



“PRECIOS DE COMMODITIES METALES Y SU INFLUENCIA EN EL MERCADO DE ACCIONES PERUANO”

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE
MAGÍSTER EN FINANZAS**

**Alumna: Yessenia Portal Machuca
Profesor Guía: José Luis Ruiz Vergara**

Santiago, Septiembre de 2017

Precios de Commodities Metales y su Influencia en el Mercado de Acciones de Perú

Yessenia Portal Machuca

Septiembre, 2017

Resumen

Usando un modelo Bivariado GARCH en media VAR y un modelo MS-VAR con dos regímenes (baja y alta volatilidad) se analiza el efecto de los precios de los commodities metales: cobre, oro y plata sobre el rendimiento del índice General de la Bolsa de Valores de Lima (S&P/BVL), empleando datos semanales para el periodo septiembre 2003 - abril 2017. Encontrando evidencia positiva y significativa del efecto directo de la incertidumbre en los precios de los commodities oro y plata sobre el rendimiento del S&P/BVL, a diferencia del efecto directo de la incertidumbre en el precio del commodity cobre, el cual es significativo pero negativo. En este contexto, la respuesta del S&P/BVL ante un shock positivo en los precios de los commodities es positiva y ante un shock negativo la respuesta del S&P/BVL es negativa, siendo la persistencia del efecto significativa hasta la segunda semana y desapareciendo en la semana seis. Asimismo, los parámetros del modelo y la respuesta del S&P/BVL en un régimen de alta volatilidad ante un shock en el precio de uno de los commodities en estudio es mayor y más persistente que en un régimen de baja volatilidad. Finalmente, la incertidumbre o un shock en los precios del commodity cobre genera un mayor efecto sobre el rendimiento del S&P/BVL que cuando se trata de los metales preciosos, oro o plata.

Palabras claves: Commodities metales, mercado de acciones, Perú.

Índice

1. Introducción	3
2. Revisión de Literatura	6
3. Datos	9
4. Metodología	11
4.1. Modelo MGARCH-en media VAR	11
4.2. Modelo Markov-Switching Vector Autorregresivo (MS-VAR)	13
5. Resultados	17
5.1. Resultados Empíricos del modelo MGARCH- en media VAR	17
5.2. Resultados Empíricos del modelo MS-VAR	23
5.3. Robustez	28
6. Conclusiones	31
Anexo A: Dinámica de las variables	36
Anexo B: Estadísticas Descriptivas	37
Anexo C: Test Pre-estimación	37
Anexo D: Test postestimación del modelo MGARCH-in mean VAR	39

1. Introducción

Históricamente el Perú es un país intensivo en producción y exportación de commodities metales. En el 2016 el sector minería metálica represento un 10 % de su Producto Bruto Interno y el 58 % de sus exportaciones, ocupando el segundo lugar en producción de plata, el tercer lugar en cobre y el sexto lugar en oro a nivel mundial¹. Es el cobre el que se produce en mayores volúmenes y el que ha tenido un importante crecimiento sostenido en su producción, pasando de 787 mil toneladas en el 2003 a 2.1 millones de toneladas anuales en el 2016.

Las empresas del sector minería tienen una importante participación en el mercado de acciones peruano, representando el 24 % de la capitalización de este mercado bursátil, el cual tiene como principal índice al S&P/BVL, este índice captura el 82 % de todas las operaciones del mercado bursátil peruano, esta compuesto de 37 acciones, de las cuales 17 corresponden a empresas mineras, que representan en promedio en los últimos quince años un 40 % del S&P/BVL, lo anterior refleja un alto grado de concentración del S&P/BVL en empresas del sector minería, a diferencia de índices bursátiles como el IPSA en Chile donde los commodities son el 15.4 % del total del índice a Junio 2016, o como el Bovespa de Brasil que es un índice más diversificado donde el sector minería es solo el 7 % a enero 2017. Por consiguiente, el mercado de acciones peruano parece ser sensible a cambios en los precios de los commodities metales, dado que shocks en los precios de estos commodities se verán reflejados en los precios de las acciones de las empresas mineras productoras y exportadoras; esto último basándose en la teoría de que los precios de las acciones están sustentados en cambios de las variables fundamentales (ver por ejemplo [Barsky & De Long 1993](#); [Carlson & Sargent 1997](#); [Sanchez Bravo 2011](#)).

Existe una reducida literatura que relaciona los precios de los commodities metales y el mercado de acciones peruano, identificándose cuatro estudios previos que analizan esta relación. Los dos primeros ([Zevallos et al. 2014](#); [Carpio & Zevallos 2015](#)) desde un

¹U.S. Department of the Interior, Geological Survey "*Mineral commodities Summaries 2017*".

punto de vista de la volatilidad y los dos siguientes ([Johnson & Soenen 2009](#); [Estrada & Ramos 2013](#)) desde el enfoque de un Modelo VAR. [Zevallos et al. \(2014\)](#) estiman el riesgo bursátil peruano empleando precios de cierre diarios y una metodología de Valor en Riesgo Condicional (CoVaR), considerando como fuentes de riesgo el precio del oro, cobre, plata y el mercado financiero internacional, concluyendo que el riesgo del mercado peruano está dado principalmente por el mercado internacional y por el precio del cobre, seguido en menor medida por el precio del oro y de la plata. En esta misma línea de investigación [Carpio & Zevallos \(2015\)](#) usando datos semanales estiman un modelo GARCH multivariado y el método EWMA para explorar el impacto de los rendimientos de los metales (oro, cobre, zinc, plata y plomo) en los rendimientos de acciones mineras y la volatilidad del mercado de valores peruano, encontrando que las volatilidades de la Bolsa de Valores de Lima (BVL) imitan el comportamiento de las volatilidades de los metales y que existe correlación entre los retornos de las acciones de empresas mineras y los retornos de los metales.

En el segundo grupo está [Johnson & Soenen \(2009\)](#) quienes plantean la hipótesis de que los mercados de acciones de países Sudamericanos son altamente afectados por cambios en los precios de commodities, utilizando medidas de causalidad Geweke calculadas a partir de la estimación de un modelo VAR con datos diarios, presentan evidencia empírica de que los mercados bursátiles de países sudamericanos se ven afectados por cambios en los precios de seis índices de commodities de Goldman Sachs, siendo estadísticamente significativos los efectos para los índices bursátiles de Argentina, Brasil y Perú, mientras que el índice bursátil de Venezuela no reacciona a cambios en los precios de commodities y en el caso de Chile y Colombia el efecto es mínimo. [Estrada & Ramos \(2013\)](#) analizan el impacto de tres tipos de shocks (demanda agregada, demanda específica y oferta mundial) en el precio del cobre sobre el mercado de acciones peruano, utilizando un modelo de Vector Autorregresivo estructural y datos mensuales, mostrando evidencia de que existe una correlación positiva significativa con los retornos del índice de acciones de la Bolsa de Valores de Lima ante una variación del precio del cobre impulsada por shocks de demanda, por el contrario ante shocks de oferta global no anticipados, la correlación es negativa.

El objetivo de este estudio es analizar el efecto directo de la incertidumbre y cambios en los precios de los commodities metales: cobre, oro y plata, sobre el mercado de acciones peruano, empleando funciones de impulso-respuesta que se construyen a partir de los modelos MGARCH- en media VAR y MS-VAR, a fin de abordar las siguientes preguntas: ¿cuál es la magnitud del efecto directo de la incertidumbre de los precios de los commodities en estudio sobre el rendimiento del S&P/BVL? ¿Cuán persistente puede ser el efecto de las variaciones de los precios de commodities sobre el rendimiento del S&P/BVL? ¿el efecto de las variaciones en el precio de los commodities sobre el S&P/BVL cambia en distintos regímenes de volatilidad?. Con la finalidad de aportar a la literatura existente tanto desde el punto de vista de la volatilidad como de los retornos.

Se encontró como resultados que la incertidumbre en el precio del commodity cobre afecta negativa y significativamente el rendimiento del índice S&P/BVL, mientras que el efecto es positivo cuando se trata de los commodities oro y plata. También se concluye que la respuesta del S&P/BVL ante shocks en el precio de alguno de los commodities metales en estudio es significativa durante las dos primeras semanas, y opuesta ante shocks positivos y negativos. Por otra parte, el efecto sobre el rendimiento del S&P/BVL como respuesta a un shock en el precio de uno de los commodities metales es mayor en regímenes de alta volatilidad. Asimismo, se tiene evidencia de que un régimen de alta volatilidad del modelo MS-VAR es más persistente que un régimen de baja volatilidad.

Este estudio se organiza de la siguiente forma: en la sección 2 se presenta la revisión de literatura, en la sección 3 se detalla los datos, en la sección 4 se describe la metodología empleada, la sección 5 muestra el análisis de los resultados obtenidos y la sección 6 presenta las conclusiones.

2. Revisión de Literatura

Existe un amplio número de estudios que documentan la relación existente entre el precio de los commodities y los retornos de acciones, tanto para países desarrollados como para países emergentes. Dentro de estudios realizados para países desarrollados tenemos a [Heaton et al. \(2011\)](#) que utilizan una regresión aparentemente no correlacionada (SUR) para estimar el grado de dependencia entre los índices de acciones del mercado bursátil de Australia y los mercados de commodities internacionales, encontrando que la información que se ha generado durante la noche acerca de los precios de los commodities es interiorizada al día siguiente en los índices de acciones de Australia, dentro de los 15 minutos desde apertura de la Bolsa, evidenciando en particular que los precios de los commodities tienen un impacto estadísticamente significativo en los retornos de las empresas listadas en el índice bursátil Australian Securities Exchange, apoyando la afirmación de que el mercado de Australia es basado en los commodities. [Ciner \(2013\)](#) analiza la relación entre cambios en el precio del petróleo y retornos del S&P500, del NASDAQ y de acciones de algunas compañías estadounidense, usando la metodología de dominio de frecuencia, encontrando que shocks en el precio del petróleo con menos de 12 meses de persistencia tiene un impacto negativo en el mercado de acciones estadounidense, mientras que shocks con persistencia entre 12 y 36 meses están asociados a rendimientos positivos. [Hu & Xiong \(2013\)](#) analizan el flujo de información entre los precios de futuros de commodities negociados en Estados Unidos y los precios de las acciones de los países del Este de Asia (Japón, Hong Kong, Taiwan, Corea del Sur), mediante un modelo de Vector Autorregresivo, encontrando reacciones positivas en los precios de las acciones de estos mercados bursátiles del Este de Asia a los rezagos overnight de los retornos de los precios diarios de futuros de cobre y soya.

En estudios realizados ([Moore & Wang 2007](#)); [Mishra et al. 2010](#); [Nordin et al. 2014](#); [Bouoiyour & Selmi 2016](#); [Figliola & Catalano 2016](#); [Ordu & Soytaş 2016](#); [Ataurima Arellano 2017](#)) en países emergentes intensivos en exportación o importación de algún(os) commodities, en general concluyen que los índices de acciones se ven influenciados por cambios en los precios de los commodities que exportan o importan.

