

**UNIVERSIDAD NACIONAL DEL ALTIPLANO
FACULTAD DE INGENIERÍA ECONÓMICA
ESCUELA PROFESIONAL DE INGENIERÍA ECONÓMICA**



**FACTORES DETERMINANTES DE LAS
EXPORTACIONES DEL COBRE EN EL PERÚ, PERÍODO
2001 - 2017**

**ARTÍCULO CIENTÍFICO
EXAMEN DE SUFICIENCIA DE COMPETENCIA PROFESIONAL**

Presentado por:

BACH. SERGIO JHONY CHAMBILLA PALOMINO

**PARA OPTAR EL TÍTULO PROFESIONAL DE
INGENIERO ECONOMISTA**

PROMOCIÓN 2012-II

PUNO – PERÚ

2018

UNIVERSIDAD NACIONAL DEL ALTIPLANO
FACULTAD DE INGENIERÍA ECONÓMICA

FACTORES DETERMINANTES DE LAS EXPORTACIONES DEL
COBRE EN EL PERÚ, PERÍODO 2001 - 2017

ARTÍCULO CIENTÍFICO

EXAMEN DE SUFICIENCIA DE COMPETENCIA PROFESIONAL

Presentado por:

Bach. SERGIO JHONY CHAMBILLA PALOMINO

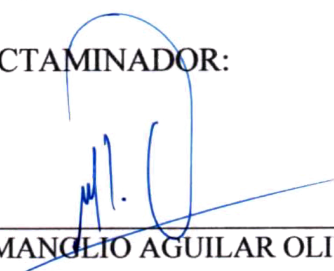
Para optar el título de:

INGENIERO ECONOMISTA

APROBADO POR EL JURADO DICTAMINADOR:



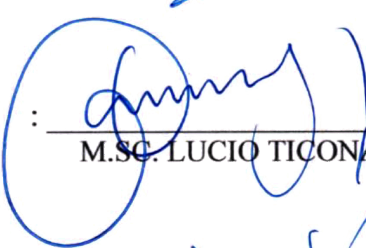
PRESIDENTE

: 
DR. MANLIO AGUILAR OLIVERA

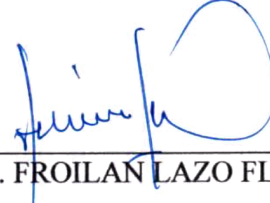
PRIMER JURADO

: 
DR. ALFREDO P. CALATAYUD MENDOZA

SEGUNDO JURADO

: 
M.SC. LUCIO TICONA CARRIZALES

DIRECTOR

: 
DR. FROILAN LAZO FLORES

Área: Políticas públicas y sociales.
Tema: Negocios y comercio internacional.

DEDICATORIA

A mis padres ya que con su apoyo he podido culminar satisfactoriamente mis estudios en esta institución, que con su amor cuidaron y educaron durante toda mi vida.

Dedicar también al gran amor de mi vida quien será mi orgullo e impulso para lograr todos mis objetivos, mi hija Mariane.

AGRADECIMIENTO

A mis padres, Mariano Chambilla y Maria Hilda Palomino, quienes incondicionalmente con amor y sacrificio nunca me hicieron faltar lo necesario para salir adelante.

A mi querido docente Dr. Froilan Lazo Flores, que sin su asesoramiento no hubiera concluido esta investigación dentro de los plazos esperados.

A los docentes de la Escuela Profesional de Ingeniería Económica quienes transmitieron sus conocimientos necesarios para mi vida profesional.

A Dany Fiorela por su compañía y amor que fue de gran apoyo en este trabajo de investigación.

ÍNDICE

RESUMEN	9
ABSTRACT.....	10
I. INTRODUCCIÓN.....	11
II. MARCO TEÓRICO.....	14
2.1 LA VENTAJA ABSOLUTA.....	14
2.2 LA VENTAJA COMPARATIVA.....	14
2.3 LOS DETERMINANTES DE LAS EXPORTACIONES	16
2.3.1 EL PRECIO INTERNACIONAL Y SUS EFECTOS EN LAS EXPORTACIONES.....	16
2.3.2 LA DEMANDA EXTRANJERA Y SUS EFECTOS EN LAS EXPORTACIONES.....	17
2.3.3 EL TIPO DE CAMBIO REAL Y SUS EFECTOS EN LAS EXPORTACIONES.....	19
2.4 ANTECEDENTES.....	22
III. MATERIALES Y MÉTODOS	25
3.1 TIPO DE INVESTIGACIÓN	25
3.2 MATERIALES.....	25
3.2.1 MUESTRA	25
3.3 METODOLOGÍA ECONOMETRICA.....	25
3.3.1 MODELO ECONOMETRICO.....	25
3.3.2 PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA DE LAS SERIES	27
3.3.3 TEORÍA DE LA COINTEGRACIÓN	28
IV. RESULTADOS Y DISCUSIÓN.....	36
4.1 ANÁLISIS DE LAS EXPORTACIONES DE COBRE EN EL PERÚ	36
4.2 FACTORES QUE DETERMINAN LAS EXPORTACIONES DE COBRE ... EN EL PERÚ	40
4.2.1 COMPORTAMIENTO DE LAS VARIABLES MACROECONÓMICAS	40

4.2.2	RESULTADO DE LOS CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA Y ESTACIONARIEDAD.....	42
4.2.3	RESULTADOS EN LA COINTEGRACIÓN MULTIVARIADA DE JOHANSEN.....	44
4.2.4	COINTEGRACIÓN POR BANDAS DE PESARAN, SHIN Y SMITH.....	45
	INCIDENCIA DE LAS VARIABLES EXÓGENAS SOBRE LAS EXPORTACIONES DE COBRE	46
4.3	DISCUSIÓN.....	49
	CONCLUSIONES.....	50
	BIBLIOGRAFÍA	51
	ANEXOS	

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 EFECTO DE LA CAÍDA EN EL PRECIO INTERNACIONAL SOBRE LAS EXPORTACIONES TRADICIONALES.	16
FIGURA 2 EFECTOS DE UN INCREMENTO DE LA DEMANDA EXTRANJERA SOBRE LAS EXPORTACIONES	19
FIGURA 3 EXPORTACIONES TOTALES, EXPORTACIONES MINERAS Y EXPORTACIONES DE COBRE DEL PERÚ: PERIODO 2001.01 – 2017.12 (EN MILLONES DE DÓLARES).....	36
FIGURA 4 EVOLUCIÓN DE LOS PRECIOS INTERNACIONALES DE COBRE: PERIODO 2001.01 – 2017.12	37
FIGURA 5 COMPORTAMIENTO DE VARIABLES MACROECONÓMICAS: LX, LP, LY Y LTCR (PERIODO ENERO 2001 – DICIEMBRE 2017).....	41
FIGURA 6 TEST DE ESTABILIDAD: CUSUM Y CUSUM CUADRADO	47

LISTA DE TABLAS

TABLA 1 PRODUCCIÓN NACIONAL DE COBRE POR EMPRESAS Y SU PARTICIPACIÓN PORCENTUAL	39
TABLA 2 PRODUCCIÓN NACIONAL DE COBRE POR DEPARTAMENTOS Y SU PARTICIPACIÓN PORCENTUAL	40
TABLA 3 RESUMEN DE CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS Y DE ESTACIONARIEDAD (SERIES EN NIVELES) PERIODO: 2001.01 – 2017.12.....	43
TABLA 4 RESUMEN DE CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS Y DE ESTACIONARIEDAD (SERIES EN PRIMERAS DIFERENCIAS) PERIODO: 2001.01 – 2017.12	43
TABLA 5 TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN	44
TABLA 6 RESUMEN DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO ARDL IRRESTRICTO DE PESARAN, SHIN Y SMITH, MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERRORES Y CONTRASTES DE NORMALIDAD Y ESTABILIDAD.	45
TABLA 7 TEST DE WALD	46

RESUMEN

El objetivo del presente trabajo es identificar los factores determinantes y su influencia en las exportaciones del Cobre en la economía peruana para el periodo 2001-2017. Este documento presenta un modelo econométrico para las exportaciones de Cobre peruano en el periodo 2001-2017, tomando como datos series de tiempo mensuales para el periodo de estudio, para poder explicar cuáles son los factores determinantes en esta variable tan representativa en la economía peruana. Primero se realiza contrastes de raíz unitaria y de estacionariedad a cada serie involucrada, las cuales resultaron integradas de orden 1 “I (1)”. Luego se utiliza metodología de cointegración para poder verificar las series tienen una relación de equilibrio de largo plazo, utilizando las metodologías: Johansen y Pesaran, Shin y Smith, los cuales muestran la existencia de cointegración en las series formulándose así los Modelos de Corrección de Errores. Finalmente, se concluye que las variables Precio Internacional del Cobre y PBI de los Estados Unidos (Demanda Externa), son determinantes para la explicación del comportamiento de las Exportaciones del Cobre peruano.

Palabras Clave: ventajas comparativas, raíz unitaria, cointegración, modelo de corrección de errores.

ABSTRACT

The objective of this paper is to identify the determining factors and their influence on copper exports in the Peruvian economy for the period 2001-2017. This document presents an econometric model for Peruvian copper exports in the period 2001-2017, taking as a series of monthly time series for the study period in order to explain what the determining factors are in this highly representative variable in the Peruvian economy. First, contrasts of unit root and stationarity will be made to each series involved, which were integrated in order 1 "I (1)". Then cointegration methodology is used to verify the series have a long-term equilibrium relationship, using the methodologies: Johansen and Pesaran, Shin and Smith, which show the existence of cointegration in the series, thus formulating the Error Correction Models. Finally, it is concluded that the variables International Copper Price and GDP of the United States (External Demand), are determinants for the explanation of the behavior of the Peruvian Copper Exports.

Keywords: comparative advantages, unit root, cointegration, error correction model.

I. INTRODUCCIÓN

El Cobre es producido principalmente en países como Chile, Perú, China, Canadá, Sudáfrica, Australia, y Estados Unidos, es actualmente uno de los metales de mayor demanda en el mundo debido a la variedad de usos y su gran versatilidad. Su consumo ha ido en aumento vertiginosamente dado el progreso tecnológico y científico experimentado por la humanidad, es así que este metal juega un rol clave en las industrias del transporte, la electrónica, la construcción, la agricultura, la energía, la salud, las nuevas tecnologías, entre otras muchas aplicaciones. Asimismo, el uso del Cobre en las llamadas tecnologías “verdes”, como celdas solares y vehículos eléctricos, son un claro ejemplo de la importancia que seguirá desempeñando este metal en el futuro sostenible del planeta. Desde el año 2004 existe a nivel mundial una escasez del llamado metal rojo, debido a la gran demanda de China y otros países emergentes que han dinamizado sus economías. Siendo en la actualidad los principales consumidores de este metal: China, Estados Unidos, Alemania, Japón, Corea del Sur, Italia, Brasil en otros, según el MINEM¹.

El Perú es un país de gran potencial minero. Contando con un enorme potencial geológico, la presencia de la Cordillera de los Andes a lo largo del territorio, constituye la principal fuente de recursos minerales. A nivel mundial y latinoamericano el Perú se ubica entre los primeros productores de diversos metales (oro, plata, Cobre, plomo, zinc, hierro, estaño, molibdeno, telurio, entre otros), segundo productor de Cobre a nivel mundial con una participación de casi 12% en el año 2017, lo cual es reflejo no sólo de la abundancia de recursos y la capacidad de producción de la actividad minera peruana, sino de la estabilidad de las políticas económicas en nuestro país. Se estima que en el año 2020, Chile (1er productor de Cobre del mundo) y Perú concentrarían el 50% de las reservas mundiales de Cobre si se considera la cartera de proyectos que tienen ambos países en el sector, inclusive las posibilidades de generar un gran clúster entre ambas naciones son enormes.

Además, según datos del BCRP² las exportaciones de Cobre representan el 50.7% de la exportaciones mineras y el 30.7% de las exportaciones totales para el año 2017. El

¹ Ministerio de Energía y Minas

² Banco Central de Reserva del Perú

sector minero contribuye de manera directa e indirecta al desarrollo del país y de las regiones de manera descentralizada produciendo según datos del MINEM 189,962 puestos de trabajo ya sea directamente por las empresas titulares, empresas contratistas o empresas conexas y aportando directamente presupuesto a los gobiernos locales y regionales.

Según (MACROCONSULT, 2012)³, los impactos en la economía peruana por parte de la minería no solo es en el sector minero, en el estudio se encuentra mediante la Tabla de Insumo Producto (TIP) del INEI que la gran y mediana minería ha reducido casi un 10 % la pobreza y pobreza extrema. También, un incremento de 2.1 % en el PBI a causa de 15 % más de exportaciones mineras, 87,156 puestos de trabajo de los cuales el 90% se generaría fuera del sector minero, S/. 175 millones adicionales de impuestos indirectos y S/. 107 millones de contribuciones sociales, Como podemos apreciar según este estudio los efectos de la minería y su capacidad de dinamizar la economía del Perú son bastante positivos.

En ese sentido recordemos que al menos un quinto de la población peruana vive aún en la pobreza. Sin lugar a dudas es momento de tomar conciencia, y reconocer que el Perú tiene en la minería un sector clave para su desarrollo. El Perú en cuanto a las exportaciones de minerales, especialmente del Cobre, está sujeto al mercado internacional. Es decir, el mercado externo gradúa la exportación del Cobre al mundo. De ahí que la oscilación de las variables que influyen en el comportamiento de las exportaciones del Cobre también afectará la dinámica de la economía nacional.

El Perú, en pleno proceso de globalización está alcanzando niveles significativos en crecimiento económico, aspecto que se ve reforzado por la producción del Cobre para la exportación. Por lo tanto, es necesario estudiar el comportamiento de las variables que inciden en las exportaciones mineras en el Perú y así asegurar el crecimiento económico nacional. Por lo tanto el presente trabajo tiene como objetivo general: Identificar los factores determinantes de las exportaciones del Cobre en la economía peruana para el periodo 2001-2017; como objetivos específicos: Analizar el comportamiento de las exportaciones de cobre durante el periodo 2001 - 2017, Determinar la incidencia de los

³ Estudio “impacto económico de la minería en el Perú” elaborado por MACROCONSULT para la Sociedad Nacional de Minería Petróleo y Energía.

precios internacionales del Cobre, demanda externa de Cobre y el tipo de cambio real sobre las exportaciones de Cobre en el Perú.

En la parte de marco teórico se amplía lo relacionado a conceptos teóricos sobre: ventaja absoluta, ventaja comparativa, y las variables que influyen teóricamente sobre las exportaciones. Posteriormente se formulara un modelo econométrico para determinar las exportaciones en función de variables tales como el precio internacional del Cobre, ingreso externo (representado por el PIB de Estados Unidos) y los términos de intercambio. Después, por tratarse de series de tiempo se realiza las pruebas de estacionariedad y de raíz unitaria a las variables mediante los contrastes de Dickey-Fuller, Phillips-Perron, ERS y KPSS en la cual resultan no estacionarias, luego para verificar la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo en las series, se aplica la metodología de cointegración de Johansen y Pesaran-Shin-Smith, donde efectivamente existe cointegración entre las series temporales. Por último se formulan los Modelos de Corrección de Errores. Los resultados indican que las variables Ingreso Externo (PIB de Estados Unidos) y Precio internacional del Cobre son determinantes para determinación del comportamiento de las exportaciones del Cobre peruano.

La investigación acerca de los determinantes de la exportación de minerales es un área poco desarrollada en la literatura del crecimiento económico o en el área de economía internacional. En este sentido a través de la presente investigación se pretende desarrollar sustentos teóricos para explicar las exportaciones de Cobre en la economía peruana. El estudio también puede ser tomado como referencia en la toma de decisiones políticas debido a que se demostrara econométricamente que variables son las que determinan las exportaciones de Cobre. Por lo tanto, el análisis de este sector resultara beneficioso e importante para todos los peruanos en general.

