1- 2003M12  | 0,030                   | 0,034                   | 0,873                   | No eficiente                |
|               | 2004M1 - 2015M12 | 0,057                   | 0,063                   | 0,909                   | No eficiente                |
| Zinc          | 1992M1- 2003M12  | 0,042                   | 0,048                   | 0,878                   | No eficiente                |
|               | 2004M1 - 2015M12 | 0,045                   | 0,056                   | 0,804                   | No eficiente                |

## 6. Conclusiones

Este trabajo tiene como objetivo probar la hipótesis de eficiencia en sentido débil para un grupo de metales conformado por aluminio, cobre, estaño, plomo, níquel, uranio y zinc, teniendo como punto de comparación el año 2004 con el propósito de saber si la financiarización fue un factor determinante en la eficiencia de este mercado de materias primas. Para esto se utilizaron principalmente pruebas de caminata aleatoria *tres*, específicamente el estadístico de Portmanteau y la prueba de razón de varianzas.

Basados en la teoría de Fama (1970) sobre eficiencia informacional surgió la pregunta de si los máteles tenían comportamientos eficientes. Aun mas, se planteó como hipótesis que la financiarización iniciada en el año 2004 al permitir el ingreso de más jugadores al mercado accionario pudo favorecer que mercados que no fueran eficientes pasaran a serlo, debido a un incremento de información para los participantes.

Los resultados señalan en primera instancia que previo a la financiarización había una cierta estabilidad en los precios de las materias primas estudiadas y a partir del año 2004 todas tuvieron incrementos en la volatilidad de los precios, hasta alcanzar en el caso del uranio un 25,35% de aumento. Esto se puede deber a un incremento de la especulación causada por los múltiples jugadores del mercado o por los periodos de crisis financieras que se dieron alrededor del año 2008. La alta volatilidad de los precios podría explicarse por un factor de incertidumbre que generó una alta compra y venta de materias primas mediante negociaciones a futuro, respaldando la hipótesis de que las materias primas son vistas frecuentemente como una herramienta para blindarse contra el riesgo.

Las dos pruebas de camina aleatoria 3 utilizadas señalan casi consistentemente ineficiencias a lo largo de las submuestras. Primero, el estadístico de Portmanteau indico que el aluminio, cobre y níquel fueron ineficientes en la totalidad de la muestra, es decir entre 1992 y 2015, por lo cual no se le puede atribuir a la financiarización efectos sobre estas materias primas. De acuerdo a los resultados de Portmanteau, el plomo pasó a ser eficiente después de la financiarización, siendo el único resultado coincidente con la hipótesis inicial de que la financiarización pudo convertir mercados ineficientes en eficientes. Contrario a la hipótesis planteada, el estaño, uranio y zinc pasaron de ser eficientes a no eficientes. En segundo lugar, el test de razón de varianzas encontró para el uranio un cambio de eficiente a no eficiente, tal como con el estadístico de Portmanteau, mientras que para los demás metales indicó no eficiencias a lo largo de la muestra.

Las dos pruebas coinciden en que el uranio pasó de ser un mercado eficiente y por lo tanto no predecible, a ser una materia prima pronosticable, es decir no eficiente. También coinciden en que en el periodo posterior a la financiarización, a excepción del plomo (según el resultado de Portmanteau), todos los metales son ineficientes, lo cual también ocurre mayoritariamente en la primera submuestra. Estos resultados podrían apoyar teorías contrarias a las de eficiencia de mercado, tales como las de *información asimétrica*, en la cual la eficiencia de mercados podría darse solo bajo casos excepcionales.

Así mismo, la alta transacción en bolsa de estos metales y la teoría de que estas son negociadas como instrumentos para protección del riesgo, pueden generar un interés de los participantes del mercado en acceder a información privilegiada de la cual trata la teoría de eficiencia *fuerte* y sobre la cual se ha señalado la imposibilidad que se de en un mercado real. Por lo tanto, en vista que no se trata solo de un interés en la adquisición de la materia prima para su consumo, sino que esta beneficia a quienes la negocian en bolsa, cada metal será tratado como un activo financiero, y podrá incentivar a sus negociadores a recurrir a mecanismos que le permitan conocer con anterioridad el precio de esta en bolsa, llevando así mismo a su ineficiencia.

Por otra parte, la prueba de punto de quiebre de Quandt-Andrews muestra que la mayoría de las materias primas subieron cambios estructurales entre los años 2007 y 2008 los cuales han sido recientes periodos de crisis, por lo tanto, no se puede concluir si este incremento de volatilidad e ineficiencia se debe a una mayor especulación causada por la financiarización, o si han sido estos

periodos de crisis los que han generado una mayor variación en los precios, dado por grandes picos y seguidos de prominentes caídas. Esta prueba también arrojó resultados interesantes, al mostrar que para materias primas como el cobre y el estaño, el año 2011 fue quien generó un cambio estructural, por lo que se podría indicar que el boom de precios que se dio en esta fecha pueda ser el factor que haya impactado su comportamiento, razones por las cuales es recomendable extender estas pruebas teniendo como punto de comparación sus fechas de cambio estructural.