[Moore & Wang \(2007\)](#) analizan la volatilidad de los países de República Checa, Hungría, Polonia, Eslovaquia, Eslovenia (nuevos miembros de la Unión Europea) utilizando un modelo Markov Switching, revelando que hay una tendencia de que los índices bursátiles de los mercados emergentes pasen de un régimen de alta volatilidad en el anterior periodo de transición hacia un régimen de baja volatilidad, en la medida que han pasado a formar parte de la Unión Europea, en tal sentido, la fase inicial del período de transición se caracteriza porque los rendimientos de las acciones están en el régimen de alta volatilidad, excepto en Hungría, en tanto que en la fase de ya ser parte de la Unión Europea, se muestran signos de baja volatilidad en el mercado de valores de todos los países en estudio.

[Mishra et al. \(2010\)](#) emplean un modelo de Vector de Corrección de Errores e investigan la causalidad de Granger entre los precios del oro y los retornos del mercado de acciones de la India, encontrando como resultado que los precios del oro causan en el sentido de Granger a los retornos del índice BSE 100 de la India y viceversa, los retornos del índice causan en el sentido de Granger el precio del oro, en consecuencia se evidencia la bicausalidad existente entre estas variables.

[Nordin et al. \(2014\)](#) analizan el impacto de los precios de commodities (petróleo, aceite de palma y oro) en el rendimiento del mercado de acciones de Malasia usando un enfoque de test de cointegración, hallando que los resultados revelan una significativa influencia del aceite de palma en el índice de acciones.

[Wai et al. \(2014\)](#) analizan el efecto del precio de los commodities petróleo y oro sobre las bolsas de Malasia, Singapur, Tailandia e Indonesia, empleando los modelos Markov Switching Vector Autorregresivo (MS-VAR), Markov Switching Ajustado Vector Autorregresivo (MSM-VAR) y Markov Switching de Heterocedasticidad media Ajustada Vector Autorregresivo (MSMH-VAR), encontrando que las probabilidades suavizadas de los tres modelos muestran que los descensos en los índices bursátiles son repentinos y mucho más cortos, mientras que los aumentos son más graduales y muy persistentes, lo cual se deriva de que la probabilidad del régimen de crecimiento (the bull market) es superior al régimen de recesión (the bear market). Asimismo, tanto el precio del oro como el precio del petróleo afectan significativamente los índices bursátiles de los países en estudio, mientras que la relación es positiva en el caso el oro, la relación es negativa en el caso del petróleo.

Dentro de los estudios más recientes, [Bouoiyour & Selmi \(2016\)](#) estudian la relación causal entre el precio real del petróleo y los retornos de acciones de los países BRICS (Brasil, Russia, India, China y Sud África) utilizando la metodología de dominio de frecuencia, donde los resultados muestran que el impacto de cambios en el precio del petróleo no es uniforme para todos los países estudiados. Para Brasil y Russia la relación de causalidad es a largo plazo, para China la causalidad en el mediano y largo plazo, mientras que para India y Sud África existe causalidad en el corto plazo. [Figliola & Catalano \(2016\)](#) mediante un modelo de multifractal análisis de fluctuación sin tendencia calculan la autocorrelación y correlación cruzada de la volatilidad del índice de acciones Merval de Argentina y tres commodities agrícolas: trigo, soya y maíz, observándose una tendencia de incremento de las correlaciones cruzadas entre el Merval y los precios de los tres commodities analizados, lo que puede atribuirse a un mayor acoplamiento entre el sector agrícola de commodities y el resto de la economía Argentina. [Ordu & Soytaş \(2016\)](#) que emplean un modelo de Vector Autorregresivo y funciones de impulso-respuesta generalizados para analizar el efecto de precios de commodities de energía (petróleo y gas natural) en los retornos del índice de mercado XU100 y del índice de electricidad, encontrando que el índice de electricidad de Turquía responde positivamente a un shock en el precio del gas natural para el periodo 2006-2008, mientras que para el periodo 2009-2013 este efecto se pierde, en tanto que shocks en el precio del petróleo tienen un efecto positivo en los retornos del índice XU100 para todo el periodo de estudio 2006-2013, aunque esta respuesta se diluye bastante rápido, lo que puede atribuirse a una lenta integración del mercado bursátil de Turquía con los mercados globales. [Ataurima Arellano \(2017\)](#), usando datos semanales con un set de modelos MS-GARCH estima los parámetros de volatilidad de los retornos de los índices de acciones para países de latinoamérica, encontrando que existe comovimiento de los índices bursátiles latinoamericanos en periodos de turbulencia financiera después de la crisis suprime. Asimismo, evidencia la existencia de que regímenes de alta volatilidad son más persistentes que los regímenes de baja volatilidad.

3. Datos

A fin de analizar el efecto que tiene las variaciones de los retornos de los commodities metales (cobre, oro y plata) sobre el rendimiento del índice S&P/BVL, este estudio emplea datos semanales obtenidos de Thomson Reuters, los que abarcan el periodo desde el 07 de septiembre 2003 al 30 de abril 2017, contando con 713 observaciones, donde el precio del S&P/BVL (I), el precio del cobre (Pc), el precio del oro (Po) y el precio de la plata (Pp)², son expresados en dólares y a precios spot. Se emplea la frecuencia semanal debido a que si se utiliza frecuencias más altas se tendría la presencia de ruido, haciéndose más difícil aislar el efecto incertidumbre y cambios de regímenes (ver por ejemplo [Moore & Wang 2007](#)). Los retornos se construyen a partir de las primeras diferencias de logaritmo de cada serie, $Dlog(p_t) = [\log(p_t) - \log(p_{t-1})]$, donde p_t es la serie de precios de las variables de estudio, obteniendo el retorno del índice S&P/BVL (ri), el retorno del precio del cobre (rc), el retorno del precio del oro (ro) y el retorno del precio de la plata (rp).

Las estadísticas descriptivas de los retornos del índice S&P/BVL y de los commodities metales en estudio son reportadas en la Tabla [B.1](#), los resultados indican que todas series son asimétricas, con alto exceso de curtosis, por lo cual existe evidencia de no normalidad en todas las series, lo que se confirma con el test Jarque-Bera el cual indica que se rechaza la hipótesis nula de normalidad al 1 % de significancia. Por consiguiente emplear un modelo con efectos GARCH sería recomendable para capturar el comportamiento de la volatilidad en los retornos de los commodities y el efecto de los cambios en estos sobre el rendimiento del índice S&P/BVL.

En la Tabla [C.1](#) se reporta el test de exogeneidad de Wald el cual señala que los retornos de los tres commodities metales en estudio son endógenas al rendimiento del índice S&P/BVL, así como el rendimiento índice S&P/BVL es endógeno al retorno del Cobre al 1 % de significancia, en tanto que el rendimiento del S&P/BVL es endógeno al rendimiento del Oro y la Plata al 10 % de significancia. La Tabla [C.2](#) muestra los resultados del Test

²Los gráficos de estas series son mostrados en la Figura [A.1](#)

Dickey Fuller Aumentado (DFA), el test de autocorrelación y de efectos ARCH de las series. El test DFA indica que todas las series son no estacionarias en niveles pero si son estacionarias en primeras diferencias. La estimación del test de autocorrelación de Ljung-Box indica que los retornos de las series están fuertemente correlacionados excepto los retornos del oro y de la plata, los que están débilmente correlacionados. Y en cuanto al test ARCH se muestra que todas las series tienen fuertes efectos ARCH. Teniendo en cuenta lo anterior, la autocorrelación motiva el uso de un modelo dinámico, mientras que los efectos ARCH y la no-normalidad resaltan la importancia de la utilización de un modelo no lineal.

Por otra parte, en la Tabla C.3 se reporta el test de cointegración de Johansen el cual señala que no se rechaza la hipótesis nula de “no cointegración” al 5% de significancia empleando el estadístico de prueba de traza, por lo tanto, los precios de los commodities metales en estudio y el índice S&P/BVL no están cointegrados. Asimismo en esta Tabla C.3 se indica la apropiada longitud de rezagos (d) mediante el criterio de información de Akaike (AIC), siendo dos el número óptimo de rezagos para los 3 modelos bivariados, estos son: modelo cobre donde las variables endógenas son el retorno del índice S&P/BVL y retorno del commodity cobre, modelo oro en el cual las variables endógenas son el retorno del S&P/BVL y retorno del commodity oro, y modelo plata en el que las variables son el retorno del S&P/BVL y el retorno del commodity plata.

En este contexto, de acuerdo a los resultados del conjunto de test realizados se evidencia que sería recomendable usar un modelo MGARCH- en media VAR y de forma complementaria se emplea un modelo MSVAR para examinar si el efecto de las variaciones de los retornos de los commodities metales en estudio sobre el rendimiento del S&P/BVL depende del cambio de regímenes (alta y baja volatilidad), dado que el periodo de estudio considerado incluye el influyente evento de la crisis subprime. Estos modelos son detallados en la sección 4.

4. Metodología

4.1. Modelo MGARCH-en media VAR

Siguiendo a [Elder & Serletis \(2009\)](#) y [Elder & Serletis \(2010\)](#) se empleará un bivariado GARCH en media VAR el cual relaciona de forma no lineal las variables endógenas del modelo e incluye el término desviación estándar, a fin de estudiar el efecto de las variaciones de los retornos de los commodities metales y el efecto directo de la incertidumbre de los precios de estos commodities sobre el rendimiento del índice S&P/BVL, siendo la desviación estándar condicional del commodity metal la medida de incertidumbre, la que representa una medida de la dispersión del error de pronóstico de una semana adelante para los precios de cada commodity metal en estudio.

A partir de este modelo es posible realizar un análisis de impulso-respuesta tal como lo muestra [Elder \(2003\)](#). En tal sentido, el bivariado GARCH en media VAR puede ser representado como:

$$By_t = C + \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + \Lambda(L)H_t^{1/2} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde, $dim(B_t) = dim(\Gamma_i) = (N \times N)$, $\varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, H_t)$, $H_t = vec(H_t)$ y Ψ_{t-1} denota el conjunto de información en $t - 1$. El parámetro $\Lambda(L)$ resume el efecto de la desviación estándar condicional de los precios de cada commodity metal en estudio ($H_t^{1/2}$) sobre la media condicional de y_t , esto viene a ser el efecto directo de la incertidumbre. El vector y_t incluye el rendimiento del índice S&P/BVL y el retorno del commodity metal (Cobre o Plata u Oro), es decir, se estimará un set de tres modelos, que de acuerdo a la Eq. 1 se tiene las siguientes especificaciones para cada commodity metal, considerando dos rezagos.