II. MARCO TEÓRICO

2.1 La Ventaja Absoluta

Ossa f. (2000), explica acerca de teorías referidas a nuestro estudio:

“Adam Smith abogó por la libertad de los intercambios internacionales debido a que descubrió que, cuanto más amplios fueran los mercados, mayores serían las oportunidades de especialización en su economía, principal manera de aumentar la productividad del trabajo (producción por hora hombre) y, en consecuencia, la producción, la renta y el bienestar de la nación. Así es como Adam Smith introduce la teoría del valor trabajo, a través del significado de la ventaja absoluta, que establece que un país que tiene dos productos para vender, uno de estos le es más fácil producir que el otro, la ventaja absoluta señala que el país se beneficiará al comprar aquel bien que le cueste más producir y venderá aquel bien que le sea más fácil producir”. Basado en lo anterior señala que el libre comercio entre las naciones es mutuamente beneficioso y se podría elevar el nivel de vida, para que se lleve un adecuado intercambio comercial.

2.2 La Ventaja Comparativa

Por otra parte David Ricardo aporta un mayor rigor y profundidad al análisis, introduciendo de esta manera el principio de la ventaja comparativa, debido a que el principio de la ventaja absoluta no es viable para el funcionamiento del comercio internacional. “Ya que para Ricardo, el producir mejor significa producir con menor uso de mano de obra (de trabajo). Es importante recordar que en la época en que Ricardo escribió su obra, y durante casi todo el siglo ante pasado, se consideraba al trabajo como el factor productivo que dotaba de valor a las mercancías.” Un concepto importante de la ventaja comparativa es que los países exportarán los bienes que se producen más eficientemente e importarán los bienes que produzca de manera menos eficiente. El fin principal del comercio internacional es la ganancia que se obtendrá al realizarse las transacciones entre los países. Es por eso que David Ricardo introdujo un modelo de ventaja comparativa basado en diferencias en la productividad del trabajo, donde señala que, en una economía competitiva es necesario conocer los precios relativos de los bienes de la economía, es decir, el precio de un bien en términos del otro y así maximizar las ganancias.

Ejemplificando el modelo de David Ricardo de las ventajas comparativas: supongamos que el país A produce café con 100 hombres al año, mientras que si se tratase de producir maíz requería de 120 hombres. Por su parte, el país B produce café con 80 hombres, mientras para producir maíz requeriría de 90.

Entonces será ventajoso para ambos países comerciar, ya que el país B podrá dedicar todos sus hombres a la producción de maíz y comprar el café del país A. En este caso, ocuparía 80 hombres en la producción de maíz que le permitiría adquirir café que hubiese requerido el trabajo de 90, esto es, se ahorraría el trabajo de 10 hombres. Por su parte el país A ahorraría también, dado que con el trabajo de 100 puede realizar café que se incrementaría por vino que le hubiese significado destinar 120 hombres en su producción.

“Aunque el modelo ricardiano del comercio internacional ayuda a comprender las razones sobre las que se produce el comercio y sobre los efectos del comercio en bienestar nacional, también se plantean argumentos erróneos que no coinciden con la realidad. Ya que en primer lugar Ricardo plantea un grado de especialización extremo que no se observa en el mundo real. Como segundo punto también hace abstracción de amplios efectos del comercio internacional sobre la distribución del ingreso de un país, y por tanto argumenta que los países en su conjunto ganan con el comercio, cuando en la práctica no es así. En tercer lugar, el modelo no especifica las diferencias de recursos entre países como causa del comercio, Finalmente, se ignora el posible papel de las economías de escala como causa del comercio, lo que hace ineficaz para explicar los grandes flujos comerciales entre naciones aparentemente similares. Sin embargo a pesar de los fallos que se detectaron en el modelo, Ricardo contribuyó con una predicción básica, que los países tenderán a exportar los bienes en los que tienen productividad relativamente alta lo cual ha sido confirmado al paso del tiempo”.

Con óptimas tecnologías y mejores bienes de capital uno va a poder producir una mayor cantidad y calidad de bienes y servicios. Si la productividad crece más que la pérdida de los ingresos, los exportadores van a encontrarse en una mejor situación.

2.3 Los Determinantes de las Exportaciones

2.3.1 El precio internacional y sus efectos en las exportaciones

Según León (2010), Los productos que conforman las exportaciones tradicionales generalmente presentan una elasticidad precio de oferta de exportaciones inelástica (oferta inelástica respecto al precio). Por lo que una caída en el precio incide negativamente a las exportaciones tradicionales. Es decir, si Inicialmente a un precio de P_0 se exporta X_0 y se experimenta una disminución en el precio de P_0 a P_1 , la exportación disminuye y se exportaría X_1 .

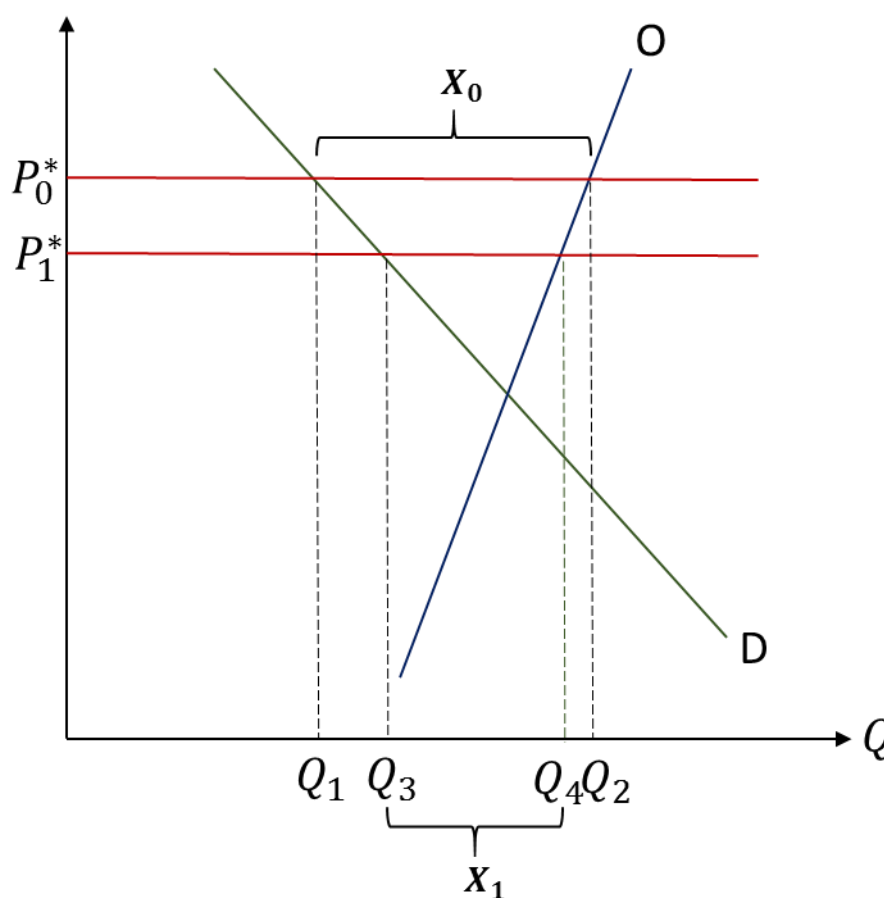


Figura 1
Efecto de la caída en el precio internacional sobre las exportaciones tradicionales.

Fuente: León (2010)

2.3.2 La demanda extranjera y sus efectos en las exportaciones

Blanchard, Amighini y Giavazzi (2012), al respecto, señalan que:

Consideremos un incremento de la producción extranjera, es decir, un aumento de Y^* , ahora queremos ver cómo afecta a la economía nacional. Este aumento podría deberse a un incremento del gasto público extranjero G^* (el cambio de política que acabamos de analizar, pero ahora en el extranjero). Lo examinaremos en el siguiente párrafo. Comencemos primero con el caso en el que no sabemos de dónde procede el aumento de Y^* . La Figura N° 02 muestra cómo afecta un aumento de la actividad económica extranjera a la producción interior y a la balanza comercial. La demanda inicial de bienes interiores es ZZ en la Figura N° 02(a). El equilibrio se encuentra en el punto A con un nivel de producción Y . Supongamos de nuevo que el comercio está equilibrado, por lo que en la Figura N° 02(b) las exportaciones netas correspondientes a Y son iguales a 0 ($Y = YTB$).

Resultará útil aquí referirse a la línea que muestra la demanda nacional de bienes, $C + I + G$, en función de la renta. Esta línea es DD . La diferencia entre ZZ y DD es igual a las exportaciones netas, por lo que si el comercio está equilibrado en el punto A , entonces ZZ y DD se cortan en ese punto.

Examinemos ahora los efectos de un aumento de la producción extranjera, ΔY^* (de momento dejaremos de lado la línea DD ; solo la necesitaremos más adelante). Un aumento de la producción extranjera significa un aumento de la demanda extranjera, incluida la demanda extranjera de bienes interiores. Por tanto, el efecto directo del aumento de la producción extranjera es un aumento de las exportaciones interiores de la misma cuantía, que representamos por medio de ΔX :

Dado un nivel de producción, este aumento de las exportaciones provoca un incremento de la demanda de bienes de ΔX , por lo que la línea que muestra la demanda de bienes interiores en función de la producción se desplaza hacia arriba en ΔX , de ZZ a ZZ' . Por tanto, la línea que muestra las exportaciones netas en función de la producción en la Figura N° 02(b) también se desplaza hacia arriba en ΔX , de NX a NX' . El nuevo equilibrio se encuentra en el punto A' de la Figura N° 02(a) con un nivel de producción Y' . El aumento de la producción extranjera provoca un incremento de la producción

interior. La vía de conexión está clara: el aumento de la producción extranjera provoca un incremento de las exportaciones de bienes interiores, el cual eleva la producción interior y la demanda nacional de bienes a través del multiplicador.

¿Qué ocurre con la balanza comercial? Sabemos que las exportaciones aumentan. ¿Pero podría ocurrir que el aumento de la producción interior provocara un aumento tan grande de las importaciones que la balanza comercial empeorara en realidad? La respuesta es negativa: la balanza comercial debe mejorar. Para ver por qué, obsérvese que cuando la demanda extranjera aumenta, la demanda de bienes interiores se desplaza hacia arriba de ZZ a ZZ' ; pero la línea DD , que indica la demanda nacional de bienes en función de la producción, no se desplaza. En el nuevo nivel de producción de equilibrio, Y' , la demanda nacional está representada por la distancia DC y la demanda de bienes interiores por DA' . Las exportaciones netas están representadas, pues, por la distancia CA' , que, como DD es necesariamente inferior a ZZ' , es necesariamente positiva. Por tanto, aunque las importaciones aumentan, este aumento no anula el de las exportaciones, por lo que la balanza comercial mejora. Y^* afecta directamente a las exportaciones y, por tanto, entra en la relación entre la demanda de bienes interiores y la producción. Un aumento de Y^* desplaza ZZ hacia arriba. (pp. 409-410)

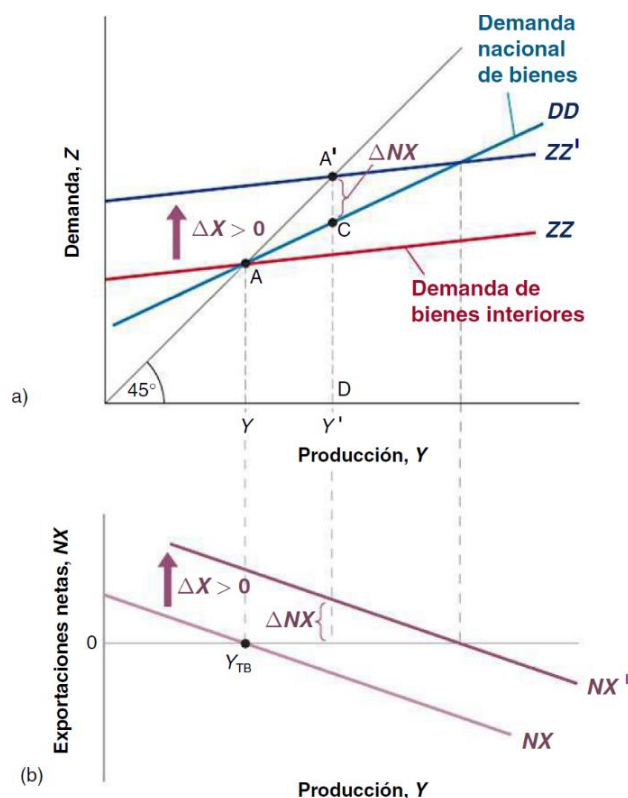


Figura 2
Efectos de un incremento de la demanda extranjera sobre las exportaciones

Fuente: Blanchard, Amighini y Giavazzi (2012)

2.3.3 El tipo de cambio real y sus efectos en las exportaciones

El tipo de cambio puede afectar de distintos modos algunas variables económicas de importancia, lo cual puede motivar a las autoridades económicas a tomar diferentes medidas de política cambiaria, esto en conjunción con otras medidas de política fiscal y monetaria pertinentes para conseguir los objetivos deseados.

Blanchard et al., (2012), explica que, para que la balanza comercial mejore tras una depreciación (incremento del tipo de cambio real), las exportaciones deben aumentar lo suficiente y las importaciones deben disminuir lo suficiente para compensar la subida del precio de las importaciones. La condición según la cual una depreciación real provoca un aumento de las exportaciones netas se conoce con el nombre de condición Marshall-Lerner.

Para poder ver los efectos que pueda tener un incremento en el tipo de cambio real partimos de la siguiente ecuación:

$$NX \equiv X - IM/\varepsilon$$

Donde NX son las exportaciones netas e IM son las importaciones. Sustituyendo X e IM por las siguientes expresiones, tenemos que

$$NX = X(Y^*, \varepsilon) - IM(Y, \varepsilon)/\varepsilon$$

Como el tipo de cambio real, ε , figura en el segundo miembro de la ecuación en tres lugares, esta ecuación muestra claramente que la depreciación real afecta a la balanza comercial a través de tres vías distintas:

Las exportaciones, X, aumentan. La depreciación real abarata relativamente los bienes interiores en el extranjero, provocando un aumento de la demanda extranjera de bienes interiores y, por tanto, un aumento de las exportaciones interiores.

Las importaciones, IM, disminuyen. La depreciación real encarece relativamente los bienes extranjeros en la economía interior, provocando un desplazamiento de la demanda nacional hacia los bienes interiores y una reducción de la cantidad de importaciones.

El precio relativo de los bienes extranjeros expresado en bienes interiores, $1/\varepsilon$, sube. Esta subida eleva la factura de importaciones, IM/ε . Ahora cuesta más comprar la misma cantidad de importaciones (en bienes interiores).

Al igual que ocurre con un aumento de la producción extranjera, una depreciación provoca un aumento de las exportaciones netas, cualquiera que sea el nivel de producción. Tanto la relación de demanda ZZ como la relación de exportaciones netas NX en la Figura N° 02 (b) se desplazan hacia arriba. El equilibrio se traslada de A a A' y la producción aumenta de Y a Y'. En suma, la depreciación provoca un desplazamiento de la demanda, tanto extranjera como interior, a favor de los bienes interiores, lo cual provoca, a su vez, tanto un aumento de la producción interior como una mejora de la balanza comercial.

Aunque una depreciación y un aumento de la producción extranjera producen el mismo efecto en la producción interior y en la balanza comercial, existe una diferencia sutil pero importante, entre los dos. Una depreciación actúa encareciendo relativamente los bienes extranjeros, pero eso significa que, dada la renta de los individuos, su bienestar empeora, ya que ahora tienen que pagar más por los bienes extranjeros a causa de la

depreciación. Este mecanismo se deja sentir sobre todo en los países que sufren una gran depreciación.

La aproximación más habitual para analizar la función agregada de la exportación del Cobre en el Perú es la versión tradicional de la función de demanda de exportaciones. Así, las exportaciones X se explican sobre la base de la demanda exterior y un índice de precios relativos expresado en moneda única:

$$X = F(Y^*, P_x/eP^*) \quad [1]$$

Donde X es la cantidad de exportación demandada por el resto del mundo; Y^* es el nivel de renta del importador, P_x es el índice de precio de exportaciones del país de referencia; P^* es el índice precio de exportaciones de los competidores; y e representa el tipo de cambio nominal.

