

**UNIVERSIDAD NACIONAL AGRARIA
LA MOLINA
FACULTAD DE ECONOMÍA Y PLANIFICACIÓN**



**“EQUILIBRIO EN EL LARGO PLAZO Y CAUSALIDAD ENTRE
EXPORTACIONES MINERAS METÁLICAS, PRODUCCIÓN
INDUSTRIAL Y CRECIMIENTO ECONÓMICO EN EL PERÚ
1994-2016”**

PRESENTADO POR

ANTHONY PAUL LUNA FARIAS

TESIS PARA OPTAR EL TÍTULO DE

ECONOMISTA

Lima – Perú

2019

UNIVERSIDAD NACIONAL AGRARIA
LA MOLINA
FACULTAD DE ECONOMÍA Y PLANIFICACIÓN
“EQUILIBRIO EN EL LARGO PLAZO Y CAUSALIDAD ENTRE
EXPORTACIONES MINERAS METÁLICAS, PRODUCCIÓN
INDUSTRIAL Y CRECIMIENTO ECONÓMICO EN EL PERÚ
1994-2016”

PRESENTADO POR
ANTHONY PAUL LUNA FARIAS

TESIS PARA OPTAR EL TÍTULO DE
ECONOMISTA

SUSTENTADO Y APROBADO ANTE EL SIGUIENTE JURADO:

.....
Ph. D. Jorge Alonso Alarcón Novoa
PRESIDENTE

.....
Mg. Sc. Juan Felipe Magallanes Díaz
ASESOR

.....
Mg. Sc. Raquel Margot Gómez Ocorima
MIEMBRO

.....
Dr. Carlos Enrique Orihuela Romero
MIEMBRO

Lima – Perú
2019

DEDICATORIA

Esta investigación se lo dedico a mis padres Hugo y Ruth, por darme amor, educación y valores; a mi segunda madre Edel, por criarme y siempre estar a mi lado; a toda mi familia, especialmente a mi hermano Junior, por ser mi ejemplo y enseñarme que solo necesitamos tener fe en Dios para luchar en la vida; y a la memoria de mi abuelita Marujita, que siempre nos cuida y guía desde el cielo.

AGRADECIMIENTO

Quiero agradecer a mi asesor Mg. Sc. Juan Felipe Magallanes Díaz, por el apoyo incondicional y consejos brindados a lo largo de la elaboración de la presente investigación. Asimismo, agradezco a todos los miembros del jurado, Ph. D. Jorge Alfonso Alarcón Novoa, Dr. Carlos Enrique Orihuela Romero y Mg. Sc. Raquel Margot Gómez Ocorima, por sus comentarios y el tiempo invertido.

ÍNDICE GENERAL

I.	INTRODUCCIÓN	1
II.	MARCO TEÓRICO Y REVISIÓN DE LITERATURA.....	4
2.1.	Marco teórico.....	4
2.1.1.	Exportaciones y crecimiento económico.....	4
2.1.2.	Manufactura y crecimiento económico	5
2.1.3.	Manufactura y exportaciones.....	6
2.2.	Antecedentes.....	7
III.	MATERIALES Y MÉTODOS	11
3.1.	Formulación de hipótesis.....	11
3.1.1.	Hipótesis general	11
3.1.2.	Hipótesis específicas.....	11
3.2.	Datos y variables.....	11
3.3.	Metodología.....	12
3.3.1.	Modelo de vectores autorregresivos (VAR).....	13
3.3.2.	Prueba de cointegración de Johansen	19
3.3.3.	Modelo de vectores de corrección de error (VEC).....	21
3.3.4.	Prueba de causalidad Granger	23
IV.	RESULTADOS Y DISCUSIÓN.....	25
4.1.	Estimación del modelo del vector autorregresivo (VAR)	25
4.2.	Resultados del análisis de cointegración	28
4.3.	Modelo del vector de corrección del error (VEC).....	29
4.4.	Resultados de la causalidad de Granger	33
V.	CONCLUSIONES	36
VI.	RECOMENDACIONES	37
VII.	REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	38
VIII.	ANEXOS.....	43

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1: Prueba ADF aplicada a las variables en niveles.....	26
Tabla 2: Prueba ADF aplicada a las variables en primeras diferencias.....	26
Tabla 3: Número de rezagos óptimos para el modelo VAR.....	27
Tabla 4: Resultado del análisis de los residuos del modelo VAR.....	28
Tabla 5: Resultados de la Prueba Máximo Valor Propio.....	28
Tabla 6: Resultados de la Prueba Traza.....	29
Tabla 7: Resultado del análisis de los residuos del modelo VEC.....	30
Tabla 8: Resultados Causalidad de Granger.....	33

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1: Procedimiento de la metodología.....	13
Figura 2: Representación lineal de las series de tiempo.....	25

ÍNDICE DE ANEXOS

Anexo 1: Producción de los principales metales en el Perú	43
Anexo 2: Base de datos de series de tiempo.....	44
Anexo 3: Prueba ADF aplicada a las variables en niveles y en primeras diferencias	45
Anexo 4: Número de rezagos óptimos para el modelo VAR	54
Anexo 5: Modelo VAR estimado	55
Anexo 6: Resultados del análisis de los residuos del modelo VAR	57
Anexo 7: Prueba de cointegración de Johansen	59
Anexo 8: Modelo del vector de corrección del error estimado	61
Anexo 9: Resultado del análisis de los residuos del modelo VEC.....	63
Anexo 10: Resultados de la prueba de causalidad de Granger	65

RESUMEN

La presente investigación ha tenido como objetivo analizar las exportaciones mineras metálicas y la producción industrial para determinar cuál de ellos tuvo mayor incidencia sobre el crecimiento económico en el Perú en el periodo 1994-2016. Basándose en un Modelo de Vectores Autorregresivos (VAR), se utilizó las pruebas de Cointegración de Johansen y Causalidad de Granger, tomando como variables al Producto Bruto Interno (PBI), Valores FOB de las exportaciones mineras metálicas (XMIN) y el Producto Bruto Interno manufacturero (PBIMAN). Los resultados sugieren que (1) las exportaciones mineras metálicas mantuvieron una relación de equilibrio en el largo plazo con el crecimiento económico del Perú y con la producción manufacturera. (2) Existe una relación de causalidad unidireccional desde las exportaciones de minerales metálicos y la producción industrial hacia el crecimiento económico del Perú. Asimismo, existe una relación de causalidad bidireccional entre el sector industrial y las exportaciones de minerales metálicos. Finalmente, se concluye que el efecto determinante para el crecimiento económico peruano en el periodo 1994-2016 ha sido el de las exportaciones mineras metálicas con una velocidad de ajuste de 24.7% hacia el equilibrio en el largo plazo.

