

IMPACTO DE LAS EXPORTACIONES DE LOS PRINCIPALES COMMODITIES DE METAL EN EL CRECIMIENTO ECONÓMICO DEL PERÚ PARA EL PERIODO TRIMESTRAL DE 1985 - 2019

por

«Christian Augusto Delgado Morales»

Una tesis enviada en conformidad con los requerimientos
para el MSc en Economía, Finanzas y Ciencias de la Computación

Universidad de Huelva y Universidad Internacional de Andalucía

uhu.es

un
i Universidad
Internacional
de Andalucía
A

September 2023

IMPACTO DE LAS EXPORTACIONES DE LOS PRINCIPALES COMMODITIES DE METAL EN EL CRECIMIENTO ECONÓMICO DEL PERÚ PARA EL PERIODO TRIMESTRAL DE 1985 - 2019

Christian Augusto Delgado Morales

Máster en Economía, Finanzas y Computación

« Supervisor/s »

Universidad de Huelva y Universidad Internacional de Andalucía

2023

Abstract

This paper evaluates the existing correlation between Peruvian mining exports (from seven metallic minerals) and the real gross domestic product (GDP) of the country. The purpose is to determine if copper, the mineral with highest exports volume and value in the last thirty years has been truly the one who impacted most on the national economic activity growth, or, in the other hand, this one was another of the minerals with increasing share in the mining exports (such as zinc, gold and plumb). Furthermore, this paper solve the question about the existence of cointegration between mining exports and the real GDP. To do that, for the quarterly period between 1990 and 2019, multiequational VAR and VEC models between real GDP and the seven mining exports were estimated. About the main findings, zinc was the mineral with highest impact on real GDP; however, it did not show evidence of cointegration with the economic activity, unlike the other minerals. Those findings permitted to give some recommendations to policymakers and practitioners about how to refocus mining economics and for which minerals the extraction, production and export efforts should be intensified.

JEL classification: XXXXXXXXXXXXXXX.

Keywords: Mining exports, Real gross domestic product, Vector autorregresive, Vector correction error.

Resumen

La presente investigación evalúa la correlación existente entre las exportaciones peruanas de siete minerales metálicos y el producto bruto interno (PBI) real del país, en aras de determinar si el cobre, el mineral con mayor volumen y monto exportado por el país en los últimos 30 años, ha sido efectivamente el que impactó más en el crecimiento de la actividad económica nacional o si, en todo caso, fue alguno de los demás minerales con creciente participación en las exportaciones mineras (como el zinc, el oro y el plomo). Asimismo, también se descifra si ha habido una potencial relación de cointegración entre las exportaciones mineras y el PBI real. Por ello, para el periodo trimestral comprendido entre 1990 y 2019, se estimaron modelos multiecuacionales VAR y VEC entre el PBI real y las exportaciones de siete minerales, encontrando que el zinc fue el mineral que tuvo el mayor impacto en el PBI real peruano, pero no presentó evidencia de cointegración, cosa que sí lograron los otros minerales considerados. Estos resultados permitieron brindar recomendaciones a hacedores de política y académicos sobre cómo reenfocar la economía minera y a qué minerales intensificar los esfuerzos de extracción, producción y exportación.

Clasificación JEL: XXX, XXX, XXX, XXX, XXX.

Palabras clave: Exportaciones mineras, Product bruto interno real, Vector autorregresivo, Vector de corrección del error.

Table of Contents

1.- Introducción	p.
2.- Revisión de literatura	p.
3.- Hipótesis	p.
4.- Estrategia econométrica y data	p.
5.- Resultados	p.
6.-Conclusiones y recomendaciones	p.
Referencias	p.
Anexos	p.

1 Introducción

El avance de las exportaciones mineras en el Perú ha sido excepcional en las últimas tres décadas en el Perú. Los montos a valores free-on-board (FOB) trimestrales actuales han aumentado casi 20 veces respecto a los montos registrados a inicios de la década de los 90s. Para ponerlo en cifras, se ha pasado de un monto trimestral de 363 millones de dólares a uno de 7,465 millones de dólares, a valores FOB (BCRP, 2020). El gran crecimiento de estas exportaciones mineras se ha debido al crecimiento de las exportaciones de cobre, el mineral metálico bandera, que llega a promediar hoy un monto trimestral de 3,925 millones de dólares, es decir, un 53.11% del total de exportaciones mineras (BCRP, 2019).

Sin duda el desempeño del cobre, gracias al alza permanente del precio internacional de este commodity, así como por la continua demanda de los grandes socios comerciales del país (China, Estados Unidos, Canadá) que se ha traducido en enormes y permanentes inversiones mineras en diferentes zonas de la nación, ha permitido un crecimiento exponencial no sólo de las exportaciones mineras, sino también de las exportaciones tradicionales peruanas. Y esto se debe haber traducido en crecimiento económico, por el constante incremento del PBI gracias al superávit comercial que ha tenido el país en estas décadas. Sin embargo, se puede decir con bastante seguridad que este no ha sido el único mineral que ha generado crecimiento económico. Minerales como el zinc, el plomo, el oro y la plata también han tenido crédito en el salto de las exportaciones mineras.

El zinc y el oro, en particular, son de los minerales que después del cobre, tienen los montos exportados más grandes para el país. Dando nuevamente algunas cifras, el monto promedio trimestral del oro está alrededor de los 2,055 millones de dólares a valores FOB, mientras que el zinc está en 500 millones de dólares, números que representan actualmente el 27.53% y el 7% del monto total exportado de minerales peruanos (INEI, 2020). Incluso, el plomo y el zinc son actualmente minerales con un alto volumen exportado trimestral que alcanza los 311 y 220 mil toneladas métricas, respectivamente, que juntas vienen a ser el 72.44% del volumen actual exportado de cobre (733 mil toneladas métricas por trimestre).

Todo esto hace pensar que hay minerales que tanto los hacedores de política como los principales académicos de este país no han considerado como potenciales motores de

crecimiento. Entonces, el presente trabajo busca, con un análisis econométrico mediante modelos multivariados y dinámicos, encontrar una relación directa entre las exportaciones de diversos minerales metálicos como el oro, plata, plomo, zinc, hierro y estaño, así como no menos importante mineral del cobre y el producto bruto interno real (PBI) del Perú, para así poder descifrar si efectivamente no ha sido el cobre el mineral con mayor impacto en la actividad económica nacional, así como identificar si cada mineral ha tenido efectivamente un efecto positivo continuo en este crecimiento.

Además, como es ya tradicional en el análisis de series de tiempo, hay potenciales razones para pensar que una relación de equilibrio de largo plazo (fenómeno de cointegración) puede haberse generado entre las exportaciones mineras y el PBI real del país. Esto también se verá con una hipótesis de posible cointegración que se verificará con estimación de vectores de corrección del error (en caso se encuentre este fenómeno) o con vectores autorregresivos si no se encontrara dicha evidencia.

Para toda esta investigación propuesta, el presente trabajo se dividió de la siguiente manera: En el primer capítulo se definió la problemática encontrada, referida a la incertidumbre sobre cuál ha sido el mineral con exportaciones que hayan tenido más impacto en el crecimiento económico peruano, para el periodo trimestral considerado (entre 1990 y 2019). Luego se formularon las preguntas de investigación relacionadas con el fenómeno de cointegración y el impacto de los minerales metálicos considerados.

Después, dentro de este mismo capítulo, se habló del marco referencial del trabajo, que se compuso de los antecedentes (investigaciones similares a este trabajo y que fueron pioneras en este análisis) y el marco teórico (la descripción de las corrientes de pensamiento que explicaron el análisis propuesto de la relación entre el crecimiento económico peruano y las exportaciones de diversos commodities mineros). Luego de ello, se establecieron los objetivos e hipótesis de investigación, basados en las preguntas previamente formuladas.

El segundo capítulo consistió de toda la descripción metodológica, hablando sobre el tipo y diseño de investigación escogido para este trabajo, la descripción teórica y operacional de las variables, la definición de la muestra, la descripción de los instrumentos de investigación y la recolección de los datos. Asimismo, se describió el procedimiento econométrico empleado en este trabajo.

El tercer capítulo consistió de la presentación de los resultados econométricos donde se estimaron los modelos propuestos para la relación económica entre el PBI real peruano y las exportaciones de los diversos minerales considerados. Luego se discutieron los resultados, contrastándolos con los resultados de las investigaciones consideradas como antecedentes y verificando si respondieron las hipótesis de esta investigación. Finalmente, se establecieron las conclusiones con los principales hallazgos econométricos y económicos, así como se delimitaron recomendaciones para hacedores de política y académicos que deseen tocar este tema en el futuro.