Suponiendo homogeneidad de grado cero, así como una relación lineal logarítmica entre las variables (lo que implica, como es sabido, que los coeficientes del modelo van a representar elasticidades), el modelo indicado en la ecuación [1] puede formularse como:

$$\text{Log}X_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}Y^*_t + \beta_2 \text{LogTCR}_t + u_t \quad [2]$$

Donde TCR es el tipo de cambio real. El modelo formado por la ecuación [2] es la base de nuestro análisis empírico. No obstante, dicha ecuación ha sido ampliada con el objeto de considerar el efecto de la presión del precio internacional del Cobre (PCu), por lo que ahora introducimos la variable adicional PCu y en la ecuación [2], el modelo a estimar sería el siguiente:

$$\text{Log}X_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}Y^*_t + \beta_2 \text{LogTCR}_t + \beta_3 \text{LogPCu}_t + u_t \quad [3]$$

Teniendo en cuenta que uno de los principales demandantes de Cobre en los últimos 17 años fue Estados Unidos, el presente trabajo analiza las exportaciones de Perú a EE UU.

2.4 Antecedentes

Turpo (2017), obtiene mediante la metodología de cointegración multivariada de Johansen un relación estable de largo plazo entre las variables planteadas en su trabajo, según las estimaciones para el periodo 1998 al 2015 indica que la variable macroeconómica tipo de cambio real bilateral (TCRB), producción industrial de Estados Unidos (PINS) y la producción industrial de China (PINCH) influyen de manera positiva en las exportaciones de estaño del Perú, sin embargo, el precio internacional del estaño (PE), influye de manera negativa en ésta.

(Mendoza B., 2017); Mediante el coeficiente de correlación encuentra una correlación alta de 0.88 entre el precio internacional del cobre con las reservas internacionales con lo que expresa que el precio del cobre tiene una enorme influencia en nuestro destino económico, esto para el periodo 1970-2016. Además, para el periodo 1950-2016 el coeficiente de correlación del precio del cobre con la inversión privada es de 0,92, con el PBI es de 0,90 y con la inversión pública es de 0,83.

Gallegos (2016), mediante el vector de cointegración propuesto por Johansen obtiene que las variables más importantes que influyen en las exportaciones mineras (principales minerales como cobre y oro) en la economía peruana para el periodo 2005-2014 son el PBI de China, tipo de cambio real y precios de exportación de cobre y oro. Los resultados de este estudio demuestran que la demanda externa representada por el PBI de China es la variable más importante con una elasticidad de 1.54%; seguido del tipo de cambio real con 1.02 % de elasticidad y el precio de las exportaciones con una elasticidad de 0.57%.

Luna (2012), en su trabajo de investigación explica el comportamiento del tipo de cambio real y los posibles determinantes de la demanda de exportación, mediante un modelo de vector de corrección de error (VEC) para el periodo 1990 -2011 en el caso Boliviano. Los resultados señalan que la competitividad exportadora estaría asociada a la demanda externa de los principales socios comerciales y en menor medida a aspectos institucionales de productividad e innovación, apertura comercial, el acceso al uso de tecnología y otros que no están relacionados al movimiento cambiario pero que podrían influir en las exportaciones de largo plazo.

Quispe (2010) en su trabajo, mediante el método de cointegración de Engle-Granger y Johansen demuestra que existe una relación estable de largo plazo y estadísticamente significativa entre las exportaciones de estaño, los precios internacionales de dicho mineral, el tipo de cambio bilateral y la demanda externa donde todas influyen de manera positiva a las exportaciones de estaño en la región de Puno – Perú. Además los desequilibrios de corto plazo de las exportaciones de estaño se ajustan en un 50 % hacia su tendencia de largo plazo en el siguiente mes respectivamente.

Misas, Ramírez y Silva (2001) estiman una función de demanda de exportaciones no tradicionales en Colombia utilizando análisis multivariado de cointegración, el cual supera los múltiples problemas referentes a la estimación del modelo de regresión uniecuacional utilizados en (Mesa et al, 1999; Steiner y Wüller, 1994). En el artículo Misas et al., confirman mediante conceptos de cointegración y exogeneidad la existencia de una relación de largo plazo entre las exportaciones no tradicionales, los precios relativos y la demanda externa, mas no encuentran una relación de largo plazo entre las exportaciones no tradicionales, los precios relativos, la demanda externa y la volatilidad de la tasa de cambio. Explicando que los regímenes cambiarios existentes hasta 1999 impiden movimientos extremos de la tasa de cambio que puedan ser realmente considerados como indicadores de riesgo.

Reinhat (1995) en su trabajo de investigación dice que, para el caso de países en vía de desarrollo, incluida Colombia, también llevan a cabo análisis multivariado de cointegración, sin embargo, el planteamiento del modelo de corrección de error podría ser inadecuado al no analizar el grado de exogeneidad de las variables consideradas. Los resultados a partir del análisis muestran que la demanda externa juega un papel considerable en la determinación de las exportaciones menores en Colombia, igualmente, y como lo sugiere la teoría, los precios relativos también afectan de forma significativa la demanda de exportaciones. Por el contrario, la volatilidad de la tasa de Cambio no aparece relevante en dicha determinación para el caso de Colombia.

Candía G., Zambrana H., Antelo F. y Valverde E. (1993); en su trabajo encuentran que para el caso boliviano las exportaciones mineras la variable explicativa básica es la demanda internacional. El tipo de cambio no se presenta demasiado significativo. Mediante la estimación por mínimos cuadrados generalizados (MCG) concluyen que para el caso de las exportaciones mineras el nivel de actividad externa es estadísticamente

significativo. Los resultados muestran las limitaciones del tipo de cambio para corregir desequilibrios de la balanza comercial en el corto plazo por la inelasticidad de las exportaciones e importaciones. Sin embargo, en el largo plazo, las depreciaciones reales del tipo de cambio contribuirían a corregir el déficit comercial.

III. MATERIALES Y MÉTODOS

3.1 Tipo de investigación

En la investigación se utiliza la metodología deductiva lo cual involucra el análisis descriptivo y causal sobre la información sistemática obtenida. Es decir, en el primer caso, tomamos como referencia la literatura referida a las exportaciones incluyendo las variables que la explican; en el segundo caso, una vez halladas las relaciones causales reafirmamos la teoría general de la cual partimos inicialmente.

3.2 Materiales

El presente investigación utilizara datos e información las publicaciones de entidades gubernamentales oficiales, tales como: Banco Central de Reservas del Perú BCRP y Macroeconomic Advisers. Así como la información de Tesis, folletos, revistas, informes, boletines y la web.

3.2.1 Muestra

Se determina como muestra a la serie mensual de las variables bajo estudio en el periodo 2001-2017.

Los principales indicadores macroeconómicos (mensuales) a emplearse en la presente investigación son los siguientes:

- Exportación de Cobre expresado en millones de US\$.
- Precio internacional del Cobre ¢US\$ por libras.
- Producción extranjera representada por el índice de PBI de Estados Unidos.
- Términos de intercambio representado por el tipo de cambio real bilateral.

3.3 Metodología econométrica

3.3.1 Modelo econométrico

Para cuantificar las relaciones existentes entre las exportaciones existentes entre las exportaciones de Cobre y las variables explicativas se plantea inicialmente el siguiente

modelo con variables expresadas en logaritmos⁴, derivado del planteamiento de Blanchard et al., (2012):

$$LX_t = \beta_0 + \beta_1 LP_t + \beta_2 LY_t + \beta_3 LTCRB_t + \varepsilon_t$$

Donde:

LX_t = Valor de las exportaciones Cobre, expresado en millones de dólares

LP_t = precio internacional del Cobre (¢US\$ por libras)

LY_t = Índice del PIB real de los Estados Unidos

$LTCRB_t$ = Índice del tipo de cambio real Bilateral (base 2009=100)

ε_t = Perturbación estocástica

β_i = Parámetros a ser estimados (i= 1, 2, 3).

Los signos esperados son los siguientes:

$\beta_1 > 0$; Para el precio internacional del Cobre, el signo esperado es positivo, porque los exportadores recibirían más dólares por sus productos, lo cual incrementaría la exportación de estaño.

$\beta_2 > 0$; Para el índice del PBI real de los Estados Unidos, el signo esperado es positivo, porque la teoría económica sostiene que el incremento en la producción extranjera genera un incremento en su demanda lo cual representa un incremento en las exportaciones locales.

$\beta_3 > 0$; Para el tipo de cambio real bilateral, el signo esperado es positivo, debido a que dada la producción, un incremento en los términos de intercambio provoca un aumento de las exportaciones netas.

Los estudios empíricos muestran que la mayoría de las series de tiempo son no estacionarias (Peña, 2005). Las técnicas convencionales de regresión basadas en datos no estacionarios tienden a producir resultados espurios, algunos métodos resuelven este problema. Uno de ellos es tomando diferencias en las series. Sin embargo, este método conduce a la pérdida de información que es importante para el equilibrio a largo plazo.

⁴ Derivado del modelo de exportaciones según Blanchard (2000)

El enfoque de cointegración desarrollada por Engle y Granger (1987) superó este problema. De acuerdo con este enfoque, las series de tiempo que no son estacionarias en niveles, pero estacionaria en primeras diferencias puede ser modelado en sus estados normales o en nivel. De esta manera, la pérdida de información en el largo plazo se puede prevenir. Sin embargo, este enfoque no resulta válido si hay más de un vector de cointegración. Para resolver este problema, se puede utilizar el enfoque desarrollado por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), con el cual es posible comprobar la cantidad de vectores de cointegración existentes entre las variables, utilizando el modelo Vectores Auto regresivos (VAR) en el cual todas las variables son considerados como endógeno. Por lo tanto, a diferencia del método de Engle-Granger, proporciona un resultado más realista sin limitar la existencia de un vector de cointegración. Sin embargo, para llevar a cabo estas pruebas desarrolladas por Engle y Granger (1987), Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), debe cumplirse la condición de que todas las series deben ser integradas en niveles y convertirse estacionarias cuando se toman primeras diferencias. Si una o más series son estacionarias en niveles, es decir $I(0)$, la relación de cointegración no puede ser cumplirse la condición de que todas las series deben ser integradas en niveles y convertirse estacionarias cuando se toman primeras diferencias. Si una o más series son estacionarias en niveles, es decir $I(0)$, la relación de cointegración no puede ser examinada con estas pruebas. El enfoque de cointegración desarrollada por Pesaran, Shin y Smith (2001) elimina este problema. De acuerdo con este enfoque, la existencia de una relación de cointegración puede ser examinado entre la serie independientemente de si son $I(0)$ o $I(1)$, este es la mayor ventaja entre todas las pruebas de cointegración.

3.3.2 Prueba de raíz unitaria de las series

Como se indicó letras arriba, para el enfoque de cointegración, es necesario determinar el orden de integración de cada serie incluidas en el modelo, la condición es que haya raíz unitaria $I(1)$,

Para la prueba de raíz unitaria los test que se utilizan en la presente investigación son: Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski - Phillips - Schmidt - Shin (KPSS) y Elliott - Rothenberg - Stock Optimal Point (ERS)

Para los test ADF y PP la hipótesis nula (H_0) es: la serie tiene raíz unitaria, es decir no estacionaria en niveles. El criterio de decisión para estos test es, si el valor de t^* y $z(t)$ respectivamente es menor en valor absoluto a los valores críticos de MacKinnon, no se puede rechazar la H_0 y se concluye que la serie es no estacionaria. En caso contrario si el valor de t^* o ADF y $z(t)$ es mayor en valor absoluto que los valores críticos entonces se puede rechazar la H_0 y se concluye que la serie es estacionaria, no tiene una raíz unitaria. Para determinar si la serie es integrada de orden uno $I(1)$, se debe realizar un regresión en primeras diferencias. Si el valor de t^* o ADF es mayor en valor absoluto a los valores críticos de MacKinnon, se dice que la serie es estacionario en primeras diferencias, en tal caso la serie es integrada de orden $I(1)$.

La prueba KPSS difiere de los test descritos anteriormente en que la serie se supone que es estacionaria bajo la H_0 , es decir no tiene raíz unitaria en niveles. La regla de decisión es, si el valor de KPSS es mayor a los valores críticos, se puede rechazar la H_0 y se concluye que la serie es no estacionaria. En caso contrario se puede aceptar la H_0 y se concluye que la serie es estacionaria. Sin en caso se rechace la H_0 se prosigue con la regresión en primeras diferencias, para determinar si la serie es integrada de orden uno $I(1)$. Para ello el valor de KPSS debe ser menor a los valores críticos de MacKinnon.

3.3.3 Teoría de la Cointegración

Durante las pasadas dos décadas los economistas han desarrollado ciertas herramientas para examinar si las variables económicas tienen tendencia comunes, tal como lo predice la teoría económica. Una de las herramientas son las llamadas pruebas de cointegración. La implementación de alguna metodología de cointegración es común en la actualidad, ya que nos permite identificar relaciones estables de largo plazo entre variables de interés. Comencemos por definir el concepto. Considera dos procesos estocásticos integrados de orden 1. $Y_t \sim I(1)$

En general, una combinación lineal de estas variables se esperaría estuviera integrada de orden 1, esto es:

$$Y_t - \rho_1 X_t = \varepsilon_t \sim I(1)$$

Sin embargo, en algunas instancias las series ty y tx pueden compartir una tendencia estocástica común; de tal forma que la combinación lineal de las series podría estar integrada de orden 0, o ser estacionaria, formalmente tendríamos:

$$Y_t - \rho_1 X_t = \varepsilon_t \sim I(0)$$

En dado caso, se dice que Y_t y X_t están cointegradas, que se refiere a la propiedad que exhiben series de tiempo de “moverse juntas”⁵.

En seguida describiremos en qué consisten dos metodologías de cointegración.

3.3.3.1 Johansen Juselius

Según Johansen la mayor parte de las series temporales son no estacionarias y las técnicas convencionales de regresión basadas en datos no estacionarios tienden a producir resultados espurios. Sin embargo, las series no estacionarias pueden estar cointegradas si alguna combinación lineal de las series llega a ser estacionaria.

Se dice, la serie puede deambular, pero en el largo plazo hay fuerzas económicas que tienden a empujarlas a un equilibrio. Por lo tanto, las series cointegradas no se separan muy lejos unas de otras debido a que ellas están enlazadas en el largo plazo.

El procedimiento multivariado de S. Johansen (1988 y 1991), se ha convertido en un método muy popular para probar la existencia de cointegración en las variables $I(1)$ y $I(0)$, en donde $I(1)$ y $I(0)$ indican integración de primer y cero orden, respectivamente. En la tecnología de S. Johansen, es necesario analizar las series previamente con el fin de conocer si presentan o no raíz unitaria⁶. Las series que presenten raíces unitarias se colocan en un vector autorregresivo a partir del cual se puede probar la existencia de una o más combinaciones lineales o vectores de cointegración, como también se les denomina.

Seguidamente se procede a especificar un Vector Autorregresivo (VAR) con las series que resulten integradas de orden $I(1)$.

⁵ Esta frase, originalmente la postularon Engle y Granger (1987)

⁶ Estas pruebas están descritas dentro de la metodología de Engle Granger.

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + B Y_t + \varepsilon_t$$

En donde:

X_t : es un vector (Nx1) de variables endógenas integradas de orden uno, las cuales se denotan I(1). N=4

A_1, \dots, A_p y B : son matrices de coeficientes ser estimados.

p : Número del retardo incluido en el VAR. Dado que la frecuencia de los datos es mensual se tomaron 12 retardos.

Y_t : Es un vector de variables exógenas (constante, variables dummy estacionales, etc.). En este estudio todas las variables están determinadas dentro del sistema.

ε : es un vector (Nx1) de términos de errores normal e independientemente distribuido.

Determinar el retardo óptimo del VAR para asegurar que los residuos sean ruido blanco, la longitud del retardo no puede ser ni muy corto ni muy largo. Si el retardo es muy corto probablemente no se capture completamente la dinámica del sistema que está siendo modelado. Por otra parte, si es demasiado largo, se corre el riesgo de perder grados de libertad y tener que estimar un número muy grande de parámetros. El retardo óptimo es esencial por cuanto es la base para el cálculo del número de vectores de cointegración.

El mejor modelo es aquel que minimiza el criterio de información o que maximiza el estadístico LR.

Regla: el número de retardos P depende de la frecuencia de los datos. Seleccione 3 retardos, P=3, para datos anuales, 6 u 8 retardos para datos trimestrales, P=6 o P=8 y de 12 a 18 retardos, P=12 o P=18, para datos mensuales.