Palabras clave: Crecimiento económico, exportaciones, manufactura, vectores autorregresivos, cointegración, causalidad,

ABSTRACT

The objective of this research has been to analyze metal mining exports and industrial production to determine which of them had the greatest impact on economic growth in Peru in the period of 1994-2016. Based on a Vector Autoregressive model (VAR), the Johansen's Cointegration and Granger's causality tests were used, taking as variables the Gross Domestic Product (PBI), FOB Values of metallic mining exports (XMIN) and the Gross Domestic Product Manufacturing (PBIMAN). The results suggest that (1) the metallic mining exports maintained an equilibrium relation in the long term with the economic growth of Peru and with the manufacturing production. (2) There is a unidirectional causality relationship from exports of metallic minerals and industrial production to the economic growth of Peru. Furthermore, there is a bidirectional causality relation between the industrial sector and exports of metallic minerals. Finally, it's concluded that the determining effect for the peruvian economic growth in the period of 1994-2016 has been the metallic mining exports at a rate of 24.7% adjustment towards equilibrium in the long run.

Keywords: Economic growth, exports, manufacture, vector autoregressive, cointegration, causality.

I. INTRODUCCIÓN

El Perú es el país con mayor atractivo para la inversión minera en la región. Debido a la concentración de inversiones en el sector minero y a los altos precios internacionales, los minerales metálicos han llegado a representar el 59 por ciento de las exportaciones totales del país al 2016, teniendo un impacto directo sobre el producto bruto interno (Instituto Peruano de Economía, 2017).

Las exportaciones mineras metálicas son de gran importancia para aumentar la producción manufacturera, ya que a través de ingresos en divisas, suministra al sector industrial de bienes de capital y actualiza su tecnología existente (Instituto Peruano de Economía, 2017).

Si bien es cierto que las exportaciones mineras metálicas generan un efecto directo sobre el PBI, también ocasionan un efecto indirecto que se ve reflejado en el aumento de la producción manufacturera, el cual genera externalidades positivas que impulsan el crecimiento económico. En ese sentido, surge la duda sobre cuál ha sido el efecto determinante para lograr el crecimiento económico en el Perú.

En el ámbito internacional, Sahoo et al. (2014), Ee (2016) y Shafiullah et al. (2016) realizaron investigaciones en India, África subsahariana y Australia respectivamente, encontrando que las exportaciones mineras fueron determinantes para el crecimiento económico de esos países. Por otro lado, Hausmann et al. (2007) y Tang et al. (2015) sostienen que los países se deben concentrar en producción manufacturera para ser exportada, ya que los productos de exportación que cuentan con una alta tecnología se benefician de externalidades positivas, impulsando el crecimiento económico.

En el ámbito nacional, tanto Bobadilla (2016) como Díaz y Torres (2016), sostienen que a partir de los 90's el efecto de las exportaciones mineras metálicas ha tenido un impacto

positivo sobre el crecimiento económico peruano, manteniéndose una relación de equilibrio en el largo plazo. Por el contrario, Jiménez (2017) señala que la manufactura ha sido el factor determinante para el crecimiento económico que ha tenido el Perú desde inicios la década de los noventa. Por lo tanto, no hay una concordancia en el sentido de cuál ha sido el factor determinante para el crecimiento económico en el Perú desde inicios de los noventa al 2015. La inversión en la minería y el alto precio de los commodities han permitido que aumenten las exportaciones mineras metálicas (Instituto Peruano de Economía, 2017), teniendo un impacto directo sobre el PBI y siendo determinante para el crecimiento económico (Sahoo et al., 2014; Bobadilla 2016; Díaz y Torres 2016; Ee, 2016 y Shafiullah et al., 2016). Asimismo, la gran cantidad de divisas obtenidas han permitido aumentar la producción manufacturera, la cual ha impulsado al crecimiento económico a través de las externalidades positivas que genera (Hausmann et al., 2007; Tang et al., 2015 y Jiménez, 2017). Sin embargo, Ee (2016) y Alarco (2011) sostienen que la orientación de inversiones hacia el sector minero puede quitarle competitividad a la manufactura, reduciendo su incidencia en el crecimiento económico.

Estos antecedentes hacen suponer que el efecto de las exportaciones mineras metálicas en los últimos años sería mayor que el efecto que pudo generar la producción industrial. Sin embargo, esta sería una hipótesis. Cabe preguntarse: entre las exportaciones mineras metálicas y la producción industrial, ¿cuál ha tenido mayor incidencia en el crecimiento económico del Perú en el periodo 1994-2016?

Por lo tanto, el presente trabajo tiene por objetivo principal: determinar cuál ha tenido mayor incidencia sobre el crecimiento económico en el Perú en el periodo 1994-2016. Los objetivos específicos son: 1) Determinar la existencia de una relación de equilibrio en el largo plazo entre las exportaciones mineras metálicas, la producción industrial y el crecimiento económico, para hallar una sincronización en el tiempo que refleje una relación confiable y determinante; 2) Determinar la direccionalidad de la relación causal entre las exportaciones mineras metálicas, la producción industrial y el crecimiento económico.

La presente investigación contribuye a esclarecer cuál ha sido el efecto determinante que ha impulsado al crecimiento económico del Perú a partir de su Constitución Política de 1993¹, enfocándose en la relación entre las exportaciones mineras metálicas y producción industrial. Asimismo, en el Perú no hay estudios que comparen específicamente estos efectos utilizando en su metodología las pruebas de cointegración de Johansen y Causalidad de Granger.

¹ La Constitución política de 1993 permitió el mayor ingreso de inversiones a los diferentes sectores de la economía nacional.