2 Revisión de literatura

La presente subsección revisa la literatura, tanto a nivel nacional como internacional, sobre autores, investigadores y economistas que anteriormente hayan modelado y realizado una evidencia empírica sobre la relación dinámica entre las exportaciones de minerales metálicos y el crecimiento económico de un país (representado por su nivel de producto bruto interno real). En ese sentido, los trabajos e investigaciones que se revisaron encontraron diversas conclusiones y posturas sobre el impacto de las exportaciones mineras en el crecimiento económico, así como sobre la potencial existencia de cointegración (es decir, una relación de equilibrio de largo plazo) entre estas variables macroeconómicas, lo cual puede realzar el papel de las exportaciones de muchos tipos de minerales metálicos como verdaderos motores de crecimiento económico.

2.1. Antecedentes Internacionales

Lo primero que se puede decir es que la evidencia internacional sobre la temática identificada ha sido mucho mayor en el exterior que en el Perú. Un trabajo que se puede considerar como pionero al analizar este tema fue el realizado por Shirazi y Abdul Manap (2005). Los autores buscaron determinar si existía causalidad entre las exportaciones mineras y de otros productos manufacturados con el nivel de crecimiento económico nacional para los países de Sri Lanka, Pakistán, Bangladesh, Nepal e India. Por ello, estimaron vectores autorregresivos para el periodo trimestral comprendido entre 1990 y 2004. Su principal conclusión fue que encontraron una causalidad unidireccional estadísticamente significativa de las exportaciones mineras hacia el crecimiento económico del país (representado por el PBI real de cada país), así como impactos

bastante considerables de las exportaciones de minerales como el cobre, oro y zinc en la actividad económica de la mayoría de los países considerados. Lamentablemente, a pesar de ser un trabajo pionero, estos autores no evaluaron la posibilidad de cointegración entre las exportaciones de estos minerales con el nivel de crecimiento económico nacional.

Un trabajo relevante y similar al anterior fue el de Zayone et al. (2005) donde los autores incrementaron el espectro de exportaciones por sectores, buscando determinar el efecto de exportaciones mineras, agrícolas y de manufactura en la tasa de crecimiento económico de Angola, para el periodo trimestral entre 1980 y 2017. Sin embargo, los modelos escogidos por ellos fueron del tipo multiecuacionales (parecidos a los vectores autorregresivos) pero con rezagos distribuidos (una mezcla de modelos VAR y ARDL). Además, intentaron probar la existencia de cointegración con estos modelos. Dentro de sus resultados encontraron que los tres tipos de exportaciones (agrupados como un todo y no por producto) tuvieron un impacto positivo significativo en el crecimiento económico de Angola. Sin embargo, sólo se pudo encontrar evidencia de cointegración, así como de un efecto de largo plazo en el crecimiento, para las exportaciones agrícolas y de manufacturas.

En la misma línea, Nishiyama (2005) planteó un único modelo VAR, para el periodo trimestral entre 1980 y 2002, que relacionó los cambios dinámicos de las exportaciones de cobres chilenas con el producto bruto interno real de ese país (como proxy de su tasa de crecimiento). Encontró una evidencia bastante significativa de un efecto positivo entre las exportaciones y el PBI real, tanto en las funciones de impulso – respuesta del VAR bivariado como en su descomposición de varianza. Lo que no encontró, como en los casos anteriores, fue evidencia suficiente de que las series estaban cointegradas, pero eso no quitó la principal conclusión de que las exportaciones de cobre chilenas eran uno de los principales drivers de la actividad económica del país del sur.

Con el paso de los años, los trabajos que estimaron la relación económica entre las exportaciones mineras y el PBI real de un país bajo modelos de cointegración aumentaron en el ámbito internacional. Tal es el caso de Jaunky (2013), quien evaluó la relación entre las exportaciones de cobre y de plomo de Australia con un vector de corrección del error (VEC) para cada mineral metálico, durante el periodo trimestral entre 1990 y 2012. Lo interesante es que en este caso sí encontraron evidencia significativa de cointegración entre las exportaciones de plomo y el PBI real australiano, no pudiéndolo cumplir para el cobre. A pesar de eso, a nivel de significancia

estadística, los impactos dinámicos de estas dos exportaciones mineras sí fueron positivos y, bajo simulaciones trimestrales, alcanzaron un incremento promedio de 1.08% en el nivel de actividad económica.

Y resultados con bastante similitud a lo hecho por Jaunky (2013), así como en periodo de tiempo considerado y tipos de minerales considerados, se encontraron en los trabajos de Sahoo, Sahu y Pradhan (2014) quienes estimaron la relación bajo un SVAR y para India, en Kegomoditswe y Tsuyoshi (2015) quienes utilizaron un FVAR y lo aplicaron al caso de Botswana, y en Bildirici & Gokmenoglu (2020) que usaron modelos STARDL para el país de Uganda. Todos estos trabajos coincidieron en lo siguiente: Aunque la evidencia de cointegración entre las exportaciones de cobre y el crecimiento económico nacional era muy débil, sí podía aparecer con bastante significancia (al 5% ó 1% inclusive) para minerales como el zinc, plomo y oro.

Una última referencia internacional sobre este tema de investigación que vale la pena comentar es el trabajo de Xi, Zhou, Gao, Wang, & Si (2020) quienes, con una variante de un Panel VAR, analizaron el impacto de seis minerales metálicos (entre los que destacaban zinc, hierro y estaño) para diversas provincias de China, India y Hong Kong entre los años 2010 y 2019, encontrando un efecto positivo de casi todas las exportaciones de los minerales considerados en la tasa de crecimiento económico (aproximado por el nivel de PBI real) de la provincia particular. El punto que no pudieron encontrar fue el de cointegración, por las dificultades econométricas que implica la cointegración en modelos de data panel. Sin embargo, el impacto positivo de estas exportaciones mineras fue tal que el PBI real provincial podía incrementar, bajo simulaciones controladas, hasta un promedio de 1.55%

2.2. Antecedentes nacionales

En relación a la evidencia nacional, la mayoría de trabajos son relativamente recientes (desde la década de 2010 en adelante) y el fenómeno de cointegración a la fecha no ha sido encontrado con claridad en modelos multiecuacionales. Un trabajo pionero bajo el tema de investigación analizado es el trabajo de Cruz (2015) quien, con modelos VAR y VAR estructural (SVAR) planteó una relación significativa entre las exportaciones de cobre, y la volatilidad de estas exportaciones con el PBI real peruano y algunas otras variables macroeconómicas como el índice general de la bolsa, para el periodo trimestral entre 2006 y 2014. Encontró un impacto significativo de las exportaciones de cobre peruanas con el PBI real, con el índice general de la

bolsa y con el tipo de cambio sol – dólar, lo cual lo probó a través de sus funciones de impulso – respuesta con respuestas crecientes de estas variables. Sin embargo, este autor no intentó encontrar de evidencia de cointegración entre las variables.

Otro caso a considerar es el de Vera (2016), el cual probó modelos autorregresivos (no en forma de vectores) la relación entre las exportaciones de cobre de Arequipa, el canon minero arequipeño y el producto bruto interno de la región. El análisis lo hizo para el periodo de los años 2000 al 2015 y su principal resultado es que las exportaciones mineras impactaban de manera positiva y significativa al PBI real y al canon, incrementando mensualmente, bajo una simulación propuesta, un 0.65% estos indicadores macroeconómicos.

De ahí, los siguientes años los trabajos encontraron poca evidencia sobre la relación propuesta entre exportaciones mineras y actividad económica nacional. Ese fue el caso de Loayza y Rigolini (2016) que utilizaron un PANEL VAR para hallar el impacto de exportaciones de cobre, oro y zinc en indicadores macroeconómicos de 1364 distritos, 140 provincias y 7 regiones mineras del país, para el periodo anual entre 2009 y 2015. Si bien se encontró evidencia de significancia entre las exportaciones de estos minerales y del PBI de la región (que era uno de esos indicadores macroeconómicos), no se encontraron impactos diferenciales entre las exportaciones de los distintos minerales ni se pudo comprobar cuál fue el mineral con mayor impacto en estas localidades.

Ya en los últimos años (entre 2018 y 2019), la investigación sobre este tema se intensificó y se encontraron resultados interesantes para el contexto de la economía minera actual. Uno de ellos fue el trabajo de Salirrosas (2018) quien, para el periodo mensual entre 2000 y 2017, estimó bajo modelos VAR la relación económica entre las exportaciones de cobre y zinc, así como la inversión minera por estos minerales, en el PBI real nacional (proxy del crecimiento económico). Lo interesante es que encontraron que el mineral con mayor impacto en el crecimiento fue el zinc, ya que el incremento mensual causado por las exportaciones de este fue un 0.10% mayor al del cobre, a pesar de que el segundo tenía un mayor volumen y valor exportado. Un resultado similar, pero para el periodo entre 2003 y 2017 fue encontrado en Lust (2019), pero sólo con el cobre, por lo que se reconfirmó que las exportaciones mineras de cobre tenían un impacto positivo y significativo en la tasa de crecimiento económico peruano.