Aplicar el procedimiento de Maxima Verosimilitud al vector al vector autorregresivo con el fin de determinar el rango (r) de cointegración del sistema:

Siguiendo con la metodología de Johansen vamos a reformular el VAR de la ecuación en un Vector de Correccion de Errores (VEC) tal que:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p} + \Pi Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (*)$$

En donde:

Δ : es el operador de la primera diferencia, X_t es el vector de variables endógenas e integrada de orden I(1).

$$\Gamma_i = (I - A_1 - \dots - A_i), i = 1, \dots, p - 1$$

Π : es una matriz (NxN) de la forma $\Pi = \alpha\beta^T$ en donde: α es la velocidad de ajuste de cada variable para recuperar la posición de equilibrio en el largo plazo cuando se produzcan desviaciones de dicho equilibrio, β recoge las r relaciones de cointegración y ε_t es un vector (Nx1) de términos de errores normal e independientemente distribuido.

Otra forma de escribir la ecuación (*) es:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha\beta Y_t + \varepsilon_t$$

Donde:

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I,$$

$$\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

Como podemos apreciar, la derivación del vector Π es similar al del término δ de la prueba ADF. El rango de la matriz Π indica el número de vectores de cointegración independientes. Si es igual a cero, siguiendo la misma lógica que en la prueba ADF, entonces no encontramos una combinación lineal estacionaria de las variables y las series no están cointegradas. De acuerdo al test de Johansen, si el rango es 1, en cambio, encontramos que existe una ecuación de cointegración entre las variables. En realidad, si existen n variables en el modelo, pueden existir hasta $n - 1$ vectores de cointegración. El modelo de Johansen está incorporado a Eviews, por lo que no es necesario correr pruebas adicionales para encontrar el rango de la matriz Π . Los dos estadísticos comunes en esta

metodología son reportados en el programa; la prueba de la Traza y la prueba del Eigenvalue Máximo (valor propio).

El método de S. Johansen considera las siguientes pruebas para determinar el número de vectores de cointegración, r , los estadísticos que proporciona Johansen son los siguientes:

La Prueba de la Traza (Trace test)

$$Traza(r_0/k) = -T \sum_{i=r_0+1}^n \ln(1 - \lambda_i)$$

Donde:

λ_i : son los eigenvalues estimados, los cuales se ordenan como $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$. r_0 se encuentran en el rango $[0, n-1]$.

La Prueba del Máximo Valor Propio (Maximum Eigenvalue test).

$$\lambda_{max}(n - 1) = -T \ln(1 - \lambda_n)$$

En la instrumentación práctica de la prueba de Johansen, la prueba de hipótesis es secuencial, comenzando por probar la existencia de al menos un vector de cointegración hasta la posible existencia de $n - 1$ vectores.

La hipótesis para la prueba de la Traza y del Máximo Valor Propio: Eviews plantea la Hipótesis nula (H_0) como none.

$H_0: r=0$ No existen vectores de cointegración

$H_0: r=1$ Existe un vector de cointegración

Re rechaza la H_0 cuando el valor del estadístico de la Traza o el Máximo Valor Propio sea mayor que el valor crítico seleccionado; normalmente el de 5%. Se acepte la H_0 cuando el valor del estadístico la Traza o el Máximo Valor propio sea menor que el valor crítico seleccionado. Si hubiera un X vector de cointegración las hipótesis serian tal como sigue: Eviews plantea la Hipótesis nula (H_0) como at most X .

$H_0: r \leq X$ Cuando existe X vectores de cointegración

$H_0: r = X + 1$ Existe más de X vectores de cointegración

Una vez hallado el o los vectores de cointegración en las variables, entonces se precede finalmente a estimar el método de corrección de errores. La ecuación de cointegración, como hemos discutido, funciona para entender la relación a largo plazo de las variables: la segunda parte del modelo, en cambio se encarga de describir las variaciones en el corto plazo, para calcular la sensibilidad de las variables ante desajustes temporales.

Asumiendo que hayamos encontrado que las variables están cointegradas, el modelo de corto plazo se escribe de la siguiente forma:

$$\Delta X_t = \alpha_1 + \gamma_1 \Delta Y_t + \delta_1 (X_{t-1} - \beta Y_{t-1}) + \Phi_1 \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \alpha_2 + \gamma_2 \Delta Y_t + \delta_2 (X_{t-1} - \beta Y_{t-1}) + \Phi_2 \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

El coeficiente δ_t es conocido como el término de corrección de error, ya que calcula la velocidad con la que la variable dependiente responde a desequilibrios en el periodo anterior. Este modelo solo es apropiado si se cumplen el resto de condiciones que hemos comentado anteriormente: debido a que las variables con $I(1)$, los términos en diferencias que entran en el modelo son estacionarios. Asimismo, los términos en paréntesis son iguales al residuo en la ecuación de cointegración, y como hemos visto, deben ser $I(1)$ si existe una relación de equilibrio entre las variables. Como todos los términos en el modelo $I(1)$, es posible aplicar a los coeficientes estadísticos t y f usuales con confianza y la ecuación puede ser estimada mediante MCO.

3.3.3.2 Pesaran, Shin y Smith

Cuando hay más de dos $I(1)$ variables en el sistema, el máximo enfoque probabilidad de Johansen y Juselius tiene la ventaja sobre el enfoque basado en el residual de Engle y Granger, sin embargo, tanto de los enfoques requieren que las variables tienen el mismo orden de integración. Este requisito menudo causa dificultad para los investigadores cuando el sistema contiene las variables con diferentes órdenes de integración. Para superar este problema, Pesaran et al. (1996, 2001) propusieron un nuevo enfoque

conocido como el modelado autorregresivo de retardos distribuidos (ARDL) para cointegración que no requiere la clasificación de variables en I(0) o I(1). Cuenta con numerosas ventajas en comparación con otros métodos de cointegración como Procedimientos de Engle y Granger(1990) , Johansen(1987) y Johansen y Juselius(1988): (i) se puede aplicar en un conjunto de datos de series de tiempo, independientemente de si las variables son I(0) o I(1) (Pesaran y Shin, 1997)), mientras que las técnicas de cointegración de Johansen requieren que todas las variables del sistema sean de igual orden de integración , (ii) que se necesita un número suficiente de rezagos para capturar el proceso generador de datos en un marco de modelación de lo general a lo específico (Laurenceson y Chai, 2003) . (iii) mientras que las técnicas de cointegración de Johansen requieren grandes muestras de datos para la validez, el procedimiento ARDL es estadísticamente enfoque más significativo para determinar la relación de cointegración en muestras pequeñas⁷, (iv) un error dinámico Modelo de corrección (ECM) se puede derivar de ARDL a través de una transformación lineal simple (Banerjee et al., 1993). El ECM integra la dinámica de corto plazo con el equilibrio de largo plazo sin perder la información de largo plazo. (v) El procedimiento ARDL permite que las variables pueden tener diferentes retardos óptimos , mientras que es imposible con los procedimientos convencionales de cointegración , (vi) La técnica ARDL proporciona generalmente estimaciones objetivas del modelo de largo plazo y valida el t-estadístico incluso cuando algunos de los regresores son endógenos , (vii) El procedimiento ARDL emplea una única ecuación de forma reducida , mientras que los procedimientos de cointegración convencionales estiman las relaciones de largo plazo en un contexto de sistema de ecuaciones. Todas las variables están expresadas en logaritmos. La especificación general del modelo será como el que sigue considerando el modelo con intercepto y tendencia (Modelo de Corto Plazo).

$$\Delta LX_t = a_0 + \sum_{j=1}^{p-1} \eta_j \Delta(LX)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1-1} a_{1j} \Delta LP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2-1} a_{2j} \Delta LY_{t-i} + a_3 tie$$

$$+ \gamma_0 LX_{t-1} + \gamma_1 LP_{t-1} + \gamma_2 LY_{t-1} + \varepsilon_t$$

⁷ Hakkio y Rush (1991) sugieren utilizar muestras que comprenden entre 70 y 120 años para los procedimientos convencionales de contrastes de cointegración.

Donde, los γ_i son los parámetros de largo plazo, η_j y los α_{ij} son los parámetros del modelo dinámico a corto plazo, ε_t es el término de error que se supone que no está correlacionada con los regresores, LX es el coeficiente o ratio de exportación del Cobre en primeras diferencias, ΔLP es el diferencial del precio internacional del Cobre, ΔLY es el diferencial de la demanda externa por Cobre representada por el PBI de Estados Unidos. Para efectos del cálculo de los retardos de este modelo ARDL se usará los criterios de Aikaike y Hannan y Quinn. Para hallar los coeficientes normalizados del modelo a largo plazo se procederá a efectuar la siguiente división:

$$\beta_i = \frac{\gamma_i}{\gamma_0}$$

La ecuación presenta una parte dinámica y explica el corto plazo, expresada en primeras diferencias con sus respectivos procesos autorregresivos, y una de largo plazo que está expresada en niveles es decir $LXC_{t-1}, \gamma_1 LP_{t-1}, \gamma_2 LY_{t-1}$.

Por otro lado para la verificación de la existencia de cointegración o no, se computa un test F, que de acuerdo con Pesaran et al. (2001) el valor calculado debería de superar la banda superior es decir $F > F_u$ propuesta en sus tablas al 90%, 95% y 99% para que exista cointegración. La formulación de la hipótesis nula en la que, si esto ocurriera, se acepta la hipótesis nula es decir que no existe cointegración entre las variables propuestas en la ecuación 1) de la parte no dinámica, es decir no existe una relación a largo plazo entre las variables involucradas.

IV. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

4.1 Análisis de las Exportaciones de Cobre en el Perú

El comportamiento temporal exportaciones de Cobre, exportaciones tradicionales mineras y exportaciones totales en el periodo 2001-2017, muestra un crecimiento significativo pasando de 985.6 millones de US\$ en el 2001 (31% de las exportaciones mineras y 14% de las exportaciones totales) a 13773 millones de US\$ en el 2017(51% de las exportaciones mineras y 31% de las exportaciones totales). Asimismo, entre el 2001 y 2017 las exportaciones se observa que las exportaciones tradicionales, mineras y de Cobre son sensibles al comportamiento de la economía mundial, por lo que los efectos de la crisis financiera internacional del 2008 son bastante influyentes en estas variables (Figura N° 03).

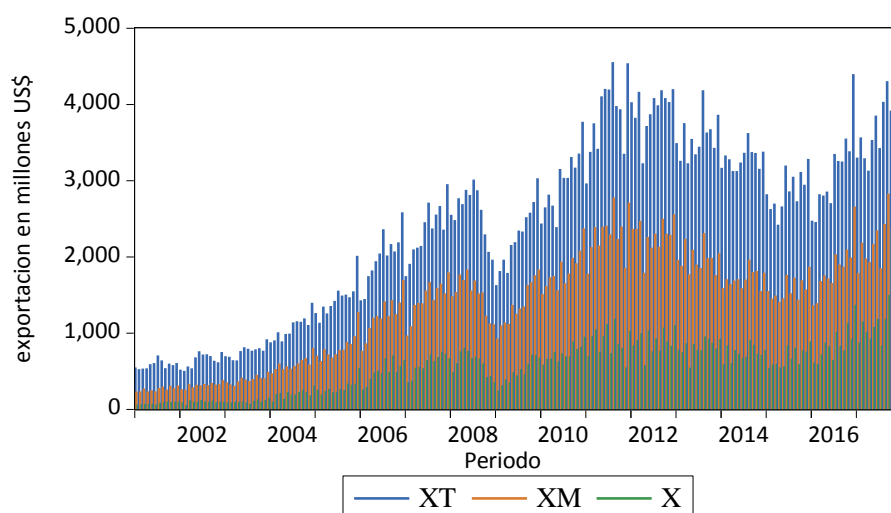


Figura 3

Exportaciones totales, exportaciones mineras y exportaciones de Cobre del Perú: periodo 2001.01 – 2017.12 (En millones de dólares)

Fuente: Análisis de regresión en Eviews

Elaboración: Propia

La tendencia ascendente de la cotización del cobre se acentuó al cierre del mes de diciembre del 2017. Cerrando con el mayor precio obtenido desde diciembre del 2014 la Figura N° 04 muestra como a partir del año 2011 el precio internacional del cobre experimento una caída continua, con ello las exportaciones de cobre también experimentaron una baja, este impacto también se aprecia claramente cuando a partir del 2016 se reporta un incremento en el precio del cobre generando de inmediato un impacto

positivo en las exportaciones de dicho mineral. Una primera explicación de la caída de los precios es que subieron muy rápido luego de la crisis del 2008 y que luego del auge tenían que bajar, siguiendo el ciclo económico mundial, que luego de la crisis de 2008 ha mostrado una clara dirección hacia la desaceleración. Esto generado por la desaceleración económica mundial, manifestada en una reducción de la demanda, en general, por todas las materias primas. La lenta recuperación de la economía mundial afectó a los precios de las materia primas, para los años 2016 en adelante el contexto ha cambiado y el precio así como la economía mundial muestra mejoras alentadoras, en medio de un panorama más favorable para los metales industriales tras un alivio de las tensiones comerciales entre Estados Unidos y China.

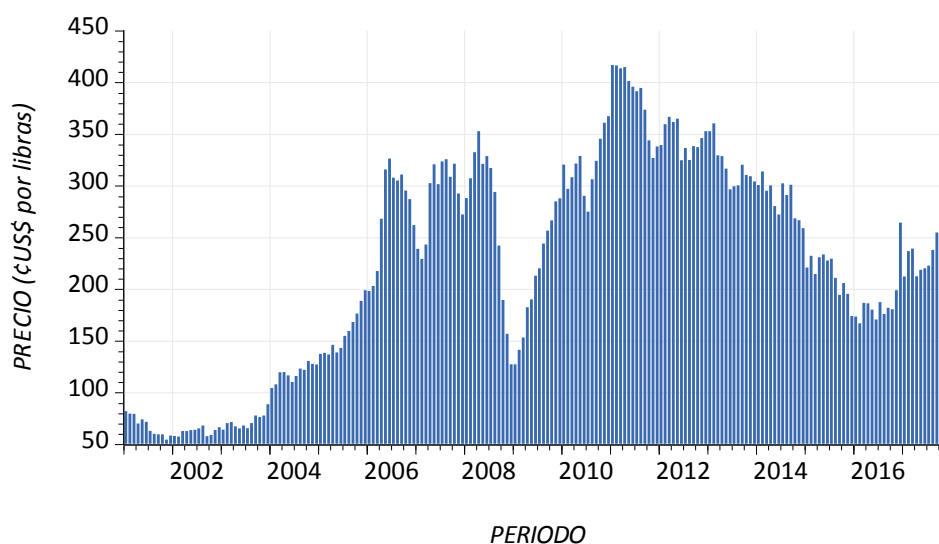


Figura 4
Evolución de los precios internacionales de Cobre: periodo 2001.01 – 2017.12

Fuente: Elaboración Propia

Según datos obtenidos del MINEM, los resultados de producción cuprífera por empresas destaca el aporte productivo de Sociedad Minera Cerro Verde S.A.A. con el 20.5% del total nacional (501,815 TMF), manteniéndose durante el año 2017 como el principal productor de cobre en el Perú. No obstante, al cierre de diciembre, la empresa reportó una sostenida tendencia decreciente (-3.89%) respecto al año anterior. Dicho descenso acumulado se debe a una disminución en la recuperación del mineral en el proceso de lixiviación en su unidad minera Cerro Verde 1, 2, 3 (Arequipa).

La variación en el volumen de extracción de cobre impactó en el resultado registrado por la principal región productora: Arequipa, aportante del 20.6% de la

producción nacional, culminando el año con una tendencia declinante mostrada durante el 2017, que registra una tasa de -3.96% a diciembre.

Minera Las Bambas S.A., perteneciente a la matriz MMG Limited, cerró el año con una producción acumulada de 452,950 TMF, volumen superior en 37.5% al que se obtuvo en el año anterior que fue de 329,368 TMF, posicionándose como la segunda empresa productora del metal rojo con el 18.5% de participación; sus operaciones se llevan a cabo en la región Apurímac, región que ocupa la segunda posición como región aportante de cobre peruano (18.5% del total). Al respecto, se ha propuesto el diseño de un proyecto ferroviario que de ser factible permitiría el transporte de mineral desde futuras minas ubicadas en dicha región andina del país, incluidos depósitos como “Haquira” de First Quantum Minerals Ltd., “Los Chancas” de Southern Perú Copper Corporation, “Cotabambas” de Panoro Minerals Ltd. y “Trapiche” de Compañía de Minas Buenaventura S.A.A.