Bivariado GARCH en media VAR que incluye como variables endógenas al retorno del commodity cobre y al retorno del S&P/BVL , en adelante denominado "Modelo Cobre":

$$\begin{aligned} B_1 rc_{1(t)} &= C_1 + \Gamma_{(1,1)} rc_{t-1} + \Gamma_{(1,2)} rc_{t-2} + \Gamma_{(1,3)} ri_{t-1} + \Gamma_{(1,4)} ri_{t-2} + \Lambda_1(L)H_{1(t)}^{1/2} + \varepsilon_{1t} \\ B_2 ri_{2(t)} &= C_2 + \Gamma_{(2,1)} ri_{t-1} + \Gamma_{(2,2)} ri_{t-2} + \Gamma_{(2,3)} rc_{t-1} + \Gamma_{(2,4)} rc_{t-2} + \Lambda_2(L)H_{2(t)}^{1/2} + \varepsilon_{2t} \end{aligned}$$

Bivariado GARCH en media VAR que incluye como variables endógenas al retorno del commodity oro y al retorno del S&P/BVL, en adelante denominado "Modelo Oro":

$$B_1 r_{o1(t)} = C_1 + \Gamma_{(1,1)} r_{o1(t-1)} + \Gamma_{(1,2)} r_{o1(t-2)} + \Gamma_{(1,3)} r_{i1(t-1)} + \Gamma_{(1,4)} r_{i1(t-2)} + \Lambda_1(L) H_{1(t)}^{1/2} + \varepsilon_{3t}$$

$$B_2 r_{i2(t)} = C_2 + \Gamma_{(2,1)} r_{i2(t-1)} + \Gamma_{(2,2)} r_{i2(t-2)} + \Gamma_{(2,3)} r_{o1(t-1)} + \Gamma_{(2,4)} r_{o1(t-2)} + \Lambda_2(L) H_{2(t)}^{1/2} + \varepsilon_{4t}$$

Bivariado GARCH en media VAR que incluye como variables endógenas al retorno del commodity plata y al retorno del S&P/BVL, en adelante denominado "Modelo Plata":

$$B_1 r_{p1(t)} = C_1 + \Gamma_{(1,1)} r_{p1(t-1)} + \Gamma_{(1,2)} r_{p1(t-2)} + \Gamma_{(1,3)} r_{i1(t-1)} + \Gamma_{(1,4)} r_{i1(t-2)} + \Lambda_1(L) H_{1(t)}^{1/2} + \varepsilon_{5t}$$

$$B_2 r_{i2(t)} = C_2 + \Gamma_{(2,1)} r_{i2(t-1)} + \Gamma_{(2,2)} r_{i2(t-2)} + \Gamma_{(2,3)} r_{p1(t-1)} + \Gamma_{(2,4)} r_{p1(t-2)} + \Lambda_2(L) H_{2(t)}^{1/2} + \varepsilon_{6t}$$

En tal contexto, la varianza condicional H_t es modelada como un bivariado GARCH, considerando la versión general presentada en [Engle & Kroner \(1995\)](#) como:

$$H_t = C_v + \sum_{j=1}^s F_j \text{vec}(\varepsilon_{t-j} \varepsilon_{t-j}') + \sum_{i=1}^t G_i H_{t-i}$$

$$z_t \sim iidN(0, I)$$

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} z_t$$

Donde C_v es $N^2 \times 1$, F y G son $N^2 \times N^2$, $H_t = \text{vec}(H_t)$ con $\frac{1}{2}N(N+1)(N^2+N+1)$ parámetros de función de la varianza para $r = t = 1$. Además, imponiendo la restricción de que las perturbaciones estructurales son contemporáneamente no correlacionadas reduce en gran medida los parámetros en la función de varianza, de esta forma la función de varianza se escribe simplemente como:

$$\text{diag}(H_t) = A + \sum_{i=1}^t M_i \text{diag}(\varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}') + \sum_{j=1}^s N_j \text{diag}(H_{t-j}) \quad (2)$$

Adicionalmente imponiendo las restricciones que M y N son diagonales se reduce el número de parámetros. Por consiguiente, se estima la varianza condicional H_t como una matriz diagonal considerando solo un rezago, es decir, la varianza condicional depende de su propio error al cuadrado y de su propia varianza condicional pasada.

$$\begin{bmatrix} H_{1(t)} \\ H_{2(t)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1 \\ A_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} M_{1,1} & M_{1,2} \\ M_{2,1} & M_{2,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1(t-1)}^2 \\ e_{2(t-1)}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} N_{1,1} & N_{1,2} \\ N_{2,1} & N_{2,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} H_{1(t-1)} \\ H_{2(t-1)} \end{bmatrix}$$

Tal como en [Elder & Serletis \(2010\)](#), se estima el modelo por información completa de máxima verosimilitud maximizando la función de log verosimilitud con respecto a los parámetros estructurales $B, C, \Gamma_1, \dots, \Gamma_p \Psi, A, M$ y N usando la siguiente estimación:

$$l_t = -(N/2) \ln(2\Pi) + \frac{1}{2} \ln|B^2| - \frac{1}{2} (\varepsilon' H_t^{-1} \varepsilon_t)$$

Después de estimar el modelo bivariado GARCH en media VAR, se generan las funciones impulso-respuesta para evaluar el efecto de las variaciones en los retornos de los commodities metales en estudio y el efecto directo de la incertidumbre de los precios de estos commodities sobre la respuesta del rendimiento del índice S&P/BVL a los shocks positivos y negativos de los precios de dichos commodities. Las funciones impulso-respuesta son calculadas como describe [Elder \(2003\)](#), empleando el método de Monte Carlo para construir las bandas de confianza descritas en [Hamilton James 1994](#) y los intervalos de confianza son generados simulando 10000 impulsos-respuesta, basados en valores de parámetros extraídos aleatoriamente de la distribución muestral de la estimación de Máxima Verosimilitud (MLEs), donde la Matriz de Varianza-covarianza de MLEs es derivado de una estimación de información de Fisher.

4.2. Modelo Markov-Switching Vector Autorregresivo (MS-VAR)

Este modelo aborda el cambio de régimen en las series financieras en estudio, haciendo inferencia sobre la base de la probabilidad estimada de la matriz de transición, y sobre las funciones impulso-respuesta que se derivan de este modelo, a fin de determinar como los efectos de las variaciones de los retornos de los commodities metales dependen del régimen de Markov, identificándose diferencias en términos de magnitud, persistencia e importancia de las respuestas al comparar los resultados de cada régimen. Por tanto, el modelo MS-VAR nos permite clasificar los regímenes en función de la dependencia de los cambios de los parámetros estimados, así como realizar inferencia probabilística acerca de

las fechas en que se produjo un cambio de régimen.

En tal sentido, siguiendo a [Ehrmann et al. \(2003\)](#) se tiene que a partir de un modelo MS-VAR donde $K = 2$ variables endógenas (retorno del índice S&P/BVL y retorno del commodity metal) Y_t son explicadas por un intercepto C_i , por términos autorregresivos de orden p y un residuo $A_i\varepsilon_t$. Se tiene la siguiente especificación general en la cual todos los parámetros pueden cambiar entre m regímenes.

$$Y_t = \left\{ \begin{array}{ll} C_i + \Gamma_{11}y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p1}y_{t-p} + A_1\varepsilon_t & \text{if } s_t = 1 \\ \vdots & \\ C_m + \Gamma_{1m}y_{t-1} + \dots + \Gamma_{pm}y_{t-p} + A_m\varepsilon_t & \text{if } s_t = m \end{array} \right\} \quad (3)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0; \Omega_{s_t})$$

Donde ε_t es un vector k -dimensional de perturbaciones fundamentales normalmente distribuidas no correlacionadas en los rezagos. Las perturbaciones fundamentales son pre-multiplicadas por una matriz A_i dependiente del régimen. Consecuentemente, la matriz varianza-covarianza Σ_i de los residuos $A_i\varepsilon_i$ son además dependientes del régimen:

$$\Sigma_i = E(A_i\varepsilon_t\varepsilon_t'A_i') = A_iE(\varepsilon_t\varepsilon_t')A_i' = A_iI_KA_i' = A_iA_i' \quad (4)$$

Se asume que el régimen s_t sigue una cadena de Markov de m estados ocultos. La probabilidad de estar en el régimen j el siguiente periodo condicional al régimen actual i se asume exógena y constante. Eq.4 define las probabilidades de transición condicional $Pr(s_{t+1} = j || s_t = i) = \rho_{ij}$ y las recoge en una matriz de transición P .

$$P = \begin{bmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} & \dots & \rho_{1m} \\ \rho_{21} & \rho_{22} & \dots & \rho_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{m1} & \rho_{m2} & \dots & \rho_{mm} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Para estimar el modelo se emplea el método Markov Chain Monte Carlo (MCMC), con los siguientes pasos: primero estimamos la matriz varianza-covarianza Σ_i dado los regímenes, la matriz de probabilidad de transición \hat{P} y los parámetros $\eta_{s_t} = C_{s_t}, \Gamma_{s_t}$ y A_{s_t} utilizando un sistema jerárquico. Segundo se estima los regímenes S_t dados los parámetros η_{s_t} , las probabilidades de transición \hat{P} y la matriz de varianza-covarianza Σ_i , esto se obtiene de la fórmula de Bayer, donde la probabilidad relativa del régimen i en el tiempo t se da como el producto de la probabilidad del régimen incondicional más la probabilidad del régimen i en el tiempo t . Los regímenes se estiman como un índice aleatorio dados los pesos de probabilidad relativa, y como último paso las probabilidades condicionales \hat{P} dados los regímenes se extraen de una distribución de Dirichlet como una probabilidad del 80% de permanecer en el mismo régimen y una probabilidad del 20% de cambiar al otro régimen.

Posteriormente, siguiendo la metodología de [Balcilar et al. \(2015\)](#) se estiman las mK^2 funciones impulso-respuesta dependientes del régimen, que contiene el modelo, correspondiente a la reacción de K variables a K perturbaciones en $m = 2$ regímenes, baja y alta volatilidad, consistente con ciclos de expansión y recesión en estas series financieras. Una función impulso-respuesta del régimen para el régimen i se define en la Eq. 6, la cual muestra el cambio esperado en las variables endógenas en el tiempo $t + h$ a un shock de una desviación estándar a la k -ésima perturbación fundamental en el tiempo t , condicional al régimen i .

$$\frac{\partial E_t X_{t+h}}{\partial \varepsilon_{k,t}} \Big|_{s_t = \dots = s_{t+h} = i} = \theta_{ki,h} \quad \text{para } h \geq 0 \quad (6)$$

Se pueden obtener las estimaciones de los vectores de respuesta combinando los parámetros estimados del modelo MS-VAR no restringido con la estimación de la matriz \hat{A}_i obtenida mediante la identificación de restricciones. El primer vector de respuesta mide el efecto de impacto de la k -ésima perturbación fundamental sobre las variables endógenas. Premultiplicando este vector por la estimación de la matriz A_i dependiente del régimen, dan la respuesta de impacto. Los vectores de respuesta restantes se pueden estimar resolviendo hacia adelante para las variables endógenas en Eq. 3, Las ecuaciones Eq. 7 y Eq.