II. MARCO TEÓRICO Y REVISIÓN DE LITERATURA

2.1. Marco teórico

2.1.1. Exportaciones y crecimiento económico

La teoría económica básica supone que el aumento de las exportaciones contribuye al crecimiento económico, pues al darse la transferencia de recursos de las industrias nacionales a las industrias de exportación, aumenta la productividad, que se traduce en el crecimiento económico. Asimismo, el efecto multiplicador de las exportaciones mineras referencia impactos en cada sector de la economía (Instituto Peruano de Economía, 2017).

El Instituto Peruano de Economía (2017) señala que el efecto multiplicador de la minería agrupa 3 efectos: (1) directo, se produce en el mismo sector. (2) indirecto, en los sectores que proveen de insumos a la minería. Por último, (3) inducido, se produce en los sectores que se benefician del consumo de las remuneraciones y de la reinversión de las utilidades generadas por la minería. En el 2012, por cada S/1000 millones de exportaciones mineras, el Producto Bruto Interno se incrementó en S/1200 millones y 21209 puestos de trabajo considerando los efectos directo, indirecto e inducido.

En un marco de economía abierta iniciada en 1991 por la promoción y apertura comercial, el motor de crecimiento económico peruano ha estado basado en las exportaciones, que en su mayoría corresponden al sector minero, el cual es el que más ha aportado a la balanza comercial nacional (Bello, 2012).

Según Tang et al., (2015), las economías que dependen en exceso de las exportaciones para el crecimiento son vulnerables ante una recesión global. Al respecto, Barco y Castillo (2009) sostienen que el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) ha demostrado que cuenta con fundamentos macroeconómicos para hacerle frente a shocks externos, gracias a un bajo nivel

de endeudamiento público y a un elevado nivel de reservas internacionales para evitar la apreciación de la moneda local. Es así como el BCRP ha sabido mantener una política fiscal y monetaria que le ha permitido soportar las crisis internacionales en los últimos años.

Ee (2016) argumenta que los efectos positivos de productividad causados por el crecimiento impulsado por exportaciones mineras no necesariamente ocurren en los países en vías de desarrollo, porque estos dependen de las divisas que le genera el sector extractivo. Sin embargo, existen diversos estudios que comprueban el crecimiento impulsado por las exportaciones primarias, tanto en países en vías de desarrollo (Balassa, 1978; Michaely, 1977) como en países industrializados (Yamada, 1998; Marin, 1992).

Según Ross (1999), los países emergentes con abundancia de recursos naturales pueden compensar la falta de capital con las exportaciones primarias. Sin embargo, Ee, (2016) sostiene que la concentración de exportaciones mineras puede llevar a las economías a alejarse de los sectores manufactureros competitivos, los cuales poseen factores de externalidad necesarios para el crecimiento sostenible.

2.1.2. Manufactura y crecimiento económico

Para el desarrollo del sector industrial, se necesita materias primas, mano de obra y tecnología, la cual se obtiene mediante importaciones de bienes de capital, en parte gracias a las divisas que mayormente provienen de las exportaciones de los minerales. Y en un país en vías de desarrollo como el Perú, la inversión en el sector industrial es deseable para lograr un mayor crecimiento económico (Instituto Peruano de Economía, 2017).

El sector industrial es necesario para un crecimiento sostenible, debido a que las economías que dependen en exceso de las exportaciones primarias para el crecimiento son vulnerables ante una recesión global (Tang et al., 2015). Por eso es importante impulsar la producción manufacturera para su exportación, ya que el modelo extractivista de recursos naturales provoca un desgaste de factores productivos (Fuenzalida y Valenzuela, 2019).

2.1.3. Manufactura y exportaciones

El sector minero es un gran demandante del manufacturero a través de productos metálicos, maquinaria y equipo, los cuales son necesarios para la extracción de metales. Esta demanda permite que el sector manufacturero se desarrolle y pueda abastecer a otros sectores productivos (Instituto Peruano de Economía, 2017).

Hausmann et al. (2007), sostienen que los países que se concentran en las exportaciones manufactureras crecen más rápido que los exportadores de productos primarios. Los productos de exportación que cuentan con una alta tecnología se benefician de externalidades positivas, impulsando el crecimiento económico. Asimismo, el efecto de transferencia tecnológica es capaz de estimular el crecimiento económico mediante una fuerza de trabajo (Rao y Hassan, 2011).

Según el Instituto Peruano de Economía (2017) en el 2016 las exportaciones de los metales en el Perú llegaron a representar el 59 por ciento de las exportaciones totales. Sin embargo, Corden y Neary (1982) sostienen que un número elevado de exportaciones de productos primarios pueden afectar al sector industrial mediante la concentración de factores de producción en sectores donde la rentabilidad es más alta, en este caso el sector extractivo. En consecuencia, las exportaciones de los productos primarios pueden quitar competitividad a otros sectores de exportación y sectores locales de producción y servicios.

El deterioro del sector manufacturero debido a la expansión del sector extractivo ocurre cuando el potencial del sector extractivo se encuentra por debajo del sector industrial y este posee externalidades positivas, es entonces cuando se explica la baja competitividad del sector manufacturero (Sach y Warner, 1997).

En el contexto de altos precios internacionales, la actividad minera ha incidido de manera positiva en la economía peruana, debido al impacto directo sobre el producto bruto interno. Este impacto se debe, principalmente, a la mayor producción de cobre (Anexo 1) (Instituto Peruano de Economía, 2017).

2.2. Antecedentes

En el ámbito internacional diversas investigaciones sugieren que la mejor forma de lograr el crecimiento económico es a través del sector industrial. Hausmann et al. (2007) investigaron una muestra de 113 países pertenecientes a las Naciones Unidas, concluyendo que aquellos que se concentran en producción manufacturera para ser exportadas crecen más rápido que los exportadores de productos primarios, ya que los productos de exportación que cuentan con una alta tecnología se benefician de externalidades positivas, impulsando el crecimiento económico.

Posteriormente, Tang et al. (2015) investigaron el crecimiento económico de los cuatro pequeños dragones de Asia (Hong Kong, Corea del Sur, Singapur y Taiwan) desde los años sesenta al 2007². Los resultados indicaron que las exportaciones manufactureras y el PBI mantuvieron una relación a largo plazo en las cuatro economías, impulsando así su crecimiento económico.