Otro caso interesante y reciente fue el trabajo de Morales (2019), quien planteó una correlación entre las exportaciones del zinc, plata, oro y plomo en el PBI real peruano, para el periodo trimestral entre 2011 y 2018, con un modelo de vector de corrección del error. Llegó a encontrar que el impacto positivo más significativo de las exportaciones mineras fue el del zinc en el crecimiento económico peruano, lo que mostró que el cobre no parecía ser el mineral metálico con mayor impacto en los últimos años. Sin embargo, no pudo encontrar una evidencia suficiente de cointegración entre alguna de las cuatro exportaciones de minerales peruanos y el nivel de actividad económica nacional.

De ahí tenemos el caso de Manchego (2019), muy parecido al trabajo anterior donde se probó un VEC para el periodo entre 2007 y 2018 en frecuencia mensual, buscando encontrar evidencia de cointegración e impactos positivos de las exportaciones peruanas de oro, plata, estaño y zinc en el PBI real y en el tipo de cambio real del país. Sin embargo, a pesar de corregir con variables dummy posibles evidencias de quiebre estructural en las variables, no encontró suficiente evidencia de cointegración entre ellas.

Por último, un gran referente reciente ha sido el trabajo de Gomero (2019), el cual utilizó las exportaciones de los minerales del oro, plata, zinc, cobre y plomo para calcular el impacto de estos en el PBI real peruano y en la volatilidad del índice de la bolsa de valores de Lima, para el periodo mensual entre 2004 y 2018. Lo interesante que pudo encontrar es que no halló impactos diferenciales entre las exportaciones de los minerales considerados, por lo que pudo inferir que, en la práctica, estos impactaron de la misma forma en el PBI real y en la actividad bursátil del país de la misma manera.

Con toda esta evidencia internacional y nacional revisada, se puede concluir que sólo unas cuantas investigaciones han podido encontrar evidencia concluyente de cointegración entre las exportaciones de minerales metálicos y el nivel de crecimiento económico de un país, por lo que el hallazgo de la presente investigación puede ser relevante para la literatura actual. Asimismo, muchos han encontrado evidencia de un mayor impacto del cobre en el crecimiento económico del país doméstico, pero algunos otros han encontrado que el zinc y el plomo resultan también relevantes como motor de dicho crecimiento, por lo que ahí también se abre una posibilidad de aporte a la comunidad académica que ha investigado este tema.

3 Hipótesis

En esta sección se establecieron las hipótesis de investigación del presente trabajo, basados en las preguntas de investigación y objetivos formulados en secciones y subsecciones anteriores. De manera análoga, esta sección se divide en dos subsecciones: Una donde se presenta la hipótesis general de la investigación y otra donde se muestran las hipótesis específicas del trabajo.

Hipótesis general

La hipótesis formulada a partir de la pregunta y objetivo general de esta investigación fue la siguiente:

H_0 : No existió una diferencia significativa entre el impacto promedio generado por el cobre y el impacto generado por otros grupos de minerales (oro, plata, estaño, zinc, etc.), en el crecimiento económico peruano, para el periodo trimestral entre 1990 y 2019.

H_1 : Sí existió una diferencia significativa entre el impacto promedio generado por el cobre y el impacto generado por otros grupos de minerales (oro, plata, estaño, zinc, etc.), en el crecimiento económico peruano, para el periodo trimestral entre 1990 y 2019.

Hipótesis específicas

Las hipótesis formuladas a partir de las tres preguntas de investigación específicas identificadas (y sus objetivos correspondientes también establecidos) fueron las siguientes:

Hipótesis específica 1

H_0 : No existió un choque económico significativo generado por las exportaciones peruanas de cobre en el producto bruto interno peruano, para el periodo trimestral entre 1990 y 2019.

H_1 : Sí existió un choque económico significativo y positivo generado por las exportaciones peruanas de cobre en el producto bruto interno peruano, para el periodo trimestral entre 1990 y 2019.

Hipótesis específica 2

H_0 : No existió un choque económico significativo generado por las exportaciones peruanas de ninguno de los minerales considerados (oro, plata, estaño, zinc, etc.) en el producto bruto interno peruano, para el periodo trimestral entre 1990 y 2019.

H_1 : El choque económico más significativo y positivo generado en el producto bruto interno peruano fue el generado por el zinc, para el periodo trimestral entre 1990 y 2019.

Hipótesis específica 3

H_0 : No existió una relación de equilibrio de largo plazo significativa entre las exportaciones peruanas de ninguno de los minerales considerados (oro, plata, estaño, zinc, etc.) con el producto bruto interno peruano, para el periodo trimestral entre 1990 y 2019.

H_1 : Sí existió una relación de equilibrio de largo plazo significativa entre las exportaciones peruanas de alguno de los minerales considerados (oro, plata, estaño, zinc, etc.) con el producto bruto interno peruano, para el periodo trimestral entre 1990 y 2019.

4 Estrategia econométrica y data

En esta sección se detalla cada uno de los pasos empleados en el análisis econométrico posterior de este trabajo. Esto abarcó lo siguiente: i) El tratamiento estadístico – econométrico previo a la estimación de los modelos propuestos (vectores autorregresivos o vectores de corrección del error) con el uso de *tests* econométricos para verificar la existencia de estacionariedad de las variables (de ahora en adelante, llamadas como “series”), causalidad entre pares de series y la cointegración de pares o grupos de series; ii) La estimación de los modelos econométricos indicados, con las series donde se haya verificado la existencia de los fenómenos anteriores y; iii) El análisis de robustez de los modelos econométricos estimados, verificando si cumplen los principales supuestos de un modelo clásico de regresión lineal.

Todo el análisis econométrico realizado en esta investigación se hizo con ayuda del software econométrico EViews. Cabe indicar que, antes del tratamiento estadístico – econométrico previo a la estimación de los modelos propuestos, se verificó si se requería aplicar algunos tratamientos adicionales a las series. Uno de ellos fue la desestacionalización de las series, en caso presente el

fenómeno de estacionalidad en sus observaciones trimestrales. Este tratamiento se realizó utilizando la técnica CENSUS ARIMA X.13. Otro de estos tratamientos adicionales fue la transformación logarítmica de las series, para eliminar un potencial efecto escala (heteroscedasticidad) en los datos de las series y linealizar las mismas.

Por último, un tercer tratamiento adicional fue el retiro de la tendencia lineal (*detrending*) a las series, en caso presentase tendencias de largo plazo que pudieran sesgar sus valores trimestrales y afecten los resultados de los modelos estimados. Todos estos tratamientos adicionales fueron verificados en las series en caso hayan sido requeridos. Asimismo, si la aplicación de estos tratamientos adicionales en las series generaba resultados anómalos en los posteriores análisis (como pérdida de la estacionariedad de las series, pérdida de la causalidad o cointegración entre las mismas), entonces estos tratamientos eran descartados y se procedía con el análisis econométrico posterior.

A partir de aquí se inició el tratamiento estadístico – econométrico previo a la estimación de los modelos propuestos. Para el análisis de estacionariedad, se utilizó el *test* econométrico de Dickey-Fuller Aumentado (ahora en adelante, *test* DFA), así como un análisis gráfico del patrón de las series a partir de sus gráficas simples, correlogramas en niveles y en primera diferencia. El rezago óptimo del *test* utilizado se encontró con criterios de información (como el de Akaike y Schwartz). Con este análisis de estacionariedad también se verificó si las ocho series bajo estudio cumplían el requisito para una potencial cointegración entre ellas: Que todas sean no estacionarias en niveles, pero sí en primeras diferencias, es decir, que sean series integradas de orden uno.

Luego de verificar si las series eran estacionarias o no, se procedió a realizar el análisis de causalidad entre todas las combinaciones par posibles entre las ocho series bajo estudio. Este análisis se realizó con el uso del *test* econométrico de Granger (ahora en adelante, *test* GRG). El rezago óptimo del *test* utilizado se encontró con la estimación de las series en su forma estacionaria bajo un vector autorregresivo (VAR) arbitrario y luego con los criterios de información de Akaike y Schwartz). Cabe indicar que se dio énfasis a encontrar una causalidad de las exportaciones peruanas de cada mineral considerado hacia el producto bruto interno real peruano, aunque esto no fue un requisito para mantener a las series bajo estudio en lo que restaba del análisis econométrico posterior.

El último análisis previo a la estimación de los modelos econométricos de la investigación fue el análisis de cointegración entre las series, a fin de verificar de que, efectivamente, existiese una relación de equilibrio de largo plazo entre el producto bruto interno real peruano y alguna de las exportaciones peruanas de minerales considerados. Como se dijo en párrafos anteriores, este análisis se realizó sólo con las series que cumplían el requisito de ser integradas de orden uno (estacionarias luego de la toma de su primera diferencia). Para este análisis se utilizó el *test* econométrico de Johansen (en adelante, *test* JOH) y, en específico, los *subtests* de Traza y de Máximo autovalor. El rezago óptimo del *test* y *subtests* utilizados se encontró con la estimación de las series en su forma no estacionaria bajo un VAR arbitrario y luego con los criterios de información de Akaike y Schwartz. Finalmente, el modelo auxiliar utilizado para los *subtests* fue el modelo 2, debido a que este es el de mayor uso en trabajos de investigación económica que evalúan la presencia de cointegración.