8 muestran la solución que une los vectores de respuesta estimados con los parámetros estimados.

$$\hat{\theta}_{ki,0} = \hat{A}_i \varepsilon_0 \quad (7)$$

$$\theta_{ki,h} = \sum_{j=1}^{\min(h,p)} \hat{B}_{ji}^{h-j+1} \hat{A}_i \varepsilon_0 \quad \text{para } h > 0 \quad (8)$$

Las bandas de confianza se obtienen mediante la integración MCMC con un muestreo de Gibbs de 5000 valores de la distribución a posteriori (posterior draw) y con 2000 iteraciones en el periodo de quemado (burn-in draw).

5. Resultados

5.1. Resultados Empíricos del modelo MGARCH- en media VAR

Se estimó las tres especificaciones - modelo cobre, modelo oro, modelo plata - del bivariado GARCH-M VAR de la ecuación Eq. (1), considerando dos rezagos para cada una de las especificaciones. En la Tabla 5.1 se reporta el valor del Criterio de Schwarz (SIC) para un modelo VAR homocedástico y para el bivariado GARCH- en media VAR a fin de asegurar que el modelo elegido es consistente con la data; y los resultados efectivamente indican que el bivariado modelo GARCH- en media VAR, en el caso de las tres especificaciones, es un mejor modelo que un VAR homocedástico, dado que tiene el menor valor SIC.

Tabla 5.1: Test de Especificación del modelo MGARCH-M VAR

	VAR Homocedástico	Bivariado GARCH-M VAR
Retornos del Cobre-Retornos del S&P/BVL	-5367.29	-5579.34
Retornos del Oro-Retornos del S&P/BVL	-5673.40	-5991.52
Retornos del Plata-Retornos del S&P/BVL	-4912.10	-5159.40

Nota: Esta tabla reporta el valor del criterio de información de Schwartz para un convencional VAR homocedástico y un bivariado GARCH en media VAR.

En tal sentido, los parámetros estimados de la función de la varianza, reportados en la Tabla 5.2, evidencian la existencia de efectos GARCH en los retornos del índice S&P/BVL, retornos del cobre, retornos del oro y retornos de la plata, siendo los coeficientes de la varianza condicional rezagada y de los errores al cuadrado rezagados, significativos al 99 % de nivel de confianza para el modelo cobre, al 95 % para el modelo oro y al 90 % para el modelo plata, lo que indica persistencia en los procesos de volatilidad del índice S&P/BVL y de los tres commodities metales en estudio. Por consiguiente, se tiene evidencia empírica que la volatilidad del precio de los commodities metales en estudio afecta el rendimiento del índice S&P/BVL.

En la Tabla 5.3 se reportan los coeficientes estimados de las tres especificaciones: modelo cobre, modelo oro y modelo plata. Estos resultados indican que en el caso del mo-

Tabla 5.2: Coeficientes estimados para la función de varianza de Bivariado GARCH-M VAR

$eq(2)$	Varianza condicional	Constante	$\varepsilon_1(t-1)^2$	$H_1(t-1)$
Panel A: Modelo Cobre				
Retorno del Cobre	$H_1(t)$	0.00001*	0.0962***	0.8447***
Retorno del S&P/BVL	$H_2(t)$	0.00004**	0.1125***	0.8546***
Panel B: Modelo Oro				
Retorno del Oro	$H_1(t)$	0.00005***	0.1035**	0.8267**
Retorno del S&P/BVL	$H_2(t)$	0.0009***	0.2888**	0.6694**
Panel C: Modelo Plata				
Retorno de la Plata	$H_1(t)$	0.0008***	0.0957**	0.8722**
Retorno del S&P/BVL	$H_2(t)$	0.0009***	0.02679*	0.6967*

Nota: Estos son los parámetros estimados para la eq(2) con $\varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, H_t)$

*** Significancia al nivel de 1 %

** Significancia al nivel de 5 %

* Significancia al nivel de 10 %

delo cobre, los coeficientes del primer y segundo rezago del retorno del cobre son positivos y estadísticamente significativos al 1 % lo cual indica que los retornos del cobre afectan al rendimiento del índice S&P/BVL, de igual forma sucede con el modelo oro y modelo plata, los retornos rezagados de la primera y segunda semana afectan el rendimiento del S&P/BVL, siendo los coeficientes estadísticamente significativos a un nivel de significancia del 5 % y 10 %, respectivamente. En cuanto al coeficiente que mide el efecto directo de la incertidumbre de los precios de cada commodity metal en estudio ($H_2^{1/2}(t)$), los resultados muestran que se rechaza la hipótesis nula de que el valor del término de incertidumbre es cero, dado que la desviación estándar condicional de las variaciones del precio de los commodities en la ecuación de los retornos del S&P/BVL son significativas al 1 % en el caso de los tres commodities metales, esto provee evidencia de que a mayor incertidumbre en el precio del cobre los retornos en el S&P/BVL tienden a disminuir, mientras que a mayor incertidumbre en el precio de los commodities metales: oro y plata los retornos del S&P/BVL tienen a incrementar, siendo el coeficiente de incertidumbre del modelo oro (0.576) más alto que del modelo plata (0.269). Esta relación positiva entre la incertidumbre de los precios de estos metales preciosos y el rendimiento del índice S&P/BVL podría explicarse porque los inversores utilizan a estos commodities metales como refugio contra la volatilidad en épocas inestabilidad o colapso financiero a fin de preservar el capital, teniendo

en cuenta que existe una correlación negativa entre la volatilidad de los metales preciosos y los mercados financieros, a diferencia del cobre que es un mineral industrial y su alta volatilidad en los precios se ha vinculado en algunos periodos al auge en el crecimiento económico de países industrializados.

Tabla 5.3: Coeficientes estimados para el modelo Bivariado GARCH-M VAR

$eq(1)$	C_i	$\Gamma_1(t-1)$	$\Gamma_2(t-2)$	$\Gamma_3(t-1)$	$\Gamma_4(t-2)$	$H_2^{1/2}(t)$
Panel A: Modelo Cobre						
Retorno del Cobre $rc_{1(t)}$	0.006	0.006	0.052	-0.007	0.089**	-
Retorno del S&P/BVL $ri_{2(t)}$	-0.010*	0.045**	-0.039	0.109***	0.122***	-0.341***
Panel B: Modelo Oro						
Retorno del Oro $ro_{1(t)}$	0.001	-0.016	-0.037	0.0003	0.006	-
Retorno del S&P/BVL $ri_{2(t)}$	-0.011**	0.078*	0.017	0.131***	0.091**	0.578***
Panel C: Modelo Plata						
Retorno de la Plata $rp_{1(t)}$	-0.001	-0.030	-0.049	0.102**	0.033	-
Retorno del S&P/BVL $ri_{2(t)}$	-0.008*	0.048**	-0.021	0.083*	0.097**	0.269***

Nota: Estos son los coeficientes estimados del bivariado GARCH en media VAR de la eq (1), donde $H_1^{1/2}(t)$ indica la desviación estándar condicional del precio de cada commodity metal.

*** Significancia al nivel de 1 %

** Significancia al nivel de 5 %

* Significancia al nivel de 10 %

En este contexto, graficamos la funciones impulso-respuesta a fin de evaluar la respuesta del rendimiento del S&P/BVL antes shocks positivos y negativos en los precios de los commodities metales, cobre, oro y plata, basándose en un shock igual a una desviación estándar de un cambio en precio del commodity metal, tanto para un shock positivo como para un shock negativo, además se grafican las bandas de confianza con una desviación estándar.

La Figura 5.1 indica que ante un shock positivo en el precio de los commodities metales en estudio el índice S&P/BVL tiende a incrementarse, en tanto que ante los shocks negativos el índice S&P/BVL tiende a disminuir y en ambos casos se muestra una persistencia de dos semanas. Cabe mencionar que el índice S&P/BVL responde en mayor magnitud a un shock en el precio del cobre que a shocks en el precio del oro y de la plata, específi-

camente el retorno del S&P/BVL incrementa en 1.63 % en la primera semana, 0.42 % en la segunda semana y esta respuesta a un shock positivo en el cobre desaparece en la sexta semana, lo que implica que la variación en el retorno del S&P/BVL causada por shocks en el precio del cobre no es permanente. Por otra parte, aunque el índice S&P/BVL muestra un patrón de respuesta similar ante un shock positivo en el precio del oro y de la plata, este efecto es menor en ambos casos, un 1.1 % y 1.3 % respectivamente, durante la primera semana, y también desaparece durante la semana seis.

Luego, a fin de investigar si al contabilizar el efecto directo de la incertidumbre en los precios del commodity metales, el impacto sobre el rendimiento del S&P/BVL es mayor, se procede a comparar la respuesta del índice S&P/BVL a un shock en el precio del commodity metal en un modelo que considera el término desviación estándar el cual mide el efecto directo de la incertidumbre en el precio del commodity metal en la ecuación del índice S&P/BVL, versus un modelo que restringe el término desviación estándar tanto para la ecuación del índice S&P/BVL como para la ecuación del commodity metal. Esta comparación se muestra en la Figura 5.1 donde la línea sólida representa el modelo en el cual el término de incertidumbre es considerado en la ecuación del S&P/BVL y la línea punteada representa el modelo que no considera el término incertidumbre en ninguna de las ecuaciones, apreciándose que la respuesta del rendimiento del S&P/BVL tanto a un shock positivo como negativo en alguno de los commodities metales en estudio, es ligeramente más pronunciada que cuando no se considera el término de incertidumbre, es decir, la respuesta del S&P/BVL a un shock positivo o negativo en el precio de los commodities es ligeramente amplificada cuando se permite en el modelo el feedback del efecto directo de la incertidumbre - desviación estándar condicional - en los precios de los commodities metales en estudio.