La tercera posición corresponde a la Compañía Minera Antamina S.A. con una producción de 439,248 TMF, que aporta el 18% del total del mineral reportado a nivel nacional, informando una variación en el volumen de su producción de -0.99%, generado por una disminución de la concentración de mineral en la zona de explotación. Áncash, región donde realiza sus operaciones, culmina el año en el tercer lugar, con una participación de 18.3% del volumen total al mes de diciembre, reportando una anual tasa declinante de -1.59%.

Por su parte, Southern Perú Copper Corporation continúa ejecutando labores de inducción destinadas a la articulación de un entorno favorable para el desarrollo del proyecto minero “Tía María”, buscando la aceptación de las comunidades posicionadas en la zona de influencia. Al respecto, la minera considera la reubicación de la planta de procesamiento y componentes auxiliares, en aproximadamente 500 metros hacia el suroeste del referido proyecto, en el sector de Pampa Cachendo. La empresa aportó el 12.5% de la producción nacional, ocupando la cuarta posición. Al cierre del mes de diciembre reportó como resultado de sus operaciones, un volumen de 306,153 TMF y registró un decremento de -2.14%, explicado parcialmente por la menores leyes minerales.

La quinta posición es ocupada por Compañía Minera Antapaccay S.A., siendo que hasta el mes de diciembre mostró el resultado de sus operaciones en Cusco, cooperante con el 8.44% de la producción nacional con un volumen de 206,493 TMF, aunque reportando un descenso de -6.73%.

Por su parte, Minera Chinalco Perú S.A., perteneciente a la empresa estatal china Chinalco, que administra las operaciones de Toromocho en Junín, se coloca en el sexto lugar con una participación de 7.96%, y una tasa de crecimiento interanual que ascendió a 15.64% a diciembre del 2017.

Finalmente, en cuanto a la proyección productiva del cobre, cabe destacar el proyecto “Mina Justa”, operado por Marcobre S.A.C. que pertenece al grupo Breca y se localiza en Nazca, que contempla 13 años y medio de vida útil del yacimiento, con recursos explotables de cobre, plata y concentrados de hierro. Considera operaciones a tajo abierto y subterráneo. El proyecto estima un capital total de USD 1,500 millones. El proyecto está ubicado en la región Ica en Perú y cuenta con acceso de combustible, agua, energía eléctrica e infraestructura cercana.

Tabla 1

Producción nacional de cobre por empresas y su participación porcentual

PRODUCTO / EMPRESA	2016	2017	Var. %	Part. %
COBRE (TMF)	2,353,859	2,445,585	3.90%	100%
SOCIEDAD MINERA CERRO VERDE S.A.A.	522,134	501,815	-3.89%	20.52%
MINERA LAS BAMBAS S.A.	329,368	452,950	37.52%	18.52%
COMPAÑÍA MINERA ANTAMINA S.A.	443,625	439,248	-0.99%	17.96%
SOUTHERN PERÚ COPPER CORPORATION SUCURSAL DEL PERÚ	312,859	306,153	-2.14%	12.52%
COMPAÑÍA MINERA ANTAPACCAY S.A.	221,399	206,493	-6.73%	8.44%
MINERA CHINALCO PERÚ S.A.	168,376	194,704	15.64%	7.96%
HUDBAY PERÚ S.A.C.	133,439	121,782	-8.74%	4.98%
SOCIEDAD MINERA EL BROCAL S.A.A.	49,170	45,778	-6.90%	1.87%
COMPAÑÍA MINERA MILPO S.A.A.	42,524	45,030	5.89%	1.84%
GOLD FIELDS LA CIMA S.A.	32,282	31,460	-2.55%	1.29%
OTROS	98,682	100,172	1.51%	4.10%

Fuente: MINEM

Tabla 2*Producción nacional de cobre por Departamentos y su participación porcentual*

PRODUCTO / REGIÓN	2016	2017	Var. %	Part. %
COBRE (TMF)	2,353,859	2,445,585	3.90%	100%
AREQUIPA	524,024	503,278	-3.96%	20.58%
APURÍMAC	329,368	452,950	37.52%	18.52%
ÁNCASH	454,447	447,232	-1.59%	18.29%
CUSCO	354,838	328,275	-7.49%	13.42%
JUNÍN	190,007	214,971	13.14%	8.79%
MOQUEGUA	174,918	161,119	-7.89%	6.59%
TACNA	137,941	145,035	5.14%	5.93%
PASCO	61,992	58,137	-6.22%	2.38%
ICA	43,155	50,317	16.59%	2.06%
LIMA	28,459	31,532	10.80%	1.29%
CAJAMARCA	32,303	31,460	-2.61%	1.29%
HUANCAVELICA	14,670	13,227	-9.83%	0.54%
PUNO	3,717	3,937	5.92%	0.16%
HUÁNUCO	1,788	2,180	21.89%	0.09%
LA LIBERTAD	1,524	1,311	-13.96%	0.05%
AYACUCHO	705	625	-11.34%	0.03%

Fuente: MINEM

Según el (Servicio Geológico de los Estados Unidos [USGS], 2018) en su publicación denominada “Mineral Commodity Summaries 2018” señala que, de las 19.7 millones de toneladas métricas (TM) de cobre producidas a nivel mundial durante el 2017, el 12% provino del Perú, lo que le permitió ubicarse como el segundo productor mundial del metal rojo. Muestra, además, que pese a la caída mundial de la producción de cobre en el 2017, nuestro país registró un crecimiento de 1.7% respecto del 2016, y si lo comparamos con el 2015, este crecimiento fue de 40.5%.

De esta manera, el Perú se consolidó como el único país de los cinco principales productores de cobre a nivel mundial en incrementar sus niveles de producción de cobre durante el último año, superando a Chile que, por segundo año consecutivo, registró una caída en la producción de este metal.

4.2 Factores que Determinan las Exportaciones de Cobre en el Perú

4.2.1 Comportamiento de las variables macroeconómicas

La Figura N° 05 muestra el comportamiento de las variables macroeconómicas utilizadas en el presente trabajo, podemos apreciar que las exportaciones de Cobre así como las exportaciones totales y mineras han tenido una evolución creciente bastante dinámica desde el 2001 al 2017, teniendo una caída en el 2009 a causa de la crisis financiera de ese

año. Además podemos apreciar una relación positiva entre las variables a excepción de los términos de intercambio.

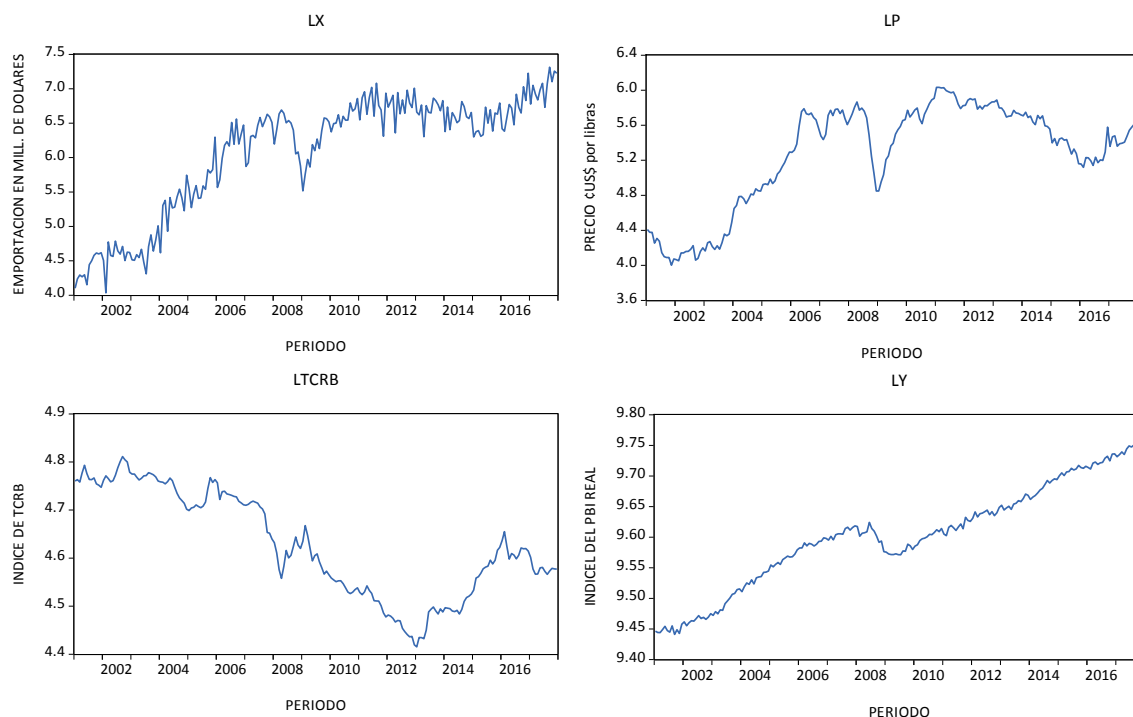


Figura 5

Comportamiento de variables macroeconómicas: LX, LP, LY y LTCR (Periodo enero 2001 – diciembre 2017)

Fuente: Análisis de regresión en Eviews

Elaboración: Propia

Donde:

LX_t = Logaritmo de las exportaciones de Cobre (millones US\$)

LP_t = Precio internacional del Cobre (¢US\$ por libras)

LY_t = Índice del PIB real de los Estados Unidos

$LTCRB_t$ = Índice del tipo de cambio real Bilateral (base 2009=100)

Al realizar una primera estimación incluyendo todas las variables propuestas se obtuvo que el coeficiente asociado al tipo de cambio real bilateral es negativo, lo cual contradice la teoría económica la cual podemos apreciarla en el Anexo N° 01, por este motivo se excluye del modelo a dicha variable quedando el modelo final solo con las

variables el Precio Internacional del Cobre y el PBI de EE.UU. como variables explicativas, donde los signos de los parámetros estimados son los esperados, los coeficientes son estadísticamente significativos, tal como se muestra en el Anexo N° 02.

4.2.2 Resultado de los contrastes de raíz unitaria y estacionariedad.

En las regresiones realizadas sobre las series mensuales se aplicaron las pruebas de raíces unitarias: Dickey Fuller aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowsky-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) y Elliott-Rothenberg-Stock Optimal Point (ERS). A fin de identificar el orden de integración de las series utilizadas.

La tabla N° 03 y la tabla N° 04 muestra el resumen de contrastes de raíz unitaria y de estacionariedad de las variables en niveles y en primeras diferencias respectivamente, con todos los procesos generadores de datos (PGD) y expresadas en logaritmos. Para el análisis solo se utilizarán los modelos con tendencia e intercepto de acuerdo al comportamiento de las variables macroeconómicas mostradas en la Figura N° 05 que sugiere utilizar estos modelos.

Primeramente de acuerdo a los resultados de la Tabla N° 03. Para las pruebas ADF y PP los estadísticos de las pruebas para todas las series son menores que los valores críticos por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula lo que demuestra que las series tienen raíz unitaria. Para la prueba KPSS los valores estadísticos son mayores a los valores críticos con lo que se rechaza la hipótesis nula al 1% de significancia (solo para la serie PBI de los Estados Unidos se puede rechazar la hipótesis nula al 5% de significancia)

Por lo tanto todas las series estimadas en niveles tienen raíz unitaria o son no estacionarias. En consecuencia se procede a llevar a cabo pruebas de raíz unitaria y de estacionariedad a las variables en primeras diferencias.

El resumen que se observa en la Tabla N° 04 muestra que los valores absolutos calculados para las pruebas ADF y PP son mayores a los valores críticos al 1% del nivel de significancia, de igual manera los valores calculados para los contrastes KPSS y ERS al 1% del nivel de significancia son menores a los valores críticos. Con ello se puede concluir para las pruebas de raíz unitaria que todas las series son estacionarias en primeras diferencias o también son integradas de primer orden $I(1)$ el cual es requisito para llevar

a cabo la metodología de cointegración de Johansen aunque no es necesario esta condición para prueba de Pesaran.

Tabla 3

*Resumen de contrastes de raíces unitarias y de estacionariedad (series en niveles)
Periodo: 2001.01 – 2017.12*

VARIABLES EN LOGARITMOS	CONTRASTES DE RAIZ UNITARIA										
	Dickey-Fuller Aumentado			Phillis-Perron			KPSS		ERS		
	$\hat{\tau}_\mu$	$\hat{\tau}_\tau$	$\hat{\tau}$	$Z(\hat{\tau}_\mu)$	$Z(\hat{\tau}_\tau)$	$Z(\hat{\tau})$	$\hat{\eta}_\mu$	$\hat{\eta}_\tau$	$\hat{\tau}_\mu$	$\hat{\tau}_\tau$	
Exportaciones de Cobre (LX)	-1.76	-2.05	1.79	-2.04	-3.95	1.89	1.48	0.37	114.95	25.02	
Precio internacional del Cobre (LP)	-1.60	-1.41	0.73	-1.58	-1.49	0.67	1.04	0.37	30.72	21.66	
Ingreso extranjero (LY)	-0.45	-1.42	5.19	-0.38	-1.59	4.96	1.66	0.18	43.10	26.84	
valores críticos al:	99%	-3.46	-4.00	-2.58	-3.46	-4.00	-2.58	0.74	0.22	1.91	4.05
	95%	-2.88	-3.43	-1.94	-2.88	-3.43	-1.94	0.46	0.15	3.17	5.66
	90%	-2.57	-3.14	-1.62	-2.57	-3.14	-1.62	0.35	0.12	4.33	6.86

Fuente: Análisis de regresión en Eviews

Elaboración: Propia

Tabla 4

Resumen de contrastes de raíces unitarias y de estacionariedad (series en primeras diferencias) Periodo: 2001.01 – 2017.12

VARIABLES EN LOGARITMOS	CONTRASTES DE RAIZ UNITARIA										
	Dickey-Fuller Aumentado			Phillis-Perron			KPSS		ERS		
	$\hat{\tau}_\mu$	$\hat{\tau}_\tau$	$\hat{\tau}$	$Z(\hat{\tau}_\mu)$	$Z(\hat{\tau}_\tau)$	$Z(\hat{\tau})$	$\hat{\eta}_\mu$	$\hat{\eta}_\tau$	$\hat{\tau}_\mu$	$\hat{\tau}_\tau$	
Exportaciones de Cobre (LX)	-17.29	-17.31	-17.04	-29.42	-30.05	-27.68	0.20	0.08	0.20	0.61	
Precio internacional del Cobre (LP)	-11.64	-11.66	-11.61	-11.69	-11.63	-11.66	0.14	0.06	0.30	1.02	
Ingreso extranjero (LY)	-19.05	-19.00	-6.42	-18.94	-18.90	-17.08	0.13	0.13	0.36	1.07	
Valores críticos al:	99%	-3.46	-4.00	-2.58	-3.46	-4.00	-2.58	0.74	0.22	1.91	4.05
	95%	-2.88	-3.43	-1.94	-2.88	-3.43	-1.94	0.46	0.15	3.17	5.66
	90%	-2.57	-3.14	-1.62	-2.57	-3.14	-1.62	0.35	0.12	4.33	6.86

Fuente: Análisis de regresión en Eviews

Elaboración: Propia

4.2.3 Resultados en la Cointegración Multivariada de Johansen

La cointegración se comprueba al contrastar que los estadísticos de la traza y de Max-Eigen (Máximo Valor Propio) sean mayores a los valores críticos al 95 y 99% de confianza. En la Tabla N° 05 se aprecian los resultados de ambos estadísticos y se observa la existencia de un vector de cointegración válido al 99% de significancia.