A partir de la evidencia de existencia de cointegración entre las series, se eligió estimar un VAR o un vector de corrección del error (VEC) para relacionar al producto bruto interno real peruano con las exportaciones peruanas de los diferentes minerales considerados. La especificación de estos modelos fue la siguiente:

Modelo VAR

$$\begin{cases} \Delta Y_t = b_{10} + \sum_{i=1}^T \gamma_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^T \alpha_{1i} \Delta X_{t-i} + e_1 \\ \Delta X_t = b_{20} + \sum_{i=1}^T \gamma_{2i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^T \alpha_{2i} \Delta X_{t-i} + e_2 \end{cases}$$

Donde ΔY_t es la serie del producto bruto interno real peruano en su forma estacionaria y ΔY_{t-i} son los rezagos de esta serie. ΔX_t es la serie de exportaciones peruanas de uno de los minerales considerados y ΔX_{t-i} son sus rezagos. b_{10} y b_{20} son los interceptos de cada ecuación del modelo VAR y e_i (para $i=1,2$) son los errores o *shocks* estándar de cada ecuación del VAR. Por último, γ_{1i} y α_{1i} (para $i=1,2,\dots,T$ donde T es el rezago óptimo del VAR) son los coeficientes de impacto de los rezagos de las variables que intervienen en el VAR y no tienen interpretación económica.

Modelo VEC

$$\begin{cases} \Delta Y_t = \theta_1 \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^T \gamma_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^T \alpha_{1i} \Delta X_{t-i} + e_1 \\ \Delta X_t = \theta_2 \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^T \gamma_{2i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^T \alpha_{2i} \Delta X_{t-i} + e_2 \end{cases}$$

Con la regresión cointegrante:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$$

Donde todas las series y parámetros que también aparecen en el modelo VAR tienen la misma interpretación en este modelo. Sin embargo, hay unas diferencias: El modelo VEC no tiene interceptos en sus ecuaciones y aparte de las ecuaciones del VEC tiene una tercera ecuación llamada “Regresión cointegrante” la cual relaciona al producto bruto interno real peruano y las exportaciones peruanas de uno de los minerales considerados en su forma no estacionaria, mediante una regresión lineal simple. β_0 y β_1 son el intercepto y pendiente de la regresión cointegrante y u_t es el error de la regresión. Esta regresión cointegrante es la representación de la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables y la prueba de que efectivamente existió cointegración entre las series vía los resultados del *test* JOH.

Finalmente, el efecto de la cointegración dentro de las ecuaciones del VEC se refleja en que el residual estimado de la regresión cointegrante aparece como variable explicativa en cada ecuación del VEC para reducir las desviaciones entre los valores de corto y largo plazo de las series. Y los parámetros que interpretan esto son las tasas de corrección θ_1 y θ_2 que indican el porcentaje de cuánto se reduce estas desviaciones de corto plazo entre las series en un trimestre. Para fines prácticos, la tasa de corrección de mayor interés es θ_1 (donde el producto bruto interno real peruano está en función de las exportaciones peruanas del mineral considerado) y este parámetro debe ser negativo, estar en el rango entre cero y uno, y ser estadísticamente significativo de manera individual.

Entonces, este trabajo estimó siete modelos VAR o VEC (o una combinación de ellos, a partir de los resultados de cointegración previos) donde se vincule el producto bruto interno real peruano (PBI) con las exportaciones peruanas de cada mineral considerado, para así determinar cuál fue el mineral cuyas exportaciones tuvieron mayor impacto en el PBI y cuáles presentaron evidencia de relación de equilibrio de largo plazo.

Luego de haber estimado los modelos, se pasa a la evaluación de robustez de los mismos, verificando si cumplen los siguientes supuestos del modelo clásico de regresión lineal: Normalidad en la distribución de sus errores (para poder inferir sus resultados para toda la población), no heteroscedasticidad y no autocorrelación. Estas verificaciones se realizaron con los *tests* econométricos de Jarque-Bera (en adelante, *test* JB), White (en adelante, *test* WH) y Breusch-Godfrey o “Multiplicadores de Lagrange” (en adelante, *test* LM), respectivamente. Finalmente, como parte del análisis de estos modelos multivariados estimados, se estimaron su descomposición de varianza (en adelante, DV) y sus funciones de impulso – respuesta (en adelante, IRF), para así comprobar la dinámica y potencial relación económica entre el PBI real peruano y las exportaciones peruanas de cada mineral bajo estudio.

Todas las consideraciones estadísticas – econométricas adicionales pertinentes se realizaron considerando lo recomendado en Larios y Álvarez (2014), Larios et al. (2014) y Larios et al. (2016). Por último, la siguiente tabla resume el procedimiento econométrico que se empleó en el presente trabajo:

Tabla 1

Procedimiento econométrico empleado en la investigación			
N o	Etapa del procedimiento econométrico	Nombre del tratamiento o análisis	Test(s) o técnicas econométrica(s) utilizada(s)
1	Tratamientos estadísticos – econométricos primerizos adicionales	Desestacionalización de las series	CENSUS ARIMA X.13
2		Transformación logarítmica de las series	Toma de logaritmos
3		Retiro de la tendencia lineal de las series (<i>detrending</i>)	Estimación de modelos con tendencia lineal a las series
4	Tratamientos estadísticos – econométricos previos a la estimación de los modelos propuestos	Análisis de estacionariedad	Test DFA, gráficas simples de las series, correlogramas
5		Análisis de causalidad	Test GRG
6		Análisis de cointegración	Test JOH
7	Estimación de los modelos propuestos	Estimación de los modelos VAR / VEC	Resultados del análisis de cointegración, modelos VAR / VEC especificados
8	Evaluación de robustez de los modelos estimados	Verificación de supuesto de normalidad de errores	Test JB
9		Verificación de supuesto de no heteroscedasticidad	Test WH
10		Verificación de supuesto de no autocorrelación	Test LM
11		Análisis final de modelos VAR / VEC	Descomposición de varianza (DV) y funciones de impulso – respuesta (IRF) de los modelos estimados
Fuente: Elaboración propia			

5 Resultados

En este capítulo se muestra la evidencia encontrada en este trabajo sobre la potencial relación económica y de equilibrio de largo plazo entre el producto bruto interno real peruano y las exportaciones de diversos minerales. En ese sentido, primero se muestran los resultados del análisis econométrico realizado a las series, de acuerdo a lo previamente indicado en la sección “Plan de análisis” así como las estimaciones de los modelos VAR / VEC entre el PBI real peruano y cada una de estas exportaciones mineras.

Después, este capítulo presenta las principales conclusiones obtenidas del trabajo, las cuales se conjugaron a partir de la discusión de resultados. Finalmente, se presentan las recomendaciones de esta investigación, las cuales fueron sugerencias para los hacedores de política y académicos sobre hallazgos de este trabajo y potenciales usos para planes a futuro y posteriores extensiones de este tema de investigación.

Presentación de resultados

En esta sección se presenta todo el detalle de los resultados econométricos encontrados, a partir del procedimiento estadístico – econométrico contado en la sección “Plan de análisis”, el cual se compuso de un tratamiento estadístico primerizo a las variables (de ahora en adelante, llamadas “series”), un segundo tratamiento que fue previo a la estimación de los modelos de investigación (y que se compuso del análisis de estacionariedad, causalidad y cointegración de las series), la estimación de los modelos VAR / VEC sugeridos por el análisis anterior, la verificación de robustez de los modelos estimados y el análisis final con estos modelos multivariados que consistieron en la estimación de sus funciones impulso – respuesta y su descomposición de la varianza.

En relación al tratamiento primerizo a las series, efectivamente, sí se llegaron a desestacionalizar las ocho series bajo estudio con la técnica Census ARIMA.X13 (una técnica que quitó el

componente estacional del PBI y las exportaciones con un método sofisticado de promedios móviles). Luego de eso, se realizó la transformación logarítmica de cada una de las series (es decir, hallar el logaritmo de cada serie) y a estas 8 series linealizadas, junto a las ocho series originales, se les aplicó el tratamiento de *detrending* (retiro de la tendencia lineal) para ver si el tiempo estaba influenciando mucho en los valores de las series. Se pudo observar que la aplicación de logaritmos y el *detrending* no generaban mejores resultados que tratar a las series únicamente en niveles, por lo que se desistió de utilizar estos dos tratamientos primerizos y continuar con el análisis de estacionariedad.