En ese sentido, Hausmann et al. (2007) y Tang et al. (2015) concuerdan en que los países se deben concentrar en producción manufacturera para ser exportada, ya que el valor agregado genera externalidades positivas, impulsando el crecimiento económico.

Respecto a el crecimiento económico impulsado por exportaciones primarias y viceversa, Sahoo et al. (2014) investigaron la relación entre la exportación minera, la producción industrial y el crecimiento económico en la India en el periodo 1981-2010, encontrando una relación de equilibrio en el largo plazo entre el PBI, exportaciones mineras y el índice de producción industrial. Además, encontró que el crecimiento económico y la producción industrial han impulsado a las exportaciones mineras, debido a las ganancias en divisas a través de la exportación de minerales, las cuales pudieron ser utilizadas nuevamente para estimular el crecimiento por medio de importación de tecnología avanzada para diferentes procesos de producción del país.

² El período de estudio difiere de un país a otro, dependiendo de la disponibilidad de datos. Para Hong Kong, el período de análisis cubierto es de 1973 a 2007; Corea del Sur desde 1960 a 2007; Singapur desde 1966 a 2007; y Taiwán desde 1961 a 2007.

Ee (2016) examinó países seleccionados del África subsahariana, encontrando una relación a largo plazo entre las exportaciones primarias y crecimiento económico, mostrando un impacto positivo de la inversión, el gasto gubernamental y las exportaciones en el crecimiento económico. Sin embargo, Ee (2016) menciona que la concentración de exportaciones mineras puede llevar a las economías a alejarse de los sectores manufactureros competitivos, los cuales poseen factores de externalidad necesarios para el crecimiento sostenible.

Shafiullah et al. (2016), realizaron un estudio a nivel sectorial para Australia y sus regiones en el periodo 1991-2012. Los sectores tomados en cuenta se dividieron en cuatro: agricultura, manufactura, minería y combustibles. Los resultados indicaron que las exportaciones mineras y combustibles fueron cruciales en el impulso del crecimiento económico de Australia.

Entonces, Sahoo et al. (2014), Ee (2016) y Shafiullah et al. (2016) concuerdan en que las exportaciones mineras han sido determinantes para lograr el crecimiento económico en India, África subsahariana y Australia, respectivamente. Esto contradice a Hausmann et al. (2007) y Tang et al. (2015), en el sentido de cuál es el factor determinante para lograr el crecimiento económico de un país.

En el ámbito local, Bobadilla (2016) analizó el impacto de los recursos mineros sobre el crecimiento económico del Perú en el periodo 1991-2015, tomando como variables el PBI Per Cápita, valor de exportación de recursos mineros (porcentaje del PBI) y a variables de control³. Los resultados sugieren, a través de una relación de equilibrio en el largo plazo, que el boom de las exportaciones de los minerales ha tenido un impacto positivo en el crecimiento de la economía peruana. Asimismo, sostiene que la inversión privada, el desarrollo financiero y la apertura comercial reforzaron el crecimiento económico del país.

Siguiendo la misma línea, Díaz y Torres (2016) investigaron el impacto de las exportaciones primarias en el crecimiento económico del Perú en el periodo 1990-2015, tomando como

³ Variables de control: inversión privada, gasto de gobierno, grado de apertura de la economía, total de créditos del sector bancario al privado, shocks internos y crisis internacionales.

variables al PBI real, exportaciones primarias y exportaciones de productos mineros. Los resultados sugieren que existió una relación de dependencia entre el crecimiento económico y las exportaciones mineras, y que estas últimas representan el 82.4 por ciento de las exportaciones primarias del país.

Asimismo, Alarco (2011) analizó el efecto de las exportaciones mineras en el crecimiento económico del Perú en el periodo 1951-2009. Indicó que el tipo de cambio real mantuvo una relación inversa con las exportaciones mineras, lo cual pudo haber afectado la competitividad de otros sectores transables de la economía peruana.

En contraste con la posición de las exportaciones primarias impulsando el crecimiento económico, Jiménez (2017) investigó si la industria manufacturera peruana ha liderado el proceso de crecimiento económico y el aumento de la productividad del trabajo en la economía entre los años 1990-2015. Los resultados sugieren que las variaciones en la tasa de crecimiento del PBI y de la producción manufacturera están estrechamente relacionados en el corto y largo plazo, concluyendo que el sector manufacturero ha sido determinante en el crecimiento económico del Perú en el periodo señalado.

Entonces, Bobadilla (2016) y Díaz y Torres (2016), concuerdan que desde inicio de los 90's el efecto de las exportaciones mineras metálicas ha sido determinante para el crecimiento económico peruano, manteniéndose una relación de equilibrio en el largo plazo. En contraposición, Jiménez (2017) sostiene que la manufactura ha sido el factor determinante para el crecimiento económico que ha tenido el Perú desde la década de los noventa. Por lo tanto, no hay una concordancia en el sentido de cuál ha sido el factor determinante para el crecimiento económico en el Perú.

La inversión en la minería y el alto precio de los commodities han permitido que aumenten las exportaciones mineras metálicas, teniendo un impacto directo sobre el PBI, siendo determinante para el crecimiento económico (Sahoo et al., 2014; Bobadilla 2016; Díaz y Torres 2016; Ee, 2016 y Shafiullah et al., 2016). Asimismo, la gran cantidad de divisas obtenidas han permitido aumentar la producción manufacturera, la cual ha impulsado al

crecimiento económico a través de las externalidades positivas que genera (Hausmann et al., 2007; Tang et al., 2015 y Jiménez, 2017).

Sin embargo, la concentración de inversiones en el sector minero pudo haberle quitado competitividad a la manufactura, reduciendo su incidencia en el crecimiento económico (Alarco, 2011). En consecuencia, los antecedentes hacen suponer que el efecto de las exportaciones mineras metálicas en los últimos años sería mayor que el efecto que pudo generar la producción industrial.

III. MATERIALES Y MÉTODOS

3.1. Formulación de hipótesis

3.1.1. Hipótesis general

La incidencia de las exportaciones mineras metálicas sobre el crecimiento económico del Perú en el periodo 1994-2016, ha sido mayor que la incidencia de la producción industrial.