Tabla 5
Test de cointegración de johansen

Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.225616	56.55992	42.44	48.45
At most 1	0.015032	4.911055	25.32	30.45
At most 2	0.009124	1.851477	12.25	16.26
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels *(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.225616	51.64886	25.54	30.34
At most 1	0.015032	3.059578	18.96	23.65
At most 2	0.009124	1.851477	12.25	16.26
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels *(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				

Fuente: Análisis de regresión en Eviews
Elaboración: Propia

Vector de corrección de errores (VEC) en la metodología de Johansen

La ecuación cointegrante para el modelo de exportaciones de Cobre para el periodo anterior es (Para ver los resultados ir a Anexo 04):

$$LX_{t-1} = - 44.36 + 0.82LP_{t-1} + 4.79 LY_{t-1} + \varepsilon_{t-1}$$

(0.052) (0.367)

[15.805] [13.066]

La ecuación del mecanismo de corrección de errores (MCE) es la siguiente:

$$\Delta LX_t = 0.022 - 0.569\varepsilon_{t-1} - 0.269\Delta LX_{t-1} + 0.511LP_{t-1} - 4.289LY_{t-1}$$

En la ecuación anterior el error de equilibrio del periodo anterior representa el largo plazo, el valor del coeficiente asociado a los residuales es -0.569 y representa el ajuste hacia el equilibrio en el largo plazo, además señala en qué proporción del desequilibrio en LX_t es corregida en cada periodo.

4.2.4 Cointegración por bandas de Pesaran, Shin y Smith

A continuación se muestra en la tabla que contiene los parámetros obtenidos tanto del Corto Plazo como de Largo Plazo (para los resultados de Eviews ver Anexo N° 05).

Tabla 6

Resumen de la Estimación del modelo ARDL irrestricto de Pesaran, Shin y Smith, Modelos de Corrección de Errores y contrastes de normalidad y estabilidad.

ECUACIÓN DE LAS EXPORTACIONES DE COBRE PERUANO			
MÉTODO EMPLEADO: ARDL (3,3,3)			
Estimación de la ecuación de las exportaciones de cobre peruano del Perú: Método pesaran et.al. (2001)			
PANEL A: Estimación de coeficientes a corto plazo			
ORDEN LAG	LX	LP	LY
0		0.816 7.321	1.816 1.123
1	-0.504 -8.692	0.519 4.330	-3.906 -2.310
2	-0.333 -7.498	0.366 3.076	-5.194 -3.257
<i>R-squared: 0.8091, Adjusted R-squared: 0.794731, F-statistic: 56.30954, Prob(F-statistic): 0.0000, D-W: 1.920517, Jarque Bera: 6.16(0.046), Ramsey RESET [1]: F-Statistic: 0.712454 (0.3997), Breusch-Godfrey LM Test :F = 0.27-Prob. F (2,184) = 0.7636, ARCH Test [1]: F-Statistic 0.943096 Prob. F(1,198) 0.3327, White Test F: F-statistic 0.748250 Prob. F(85,115) 0.9203</i>			
<i>CointEq(-1)</i>	-0.4510 (-7.199)	<i>Coficiente a de Corrección de Errores</i>	
PANEL B: Coeficientes estimados normalizados: Ecuación de Largo Plazo			
LX	C	LP	LY
	24.1906	-0.8228	-2.6050
t-estadístico	-2.714652	6.525877	2.734664

Fuente: Análisis de regresión en Eviews
Elaboración: Propia

Tabla 7
Test de Wald

Test de Wald		
	$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$	
	$H_1 = \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq 0$	
Valores	I(0)	I(1)
Críticos al 1% pesaran	5.17	6.36
**significativo al 1%		

Fuente: Análisis de regresión en Eviews
Elaboración: Propia

Debido a que el estadístico F (Wald) es mayor a los valores críticos al 1% de significancia se rechaza la hipótesis nula con lo cual concluimos que existe cointegración entre variables en el largo plazo.

Se formula la ecuación de largo plazo a estimar:

$$LX_{t-1} = a_0 + \gamma_1 LP_{t-1} + \gamma_2 LY_{t-1} + \varepsilon_t$$

Los parámetros de largo plazo se obtuvieron realizando la operación:

$$\gamma_i = \frac{\beta_i}{\beta_0}$$

Por lo que finalmente la ecuación estimada de largo plazo es:

$$LX_t = -24.191 + 0.823LP_t + 2.605LY_t$$

Incidencia de las variables exógenas sobre las exportaciones de cobre

De los resultados mostrados en la tabla 6 panel B, se infiere que el precio internacional del Cobre incide de manera positiva en las exportaciones de Cobre, es así que si el precio experimenta un incremento en 1% conllevará a un aumento de 0.82% en las exportaciones de Cobre, lo que implicaría que las exportaciones de Cobre es sensible a los cambio en los precios internacionales, esto por la gran dependencia de esta variable; así mismo, por el lado de la demanda externa en este caso expresado por el PBI de los Estados Unidos tenemos que un incremento de 1% conlleva a un incremento de 2.6 % en las exportaciones

de Cobre, esto por supuesto se debe a lo que en teoría conocemos y lo cual estamos verificando en la práctica.

A continuación presentamos el test de estabilidad correspondiente al modelo estimado que nos indica la estabilidad del modelo lo cual respalda lo parsimonioso del modelo estimado y los parámetros robustos obtenidos.

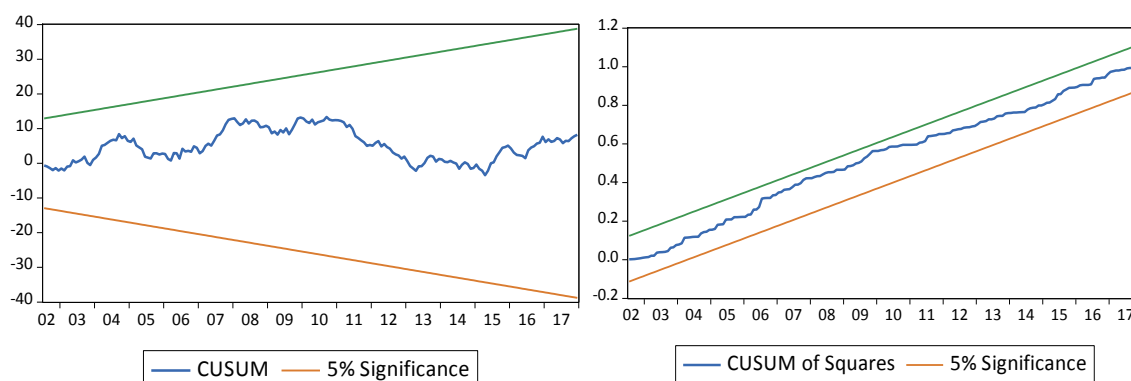


Figura 6

Test de Estabilidad: CUSUM y CUSUM Cuadrado

Fuente: Análisis de regresión en Eviews

Elaboración: Propia

En la Figura anterior se observa la estimación recursiva de los coeficientes del modelo SRDL, donde se aprecia que los coeficientes estimados no se salen de las bandas de confianza y que estos van cerrando cuando aumentan los retardos.

A continuación se muestra un resumen de diferentes contrastes y sus resultados. Sus estimaciones se pueden encontrar en los anexos de este trabajo.

- Jarque-Bera = 6.16; Prob=0.046; coeficiente de Curtosis = 2.41 y sesgo = -0.3, los errores tienen una distribución aproximadamente normal.
- Estadístico de correlación serial Durbin-Watson = 1.92, solo es referencial debido a que el modelo ARDL tiene como variables los rezagos de la variable dependiente, los que invalida su uso.
- Estadístico Breusch-Godfrey o multiplicador de Lagrange: Estadística F = 0.27; Prob. F (2,184) = 0.7636 y $T \cdot R^2 = 0.59$; Prob.Chi-Cuadrado (2) = 0.745. por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula que dice que no existe correlación serial.

- Contraste de Heteroscedasticidad de White: Estadístico $F = 0.748250$; Prob. $F(85,115) = 0.9203$ y $T \cdot R^2 = 71.57763$; Prob. Chi-cuadrado $(85) = 0.8502$. por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula (los residuales son homoscedasticos).
- Test Heteroscedasticidad condicional autorregresiva ARCH: $T \cdot R^2 = 0.948106$ y Prob. Chi-Square $(1) = 0.3302$. Por lo tanto no se pude rechazar la hipótesis nula y se concluye que el modelo no tiene problema de heteroscedasticidad.
- Contraste de quiebre estructural de Chow (2009.01): Estadístico $F = 0.879356$; Prob. $F(15,171) = 0.5882$; Log likelihood ratio = 14.93553; Prob. Chi-Square $(15) = 0.4561$. debido a que el estadístico F es mayor a el F de tablas se concluye que si hubo cambio estructural en los coeficientes de la regresión.
- Test de Quandt-andrews (2003.11 - 2015.06): Wald F -statistic = 12.7838 (0.7100). con lo cual se rechaza la hipótesis nula que sostiene que no hubo quiebre estructural en los coeficientes de la regresión.
- Test de errores de especificación RESET de Ramsey: $F = 0.712454$ y Prob. = 0.3997. por lo que el F estadístico no es significativo por lo que no rechazamos la hipótesis nula que sostiene que el modelo está correctamente especificado.
- Causalidad De Granger: los resultados de esta prueba expresan que las variables LP y LY causan de forma unidireccional a la variable $LXNT$, se comprueba la exogeneidad fuerte.

4.3 Discusión

Según los resultados, la producción extranjera tiene una relación directa e incide de manera significativa en las exportaciones de cobre lo cual coincide con los resultados de Turpo (2017) en la cual se analiza las exportaciones de estaño. Sin embargo, los resultados para las variables tipo de cambio real bilateral y precio internacional no se asemejan a los resultados del trabajo de Turpo (2017), ya que para dicho trabajo la variable tipo de cambio real bilateral si tendría una relación positiva y significativa en las exportaciones de estaño peruano,

De igual manera, las estimaciones realizadas en este trabajo de investigación coincide con los resultados de Quispe (2010) a excepción de los resultados del coeficiente de la variable tipo de cambio real, dicha investigación mediante el método de cointegración de Engle-Granger y Johansen demuestra que existe una relación estable de largo plazo y estadísticamente significativa entre las exportaciones de estaño, los precios internacionales de dicho mineral, el tipo de cambio bilateral y la demanda externa donde todas influyen de manera positiva a las exportaciones de estaño en la región de Puno – Perú.

La relación positiva que existe y la incidencia significativa de las variables precio y demanda extranjera sobre las exportaciones, así como la relación indirecta con el tipo de cambio real son coincidentes con los resultados obtenidos por Misas, Ramírez y Silva (2001), que estiman una función de demanda de exportaciones no tradicionales en Colombia utilizando análisis multivariado de cointegración. En el artículo confirman la existencia de una relación de largo plazo entre las exportaciones no tradicionales, los precios relativos y la demanda externa, mas no encuentran una relación de largo plazo entre las exportaciones no tradicionales, los precios relativos, la demanda externa y la volatilidad de la tasa de cambio.

CONCLUSIONES

Las exportaciones de cobre en los años 2001 al 2017 han experimentado un comportamiento inestable, la crisis financiera internacional del 2008 afectó directamente la industria extractiva de minerales. Se contrajo la demanda global por estos productos. Países locomotoras de la economía planetaria como China, Estados Unidos y otros consumieron mucho menos. Bajó el precio del cobre. y se paralizaron por años grandes inversiones en yacimientos cupríferos del mundo entero, así mismo, su recuperación se dio de una manera muy acelerada impulsada por la demanda y el precio internacional de este metal, generándose una nueva caída de las exportaciones en el año 2011 que perduro hasta inicios del 2016, de ahí en adelante hasta diciembre del 2017 se aprecia que tanto las exportaciones de cobre, el precio y su demanda internacional experimentan una recuperación bastante alentadora para la economía peruana.

Las estimaciones muestran evidencia empírica de que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables. Según las estimaciones, la demanda externa representado en este trabajo por el PBI de Estados Unidos (Y) y el precio internacional del Cobre (P) son las variables que influyen significativamente a las exportaciones de dicho mineral, durante el periodo 2000 a 2017.

Los resultados devienen en que las elasticidades de las variables macroeconómicas estimadas a excepción del tipo de cambio real bilateral (TCRB), son consistentes con la teoría económica, es así que, un incremento del 10% en el Precio del Cobre (P) conlleva al incremento de las exportaciones en 8.2%, por otro lado, un incremento del 10% en el PBI de los Estados Unidos (Y) conllevaría a un incremento de 26% en las exportaciones de este importantísimo mineral.

BIBLIOGRAFÍA

- Banco Central de Reserva del Perú (2016), Revistas Moneda; Memorias, Boletines, Notas semanales y otras publicaciones.
- Blanchard, O, Amighini, A & Giavazzi, F. (2012). La política económica en una economía abierta. En E. Rabasco & L. Toharia (Trad.), *Macroeconomía*, pp. (405-433). Madrid: PEARSON EDUCACIÓN.
- Candía, Zambrana, Antelo y Valverde. (1993). Determinantes de las exportaciones en Bolivia. Recuperado de http://www.udape.gob.bo/portales_html/analisis economico/UDAPE%20-%20RAE%20vol_%2006.htm.
- Gallegos L.P. (2016). “*Determinantes de las exportaciones mineras en la economía peruana, período 2005-2014*”. (Tesis de pregrado). Facultad de Ingeniería Económica. Universidad Nacional del Altiplano, Puno, Perú.
- León, J. (2010). “Crisis económica internacional y las exportaciones de una economía pequeña: un análisis modelístico”. *Pensamiento Crítico N.º 16*, pp. 21-35.
- Luna B. A. (2012). Tipo de Cambio Real de equilibrio y la demanda de exportaciones tradicionales y no tradicionales de Bolivia (1990-2011).
- Mendoza, W. (24 de Noviembre de 2017). Salvo el cobre, todo es ilusión, por Waldo Mendoza. El Comercio. Recuperado de <https://elcomercio.pe/economia/opinion/salvo-precio-cobre-ilusion-waldo-mendoza-noticia-475423>.
- Ministerio de Energía y Minas (2018). *Boletín estadístico minero: Ubicación de la economía peruana en los principales indicadores mundiales de competitividad 2018*. Recuperado de <http://www.minem.gob.pe/minem/archivos/file/Mineria/PUBLICACIONES/VARIABLES/2018/BEM2018ENE.PDF>
- Misas, M., Ramirez, M. T., Silva, L. F. (2001). “Exportaciones no tradicionales en 97 Colombia y sus determinantes”. Banco de la República. Subgerencia de Estudios Económicos.

- Ossa, F. and R. Smyth (2000): “*Economía Internacional, Aspectos Reales*”. Chile: Ediciones Universidad Católica de Chile.
- Pesaran, M. H., Y. R. Shin, and R. J. Smith (2001): “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships,” in Special Issue in Honour of J D Sargan - Studies in Empirical Macroeconometrics, ed. by D. F. Hendry and M. H. Pesaran, Journal of Applied Econometrics, vol. 16, 289–326.
- Quispe, H. (2010). “*Factores que influyen sobre las exportaciones de estaño de la región Puno: Periodo 1992 – 2009*”. (Tesis de pregrado). Facultad de Ingeniería Económica. Universidad Nacional del Altiplano, Puno, Perú.
- Reinhart C. (1994). La devaluación, los precios relativos, y Comercio Internacional: La evidencia de los países en desarrollo. Documento de Trabajo del FMI, 94-140.
- Siddha Raj Bhatta (2011): Stability of demand for money function in Nepal: A cointegration and error correction modeling approach. Tribhuvan University, Kathmandu Nepal. MPRA Paper No. 41404.
- Sociedad Nacional de la Minería, Petróleo y Energía – Macroconsult (2012). Impacto económico de la minería en el Perú, 33 – 58. Recuperado de <https://www.convencionminera.com/perumin31/images/perumin/recursos/OLD/Econom%20B1a%20SNMPE%20Impacto%20econ%20B2mico%20de%200la%20miner%20B1a%20en%20el%20Per%20B3.pdf>
- Turpo, J. (2010). “*Factores determinantes de las exportaciones de estaño en el Perú, período 1998-2015*”. (Tesis de pregrado). Facultad de Ingeniería Económica. Universidad Nacional del Altiplano, Puno, Perú.