En cuanto a las pruebas de robustez, estas aportan evidencia en dos sentidos: por una parte permiten ver si las predicciones generadas por un modelo univariante presentan mayor o menor error que una predicción de caminata aleatoria, donde el mejor pronóstico es el valor del periodo inmediatamente anterior; por otra parte, analizar cuál de los dos métodos genera mejores predicciones es un indicador de la eficiencia de mercado, en el sentido que si se encuentran variables que sean mejor pronosticadas por una caminata aleatoria, estas podrán ser categorizadas como eficientes. Los resultados exponen que los metales presentan mejores pronósticos mediante modelos univariados que mediante caminata aleatoria, por lo cual se encontró en términos generales no eficiencias, concordando de esa manera con los resultados obtenidos por el estadístico de Portmanteau y el test de Razón de Varianzas.

Dado que los siete metales estudiados resultaron ser pronosticables, se identificó el proceso generador, y mediante la utilización de un modelo ARIMA se obtuvieron los pronósticos de las series de precios para un periodo de seis meses de los cuales se tenía el valor real, encontrando pronósticos bastante cercanos al precio real de mercado de dichos metales para las fechas calculadas. Esto se validó al calcular el Error Porcentual Absoluto Medio, hallando errores de pronóstico bajos, lo cual también confirma que los mercados de metales son no eficientes.



## 7. Recomendaciones

Este trabajo utilizó métodos de caminata aleatoria 3, en los cuales no se asume idéntica distribución de las series ni independencia, sin embargo, la investigación se podría ampliar a la implementación de métodos de caminata aleatoria 2, en los cuales se asume independencia en los incrementos pero no idéntica distribución, propiedad que es conveniente mantener dado el comportamiento con quiebres estructurales que presenta la serie.

En vista que este estudio pretendió evaluar los efectos de la financiarización sobre la eficiencia, se tomó como punto de comparación el año 2004, sin embargo, la utilización de pruebas de puntos de quiebre dejó en evidencia que algunas fechas tales como el periodo de crisis alrededor del año 2008 o el auge de precios del 2011 fueron determinantes en el comportamiento de algunos metales, por lo cual se recomienda hacer pruebas de eficiencia con estos puntos como ejes comparativos, con el propósito de evaluar si esto forja algún cambio en los resultados, con la propiedad adicional, que al separar las muestras por sus quiebres estructurales, se podrían implementar pruebas de caminata aleatoria 1, donde se asume independencia y distribuciones idénticas.

Por otra parte, como una extensión de este estudio se puede considerar la incorporación de modelos estocásticos, dinámicos o de lógica difusa, donde se pueda ver de forma continua los cambios de eficiencia o no eficiencia conforme avanza la muestra. Otra extensión recomendada es encontrar las correlaciones entre el volumen de transacciones realizadas de cada metal en el mercado de futuros y el nivel de eficiencia dinámica en el tiempo. Así mismo se puede dar continuidad a este proyecto, aplicando modelos de volatilidad a las variables eficientes.

Finalmente, se recomienda estudiar la implementación de otras herramientas tales como pruebas de cointegración y causalidad, de manera que se pueda observar si no solo factores como oferta y demanda pueden estar determinando el comportamiento de los metales, y si de lo contrario, algunas materias primas están generando un efecto sobre el comportamiento de los precios futuros de otros metales.

## Referencias bibliográficas

- Alexander, S. S. (1961). Price movements in speculative markets: Trends or random walks. *Industrial Management Review (pre-1986)*, 2(2), 7.
- Alexander, S. S. (1964). Price Movements in Speculative Markets-Trends or Random Walks, Number 2. *IMR; Industrial Management Review (pre-1986)*, 5(2), 25.
- Akerlof, G., Spence, M., & Stiglitz, J. (2001). Markets with Asymmetric information. Committee, Nobel Prize.
- Bloomberg. (1 de Enero de 2009). Obtenido de [http://www.bloomberg.com/apps/news?pid=newsarchive&sid=a\\_oih\\_J0oMWg](http://www.bloomberg.com/apps/news?pid=newsarchive&sid=a_oih_J0oMWg)
- Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge university press.
- Büyüksahin, B., & Robe, M. (2013). *IMF*. Obtenido de <https://www.imf.org/external/np/seminars/eng/2012/commodity/pdf/robe2.pdf>
- Campbell, J. Y., Lo, A. W. C., & MacKinlay, A. C. (1997). *The econometrics of financial markets* (Vol. 2, pp. 149-180). Princeton, NJ: princeton University press.
- César, A. C. J., & Martínez, G. C. (2007). ¿ Es eficiente el mercado cambiario colombiano? Una mirada desde las pruebas de cointegración. *Estudios Gerenciales*, 23(104), 13-25.
- Chinn, M. D., & Coibion, O. (2014). The predictive content of commodity futures. *Journal of Futures Markets*, 34(7), 607-636.
- Cowles 3rd, A., & Jones, H. E. (1937). Some a posteriori probabilities in stock market action. *Econometrica, Journal of the Econometric Society*, 280-294.
- Duarte, J. B. D., & Pérez-Iñigo, J. M. M. (2014). Comprobación de la eficiencia débil en los principales mercados financieros latinoamericanos. *Estudios Gerenciales*, 30(133), 365-375.
- Fama, E. F., & Blume, M. E. (1966). Filter rules and stock-market trading. *Journal of business*, 226-241.
- Fama, E. F. Lawrence Fisher, Michael Jensen and Richard Roll. "The Adjustment of Stock Prices to New Information." *International Econonzic Review*, X (February, 1969), 1-21.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work\*. *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.