3.1.2. Hipótesis específicas

- Las exportaciones mineras metálicas mantienen una relación de equilibrio a largo plazo con la producción industrial y el crecimiento económico en el Perú 1994-2016.
- Existe una relación causal unidireccional que va desde las exportaciones mineras metálicas y la producción industrial hacia el crecimiento económico en el largo plazo y una relación causal bidireccional entre las exportaciones mineras y la producción industrial.

3.2. Datos y variables

En esta investigación, se usaron datos de series de tiempo anuales⁴ para evaluar las relaciones a largo plazo entre las variables. El crecimiento económico será representado mediante el producto bruto interno real (PBI), dando la posibilidad de comparar la producción real en tiempos diferentes, siendo una buena medida para el crecimiento económico. El sector minero estará reflejado mediante los datos anuales de valores FOB de la exportación de minerales metálicos (cobre, zinc, oro, plata, estaño, hierro plomo y molibdeno), los cuales se tomaron como una sola variable (XMIN), pues captura la actividad minera en crecimiento y el sector industrial mediante el Producto Bruto Interno Manufacturero (PBIMAN).

⁴ Por convención, las series de tiempo anuales no pueden contener estacionalidad (Centro de Investigación y Desarrollo del Instituto Nacional de Estadística e Informática, 2002).

PBI: Producto bruto interno real (millones S/ 2007)

PBIMAN: Producto Bruto Interno manufacturero (millones S/ 2007)

XMIN: Valores FOB de las exportaciones mineras (millones US\$)

La data se tomó de las series estadísticas del BCRP (Anexo 2), con periodo 1994-2016 (se escoge este periodo debido a que a partir de 1993 rige la nueva Constitución Política del Perú, que permitió el mayor ingreso de inversiones a los diferentes sectores de la economía nacional), se usaron precios 2007, debido al fuerte aumento en el peso del sector minero, pues fue un año de precios de los metales excepcionalmente altos. Para desarrollar la metodología planteada, los datos fueron procesados en el programa econométrico EViews 9.

3.3. Metodología

El procedimiento econométrico utilizado en la presente investigación se respalda en estudios hechos por Mata (2003), Londoño (2005), Sahoo (2014), Novales (2014), Banegas (2015) y Mayurí (2015). El esquema plantea hacer un análisis de raíz unitaria, para probar la estacionariedad de las series. Después se estimará un modelo VAR con rezagos óptimos y en base a ello determinar el rango de cointegración. Posteriormente, se estimará un modelo VEC, a partir del cual se hallará las ecuaciones de cointegración que guardan la relación de equilibrio en el largo plazo; por último, la relación causal, que reforzará el análisis en torno a la relación de las variables.

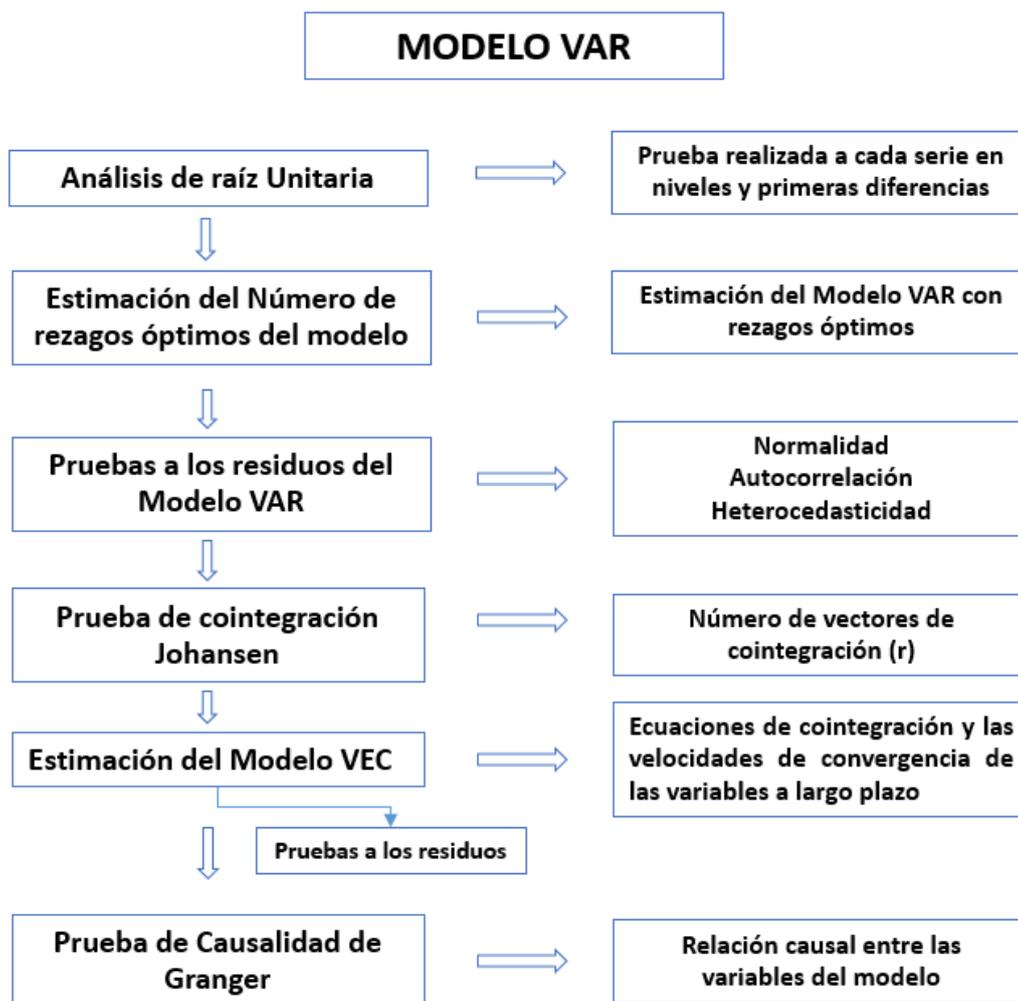


Figura 1: Procedimiento de la metodología

FUENTE: Elaboración propia

3.3.1. Modelo de vectores autorregresivos (VAR)

Es un modelo de ecuaciones simultaneas que describe las relaciones dinámicas de las variables (Novales, 2014). Esta técnica pronostica a las otras variables haciendo de cada variable endógena una función de su pasado y del pasado de otra variable endógena del sistema (Londoño, 2005).