ANEXOS

Anexo N° 01. Estimación del modelo de exportaciones de Cobre incluyendo la variable Tipo de Cambio Real Bilateral (TCRB)

Dependent Variable: LX
 Method: Least Squares
 Date: 03/20/18 Time: 23:40
 Sample: 2001M01 2017M12
 Included observations: 204

Variable	Coefficie			
	nt	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LY	4.696334	0.243418	19.29330	0.0000
LP	0.800151	0.040398	19.80664	0.0000
	-			
LTCRB	0.341612	0.214533	-1.592350	0.1129
	-			
C	41.66038	2.814359	-14.80279	0.0000
R-squared	0.949038	Mean dependent var		6.078074
Adjusted R-squared	0.948273	S.D. dependent var		0.855763
S.E. of regression	0.194630	Akaike info criterion		-0.416015
Sum squared resid	7.576206	Schwarz criterion		-0.350954
Log likelihood	46.43350	Hannan-Quinn criter.		-0.389696
F-statistic	1241.489	Durbin-Watson stat		1.513013
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: *Análisis de regresión en Eviews*
 Elaboración: *Propia*

Anexo n° 02. Estimación de la ecuación de largo plazo del modelo de exportaciones de Cobre sin incluir la variable Tipo de Cambio Real Bilateral (TCRB)

Dependent Variable: LX
 Method: Least Squares
 Date: 03/25/18 Time: 13:04
 Sample: 2001M01 2017M12
 Included observations: 204

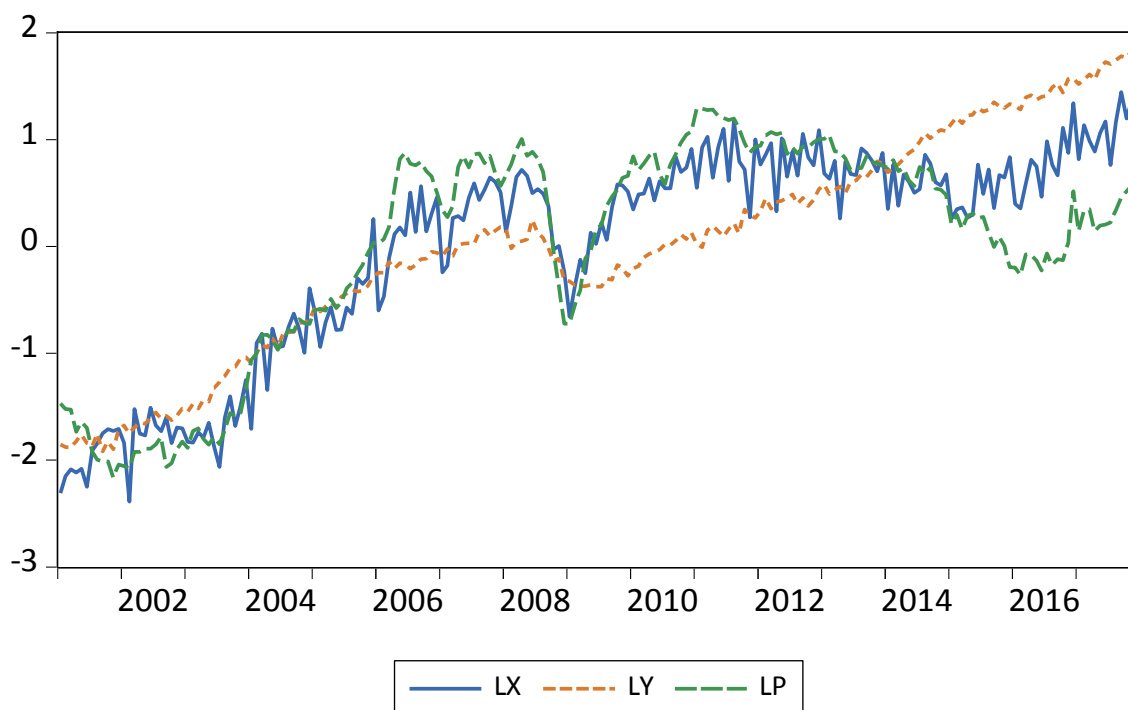
Variable	Coefficie			
	nt	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LP	0.837263	0.033123	25.27727	0.0000
LY	4.824625	0.230574	20.92445	0.0000

C	44.66909	2.093733	-21.33467	0.0000
R-squared	0.948392	Mean dependent var	6.078074	
Adjusted R-squared	0.947878	S.D. dependent var	0.855763	
S.E. of regression	0.195373	Akaike info criterion	-0.413220	
Sum squared resid	7.672256	Schwarz criterion	-0.364425	
Log likelihood	45.14849	Hannan-Quinn criter.	-0.393482	
F-statistic	1846.857	Durbin-Watson stat	1.496958	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Análisis de regresión en Eviews

Elaboración: Propia

Anexo N° 03. Bondad de ajuste de la ecuación de cointegración de Johansen, 2001.1-2017.12



Fuente: Análisis de regresión en Eviews

Elaboración: Propia

Anexo N° 04. Modelo de corrección de errores en la metodología Johansen

Vector Error Correction Estimates

Date: 03/25/18 Time: 21:34

Sample (adjusted): 2001M03 2017M12

Included observations: 202 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LX(-1)	1.000000		
LY(-1)	-4.799813 (0.36736) [-13.0657]		
LP(-1)	-0.823948 (0.05213) [-15.8058]		
C	44.35878		
Error Correction:	D(LX)	D(LY)	D(LP)
CointEq1	-0.569940 (0.08820) [-6.46175]	-0.001010 (0.00246) [-0.41017]	0.021489 (0.03475) [0.61833]
D(LX(-1))	-0.269948 (0.07089) [-3.80811]	0.001890 (0.00198) [0.95515]	-0.021575 (0.02793) [-0.77243]
D(LY(-1))	-4.289339 (2.49625) [-1.71831]	-0.298171 (0.06969) [-4.27838]	1.030721 (0.98360) [1.04791]
D(LP(-1))	0.511312 (0.18853) [2.71217]	-0.000429 (0.00526) [-0.08159]	0.195717 (0.07428) [2.63469]
C	0.022584 (0.01391) [1.62310]	0.001994 (0.00039) [5.13216]	0.003521 (0.00548) [0.64223]
R-squared	0.420854	0.087924	0.044445
Adj. R-squared	0.409094	0.069405	0.025043
Sum sq. resids	7.132877	0.005560	1.107450
S.E. equation	0.190283	0.005312	0.074977
F-statistic	35.78894	4.747699	2.290751
Log likelihood	51.07327	773.9209	239.2014
Akaike AIC	-0.456171	-7.613079	-2.318826
Schwarz SC	-0.374283	-7.531191	-2.236938

Mean dependent	0.014790	0.001560	0.005940
S.D. dependent	0.247537	0.005507	0.075934

Determinant resid covariance (dof adj.)	4.79E-09
Determinant resid covariance	4.44E-09
Log likelihood	1082.567
Akaike information criterion	-10.54027
Schwarz criterion	-10.24548
Number of coefficients	18

Fuente: Análisis de regresión en Eviews

Elaboración: Propia

Anexo N° 05-A. Modelo ARDL para las exportaciones de Cobre

Dependent Variable: LX
 Method: ARDL
 Date: 03/26/18 Time: 09:51
 Sample (adjusted): 2001M04 2017M12
 Included observations: 201 after adjustments
 Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (4 lags, automatic): LP LY
 Fixed regressors: BREAK0 BREAK1 C @TREND
 Number of models evaluated: 100
 Selected Model: ARDL(3, 3, 3)
 Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LX(-1)	0.045413	0.045432	0.999597	0.3188
LX(-2)	0.170763	0.044281	3.856336	0.0002
LX(-3)	0.333177	0.044435	7.498022	0.0000
LP	0.816458	0.111519	7.321255	0.0000
LP(-1)	0.073187	0.173308	0.422296	0.6733
LP(-2)	-0.152532	0.174427	-0.874477	0.3830
LP(-3)	-0.366302	0.119069	-3.076391	0.0024
LY	1.815937	1.616836	1.123142	0.2628
LY(-1)	-4.548366	1.902136	-2.391188	0.0178
LY(-2)	-1.287735	1.883688	-0.683624	0.4951
LY(-3)	5.194103	1.594877	3.256743	0.0013
BREAK0	0.323722	0.027479	11.78057	0.0000

BREAK1	0.249713	0.029956	8.335908	0.0000
C	-10.90141	4.015769	-2.714652	0.0073
@TREND	0.001250	0.000586	2.134678	0.0341
<hr/>				
R-squared	0.982969	Mean dependent var	6.105942	
Adjusted R-squared	0.981687	S.D. dependent var	0.830749	
S.E. of regression	0.112423	Akaike info criterion	-1.461408	
Sum squared resid	2.350824	Schwarz criterion	-1.214893	
Log likelihood	161.8715	Hannan-Quinn criter.	-1.361658	
F-statistic	766.7854	Durbin-Watson stat	1.920517	
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Fuente: Análisis de regresión en Eviews

Elaboración: Propia

Anexo N° 05-B. Modelo de Corrección de Errores del ARDL para las exportaciones de Cobre

ARDL Error Correction Regression

Dependent Variable: D(LX)

Selected Model: ARDL(3, 3, 3)

Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend

Date: 03/26/18 Time: 09:52

Sample: 2001M01 2017M12

Included observations: 201

ECM Regression				
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-10.90141	1.476629	-7.382638	0.0000
@TREND	0.001250	0.000247	5.065359	0.0000
D(LX(-1))	-0.503939	0.057529	-8.759812	0.0000
D(LX(-2))	-0.333177	0.044160	-7.544801	0.0000
D(LP)	0.816458	0.110293	7.402607	0.0000
D(LP(-1))	0.518834	0.118389	4.382451	0.0000
D(LP(-2))	0.366302	0.117100	3.128112	0.0020
D(LY)	1.815937	1.598093	1.136315	0.2573
D(LY(-1))	-3.906368	1.668367	-2.341432	0.0203
D(LY(-2))	-5.194103	1.578282	-3.290986	0.0012
BREAK0	0.323722	0.027327	11.84640	0.0000
BREAK1	0.249713	0.029747	8.394406	0.0000

CointEq(-1)*	-0.450647	0.062592	-7.199732	0.0000
R-squared	0.809100	Mean dependent var	0.014583	
Adjusted R-squared	0.796915	S.D. dependent var	0.248137	
S.E. of regression	0.111823	Akaike info criterion	-1.481309	
Sum squared resid	2.350824	Schwarz criterion	-1.267662	
Log likelihood	161.8715	Hannan-Quinn criter.	-1.394858	
F-statistic	66.40085	Durbin-Watson stat	1.920517	
Prob(F-statistic)	0.000000			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	17.09490	10%	4.19	5.06
k	2	5%	4.87	5.85
		2.5%	5.79	6.59
		1%	6.34	7.52

t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-7.199732	10%	-3.13	-3.63
		5%	-3.41	-3.95
		2.5%	-3.65	-4.2
		1%	-3.96	-4.53

Levels Equation
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LP	0.822842	0.043672	18.84146	0.0000
LY	2.605006	0.890527	2.925239	0.0039

$$EC = LX - (0.8228*LP + 2.6050*LY)$$

Fuente: Análisis de regresión en Eviews

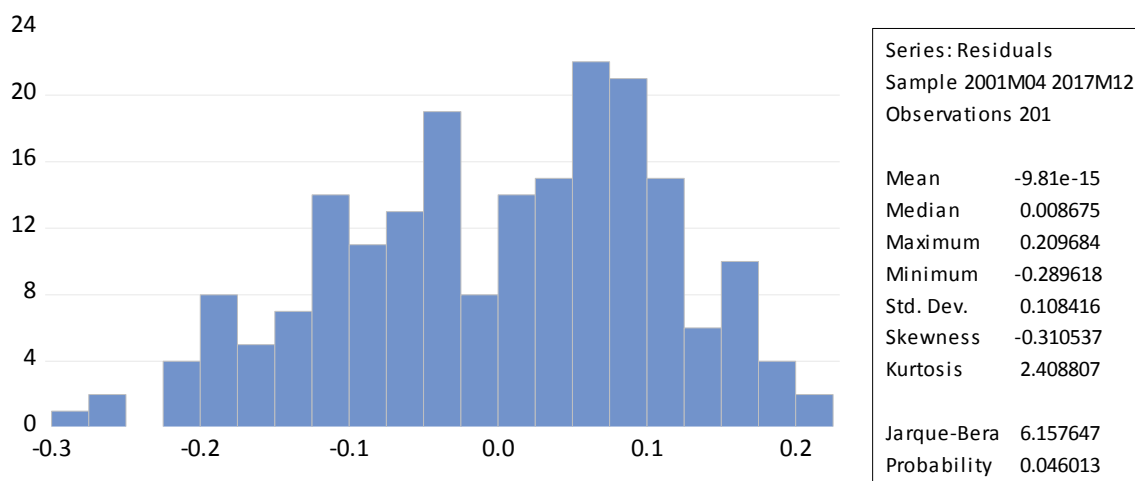
Elaboración: Propia

Anexo N° 06. Tablas de Pesaran con intercepto y tendencia

	90%		95%		97.5%		99%		mean		variance	
k	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
0	9.81	9.81	11.64	11.64	13.36	13.36	15.73	15.73	5.33	5.33	11.35	11.35
1	5.59	6.26	6.56	7.30	7.46	8.27	8.74	9.63	3.17	3.64	3.33	3.91
2	4.19	5.06	4.87	5.85	5.49	6.59	6.34	7.52	2.44	3.09	1.70	2.23
3	3.47	4.45	4.01	5.07	4.52	5.62	5.17	6.36	2.08	2.81	1.08	1.51
4	3.03	4.06	3.47	4.57	3.89	5.07	4.40	5.72	1.86	2.64	0.77	1.14
5	2.75	3.79	3.12	4.25	3.47	4.67	3.93	5.23	1.72	2.53	0.59	0.91
6	2.53	3.59	2.87	4.00	3.19	4.38	3.60	4.90	1.62	2.45	0.48	0.75
7	2.38	3.45	2.69	3.83	2.98	4.16	3.34	4.63	1.54	2.39	0.40	0.64
8	2.26	3.34	2.55	3.68	2.82	4.02	3.15	4.43	1.48	2.35	0.34	0.56
9	2.16	3.24	2.43	3.56	2.67	3.87	2.97	4.24	1.43	2.31	0.30	0.49
10	2.07	3.16	2.33	3.46	2.56	3.76	2.84	4.10	1.40	2.28	0.26	0.44

Fuente: Artículo en ingles de Pesaran

Anexo N° 07. Test de normalidad - Jarque Bera



Fuente: Análisis de regresión en Eviews

Elaboración: Propia

Anexo N° 08. Test de autocorrelación - Breusch-Godfrey

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	0.270073	Prob. F(2,184)	0.7636
Obs*R-squared	0.588324	Prob. Chi-Square(2)	0.7452

Fuente: Análisis de regresión en Eviews

Elaboración: Propia

Anexo N° 09. Contraste de Heteroscedasticidad - White

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.748250	Prob. F(85,115)	0.9203
Obs*R-squared	71.57763	Prob. Chi-Square(85)	0.8502
Scaled explained SS	43.17503	Prob. Chi-Square(85)	1.0000

Fuente: *Análisis de regresión en Eviews*
 Elaboración: Propia

Anexo N° 10. Contraste de Heteroscedasticidad ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.943096	Prob. F(1,198)	0.3327
Obs*R-squared	0.948106	Prob. Chi-Square(1)	0.3302

Fuente: *Análisis de regresión en Eviews*
 Elaboración: Propia

Anexo N° 11. Contraste de quiebre estructural de Chow

Chow Breakpoint Test: 2009M01
 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
 Varying regressors: All equation variables
 Equation Sample: 2001M04 2017M12

	0.87935		
F-statistic	6	Prob. F(15,171)	0.5882
	14.9355		
Log likelihood ratio	3	Prob. Chi-Square(15)	0.4561
	13.1903		
Wald Statistic	4	Prob. Chi-Square(15)	0.5876

Fuente: *Análisis de regresión en Eviews*
 Elaboración: Propia

Anexo N° 12. Contraste de Quiebre estructural de Quandt-andrews

Quandt-Andrews unknown breakpoint test
 Null Hypothesis: No breakpoints within 15% trimmed data
 Varying regressors: All equation variables

Equation Sample: 2001M04 2017M12

Test Sample: 2003M11 2015M06

Number of breaks compared: 140

Statistic	Value	Prob.
		0.742
Maximum LR F-statistic (2003M12)	1.400397	6
		0.742
Maximum Wald F-statistic (2003M12)	21.00596	6
		0.904
Exp LR F-statistic	0.433222	9
		0.690
Exp Wald F-statistic	7.974704	7
		0.710
Ave LR F-statistic	0.852253	0
		0.710
Ave Wald F-statistic	12.78380	0