- Forero, G. Contrastación de paradigmas de las finanzas: normalidad e hipótesis del mercado eficiente. Aplicaciones en MATLAB. *ODEON-Observatorio de Economía y Operaciones Numéricas*, 167-227.
- García, R. S. R., Cruz, S. A., & Venegas, F. M. (2014). Una medida de eficiencia de mercado. Un enfoque de teoría de la información. *Contaduría y administración*, 59(4), 137-166.
- Greenwald, B. C., & Stiglitz, J. E. (1990). Asymmetric information and the new theory of the firm: Financial constraints and risk behavior (No. w3359). National Bureau of Economic Research.
- Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *The American economic review*, 393-408.
- He, D., & Holt, M. (2004). Efficiency of forest commodity futures markets. In *Meetings of the American Agricultural Economics Association—Selected Paper*.
- Hong, H., & Yogo, M. (2012). What does futures market interest tell us about the macroeconomy and asset prices?. *Journal of Financial Economics*, 105(3), 473-490
- IMF. (13 de Enero de 2015). *International Monetary Fund*. Obtenido de <http://www.imf.org/external/np/res/commod/pdf/monthly/010115.pdf>
- Inoue, T., & Hamori, S. (2014). Market efficiency of commodity futures in India. *Applied Economics Letters*, 21(8), 522-527.
- Issler, J. V., Rodrigues, C., & Burjack, R. (2014). Using common features to understand the behavior of metal-commodity prices and forecast them at different horizons. *Journal of International Money and Finance*, 42, 310-335.
- Jensen, M. C. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945–1964. *The Journal of finance*, 23(2), 389-416.
- Jensen, M. C. (1969). Risk, the pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios. *Journal of business*, 167-247.
- J.P.Morgan (2015). Market Insights, as of June 30-2015. Obtenido de <https://www.jpmorganam.com.au/MI/GTM.pdf>
- Kristoufek, L., & Vosvrda, M. (2014). Commodity futures and market efficiency. *Energy Economics*, 42, 50-57.
- Labys, W. C., Achouch, A., & Terraza, M. (1999). Metal prices and the business cycle. *Resources Policy*, 25(4), 229-238.
- Lintner, J. (1965). Security Prices, Risk, and Maximal Gains from Diversification\*. *The Journal of Finance*, 20(4), 587-615.

- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The review of economics and statistics*, 13-37.
- Ljung, G. M., & Box, G. E. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65(2), 297-303.
- Lofgren, K. G., Persson, T., & Weibull, J. W. (2002). Markets with asymmetric information: the contributions of George Akerlof, Michael Spence and Joseph Stiglitz. *The Scandinavian Journal of Economics*, 104(2), 195-211.
- MinHacienda, M. C. (2014). *Ministerio de Hacienda*. Obtenido de <http://www.minhacienda.gov.co/portal/page/portal/HomeMinhacienda/presupuestogeneraldelacion/ProyectoPGN/2014/PRESUPUESTO%20GRAL%202014.pdf>
- Mood, A. M. (1940). The distribution theory of runs. *The Annals of Mathematical Statistics*, 11(4), 367-392.
- Olson, E., Vivian, A. J., & Wohar, M. E. (2014). The relationship between energy and equity markets: Evidence from volatility impulse response functions. *Energy Economics*, 43, 297-305
- Poncela, P. P., Senra E. S., & Sierra, L. P. S. (2014). The predictive content of co-movement in non-energy commodity price changes. *Documentos de Trabajo FUNCAS*, (747), 1.
- Quandt, Richard (1960). *Test of the hypothesis that a linear regression obeys two separate regimes*. Journal of the American Statistical Association. 55, pp. 324-30.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk\*. *The journal of finance*, 19(3), 425-442.
- Silvennoinen, A., & Thorp, S. (2013). Financialization, crisis and commodity correlation dynamics. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 42-65.
- UNCTAD, U. N. (2012). *United Nations Conference On Trade And Development*. Obtenido de [http://unctadxi.org/en/SessionDocument/suc2011d8\\_en.pdf](http://unctadxi.org/en/SessionDocument/suc2011d8_en.pdf)
- Uribe Gil, J. M., & Ulloa Villegas, I. M. (2011). Revisando la hipótesis de los mercados eficientes: nuevos datos, nuevas crisis y nuevas estimaciones. *Cuadernos de Economía*, 30(55), 127-154.
- Wray, R. (2008). The commodity market bubble: Money Manager". *Public Policy Brief - The Levi Economics Institute of Bard College*.