El modelo VAR produce estimadores eficientes y consistentes, siempre y cuando los términos de error sean de ruido blanco, es decir, no esten correlacionados La motivación de usar este modelo es mejorar la predicción de las series temporales y captar dependencias dinámicas que pudiera haber entre las variables. Además, evita la dificultad de identificar a las variables como exógenas (Novales, 2014).

En un vector sin restricciones, el modelo de vectores autoregresivo (VAR) podría expresarse de la siguiente manera.

$$Y_t = m + \sum_{i=1}^P A_i Y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

Donde:

Y_t : Vector de variables no estacionarias

Y_{t-i} : Vector de variables no estacionarias retardado

A_i : Matriz de coeficientes

m : Constante

P : Longitud de retardos

u_t : Término de error

Estimación

Primero se realizó una prueba de raíz unitaria aumentada Dickey-Fuller (ADF), la cual garantiza que los términos de error no estén correlacionados, probando el orden de integración, es decir, la cantidad de veces que hay que diferenciar una serie hasta convertirla en estacionaria (Mahadeva y Robinson, 2004).

Según Engler y Nahuelhual (2003), una serie es estacionaria cuando su media y varianza son estables; y es no estacionaria cuando no evidencia una tendencia a regresar a su media y su varianza tiende a crecer en el tiempo. Cabe resaltar que cuando se incluye series no estacionarias en un modelo, abre la posibilidad de que cause la existencia de regresiones espurias, lo cual implica que el modelo registre la presencia de relaciones causales entre las variables cuando en realidad no existe (Mahadeva y Robinson, 2009).

La prueba Aumentada Dickey- Fuller (ADF) consiste en determinar la presencia de raíces unitarias, es decir, series no estacionarias. (Dickey y Fuller, 1981).

$$\Delta Y_t = m + bt + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} B_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

Donde:

ΔY_t : Vector diferenciado de la variable no estacionaria

m : Término Constante

bt : Término de Tendencia

B_i : Matriz de parametros para ΔY_{t-i}

θ : Parametro de la variable retardada Y_{t-1}

P : Longitud de retardos

u_t : Término de error

Primero se graficaron las series PBI, PBIMAN y XMIN para observar si existe una tendencia determinista, lo cual implicaría la presencia de raíces unitarias, es decir, series de tiempo no estacionarias. Posteriormente, se aplicó la prueba formal de raíces unitarias ADF, tanto en niveles como en primeras diferencias, para determinar el orden de integración de las variables a incluirse en el modelo VAR.

Para cada variable del sistema se planteó la siguiente hipótesis:

$H_0 (\theta=0)$: La serie es no estacionaria (existe raíz unitaria en la serie)

$H_1 (\theta \neq 0)$: La serie es estacionaria

Se reportó el estadístico ADF a fin de probar la hipótesis nula de que el parámetro θ de la variable retardada es cero.

A partir de la hipótesis planteada se estableció la siguiente regla:

- Si $|\text{test estadístico ADF}| \leq |\text{valor crítico al 5\% o 10\%}|$ entonces se rechaza H_0 , es decir, la serie es estacionaria.
- Si $|\text{test estadístico ADF}| > |\text{valor crítico al 5\% o 10\%}|$ entonces no se rechaza H_0 , es decir, la serie es no estacionaria.

Se aplicó el test estadístico ADF a las series de PBI, PBIMAN y XMIN en niveles, donde el parámetro de interés es θ . En caso las series fueran estacionaria, se concluirá que no presentan orden de integración (Mayurí, 2015). Por el contrario, si presentan raíces unitarias (series no estacionarias), entonces se deberá determinar el orden de integración. La serie será

integrada de primer orden I(1) si requiere que se le realice la primera diferencia; de segundo orden I(2) si requiere la segunda diferencia y así sucesivamente hasta que el estadístico ADF sea lo suficientemente negativo para cumplir las propiedades de estacionariedad.

Si la probabilidad de los coeficientes de alguna de las variables no es significativa, no se invalida el contraste, solo lo haría menos robusto. Solamente la presencia de autocorrelación podría invalidar el contraste.

Las series que presenten raíces unitarias (series no estacionarias) y un mismo orden de integración, se colocaran en un vector autorregresivo (VAR) a partir del cual se podrá determinar la existencia de vectores de cointegración (r) (Perdomo, 2002).

Posteriormente, se debe seleccionar el rezago óptimo en el modelo VAR. Si se escoge una elevada cantidad de rezagos, existe el riesgo de que el modelo pierda grados de libertad y se tendría que estimar un número elevado de parámetros. Mientras que, si se escoge un número muy reducido de rezagos, es probable que el modelo pierda dinámica o variabilidad (Mata, 2003).

Para seleccionar la longitud de rezagos P , se utilizó el estadístico de relación de probabilidad (LR) y los criterios de información de Akaike (ACI), Schwarz (SC), Hanna Quinn (HQ) y predicción final de error (FPE) (Mata, 2003). El rezago óptimo responderá al criterio de información que reporte el valor mínimo en el rango de rezagos considerados. El mismo criterio se utilizó para el estadístico de la predicción final de error.

Una vez conocidos el número de rezagos óptimos, se procedió a estimar el modelo VAR, el cual describió las relaciones dinámicas de las variables PBI, XMIN y PBIMAN, siendo todas consideradas como endógenas y representadas de la siguiente manera:

$$Y_t = (PBI, XMIN, PBIMAN)$$

$$PBI_t = m_1 + \sum_{i=1}^P \alpha_i PBI_{t-i} + \sum_{j=1}^P \beta_j PBIMAN_{t-j} + \sum_{z=1}^P \omega_z XMIN_{t-z} + u_{1t} \quad (3)$$

$$PBIMAN_t = m_2 + \sum_{i=1}^P \alpha_i PBIMAN_{t-i} + \sum_{j=1}^P \beta_j PBI_{t-j} + \sum_{z=1}^P \omega_z XMIN_{t-z} + u_{2t} \quad (4)$$

$$XMIN_t = m_3 + \sum_{i=1}^P \alpha_i XMIN_{t-i} + \sum_{j=1}^P \beta_j PBIMAN_{t-j} + \sum_{z=1}^P \omega_z PBI_{t-z} + u_{3t} \quad (5)$$

Cabe resaltar que no es fundamental reportar los resultados del modelo VAR, debido a la dificultad que existe al interpretar sus coeficientes, los cuales no guardan relación con la teoría económica. Sin embargo, el modelo será de utilidad, debido a que describirá las relaciones dinámicas de las variables PBI, XMIN y PBIMAN, a partir de las cuales se podrá determinar la existencia de vectores de cointegración (r).