Con ello, se realizó el análisis de estacionariedad a las series desestacionalizadas en niveles para definir el orden de integración de las mismas. Al total de estas series se les aplicó el test DFA. Entonces, en las siguientes tablas se muestran los resultados encontrados del análisis de estacionariedad:

Tabla 2

Resultados – Análisis de estacionariedad				
Serie	Modelo auxiliar	Rezago óptimo	P-valor estadístico DFA	Conclusión
PBIP en niveles	Con intercepto y tendencia lineal	3	0.4367	PBIP es una serie integrada de orden 1
Primera diferencia de PBIP	Sin intercepto ni tendencia lineal	0	0.0001***	
XCOB en niveles	Con intercepto y tendencia lineal	4	0.2771	XCOB es una serie integrada de orden 1
Primera diferencia de XCOB	Sin intercepto ni tendencia lineal	0	0.0000***	
XEST en niveles	Con intercepto y sin tendencia lineal	0	0.6578	XEST es una serie integrada de orden 1
Primera diferencia de XEST	Sin intercepto ni tendencia lineal	0	0.0022***	

XORO en niveles	Con intercepto y tendencia lineal	9	0.5992	XORO es una serie integrada de orden 1
Primera diferencia de XORO	Sin intercepto ni tendencia lineal	0	0.0004***	
XPLA en niveles	Con intercepto y sin tendencia lineal	6	0.5673	XPLA es una serie integrada de orden 1
Primera diferencia de XPLA	Sin intercepto ni tendencia lineal	0	0.0000***	
XPLO en niveles	Con intercepto y sin tendencia lineal	2	0.8356	XPLO es una serie integrada de orden 1
Primera diferencia de XPLO	Sin intercepto ni tendencia lineal	0	0.0018***	
XZNC en niveles	Con intercepto y sin tendencia lineal	1	0.4426	XZNC es una serie integrada de orden 1
Primera diferencia de XZNC	Sin intercepto ni tendencia lineal	0	0.0000***	
XHIE en niveles	Con intercepto y sin tendencia lineal	4	0.6535	XHIE es una serie no estacionaria
Primera diferencia de XHIE	Sin intercepto ni tendencia lineal	4	0.2468	
Nota:				
1) El test de estacionariedad DFA utilizó como criterio de información el de Akaike Modificado.				
2) El número máximo de rezagos para determinar el rezago óptimo de cada test DFA aplicado fue 10 rezagos.				
3) *** Indica que el resultado es estadísticamente significativo al 1%. ** Indica que el resultado es estadísticamente significativo al 5%. * Indica que el resultado es estadísticamente significativo al 10%.				
Fuente: Elaboración propia a partir de resultados de EViews 9				

De la tabla anterior se puede observar que aunque hubieron algunas series que utilizaron intercepto y/o tendencia lineal en el modelo auxiliar del test DFA, sólo una de ellas (las exportaciones peruanas de hierro) fue una serie no estacionaria, sea en niveles o en primera diferencia. Entonces, el PBI y las exportaciones de siete minerales sí fueron estacionarias y todas fueron estacionarias en primera diferencia por lo que esto da luces de una posible evidencia de cointegración entre cada exportación mineral peruana y el PBI real peruano. Por último, las exportaciones de hierro peruanas ya no pueden ser utilizadas en el análisis posterior ya que no cumplió con el requisito de estacionariedad.

El siguiente análisis fue el de causalidad donde se aplicó el test de Granger (GRG) a cada par de series formado por el PBI real peruano y cada exportación mineral. Se obtuvo lo siguiente:

Tabla 3

Resultados – Análisis de causalidad			
Dirección de causalidad	Rezago óptimo	P-valor del test GRG	Conclusión
Primera diferencia de XCOB causa en sentido Granger a la primera diferencia de PBIP	2	0.0257**	XCOB causa en sentido Granger a PBIP
Primera diferencia de XEST causa en sentido Granger a la primera diferencia de PBIP	1	0.1015	XEST no causa en sentido Granger a PBIP
Primera diferencia de XORO causa en sentido Granger a la primera diferencia de PBIP	4	0.1126	XORO no causa en sentido Granger a PBIP
Primera diferencia de XPLA causa en sentido Granger a la primera diferencia de PBIP	5	0.1478	XPLA no causa en sentido Granger a PBIP
Primera diferencia de XPLO causa en sentido Granger a la primera diferencia de PBIP	5	0.2322	XPLO no causa en sentido Granger a PBIP

Granger a la primera diferencia de PBIP			
Primera diferencia de XZNC causa en sentido Granger a la primera diferencia de PBIP	8	0.1006	XZNC no causa en sentido Granger a PBIP
Nota:			
1) El test de estacionariedad GRG utilizó como criterio de información el de Akaike Modificado.			
2) El número máximo de rezagos para determinar el rezago óptimo de cada test GRG aplicado fue 10 rezagos.			
3) *** Indica que el resultado es estadísticamente significativo al 1%. ** Indica que el resultado es estadísticamente significativo al 5%. * Indica que el resultado es estadísticamente significativo al 10%.			
Fuente: Elaboración propia a partir de resultados de EViews 9			

De la tabla anterior se observa que sólo las exportaciones peruanas de cobre causaron en sentido Granger al PBI real peruano, mientras que las demás exportaciones mineras estuvieron muy cerca de generar causalidad significativa (al menos, al 10%). A pesar que los resultados de causalidad no fueron favorables para la mayoría de exportaciones mineras, esto no quita de que la correlación entre ellas y el PBI real peruano no exista, por lo que se continúa con el análisis de cointegración entre cada exportación minera con el PBI, utilizando el test de traza del test de Johansen:

Tabla 4

Resultados – Análisis de cointegración			
Relación de cointegración	Número de ecuaciones cointegrantes	P-valor del test de Traza (Johansen)	Conclusión
XCOB y PBIP	1	0.3578	XCOB y PBIP están cointegradas y tienen una ecuación cointegrante significativa.

XEST y PBIP	1	0.4515	XEST y PBIP están cointegradas y tienen una ecuación cointegrante significativa.
XORO y PBIP	1	0.2677	XORO y PBIP están cointegradas y tienen una ecuación cointegrante significativa.
XPLA y PBIP	1	0.7114	XPLA y PBIP están cointegradas y tienen una ecuación cointegrante significativa.
XPLO y PBIP	1	0.2830	XPLO y PBIP están cointegradas y tienen una ecuación cointegrante significativa.
XZNC y PBIP	2	0.0000***	XZNC y PBIP no están cointegradas
Nota:			
1) *** Indica que el resultado es estadísticamente significativo al 1%. ** Indica que el resultado es estadísticamente significativo al 5%. * Indica que el resultado es estadísticamente significativo al 10%.			
Fuente: Elaboración propia a partir de resultados de EViews 9			

De la tabla anterior se observa que, salvo en la relación entre las exportaciones mineras de zinc y el PBI real peruano, se encontró evidencia de cointegración estadísticamente significativa entre las exportaciones de cada mineral y el nivel de actividad económica del país. Se encontró la única ecuación cointegrante posible entre cada par de ellas, lo cual sugiere que la estimación del vector de corrección de errores es el mejor modelo para estas cinco primeras exportaciones mineras. En cambio, para el caso de las exportaciones de zinc, al no encontrar evidencia de cointegración (porque se encontraron 2 regresiones cointegrantes, lo cual es un indicativo de que las series no tienen una relación de equilibrio de largo plazo), esta se debe juntar con el PBI real

peruano bajo únicamente un modelo de vectores autorregresivos con las series en su forma estacionaria.

A continuación, luego de definir qué modelo aplica para cada relación entre el PBI real peruano y las exportaciones mineras, se muestran sus principales resultados de estimación y robustez de cada modelo, para definir cuál es el mineral que mejor explica las variaciones del PBI real:

Tabla 5

Resultados – Modelos VAR y VEC estimados						
Modelo	Coefficiente de la tasa de corrección	P-valor del estadístico t de la tasa de corrección	P-valor – Estadístico Jarque-Bera	P-valor – Estadístico White	P-valor – Estadístico LM	Criterio de información de Akaike
VEC entre PBIP y XCOB	-0.1235	0.0001***	0.3571	0.1018	0.2353	40.2467
VEC entre PBIP y XEST	-0.1166	0.0025***	0.3060	0.2140	0.2376	39.2351
VEC entre PBIP y XORO	-0.0688	0.0006***	0.2462	0.2259	0.1413	38.1515
VEC entre PBIP y XPLA	-0.0981	0.0000***	0.3327	0.2311	0.2461	39.1346
VEC entre PBIP y XPLO	-0.0703	0.0018***	0.1516	0.1073	0.3387	38.9350
VAR entre DPBIP y	No aplica	No aplica	0.5578	0.4567	0.6754	27.0763

DXZNC						
<p>Nota:</p> <p>1) *** Indica que el resultado es estadísticamente significativo al 1%. ** Indica que el resultado es estadísticamente significativo al 5%. * Indica que el resultado es estadísticamente significativo al 10%.</p>						
<p>Fuente: Elaboración propia a partir de resultados de EViews 9</p>						

A partir de la tabla anterior se puede ver que todos los modelos VEC estimados (de las exportaciones de cobre, oro, plata, plomo y estaño) tuvieron tasas de corrección de las desviaciones de corto plazo altamente significativas (al 1% todas) y cumplieron con el signo esperado (siendo negativas) por lo que cumplen con reducir las desviaciones generadas entre el par de series de cada modelo en el periodo de un trimestre.