Note: probabilities calculated using Hansen's (1997) method

Fuente: *Análisis de regresión en Eviews*

Elaboración: Propia

Anexo N° 13. Contraste de Errores de especificación, RESET de Ramsey

Ramsey RESET Test

Equation: EQMCEMANUAL

Specification: D(LX) C D(LX(-1)) D(LX(-2)) D(LP) D(LP(-1)) D(LP(-2)) D(LY)

D(LY(-1)) D(LY(-2)) @TREND LX(-1) LP(-1) LY(-1) BREAK0 BREAK1

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
	0.84407		
t-statistic	0	185	0.3997
	0.71245		
F-statistic	4	(1, 185)	0.3997
	0.77258		
Likelihood ratio	5	1	0.3794

F-test summary:

Sum of Sq.	df	Mean Squares
------------	----	--------------

	0.00901		
Test SSR	9	1	0.009019
	2.35082		
Restricted SSR	4	186	0.012639
	2.34180		
Unrestricted SSR	5	185	0.012658
<hr/>			
LR test summary:			
	Value		
	161.871		
Restricted LogL	5		
	162.257		
Unrestricted LogL	8		
<hr/>			

Fuente: Análisis de regresión en Eviews

Elaboración: Propia

Anexo N° 14. Test de Causalidad de Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 03/26/18 Time: 17:13

Sample: 2001M01 2017M12

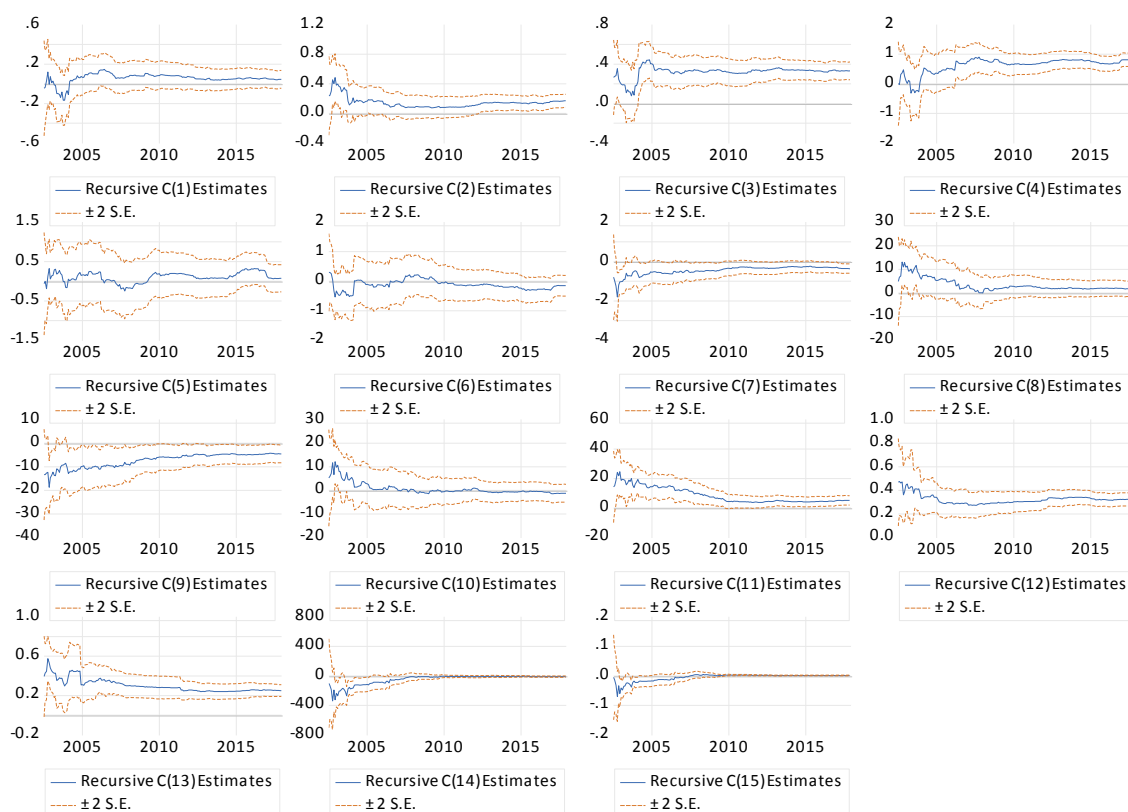
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-	
		Statistic	Prob.
LP does not Granger Cause LX	202	8.26620	0.0004
LX does not Granger Cause LP		0.34271	0.7103
LY does not Granger Cause LX	202	2.98810	0.0527
LX does not Granger Cause LY		0.68683	0.5044
LY does not Granger Cause LP	202	0.50577	0.6038
LP does not Granger Cause LY		0.23272	0.7926

Fuente: Análisis de regresión en Eviews

Elaboración: Propia

Anexo N° 15. Estimaciones Recursivas de los coeficientes del modelo ARDL



Fuente: Análisis de regresión en Eviews

Elaboración: Propia

Anexo N° 16. Series de tiempo macroeconómicas

Periodo	Exportaciones de Cobre - valores FOB (millones US\$)	Precio por Cobre (€US\$ libras)	Indice Mensual del PBI de EEUU	Índice del tipo de cambio real (base 2009=100) - Bilateral
Ene01	60.456	82.186	10505.128	116.774
Feb01	69.214	79.706	10501.600	117.145
Mar01	73.235	79.562	10517.635	116.532
Abr01	71.375	70.377	10602.377	118.784
May01	73.525	74.210	10680.711	120.677
Jun01	63.622	71.908	10632.064	118.622
Jul01	85.035	63.102	10625.091	117.167
Ago01	90.005	60.294	10734.743	117.129
Sep01	97.514	59.757	10558.624	117.531
Oct01	100.932	59.766	10684.397	116.087

Nov01	99.444	54.669	10626.930	115.775
Dic01	101.290	58.712	10792.624	115.282
Ene02	90.445	58.257	10841.649	116.972
Feb02	56.586	57.576	10795.087	118.052
Mar02	118.514	62.959	10866.599	117.389
Abr02	97.369	62.945	10911.627	116.600
May02	95.984	64.010	10912.349	116.865
Jun02	119.794	64.065	10980.280	118.190
Jul02	104.096	65.580	11049.632	120.058
Ago02	99.244	68.383	11008.905	121.602
Sep02	110.937	57.981	11052.633	122.890
Oct02	90.334	59.192	11041.819	122.080
Nov02	102.185	63.954	11095.319	121.494
Dic02	101.602	66.714	11174.365	118.929
Ene03	91.265	64.379	11171.792	118.492
Feb03	90.612	70.680	11268.058	118.507
Mar03	98.436	71.681	11250.383	117.739
Abr03	94.336	67.620	11329.418	117.052
May03	106.338	65.541	11326.644	117.456
Jun03	87.851	68.276	11455.897	118.062
Jul03	74.527	65.718	11529.543	118.117
Ago03	110.717	70.637	11621.696	118.853
Sep03	131.423	78.021	11724.172	118.598
Oct03	103.622	76.550	11748.032	118.321
Nov03	121.696	78.097	11835.227	117.788
Dic03	149.697	88.954	11867.222	116.783
Ene04	101.234	104.567	11866.127	116.588
Feb04	201.196	108.200	11997.692	116.504
Mar04	216.869	119.794	12101.390	116.100
Abr04	138.235	119.970	12109.590	116.652
May04	225.529	116.763	12241.132	117.514
Jun04	194.262	110.539	12193.472	116.887
Jul04	196.465	116.226	12347.301	115.276
Ago04	228.208	123.313	12363.559	113.811
Sep04	254.715	122.134	12392.372	112.761
Oct04	225.283	130.791	12521.555	112.147
Nov04	186.317	127.940	12550.264	111.518
Dic04	312.310	127.414	12614.670	110.143
Ene05	258.550	137.530	12793.827	109.832
Feb05	195.225	138.530	12787.113	110.408
Mar05	237.386	137.105	12860.247	110.569
Abr05	268.205	146.258	12923.363	111.134
May05	223.138	139.093	12934.368	110.775
Jun05	224.496	143.338	13064.518	110.469

Jul05	267.326	155.054	13150.950	110.840
Ago05	254.380	159.749	13216.017	111.789
Sep05	338.330	168.475	13249.368	115.006
Oct05	322.617	176.578	13297.045	117.620
Nov05	338.898	188.832	13360.331	116.433
Dic05	543.242	199.258	13487.512	117.127
Ene06	261.389	198.427	13578.675	116.370
Feb06	292.044	203.276	13603.601	112.395
Mar06	398.620	217.806	13764.436	114.234
Abr06	481.986	268.367	13746.441	114.354
May06	508.152	316.020	13816.281	113.711
Jun06	476.961	326.466	13836.660	113.566
Jul06	672.250	308.083	13832.922	113.364
Ago06	489.733	305.308	13917.711	113.124
Sep06	706.986	310.993	13974.862	113.003
Oct06	491.585	295.566	13999.466	111.985
Nov06	568.190	287.265	14086.926	111.603
Dic06	647.647	262.214	14112.718	111.158
Ene07	354.726	239.145	14148.709	111.041
Feb07	374.411	229.494	14301.572	111.270
Mar07	548.389	243.325	14249.397	111.728
Abr07	556.880	302.686	14386.790	111.996
May07	537.510	321.003	14428.353	111.749
Jun07	644.237	301.819	14451.796	111.536
Jul07	722.798	323.800	14446.407	110.655
Ago07	632.767	325.901	14589.600	110.206
Sep07	687.784	308.929	14673.018	109.065
Oct07	757.216	321.511	14612.339	104.922
Nov07	730.260	292.744	14693.580	104.769
Dic07	672.090	272.385	14750.071	103.524
Ene08	491.135	288.365	14764.229	102.748
Feb08	605.286	307.531	14576.217	100.568
Mar08	761.014	332.657	14664.890	97.126
Abr08	805.008	353.023	14700.853	95.376
May08	767.532	321.466	14741.404	97.803
Jun08	669.005	328.882	14996.664	101.077
Jul08	690.350	317.442	14912.137	99.537
Ago08	666.092	294.265	14846.238	100.076
Sep08	601.247	242.430	14770.574	101.900
Oct08	425.760	189.766	14619.721	103.952
Nov08	438.036	157.067	14650.347	102.199
Dic08	356.486	127.615	14379.779	101.493
Ene09	248.940	127.576	14421.783	103.048
Feb09	318.384	141.561	14389.226	106.434

Mar09	392.458	153.404	14340.646	104.294
Abr09	351.929	182.718	14326.817	101.580
May09	486.755	190.294	14345.872	98.911
Jun09	445.860	213.302	14348.561	99.981
Jul09	528.053	220.316	14317.351	100.371
Ago09	460.068	244.264	14424.318	98.732
Sep09	597.620	256.838	14410.766	97.509
Oct09	717.018	266.642	14596.643	96.215
Nov09	710.447	285.192	14590.463	96.818
Dic09	677.870	288.082	14512.427	96.107
Ene10	586.795	320.755	14614.051	95.449
Feb10	662.254	297.206	14652.925	95.083
Mar10	665.588	308.445	14776.214	94.716
Abr10	751.682	321.744	14844.507	94.875
May10	629.748	329.190	14875.699	94.912
Jun10	734.935	290.558	14945.594	94.334
Jul10	694.644	275.317	15019.233	93.508
Ago10	695.122	306.584	15036.293	92.698
Sep10	893.539	324.373	15117.455	92.405
Oct10	792.625	345.802	15219.060	92.679
Nov10	819.975	361.097	15185.710	93.179
Dic10	952.240	367.556	15285.854	93.508
Ene11	697.694	417.123	15149.276	92.637
Feb11	963.781	416.668	15161.605	92.189
Mar11	1049.755	413.819	15404.232	92.734
Abr11	756.337	415.110	15487.959	93.909
May11	964.317	401.510	15472.410	93.010
Jun11	1119.034	395.986	15422.408	92.454
Jul11	736.783	391.709	15547.806	91.052
Ago11	1187.770	394.863	15649.055	90.997
Sep11	860.330	373.877	15564.514	90.980
Oct11	806.679	344.246	15840.489	90.111
Nov11	550.864	327.101	15775.151	88.766
Dic11	1027.688	338.284	15740.296	88.024
Ene12	839.797	339.695	15864.626	88.383
Feb12	910.654	359.834	16073.668	88.184
Mar12	998.003	366.872	15983.349	87.767
Abr12	577.511	361.932	16091.233	87.109
May12	1037.161	365.166	16121.944	87.373
Jun12	761.913	324.908	16152.376	87.320
Jul12	931.717	336.893	16239.360	85.940
Ago12	768.492	325.241	16161.176	85.359
Sep12	1074.056	338.542	16283.282	84.847
Oct12	891.047	337.602	16208.437	84.457

Nov12	834.604	346.318	16272.885	84.531
Dic12	1105.987	353.052	16410.726	83.059
Ene13	781.825	353.100	16504.104	82.723
Feb13	749.963	360.615	16433.961	84.328
Mar13	866.239	329.611	16488.255	84.306
Abr13	546.207	328.922	16521.149	84.122
May13	857.762	316.750	16461.871	85.627
Jun13	778.808	296.817	16641.149	88.946
Jul13	772.082	299.890	16685.703	89.437
Ago13	955.966	300.600	16777.067	89.864
Sep13	923.316	320.528	16785.278	89.127
Oct13	868.700	310.775	16885.101	88.561
Nov13	796.419	309.413	17053.986	89.502
Dic13	923.460	304.452	17060.577	88.935
Ene14	588.827	301.053	16955.761	89.740
Feb14	840.243	313.988	17028.654	89.653
Mar14	604.707	295.464	17109.557	89.564
Abr14	775.741	300.504	17208.860	89.125
May14	730.392	280.645	17345.329	88.999
Jun14	670.069	272.435	17408.574	89.255
Jul14	690.586	302.501	17551.566	88.576
Ago14	909.527	291.307	17685.014	89.406
Sep14	846.543	301.223	17630.191	90.900
Oct14	730.226	268.660	17709.433	91.657
Nov14	711.260	266.919	17765.439	91.896
Dic14	776.786	259.130	17732.927	92.302
Ene15	544.793	221.124	17792.384	93.075
Feb15	587.768	232.394	17930.944	95.460
Mar15	596.355	214.811	17900.818	95.707
Abr15	549.617	231.058	18016.156	96.402
May15	562.832	233.796	18075.060	97.291
Jun15	840.004	227.933	18188.456	97.642
Jul15	664.722	229.621	18163.867	97.825
Ago15	808.198	211.039	18202.040	99.067
Sep15	592.399	194.590	18317.160	98.282
Oct15	771.957	206.077	18278.672	99.005
Nov15	757.684	195.675	18266.655	101.133
Dic15	891.211	174.356	18316.351	101.724
Ene16	613.302	173.717	18287.147	103.154
Feb16	591.331	167.141	18241.718	105.116
Mar16	721.272	186.835	18446.696	101.992
Abr16	873.276	186.553	18533.669	99.281
May16	829.013	180.328	18498.540	100.444
Jun16	648.925	170.987	18581.908	100.116

Jul16	1012.259	187.815	18605.504	99.335
Ago16	837.389	176.326	18742.739	100.102
Sep16	771.473	182.154	18839.146	101.615
Oct16	1128.824	180.852	18742.010	101.433
Nov16	923.688	199.159	18960.915	101.487
Dic16	1373.171	264.597	19013.710	100.958
Ene17	877.513	212.446	18985.667	99.654
Feb17	1152.097	237.026	19063.645	97.253
Mar17	1016.951	239.495	19123.803	96.194
Abr17	932.371	212.687	19094.813	96.244
May17	1081.794	218.970	19266.890	97.495
Jun17	1185.968	220.365	19388.324	97.588
Jul17	837.888	222.920	19386.148	96.766
Ago17	1183.146	238.200	19495.248	96.185
Sep17	1501.107	255.116	19619.478	96.851
Oct17	1215.211	264.652	19608.345	97.392
Nov17	1415.972	273.363	19769.181	97.271
Dic17	1373.171	264.597	19824.808	97.231

Fuente: BCRP, Macroeconomic Advisers.

Elaboración propia