Luego se buscó evaluar que los residuos del modelo VAR estimado, cuente con las condiciones necesarias para dar validez al modelo⁵, es decir, que no presenten problemas de normalidad, heterocedasticidad y autocorrelación. En consecuencia, se realizaron las siguientes pruebas:

a. Prueba de normalidad

Es un proceso estadístico utilizado para verificar si los residuos del modelo VAR estimado se encuentran dentro de una distribución normal estándar. Para ello, se utilizará la prueba de Jarque Bera, la cual analiza la relación entre el coeficiente de apuntamiento y la curtosis de residuos del modelo estimado (Mata, 2003).

Se evalúa la siguiente hipótesis planteada:

H₀: Residuos son normales

H₁: Residuos no son normales

A partir de la hipótesis planteada se establece la siguiente regla:

- Si probabilidad de la prueba conjunta (*joint*) ≤ 0.05 (5%), entonces se rechaza H₀, es decir, los residuos del modelo presentan problemas de normalidad.

⁵ Al ser series de tiempo que comparten una tendencia en común, puede existir multicolinealidad, sin embargo, esta no viola los supuestos básicos de la regresión en el modelo VAR, ya que a pesar de su existencia, las estimaciones serán consistentes e insesgadas y sus errores estándar se estimarán en la forma correcta (Gujarati y Porter, 2010).

- Si probabilidad de la prueba conjunta (*joint*) > 0.05 (5%), entonces no se rechaza H_0 , es decir, los residuos del modelo no presentan problemas de normalidad.

b. Prueba de autocorrelación

Verifica la existencia de correlación en los residuos hasta el orden del número de rezagos del modelo VAR estimado. Se utilizará la prueba del Multiplicador de Lagrange (LM) para evaluar la siguiente hipótesis planteada.

H_0 : Ausencia de autocorrelación hasta el retardo de orden h .

H_1 : Existe autocorrelación hasta el retardo de orden h .

A partir de la hipótesis planteada se establece la siguiente regla:

- Si probabilidad del retardo $h \leq 0.05$ (5%), entonces se rechaza H_0 , es decir, los residuos del modelo presentan problemas de autocorrelación.
- Si probabilidad del retardo $h > 0.05$ (5%), entonces no se rechaza H_0 , es decir, los residuos del modelo no presentan problemas de autocorrelación.

c. Prueba de heterocedasticidad

Verifica que los residuos del modelo VAR estimado tengan la misma varianza. Se utilizará la prueba de Heterocedasticidad de White (*sin términos cruzados*).

Se evalúa la siguiente hipótesis planteada:

H_0 : Residuos homocedásticos

H_1 : Residuos heterocedásticos

A partir de la hipótesis planteada se establece la siguiente regla:

- Si probabilidad de la prueba conjunta (*joint*) ≤ 0.05 (5%), entonces se rechaza H_0 , es decir, los residuos del modelo presentan problemas de heterocedasticidad.

- Si probabilidad de la prueba conjunta (*joint*) > 0.05 (5%), entonces no se rechaza H_0 , es decir, los residuos del modelo son homocedásticos.

Teniendo el modelo VAR estimado con una longitud óptima de rezagos y con residuos que cumplan con la ausencia de normalidad, autocorrelación y homocedasticidad en los errores, se prosedió a aplicar la prueba de cointegración de Johansen para hallar el número de vectores de cointegración (r).

3.3.2. Prueba de cointegración de Johansen

La prueba de cointegración de Johansen (1988) es usada para probar la relación a largo plazo entre las variables. Las series están cointegradas si se mueven conjuntamente a lo largo del tiempo y son estacionarias, y aún si la serie individual tiene una tendencia estocástica, es decir, si fuera no estacionaria. Johansen (1990) sostiene que la cointegración ofrece una sincronización en el tiempo que refleja una relación confiable entre las variables.

La cointegración refleja la presencia de un equilibrio a largo plazo hacia el cual converge el sistema económico en el tiempo (Mata, 2003). Asimismo, Johansen (1990) asume que en el modelo todas las variables son endógenas y que las series son integradas del mismo orden $I(d)$. Según Sahoo et al. (2014), existirá una relación de largo plazo entre las variables si la combinación lineal de variables no estacionarias de orden $I(1)$ producen residuos que son estacionarios de orden $I(0)$ (ruido blanco).

Estimación

Para probar la existencia del número de vectores de cointegración (r) entre las variables, se aplicó dos estadísticas basadas en la prueba de máxima verosimilitud con el fin de determinar el rango de cointegración del sistema. Asimismo, cabe resaltar que ambas pruebas deberán reflejar los mismos resultados para dar una conclusión generalizada.

a. *máximo valor propio*(λ_{max})

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6)$$

Donde $\hat{\lambda}_i$ son los valores propios y T es el número de observaciones menos el número de rezagos.

Plantea la siguiente hipótesis:

H₀ (r=0): No existen vectores de cointegración

H₁ (r=1): Existe un vector de cointegración

A partir de la hipótesis planteada se establece la siguiente regla:

- Si el estadístico de Máximo Valor Propio (λ_{\max}) > Valor Crítico al 5% y 1%, entonces se rechaza H₀, es decir, existe un vector de cointegración en el modelo.
- Si el estadístico de Máximo Valor Propio (λ_{\max}) < Valor Crítico al 5% y 1%, entonces no se rechaza H₀, es decir, no existe vectores de cointegración entre el modelo.

Si se rechaza la hipótesis nula, se plantea H₀ (r=1) frente a H₁ (r=2): y así sucesivamente hasta que no sea rechazada. El rango de cointegración será el que venga dado por la hipótesis nula no rechazada.

b. la prueba de traza (λ_{trace})

$$\lambda_{trace} = \sum_{i=r+1}^N \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (7)$$

Donde los $\hat{\lambda}_i$ son los valores propios, N es la cantidad de variables endógenas.