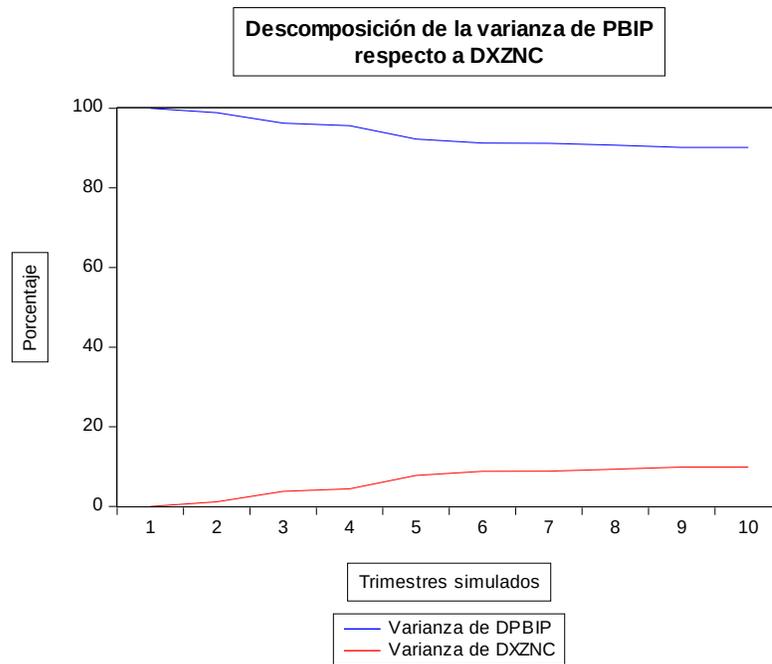
Sin embargo, el valor de las tasas de corrección de cada una es muy bajo (apenas el VEC del cobre y del estaño sobrepasan el 10% de la corrección de errores trimestral) por lo que se puede decir que son modelos VEC ineficientes. Por otro lado, cada uno de estos cinco modelos cumple con no presentar evidencia ni de no normalidad de errores, heteroscedasticidad o autocorrelación ya que el p-valor de los estadísticos de Jarque-Bera, White (sin términos cruzados) y Breusch-Godfrey, respectivamente, no fueron significativos ni al 10%, con lo que los modelos no violan ninguno de los supuestos del modelo clásico de regresión lineal. Sin embargo, para ello, a cada uno se le tuvo que corregir la serie de errores con inclusión de 4 dummies.

Caso parecido es la del VAR estimado entre las exportaciones de zinc peruanas y el PBI real peruano, donde tampoco viola los supuestos de normalidad de errores, no heteroscedasticidad y no autocorrelación pero con p-valores mucho más significativos que la de los otros 5 modelos VEC. Y este modelo VAR no requirió incluir variables dummy para corregir a sus errores o shocks estándar. Por ello, para elegir el mejor modelo para este trabajo se decidió a partir del criterio de información de Akaike, el cual te indica que el modelo mejor especificado es el que tiene el menor valor de Akaike. Como este es el caso para el modelo VAR entre las exportaciones peruanas de zinc y el PBI real (con un valor de 27.08, muy por debajo de los demás que están alrededor del 40), entonces quiere decir que, de acuerdo a los datos, el zinc es el

mineral cuyas exportaciones han tenido el mayor impacto en el PBI real peruano y, de manera aproximada, en el crecimiento económico peruano entre el periodo considerado (1990 y 2019).

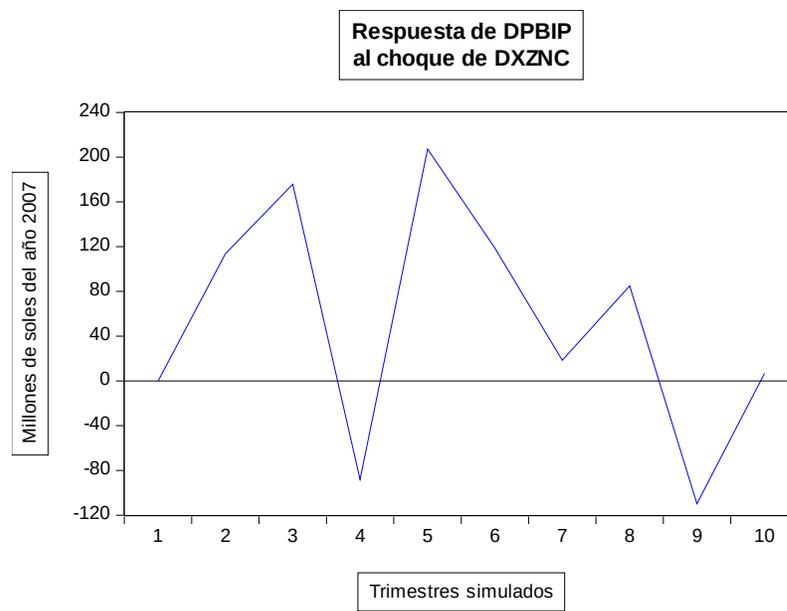
Entonces, para el mejor modelo estimado (el VAR entre las exportaciones de zinc y el PBI real peruano), se estima la descomposición de la varianza y la función de impulso – respuesta para ver el comportamiento de shocks de demanda generados por las exportaciones de cobre en la actividad económica del país:

Gráfico 1



A partir de la gráfica anterior se puede ver que, a pesar de la alta significancia en la relación entre las exportaciones peruanas de zinc y el PBI real peruano, la varianza del PBI real apenas es explicada en 10% por la varianza de las exportaciones de zinc, para una simulación de 10 trimestres. Esto sugiere que el crecimiento económico peruano debe ser explicado por muchos más factores aparte de este monto de exportaciones mineras, pudiendo ser otras exportaciones u otras variables macroeconómicas.

Gráfico 2



Y a partir de la gráfica anterior se cumple una importante hipótesis de este trabajo: Las exportaciones mineras tienen un impacto positivo en el PBI real y, por ende, en el crecimiento económico del país. Para el caso particular de las exportaciones peruanas de zinc, en una simulación de 10 trimestres, durante los primeros 3 trimestres un shock de demanda (por exportaciones mineras) llega a aumentar el PBI real peruano en más de 160 millones de soles, para luego decaer en un cuarto trimestre (quizás explicado porque el incremento del PBI incrementa las importaciones de bienes y esto reduce el efecto de las exportaciones).

Luego de esto, a pesar de la baja en el noveno trimestre simulado, los choques continuos de demanda causado por mayores exportaciones mineras de zinc generan que el PBI real peruano aumente en promedio unos 120 millones de soles. Con esto, quiere decir que efectivamente el

zinc tiene el mejor desempeño en explicar las variaciones del PBI real peruano en el periodo considerado (1990 – 2019).

6 Conclusiones y recomendaciones

En esta sección se formulan los hechos concluyentes de este trabajo, a partir de la discusión previamente hecha sobre el rechazo o no de las hipótesis de esta investigación y las similitudes / diferencias que se encontraron con los trabajos considerados como antecedentes de esta investigación.

La primera conclusión que salta a la vista es que el zinc fue el mineral cuyas exportaciones tuvieron el mayor impacto en el PBI real peruano y, de manera aproximada, en el crecimiento económico del país, para el periodo de trimestres considerado (años 1990 – 2019) a diferencia de lo que generalmente se pensaría (de que minerales como el cobre y el oro lo fueron por su mayor volumen exportado). Esto también tuvo coincidencias con un antecedente previo por lo que se comprueba que el resultado es válido y este mineral resultó siendo el más rentable a nivel de exportaciones tradicionales.

La segunda conclusión es que, efectivamente, se encontró evidencia de cointegración entre las relaciones de las exportaciones mineras diversas y el PBI real del país, algo que todavía no tenía un resultado claro en la literatura (probablemente porque no fue del interés de los trabajos antecesores) pero abre la posibilidad de que incluso la cointegración exista si se considera al crecimiento económico peruano con estas exportaciones mineras y otras variables macroeconómicas de interés (como la tasa de inflación, tasa de desempleo, etc.) que han sido usadas antes en estos modelos multivariados. Sin embargo, para la variable de mayor impacto individual (el zinc, no se encontró evidencia de cointegración ni de relación de equilibrio de largo plazo).