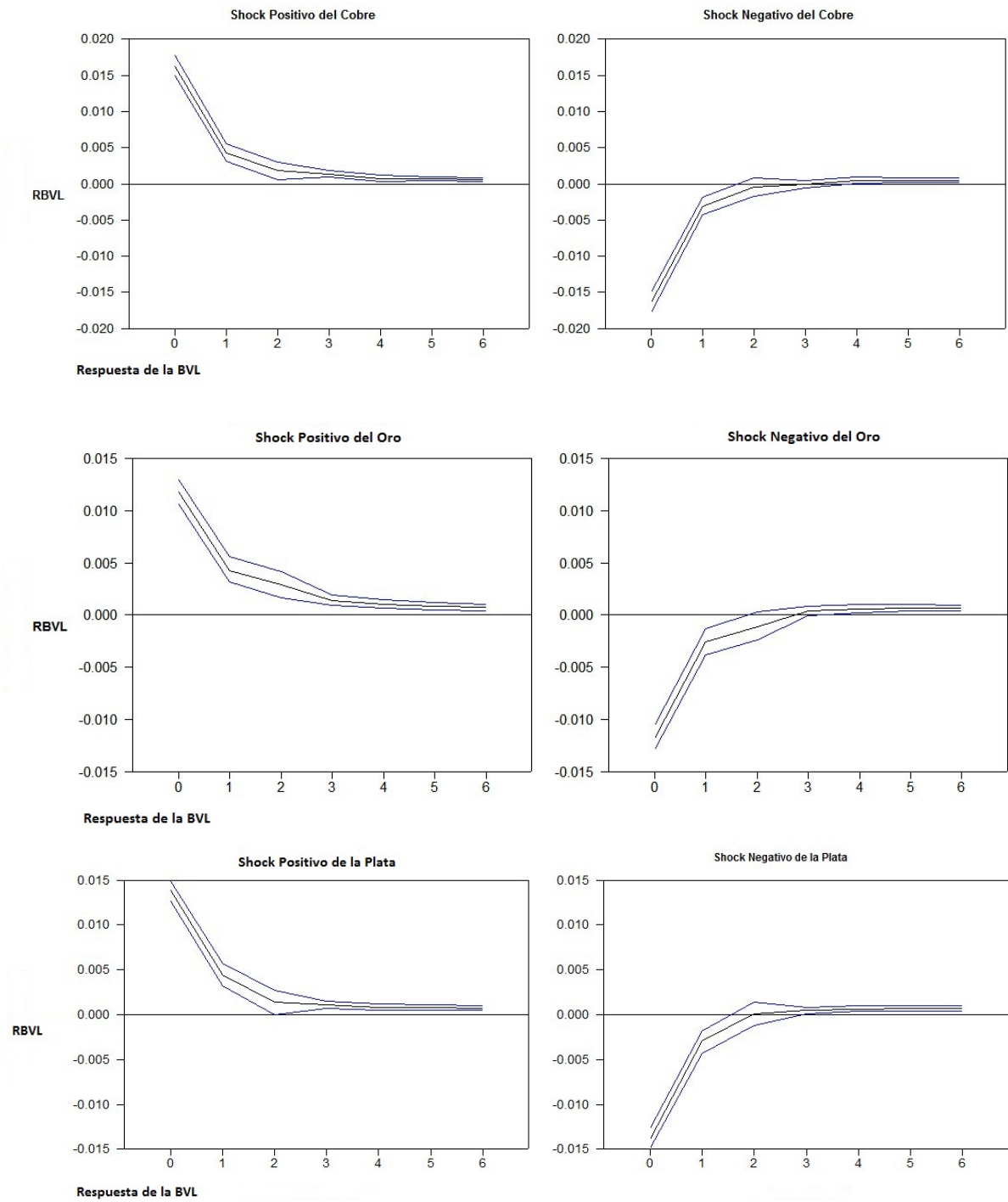


Figura 5.1: Impulso-respuesta para un Bivariado GARCH-M VAR

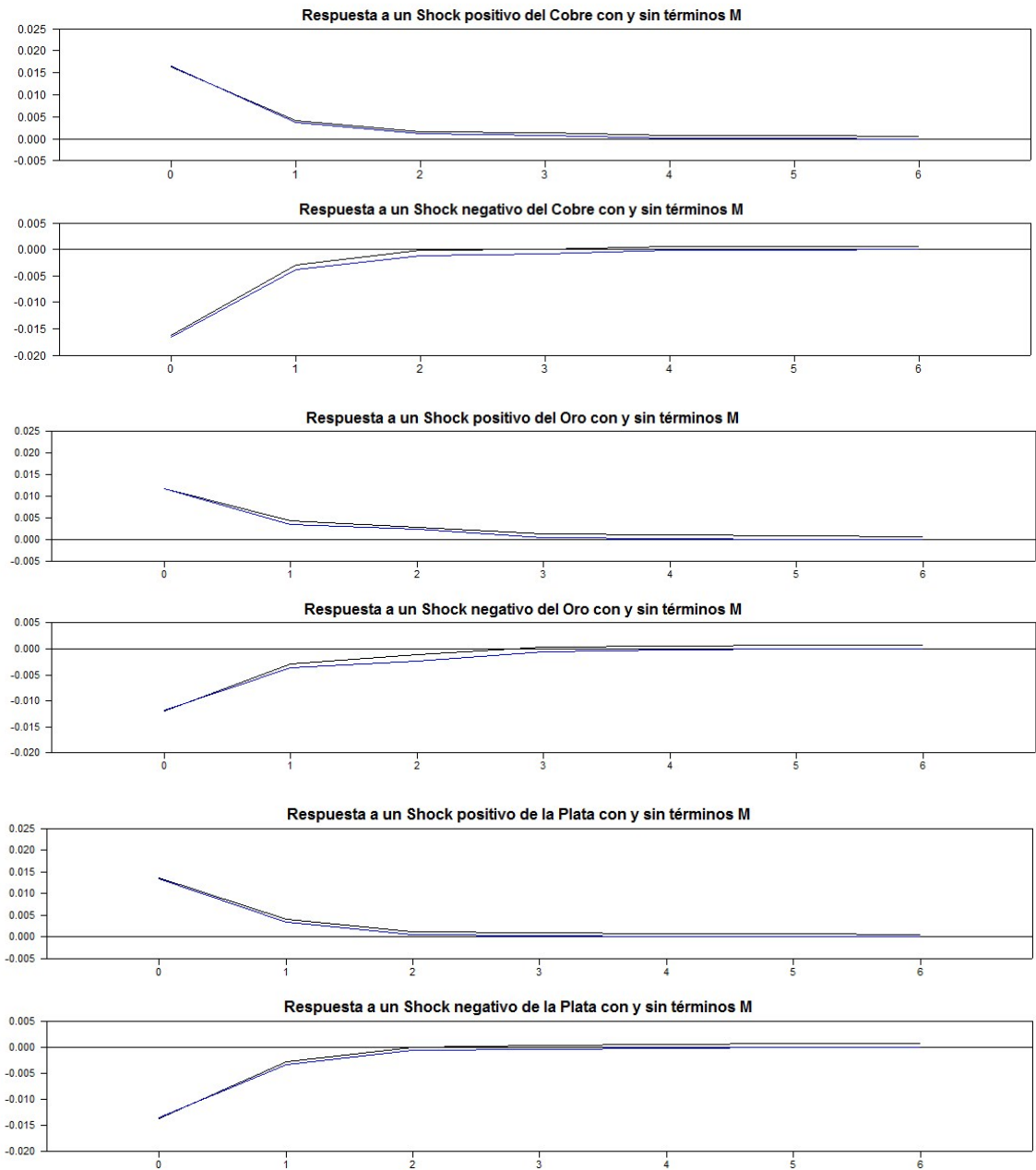


Figura 5.2: Impulso-respuesta para un Bivariado GARCH-M VAR con y sin términos M

Por último, se realizó test post estimación del bivariado GARCH en media VAR: Test LM de correlación serial, Test LM ARCH y Test de diagnóstico de estabilidad, los que son reportados en la Tabla D.1 (Apéndice D), teniendo evidencia que los residuos del modelo no presentan autocorrelación, ni heterocedasticidad, y cumplen con el diagnóstico de estabilidad. Por lo tanto, los residuos del modelo se encuentran bien comportados.

5.2. Resultados Empíricos del modelo MS-VAR

Se realizó la estimación de los dos regímenes MS-VAR empleando el método MCMC descrito en la subsección 3.3. En la Tabla 5.4 se reportan las probabilidades de permanecer en el régimen y las propiedades de la estimación del modelo. En tal sentido, en el modelo cobre la probabilidad de transición de permanecer en el régimen 1 (baja volatilidad) es $(Pr = S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = 0.828$ y de permanecer en el régimen 2 (alta volatilidad) es $(Pr = S_t = 2 | S_{t-1} = 2) = 0.945$ lo cual implica que el régimen de alta volatilidad es más persistente que el régimen de baja volatilidad, ocurriendo lo mismo en el caso de los modelos que incluyen los metales preciosos oro o plata. En específico, en el caso del modelo oro la probabilidad de transición de permanecer en el régimen de baja volatilidad es $(Pr = S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = 0.816$ menor a la probabilidad de permanecer en el régimen de alta volatilidad $(Pr = S_t = 2 | S_{t-1} = 2) = 0.947$ lo cual indica que la persistencia en el régimen de alta volatilidad es mayor a la persistencia en un régimen de baja volatilidad. Y para el caso del modelo plata, la probabilidad de transición de permanecer en el régimen 1 es $(Pr = S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = 0.726$, menor a la probabilidad de transición de permanecer en el régimen 2, la cual es de $(Pr = S_t = 2 | S_{t-1} = 2) = 0.937$. Esta mayor persistencia en el régimen 2 también se ve reflejado en la duración promedio esperada de cada régimen, siendo de 18 semanas en el caso del régimen de alta volatilidad para el modelo cobre, 8 semanas para el MS-VAR que incluye el commodity oro y 16 semanas para el modelo plata. La mayor persistencia en el régimen de alta volatilidad en estos modelos MS-VAR que incluyen retornos de commodities metales, es consistente con los resultados reportados por [Alvaro et al. \(2017\)](#), [Ataurima Arellano \(2017\)](#), mostrando que la persistencia de regímenes de alta volatilidad es mayor a la persistencia de regímenes de baja volatilidad.

Tabla 5.4: Propiedades de Régimen

	Probabilidad \hat{P}	Observaciones	Duración
Panel A: Modelo Cobre			
Régimen 1	0.828	540	5.81
Régimen 2	0.945	173	18.18
Panel B: Modelo Oro			
Régimen 1	0.816	159	5.43
Régimen 2	0.947	554	7.87
Panel C: Modelo Plata			
Régimen 1	0.726	580	3.65
Régimen 2	0.937	133	15.87

Nota: Esta tabla reporta las propiedades de los dos regímenes estimados esto incluye, la probabilidad de un régimen, el número de observaciones que corresponden a cada régimen basándose en la probabilidad de cada régimen, y la duración promedio de cada régimen.

En tal sentido, en la Figura 5.3 se muestra los episodios de alta volatilidad del modelo MS-VAR dado en la Eq. 3, resaltado en especial los siguientes episodios de alta volatilidad.