La tercera y última conclusión es que no existió un impacto diferencial entre muchas de las variables. Probablemente sea debido al modelo econométrico usado (un VEC) pero causa extrañeza que el cobre al menos no resalte entre las demás. Esto también da campo a que se prueben otros modelos econométricos para verificar esta posible hipótesis y que tal vez puede tener implicancias en las políticas mineras futuras.

Recomendaciones

En esta sección se dan sugerencias a la comunidad académica y a los hacedores de política de siguientes pasos para el análisis de este tema, a partir de las conclusiones hechas en la sección anterior.

Primero, es bastante relevante que el zinc haya resultado el mineral con exportaciones que más impacto tuvieron en el crecimiento económico peruano. Esto da pie a que los hacedores de política deberían poner hoy al zinc por encima del cobre en proyectos de extracción de dicho mineral. Sin dudas, este ha sido un mineral subestimado, pero con bastante volumen de producción y exportación en el país. Por lo que al menos en primera instancia y como parte de un futuro nuevo quinquenio de gobierno, se debería instar a que Proinversión reasigne concesiones y proyectos a extracción del zinc y lo discuta con las principales empresas productoras del mineral en el país.

Segundo, para la comunidad académica es importante que este trabajo aporte con evidencia de cointegración. Ya que no había evidencia concluyente, que aquí se haya encontrado con 5 de los 7 minerales da a pensar que este análisis puede extenderse aún más con otras variables macroeconómicas, para ver si la relación de equilibrio de largo plazo no sólo es con el PBI real, sino con otras variables de interés. Además, la implicancia de cointegración también se puede encontrar a nivel uniecuacional (con modelos MCE) para todo investigador que busque analizar uno de estos minerales por separado.

Por último, es necesario probar otros modelos econométricos para verificar estos impactos diferenciales. En este trabajo los modelos VEC y VAR no ayudaron a responder la pregunta apropiadamente ya que la significancia estadística fue alta pero los impactos fueron muy bajos, sugiriendo también que la especificación tal vez no era la correcta. Tal vez se pueden probar modelos de volatilidad (ARCH, GARCH) por el conocido efecto de este tipo en los commodities

y aquí sí se podrían encontrar efectos diferenciales entre uno y otro mineral de los más producidos y exportados en el país.

Referencias

- Blanchard, o. (2006). Macroeconomía. Madrid, España: editorial Pearson Prentice hall.
- Bildirici, m. e., & Gokmenoglu, s. m. (2020). Precious metal abundance and economic growth: evidence from top precious metal producer countries. *Resources policy*, 65, 101572. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101572>
- Cruz, t. (2015). El impacto del índice y volatilidad del precio de los commodities en los ingresos fiscales en el Perú. [Tesis de pregrado]. Universidad nacional de trujillo, trujillo. <http://www.dspace.unitru.edu.pe/bitstream/handle/unitru/2130/cruzjacoboteodora.pdf?sequence=1&isallowed=y>
- Fleming, j. (1962). Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates (vol. 9). Staff papers (international monetary fund).
- Fleming, j. (1962). Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. Staff papers (international monetary fund), volume 9, no. 3 (November), pp. 369-380
- Fornero, j.; Kirchner, m. (2014). Learning about commodity cycles and saving-investment dynamics in a commodity-exporting economy. Central bank of Chile – working papers, n° 727
- Gomero, n. (2019). Portafolio de commodities mineros y su incidencia en las exportaciones. Perú. Universidad nacional mayor de san marco, lima. <https://revistasinvestigacion.unmsm.edu.pe/index.php/quipu/>
- Gujarati d. (2007). Econometría. Ciudad de México,
- Instituto nacional de estadística e informática. (2018). producto bruto interno trimestral por grandes actividades económicas: 2007-2018 [tabla]. <https://www.inei.gov.pe/estadisticas/indice-tematico/economia/>
- INEI (2019). Panorama de la economía peruana 1950 – 2018 (año base 2007). Lima, Perú: publicaciones del instituto nacional de estadística e informática del Perú.

- Isaiah Zayone, t., Benneberry, s. r., & Radmehr, r. (2020). Effects of agricultural, manufacturing, and mineral exports on Angola's economic growth. *Energies*, 13(6), 1494. <https://doi.org/10.3390/en13061494>
- Isaiah Zayone, t., Henneberry, s. r., & Radmehr, r. (2020). Effects of agricultural, manufacturing, and mineral exports on Angola's economic growth. *Energies*, 13(6), 1494. <https://doi.org/10.3390/en13061494>
- Kerlinger, f. (2002). *Investigación del comportamiento: técnicas y comportamiento*. México: editorial Interamericana.
- Kydland, f.; Prescott, e. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometría*, volume 50, no. 6 (November), pp. 1345-1370.
- Jaunky, v. c. (2013). A cointegration and causality analysis of copper consumption and economic growth in rich countries. *Resources policy*, 38(4), 628-639. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2013.10.001>
- Kegomoditswe, k., & Tsuyoshi, a. (2015). Relationship between mining revenue, government consumption, exchange rate and economic growth in Botswana.
- Larios j., Álvarez j. y Quineche r. (2018). *Fundamentos de econometría*. Lima, Perú.
- Loayza, n. y Rigolini, j. (2016). The local impact of mining on poverty und Inequality: evidence from commodity boom in Perú. Recuperado de: <http://pubdocs.worldbank.org/en/309641458726797039/peru-mining-effects-january-2016.pdf>
- Lust, j. (2019). Objective and subjective conditions for the continuity of the Peruvian extractive development model. *Globalizations*, 16(7), 1232-1246. Obtenido de: <https://doi.org/10.1080/14747731.2019.1586115>
- Manchego, j. (2019). El impacto de la volatilidad del precio de los commodities en la dinámica de las importaciones en el Perú. [Tesis de pregrado]. Universidad nacional agraria de la selva, tingo maría. Obtenido de: http://repositorio.unas.edu.pe/bitstream/handle/unas/1618/ts_mqjm_2019.pdf?sequence=1&isallowed=y

- Mankiw, n. (2012). Principios de economía. (6ª. Ed.). México, d.f.: Cengage learning.
- Medina, j.; Soto, c. (2007). The Chilean business cycles through the lens of a stochastic general equilibrium model. Central bank of Chile – working papers, n° 457.
- Morales, l. (2019). Factores de la minería y su influencia en el crecimiento económico del Perú. [Tesis de pregrado]. Universidad privada de Tacna, Tacna. <http://repositorio.upt.edu.pe/bitstream/upt/1105/6/morales-mamani-luis.pdf>
- Mundell, r. (1960). The monetary dynamics of international adjustment under fixed and flexible exchange rates (vol. 74, pp. 227-257). Quarterly journal of economics.
- Salirrosas, j (2018). impactos de corto y largo plazo de la minería de cobre en el crecimiento económico del Perú periodo 1995-2016. recuperado de: http://repositorio.usil.edu.pe/bitstream/usil/3934/1/2018_salirrosas-mart%c3%adnez.pdf
- Vera, e. (2016). el impacto de la minería en el departamento de Arequipa para el periodo 2000-2015. recuperado de: http://tesis.pucp.edu.pe/repositorio/bitstream/handle/20.500.12404/9279/vera_avela_edith_impacto_de_la_mineria.pdf?sequence=1&isallowed=y
- Nishiyama, t. (2005). The roles of Asia and Chile in the world copper market. Resources policy, 30(2), 131-139. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2005.05.002>
- Sahoo, a. k., Sahu, n. c., Sahoo, d., & Pradhan, b. b. (2014). Mineral export and economic growth in India: evidence from VAR model analysis. Mineral economics, 27(1), 51-58. doi:<http://dx.doi.org/10.1007/s13563-014-0047-7>
- Ishirazi, ns y Manap, taa (2005). Hipótesis de crecimiento liderado por las exportaciones: más evidencia econométrica del sur de Asia. The developing economies, 43 (4), 472–488. doi:10.1111 / j.1746-1049.2005.tb00955.x
- Jaunky, v. c. (2013). A cointegration and causality analysis of copper consumption and economic growth in rich countries. Resources policy, 38(4), 628-639. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2013.10.001>

Anexos

1) Resultados del análisis de estacionariedad (algunas series)

Null Hypothesis: PBIP has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 3 (Automatic - based on Modified AIC, maxlag=10)		
		t-Statistic Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.264690 0.4367
Test critical values:	1% level	-2.584539
	5% level	-1.943540
	10% level	-1.614941
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Serie PBIP es no estacionaria en niveles.

Null Hypothesis: DPBIP has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on Modified AIC, maxlag=10)		
		t-Statistic Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.932255 0.0001
Test critical values:	1% level	-2.586550
	5% level	-1.943824
	10% level	-1.614767

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Serie PBIP es estacionaria en primera diferencia.

Null Hypothesis: XCOB has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 4 (Automatic - based on Modified AIC, maxlag=10)		
		t-Statistic
		Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.384677
		0.2771
Test critical values:	1% level	-2.584539
	5% level	-1.943540
	10% level	-1.614941
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Serie XCOB es no estacionaria en niveles.