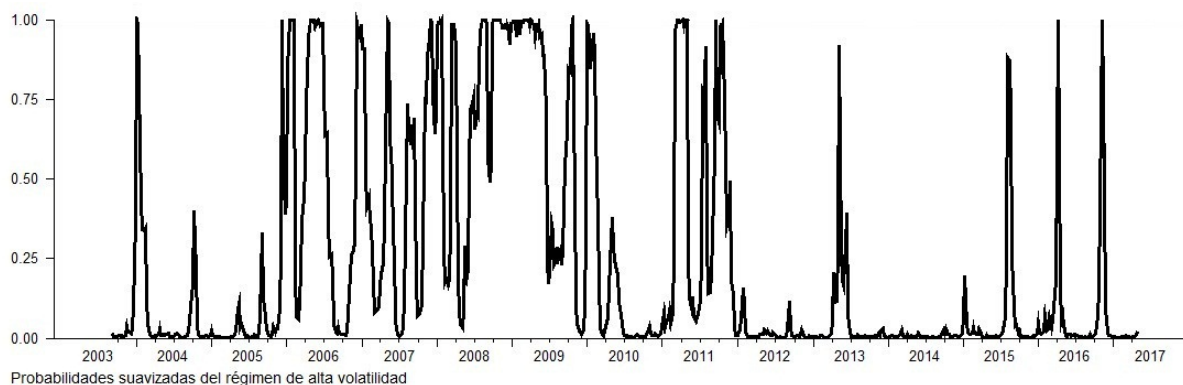


Figura 5.3: Probabilidades suavizadas del régimen de alta volatilidad

Los primeros episodios a resaltar están dados por la crisis financiera en el 2007-2008 donde se observa que desde la semana del 04/11/07 a la semana del 03/02/08 se dio un episodio de alta volatilidad el cual duró 14 semanas, donde se llevaron a cabo relevantes eventos que generaron mayor incertidumbre entre los inversionistas, tales como: en noviembre 2007 el Citigroup y Wachovia anunciaron nuevas pérdidas lo que supuso el desplome de Wall Street, en diciembre 2007 el banco de inversión Morgan Stanley anunció

pérdidas por 9 mil millones de dólares asociadas a los problemas del mercado inmobiliario, asimismo la compañía Standard and Poor's degradó su calificación de varios aseguradores especializados en el aseguramiento de bonos, en enero 2008 la ONU dio aviso de un claro riesgo de estancamiento en el crecimiento de la economía mundial y la persistencia de la escasez de crédito, ocasionando que en el mes de enero los mercados bursátiles registraran las mayores caídas desde el 11 de septiembre del 2001. El siguiente episodio de alta volatilidad se dio desde el 28/09/08 al 29/03/09 que hace una duración de 27 semanas, el que fue originado por el anuncio de quiebra del banco de inversión Lehman Brothers, en tanto que el gobierno estadounidense anunció la creación de un fondo de 700 mil millones de dólares para comprar activos tóxicos de los bancos y aunque la FED y otros grandes bancos centrales de todo el mundo redujeron las tasas de interés no fue suficiente para detener el colapso de las bolsas de valores más grandes en el mundo.

Otro de los episodios de alta volatilidad fue durante el 2011, el cual duró 29 semanas que abarcaron desde el 06/03/11 al 18/09/11, que fue ocasionada por la incertidumbre política en etapa de elecciones presidenciales donde se presumía como candidato ganador a Ollanta Humala, lo cual generaba nerviosismo en los inversionistas extranjeros del sector minero, debido a las propuestas electorales para implementar mayores impuestos para este sector productivo. También se resalta el episodio de alta volatilidad que se dio en el 2013, con una duración de 11 semanas que abarca desde la semana del 07/04/13 al 16/06/13, debido a la caída internacional de los precios de los commodities metales en especial del cobre y del oro originado por el menor crecimiento en China y la crisis de la deuda en la Zona Euro, la liquidación de posiciones en acciones mineras por parte de las Administradoras de los Fondos de Pensiones y la inversión en mercados extranjeros.

En el 2015 y 2016, se tuvieron 2 episodios de alta volatilidad, el primero entre la semana del 02/08/2015 y el 27/09/2015, y el segundo entre 27/03/2016 y 24/04/2016, ocasionados por la incertidumbre en la economía China (sobreendeudamiento, reorientación del crecimiento vía consumo, 0% de crecimiento del consumo de cobre) que generó un desplome en las acciones del mercado chino y repercutió en el desempeño de todas las

bolsas del mundo, en especial en aquellas que tienen un mayor peso en el rubro metales industriales. Y finalmente, a fines del 2016 se dió un episodio de alta volatilidad desde el 07/08/2016 al 20/11/2016, originado por la incertidumbre política tras periodo de elecciones presidenciales en Estados Unidos entre Donald Trump y Hillary Clinton, lo cual generó desplomes y repuntes en las bolsas de valores de todo el mundo.

Tabla 5.5: Estimación de parámetros del modelo MSVAR

Parámetros	Modelo Cobre		Modelo Oro		Modelo Plata	
	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 1	Régimen 2
$\hat{\Gamma}_{11}$	0.002***	0.002***	0.003***	-0.002***	0.003***	-0.002***
$\hat{\Gamma}_{12}$	-0.016	0.156**	0.169**	0.069	0.152**	0.083
$\hat{\Gamma}_{13}$	0.238	0.110**	0.145**	0.126	0.151**	0.147
$\hat{\Gamma}_{14}$	0.202	0.038**	0.007	0.152	0.004**	0.143
$\hat{\Gamma}_{21}$	-0.002***	0.002***	0.001***	0.002***	0.004***	-0.010***
$\hat{\Gamma}_{22}$	-0.192	0.124	0.066**	-0.026	0.117	0.036
$\hat{\Gamma}_{23}$	0.309	0.012	0.026**	0.039	-0.005	-0.039
$\hat{\Gamma}_{24}$	0.177	-0.054	-0.035	-0.071	-0.043	-0.054
$\hat{\sigma}_{11}$	0.001***	0.004***	0.001***	0.005***	0.001***	0.005***
$\hat{\sigma}_{22}$	0.001***	0.003***	0.000***	0.002***	0.001***	0.006***

Nota: Esta Tabla reporta los coeficientes estimados de la eq (3) dependiente de cada régimen.

*** Significancia al nivel de 1 %

** Significancia al nivel de 5 %

* Significancia al nivel de 10 %

La tabla 5.5 reporta los parámetros de los cambios de regímenes al 95 % de nivel de confianza, siendo los cambios más significativos en los parámetros de la varianza así como de algunos parámetros autorregresivos de los tres modelos, por lo cual las funciones impulso-respuesta dependen del régimen y éstas son graficadas en la Figura 5.4, en el lado izquierdo se encuentran los gráficos del régimen de baja volatilidad y en el lado derecho los del régimen de alta volatilidad. En ambos regímenes, los gráficos muestran un significativo efecto a los shocks en el precio de los commodities sobre el rendimiento del S&P/BVL. Un shock en el precio del cobre de la misma magnitud tiene efectos mucho menores sobre el rendimiento del S&P/BVL en el régimen 1 que en el régimen 2, lo mismo ocurre en el modelo oro y modelo plata, donde el efecto de un shock en el precio de estos commodities

es mayor en el régimen de alta volatilidad que en el régimen de baja volatilidad, aunque el efecto es menor que en el caso del modelo del cobre, en específico, ante un shock en el precio del oro en un régimen de alta volatilidad la respuesta del rendimiento del índice S&P/BVL es de 12 % y en el caso del modelo plata la respuesta es de 11 %.

En consideración de lo anterior, es posible apreciar diferencias muy marcadas de las respuestas del rendimiento del índice S&P/BVL a un mismo shock en el precio de los commodities metales en estudio en los diferentes regímenes, tanto en la duración de las respuestas como en el nivel del efecto causado. Por lo tanto, las respuestas del rendimiento del S&P/BVL a un shock en el precio del cobre, oro o plata, son mayores y más duraderas en regímenes de alta volatilidad que en regímenes de baja volatilidad. Por tanto, de estimar un modelo VAR homocedástico el efecto en las funciones impulso-respuesta subestimarían el efecto en el régimen 2 y sobreestimarían el efecto en el régimen 1.

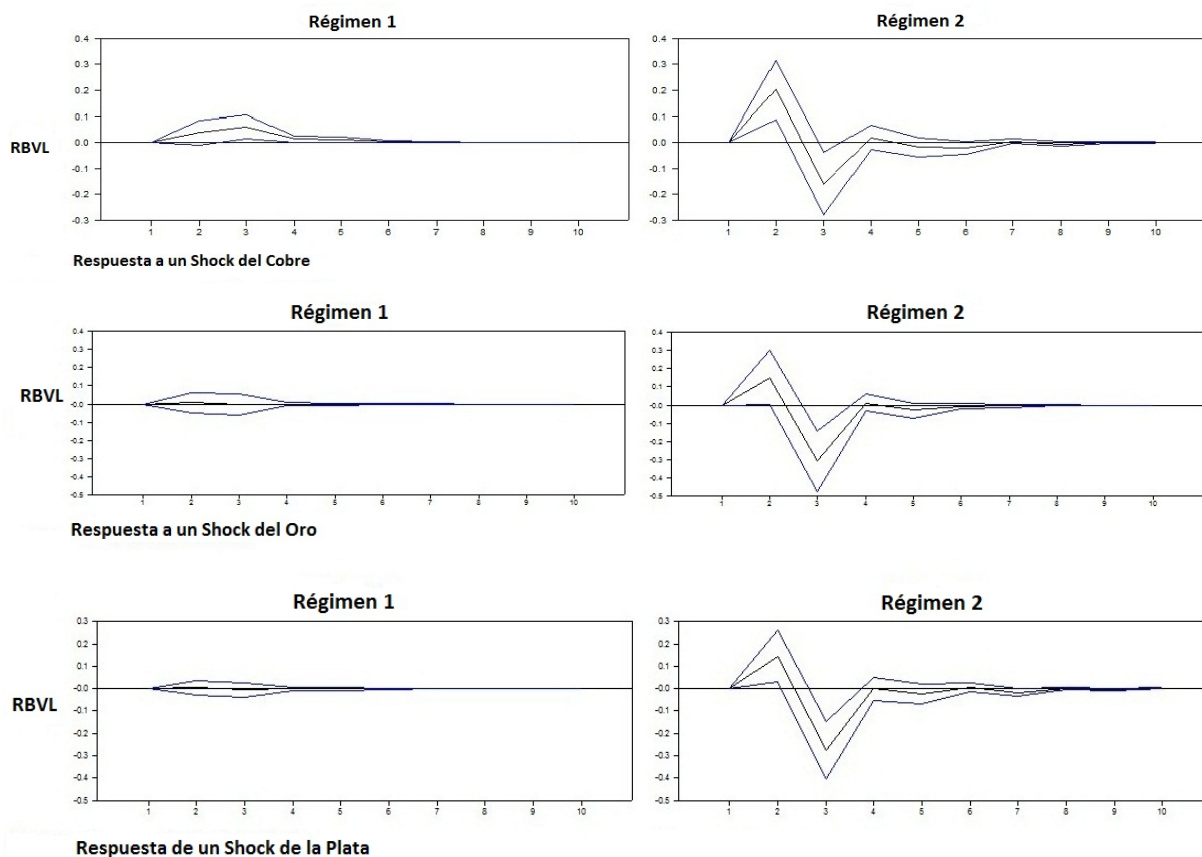


Figura 5.4: Impulso-respuesta para un MSVAR

5.3. Robustez

A fin de analizar la robustez de los resultados obtenidos en la subsección anterior 5.2, se incluye como variables exógenas el índice Standard & Poor's 500 y la tasa de política monetaria - que establece el Banco Central de Reserva del Perú, en el bivariado GARCH en media VAR. Por consiguiente, el modelo a estimar es:

$$By_t = C + \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + \Phi Z_t + \Lambda(L)H_t^{1/2} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Donde Z_t representa el vector de variables exógenas, en este caso el retorno del Standard & Poor's 500 (r_{sp}) y la primera diferencia de la tasa política monetaria (t_{pm}). Se estima la Eq. 9 para las tres especificaciones mencionadas en la sección 3.3, es decir, modelo cobre, modelo oro y modelo plata. En la Tabla 5.6 se reporta los coeficientes estimados de las variables exógenas y del término de desviación estándar $H_2^{1/2}(t)$ que mide el efecto directo de la incertidumbre de los precios de cada commodity, donde se puede apreciar que incluyendo en el modelo variables: S&P500 y la TPM como variables de control, los coeficientes que representan el efecto directo de la incertidumbre de los precios de los commodities metales disminuyen y en el caso de los commodities oro y plata dejan de ser significativos. No obstante se mantienen los signos y en el caso del commodity cobre sigue siendo estadísticamente significativo al 5%. Por tanto, ante un incremento en la incertidumbre del precio del commodity cobre, el retorno del índice S&P/BVL disminuye. También se aprecia que los coeficientes estimados de la variable S&P500 son positivos y estadísticamente significativos al 1%, lo cual indica que ante incrementos en los retornos del índice S&P500 los retornos del S&P/BVL también incrementa, por lo cual se evidencia comovimientos entre estos índices de acciones. En tanto que el coeficiente estimado para la tasa de política monetaria no es estadísticamente significativo, por lo cual esta variable exógena no afecta el rendimiento del S&P/BVL.

Por otra parte, las funciones impulso-respuesta se grafican en la Figura 5.5 donde se aprecia que la respuesta del S&P/BVL ante un shock positivo en el commodity cobre es de 1.2%, ante un shock positivo en el commodity oro es de 0.8% y ante un shock positivo

en el commodity plata es de 0.9%. Estas respuestas han tenido una mínima disminución en comparación de los resultados sin considerar las variables exógenas. Por lo tanto, existe evidencia de que aún incluyendo variables de control, la respuesta del índice S&P/BVL es persistente durante dos semanas y desaparece en la semana seis.

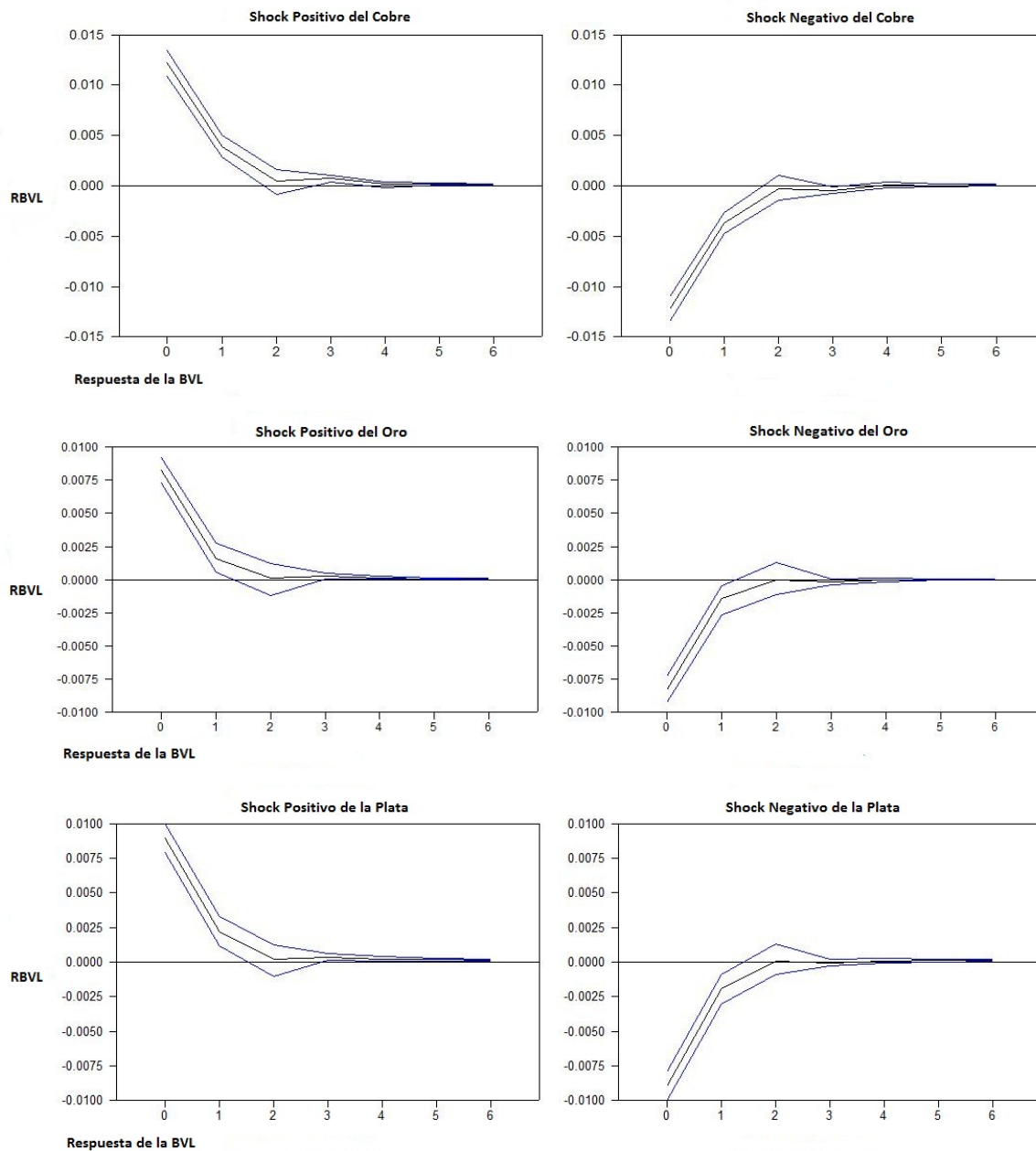


Figura 5.5: Impulso-respuesta del bivariado GARCH en media VAR con variables exógenas

Tabla 5.6: Coeficientes estimados para las variables exógenas y el término de incertidumbre

$eq(16)$	C_i	$\Gamma_1(t-1)$	$\Gamma_2(t-2)$	$\Gamma_3(t-1)$	$\Gamma_4(t-2)$	$r_{sp}(t)$	$tpm(t)$	$H_2^{1/2}(t)$
Panel A: Modelo Cobre								
Retorno del S&P/BVL $r_{i2}(t)$	-0.007*	0.052*	-0.033*	0.136***	0.099**	0.579***	0.033	-0.240**
Panel B: Modelo Oro								
Retorno del S&P/BVL $r_{i2}(t)$	0.001	0.060*	-0.059	0.1594***	0.120***	0.744***	0.015	0.0356
Panel C: Modelo Plata								
Retorno del S&P/BVL $r_{i2}(t)$	0.001	0.027*	-0.029	0.141***	0.121***	0.674***	0.030	0.010

Nota: Estos son los coeficientes estimados de la desviación estándar condicional del precio de cada commodity metal $H_1^{1/2}(t)$.

*** Significancia al nivel de 1 %

** Significancia al nivel de 5 %

* Significancia al nivel de 10 %

6. Conclusiones

Se evidencia que la incertidumbre en los precios del Oro y de la Plata tienen un efecto directo, positivo y estadísticamente significativo sobre el rendimiento del índice S&P/BVL. Los resultados sugieren que la volatilidad condicional del precio de estos metales preciosos afectan positivamente a los retornos del índice General de la Bolsa de Valores de Lima, mientras que la incertidumbre en los precios del cobre afecta negativa y significativamente el rendimiento del S&P/BVL. También se concluye que las respuestas del S&P/BVL, aún incluyendo como variables de control el S&P500 y la tasa de política monetaria, ante un shock en el precio de los commodities metales en estudio, los aumentos y disminuciones en los precios de los commodities cobre, oro y plata tendrán efectos iguales y opuestos en el rendimiento del S&P/BVL, siendo el efecto significativo durante la primera y segunda semana, y desapareciendo en la semana seis.

Asimismo, se encuentra evidencia de que tanto los parámetros autorregresivos del modelo MS-VAR, los parámetros de las varianzas de las variables en estudio, así como las respuestas del rendimiento del S&P/BVL son dependientes del régimen, de tal forma que en el régimen de alta volatilidad se reporta parámetros de la varianza con valores más altos que el régimen de baja volatilidad. En consecuencia, la respuesta de rendimiento del índice S&P/BVL es más persistentes y de mayor efecto que en un régimen de alta volatilidad que en un régimen de baja volatilidad. Por lo tanto, el efecto en el retorno en el S&P/BVL ante un shock en el precio de uno de los commodities en estudio es mayor en épocas de crisis e incertidumbre que en periodos de estabilidad.

Por otra parte, de los tres commodities metales en estudio, un shock - positivo o negativo - en el precio del cobre es el que mayor efecto tiene sobre el rendimiento del índice S&P/BVL, mientras que los efectos de los metales preciosos oro y plata sobre el S&P/BVL son mucho menores, tanto en el régimen de alta como en el régimen de baja volatilidad.

Los resultados encontrados apoyan la afirmación de que, los precios de los commo-

dities metales tienen un relevante poder predictivo de corto plazo sobre el desempeño del índice de acciones del mercado peruano, debido al alto grado de concentración de empresas mineras en este mercado bursátil. En tal sentido, esta evidencia empírica podría resultar útil en términos de diversificación y diseño de estrategia de inversiones, tomando en consideración el estrecho vínculo existente entre los commodities metales y el índice General de la Bolsa de Valores de Lima.

Referencias

- Alvaro, D., Guillén, Á. & Rodríguez, G. (2017), 'Modelling the volatility of commodities prices using a stochastic volatility model with random level shifts', *Review of World Economics* **153**(1), 71–103.
- Ataurima Arellano, M. (2017), 'Empirical modelling of latin american stock markets returns and volatility using markov-switching garch models'.
- Balcilar, M., Hammoudeh, S. & Asaba, N.-A. F. (2015), 'A regime-dependent assessment of the information transmission dynamics between oil prices, precious metal prices and exchange rates', *International Review of Economics & Finance* **40**, 72–89.
- Barsky, R. B. & De Long, J. B. (1993), 'Why does the stock market fluctuate?', *The Quarterly Journal of Economics* **108**(2), 291–311.
- Bouoiyour, J. & Selmi, R. (2016), 'How differently does oil price influence brics stock markets?', *Journal of Economic Integration* pp. 547–568.
- Carlson, J. B. & Sargent, K. H. (1997), 'The recent ascent of stock prices: can it be explained by earnings growth or other fundamentals?', *Economic Review-Federal Reserve Bank of Cleveland* **33**(2), 2.
- Carpio, C. & Zevallos, M. (2015), 'Metal returns, stock returns and stock market volatility', *Revistas PUCP* **38**(75), 101–122.
- Ciner, C. (2013), 'Oil and stock returns: Frequency domain evidence', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* **23**, 1–11.
- Ehrmann, M., Ellison, M. & Valla, N. (2003), 'Regime-dependent impulse response functions in a markov-switching vector autoregression model', *Economics Letters* **78**(3), 295–299.
- Elder, J. (2003), 'An impulse-response function for a vector autoregression with multivariate garch-in-mean', *Economics Letters* **79**(1), 21–26.

- Elder, J. & Serletis, A. (2009), 'Oil price uncertainty in canada', *Energy Economics* **31**(6), 852–856.
- Elder, J. & Serletis, A. (2010), 'Oil price uncertainty', *Journal of Money, Credit and Banking* **42**(6), 1137–1159.
- Engle, R. F. & Kroner, K. F. (1995), 'Multivariate simultaneous generalized arch', *Econometric theory* **11**(01), 122–150.
- Estrada, G. & Ramos, L. (2013), 'Impacto de shocks en la cotizacion de cobre cobre el rendimiento del mercado accionario peruano', *Sinergia e Innovacion* **1**(1), 96–117.
- Figliola, A. & Catalano, L. (2016), 'Evolution of multifractal cross-correlations between the argentina merval index and international commodities prices', *Journal of Applied Statistics* **43**(13), 2452–2461.
- Hamilton James, D. (1994), 'Time series analysis', *Journal of Women s Health* .
- Heaton, C., Milunovich, G. & Passé-de Silva, A. (2011), 'International commodity prices and the australian stock market', *Economic Record* **87**(276), 37–44.
- Hu, C. & Xiong, W. (2013), 'The informational role of commodity futures prices', *Apres le Deluge: Finance and the Common Good after the Crisis*, University of Chicago Press. .
- Johnson, R. & Soenen, L. (2009), 'Commodity prices and stock market behavior in south american countries in the short run', *Emerging Markets Finance and Trade* **45**(4), 69–82.
- Mishra, P., Das, J. & Mishra, S. (2010), 'Gold price volatility and stock market returns in india', *American Journal of Scientific Research* **9**, 47–55.
- Moore, T. & Wang, P. (2007), 'Volatility in stock returns for new eu member states: Markov regime switching model', *International Review of Financial Analysis* **16**(3), 282–292.
- Nordin, N., Nordin, S. & Ismail, R. (2014), 'The impact of commodity prices, interest rate and exchange rate on stock market performance: An empirical analysis form malaysia', *Malaysian Management Journal* **18**, 39–52.

- Ordu, B. & Soytaş, U. (2016), 'The relationship between energy commodity prices and electricity and market index performances: Evidence from an emerging market', *Emerging Markets Finance and Trade* **52**(9), 2149–2164.
- Sanchez Bravo, C. (2011), 'Acciones de empresas mineras en el ciclo de precios de commodities', *Universidad de Chile* .
- Wai, P. S., Ismail, M. T. & Kun, S. S. (2014), Gold price effect on stock market: A markov switching vector error correction approach, *in* 'AIP Conference Proceedings', Vol. 1602, AIP, pp. 990–993.
- Zevallos, M., Villarreal, F., Del Carpio, C., Abbara, O. et al. (2014), Influencia de los precios de los metales y el mercado internacional en el riesgo bursátil peruano, Technical report, Banco Central de Reserva del Perú.

A. Anexo A: Dinámica de las variables

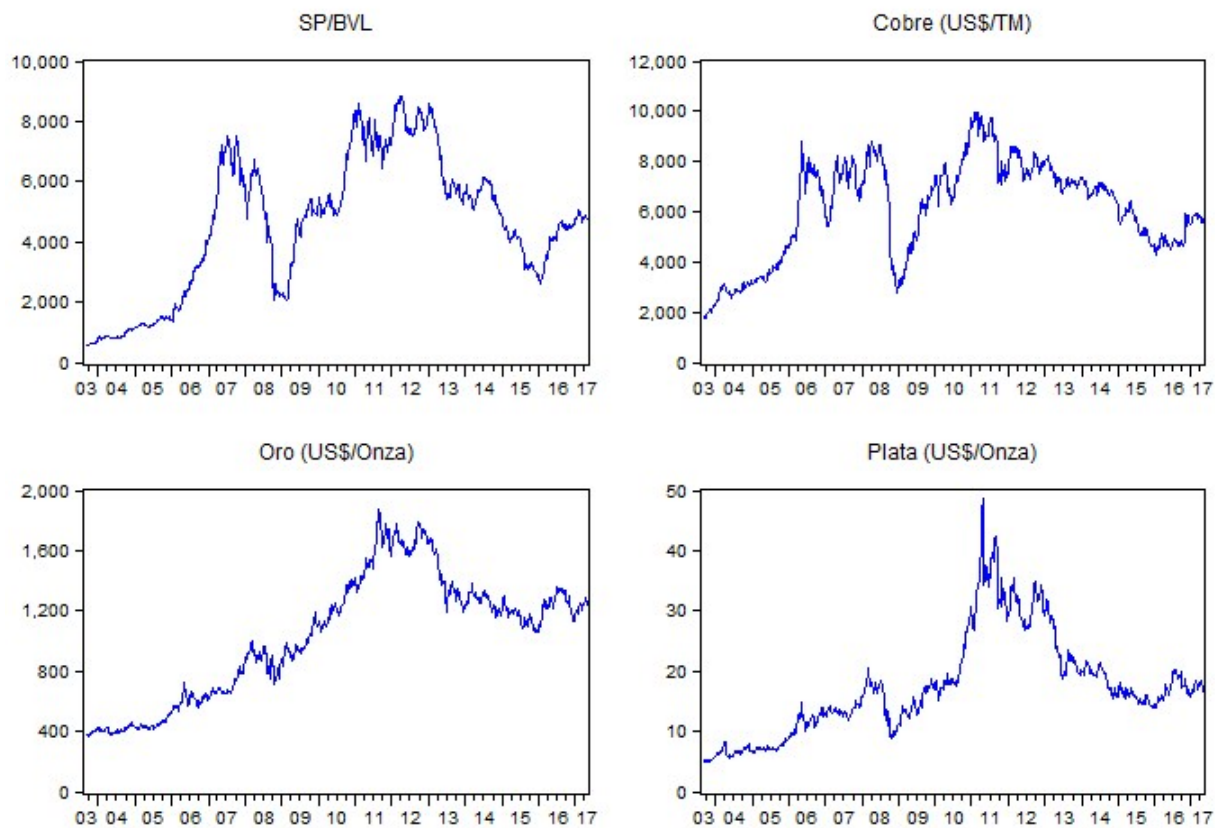


Figura A.1: Gráfico de las series de tiempo

B. Anexo B: Estadísticas Descriptivas

Tabla B.1: Estadísticas Descriptivas

	Media	S.D	Mediana	Asimetría	Curtosis	Mínimo	Máximo	Jarque-Bera
Retorno S&P/BVL	0.061	1.575	0.003	-0.388	13.725	-0.142	0.132	17056.21***
Retorno Cobre	0.034	1.744	0.002	-0.164	6.300	-0.118	0.113	1621.64***
Retorno Oro	0.034	1.175	0.004	-0.444	7.796	-0.096	0.068	3508.86***
Retorno Plata	0.036	2.245	0.004	-0.552	11.536	-0.187	0.183	10926.42***
Retorno S&P500	0.024	1.161	0.002	-0.350	15.425	-0.095	0.110	22843.34***
Tasa Política Monetaria	3.805	1.137	4.000	-0.126	3.415	1.250	6.500	34.83***

C. Anexo C: Tests Pre-estimación

Tabla C.1: Test de Exogeneidad de Wald

Hipótesis	x^2
BVL no causa en el sentido de Granger al COBRE	8.556***
COBRE no causa en el sentido de Granger al BVL	15.682***
BVL no causa en el sentido de Granger al ORO	5.584*
ORO no causa en el sentido de Granger al BVL	9.201***
BVL no causa en el sentido de Granger al PLATA	5.926*
PLATA no causa en el sentido de Granger al BVL	10.773***

Tabla C.2: Test de raíz unitaria Dickey Fuller Aumentado, autocorrelación y efectos ARCH

	DFA Niveles		DFA 1eras diferencias		Test Q-Stat		LM test para efectos ARCH	
	$t - Estadístico$		$t - Estadístico$		$Q(1)$	$Q(5)$	$ARCH(1)$	$ARCH(5)$
índice S&P/BVL	-1.802		-15.223***		11.423***	29.926***	7.799***	74.066***
Cobre	-2.403		-61.887***		0.627	14.113**	21.556***	67.483***
Oro	-1.539		-59.514***		0.854	8.761*	83.530***	140.401***
Plata	-1.867		-64.991***		0.356	7.342*	2.577	19.591***
S&P500	0.017		-46.617***		3.299*	12.825**	65.695***	96.889***
TPM	-2.835*		-5.673***		0.000	192.260***	0.084	180.592***

Tabla C.3: Test de Cointegración de Johansen y Selección de rezagos

	Test de Cointegración de Johansen		Criterio AIC de selección de rezagos				
	Estadístico	Traza	Valor Crítico	$lag(1)$	$lag(2)^*$	$lag(3)$	$lag(4)$
Modelo Cobre	13.228		15.495	-7.599	-7.629	-7.620	7.620
Modelo Oro	7.637		15.495	-8.054	-8.069	-8.062	-8.061
Modelo Plata	13.565		15.495	-6.978	-6.997	-6.988	-6.985

* Rezago óptimo.

D. Anexo D: Test postestimación del modelo MGARCH-in mean VAR

Tabla D.1: Test de diagnóstico del modelo MGARCH-in mean VAR

Test	Estadístico x^2	P-value
Panel A: Modelo Cobre		
Test LM de correlación serial con lag (2)	1.899	0.168
Test LM ARCH con lags (2)	0.656	0.957
Test de condición de estabilidad ADF	2.202	0.000
Panel B: Modelo Oro		
Test LM de correlación serial con lag (2)	1.661	0.798
Test LM ARCH con lags (2)	4.599	0.031
Test de estabilidad	1.897	0.001
Panel C: Modelo Plata		
Test LM de correlación serial con lag (2)	2.698	0.609
Test LM ARCH con lags (2)	2.159	0.142
Test de condición de estabilidad ADF	1.629	0.003