Null Hypothesis: DXCOB has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on Modified AIC, maxlag=10)		
		t-Statistic
		Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.932756
		0.0000
Test critical values:	1% level	-2.586550
	5% level	-1.943824
	10% level	-1.614767
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Serie XCOB es estacionaria en primera diferencia.

Null Hypothesis: XZNC has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 1 (Automatic - based on Modified AIC, maxlag=10)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.871385	0.4426
Test critical values:	1% level	-2.586154
	5% level	-1.943768
	10% level	-1.614801
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Serie XZNC es no estacionaria en niveles.

Null Hypothesis: DXZNC has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on Modified AIC, maxlag=10)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.770479	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.584877
	5% level	-1.943587
	10% level	-1.614912
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Serie XZNC es estacionaria en primera diferencia.

2) Resultados del análisis de causalidad (algunas series)

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Sample: 1990Q1 2019Q4			
Included observations: 117			
Dependent variable: DPBIP			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DXCOB	8.077013	2	0.0257
All	8.077013	2	0.0257

Primera diferencia de PBIP y de XCOB presentan evidencia de causalidad. Primera diferencia de XCOB causa en sentido Granger a la primera diferencia de PBIP.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Sample: 1990Q1 2019Q4			
Included observations: 111			
Dependent variable: DPBIP			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DXZNC	13.21915	8	0.1006

All	13.21915	8	0.1006
-----	----------	---	--------

Primera diferencia de PBIP y de XZNC no presentan evidencia de causalidad. Primera diferencia de XZNC no causa en sentido Granger a la primera diferencia de PBIP.

3) Resultados del análisis de cointegración (algunas series)

Sample (adjusted): 1990Q3 2019Q4				
Included observations: 118 after adjustments				
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)				
Series: PBIP XCOB				
Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.287250	48.31441	20.26184	0.0000
At most 1	0.068370	8.356756	9.164546	0.3578
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Hay evidencia de cointegración entre PBIP y XCOB. Una ecuación cointegrante encontrada.

DPBIP(-1)	0.026561 (0.10338) [0.25692]	-0.005654 (0.00471) [-1.19939]
DPBIP(-2)	0.104815 (0.10287) [1.01895]	-0.002459 (0.00469) [-0.52426]
DPBIP(-3)	0.081179 (0.10439) [0.77764]	-0.003361 (0.00476) [-0.70601]
DPBIP(-4)	-0.068304 (0.10314) [-0.66225]	0.011318 (0.00470) [2.40643]
DPBIP(-5)	0.044061 (0.10377) [0.42462]	-0.001653 (0.00473) [-0.34924]
DPBIP(-6)	-0.009952 (0.10681) [-0.09318]	0.003769 (0.00487) [0.77373]
DPBIP(-7)	0.108474 (0.09933) [1.09211]	-0.001509 (0.00453) [-0.33317]
DPBIP(-8)	0.130846	0.004265

	(0.09622)	(0.00439)
	[1.35990]	[0.97215]
DXZNC(-1)	2.370114	0.041496
	(2.05705)	(0.09380)
	[1.15219]	[0.44238]
DXZNC(-2)	3.506344	0.171279
	(2.06840)	(0.09432)
	[1.69520]	[1.81592]
DXZNC(-3)	-2.711174	-0.044595
	(2.10370)	(0.09593)
	[-1.28876]	[-0.46486]
DXZNC(-4)	3.486611	-0.229325
	(2.07337)	(0.09455)
	[1.68161]	[-2.42550]
DXZNC(-5)	3.409375	0.249928
	(2.13610)	(0.09741)
	[1.59608]	[2.56579]
DXZNC(-6)	-0.441020	-0.181138
	(2.25363)	(0.10277)
	[-0.19569]	[-1.76261]
DXZNC(-7)	-0.241509	-0.109341
	(2.24394)	(0.10233)

	[-0.10763]	[-1.06856]
DXZNC(-8)	0.072292	-0.459391
	(2.24788)	(0.10251)
	[0.03216]	[-4.48164]
C	504.8327	2.850847
	(210.303)	(9.58997)
	[2.40050]	[0.29727]
R-squared	0.195364	0.423250
Adj. R-squared	0.058405	0.325079
Sum sq. resids	1.04E+08	215777.9
S.E. equation	1050.673	47.91147
F-statistic	1.426439	4.311384
Log likelihood	-920.5237	-577.7745
Akaike AIC	16.89232	10.71666
Schwarz SC	17.30729	11.13163
Mean dependent	891.8573	3.547439
S.D. dependent	1082.768	58.31942
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.53E+09
Determinant resid covariance		1.82E+09
Log likelihood		-1498.240
Akaike information criterion		27.07635
Schwarz criterion		28.43788

VAR muy significativo entre las series de la primera diferencia de PBIP y la primera diferencia de XZNC.

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Sample: 1990Q1 2019Q4				
Included observations: 111				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.151924	0.426997	1	0.5135
2	0.518114	4.966174	1	0.0258
Joint		5.393171	2	0.4674
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.897355	0.048729	1	0.8253
2	4.168628	6.316327	1	0.0120
Joint		6.365056	2	0.4415
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.475726	2	0.7883	
2	11.28250	2	0.4535	
Joint	11.75823	4	0.5578	

VAR entre la primera diferencia de PBIP y de XZNC presenta normalidad de errores.

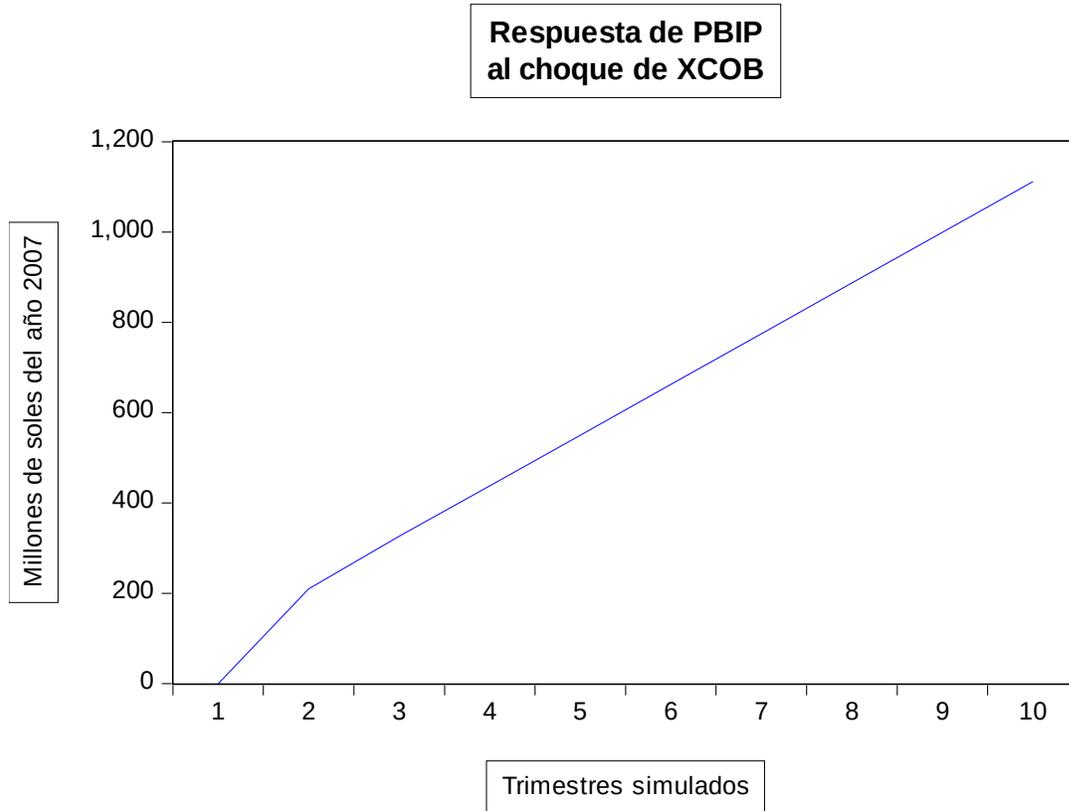
VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)		
Sample: 1990Q1 2019Q4		
Included observations: 111		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
3.8160	96	0.4567

VAR entre la primera diferencia de PBIP y de XZNC no presenta heteroscedasticidad.

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1990Q1 2019Q4		
Included observations: 111		
Lags	LM-Stat	Prob
1	4.221901	0.6754
2	3.663255	0.4535
3	4.498916	0.3427
4	0.493292	0.9742
5	3.473573	0.4819
Probs from chi-square with 4 df.		

VAR entre la primera diferencia de PBIP y de XZNC no presenta autocorrelación de ningún orden.

5) Función de impulso – respuesta del PBI real peruano y las exportaciones de cobre peruanas.



VEC entre las series PBIP y XCOB presenta una respuesta positiva y creciente del primero.