Plantea la siguiente hipótesis:

H₀ (r=0): No existen vectores de cointegración

H₁ (r>0): Existe al menos un vector de cointegración

A partir de la hipótesis planteada se establece la siguiente regla:

- Si el estadístico de Traza (λ_{trace}) > Valor Crítico al 5% y 1%, entonces se rechaza H₀, es decir, al menos existe un vector de cointegración en el modelo

- Si el estadístico de Traza (λ_{trace}) < Valor Crítico al 5% y 1%, entonces no se rechaza H_0 , es decir, no existe vectores de cointegración en el modelo

Si se rechaza la hipótesis nula, se plantea H_0 ($r=1$) frente a H_1 ($r>1$): y así sucesivamente hasta que no sea rechazada. El rango de cointegración será el que venga dado por la hipótesis nula no rechazada.

Según Londoño (2005), si se tiene N variables endógenas y estas son no estacionarias, pueden presentarse de cero hasta $N-1$ relaciones de cointegración linealmente independientes. Las ecuaciones 6 y 7 deberán coincidir en el rango de cointegración.

Si las variables PBI, PBIMAN y XMIN no cointegran, se mantendrá el modelo VAR. Caso contrario, si existiera cointegración en el modelo, será necesario estimar un modelo de vectores de corrección de error (VEC), el cual tomará en cuenta el rango de cointegración hallado (Perdomo, 2002).

3.3.3. Modelo de vectores de corrección de error (VEC)

El modelo de Vectores de Corrección de Error (VEC) es un tipo de modelo VAR para variables no estacionarias que están cointegradas. En el modelo VEC, todas las variables son estacionarias en primeras diferencias y están expresadas como función lineal de valores pasados de sí misma (rezagos), valores pasados del resto de variables del modelo y de los vectores de cointegración (Engler y Nahuelhual, 2003). El Teorema de Representación de Granger dice que si dos variables están cointegradas, la relación entre las variables se expresa como VEC (Gujarati y Porter, 2010).

El Modelo VEC se expresa de la siguiente manera:

$$\Delta Y_t = m + \lambda ECq + \sum_{i=1}^{p-1} R_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (8)$$

$$R_i = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_p); (i = 1, 2, \dots, p - 1)$$

Donde:

ΔY_t : Vector diferenciado de variables endógenas no estacionarias

ΔY_{t-i} : Vector diferenciado retardado de variables endógenas no estacionarias

- ECq : Término de corrección del error y ecuación de cointegración
 R_i : Parámetros dinámicos de las variables retardadas
 λ_i : Velocidad del parámetro de ajuste al equilibrio
 m : Constante
 u_t : Término de error no correlacionado

Estimación

De hallarse vectores de cointegración en el modelo VAR, entonces se estimará el modelo VEC, determinando la relación de las variables PBI, PBIMAN y XMIN en términos de primeras diferencias. Debido a que se aplicó la primera diferencia, se especificará un rezago menos con respecto al número de rezagos óptimo.

$$\Delta PBI_t = m_1 + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i (\Delta PBI)_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j (\Delta MINX)_{t-j} + \sum_{z=1}^{p-1} \omega_z (\Delta PBIMAN)_{t-z} + \lambda_1 ECq_{t-1} + u_{1t} \quad (9)$$

$$\Delta PBIMAN_t = m_2 + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i (\Delta PBIMAN)_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j (\Delta PBI)_{t-j} + \sum_{z=1}^{p-1} \omega_z (\Delta MINX)_{t-z} + \lambda_2 ECq_{t-1} + u_{2t} \quad (10)$$

$$\Delta MINX_t = m_3 + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i (\Delta MINX)_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j (\Delta PBIMAN)_{t-j} + \sum_{z=1}^{p-1} \omega_z (\Delta PBI)_{t-z} + \lambda_3 ECq_{t-1} + u_{3t} \quad (11)$$

Posteriormente, se evaluó que los residuos del modelo VEC estimado, cuenten con las condiciones necesarias para dar validez al modelo, es decir, que no presenten problemas de normalidad, heterocedasticidad y autocorrelación.

Las ecuaciones de cointegración serán dadas por el modelo VEC y determinarán la relación de equilibrio en el largo plazo entre el PBI, PBIMAN Y XMIN.

Según Novales (2014), la determinación de la convergencia del sistema dependerá del coeficiente λ_i de la ecuación de cointegración ECq , pues medirá la velocidad de ajuste de las variables PBI, PBIMAN y XMIN hacia el equilibrio en el largo plazo, y esta debe ser negativa, ya que la corrección tendría que apuntar a una dirección contraria para asegurar que el equilibrio se mantenga y se corrija.

3.3.4. Prueba de causalidad Granger

Esta prueba es utilizada para determinar la relación causal entre las variables. Según Granger (1969), existe una relación causal si el valor pasado y presente de una variable ayuda a predecir la otra variable. Es decir, la variable y es causada por x , si x contribuye a estimar y . Sin embargo, cabe resaltar que el hecho de que x cause a y , no implica que y sea el efecto de x , pues intervienen diversos factores que son ajenos a x .

Estimación

Se aplicó la prueba de causalidad de Granger a partir del modelo VEC estimado (ecuaciones 9, 10 y 11). La prueba consiste en determinar si los parámetros de las variables retardadas son estadísticamente diferentes de cero.

Se evalúa la siguiente hipótesis planteada:

H_0 (β_j o $\omega_z = 0$): No existe causalidad entre las variables

H_1 (β_j o $\omega_z \neq 0$): Una variable causa a la otra.

Se reportó el estadístico F a fin de probar la hipótesis nula de que los parámetros dinámicos β_j o ω_z de las variables retardadas son cero.

A partir de la hipótesis planteada se establece la siguiente regla:

- Si el estadístico de prueba $F \leq$ Valor Crítico al 5% y 1%, entonces se rechaza H_0 , es decir, existe causalidad entre las variables.
- Si el estadístico de prueba $F >$ Valor Crítico al 5% y 1%, entonces no se rechaza H_0 , es decir, no existe causalidad entre las variables.

Si en la ecuación (9, 10 u 11), se estima una variable retardada con coeficiente (β_j o $\omega_z = 0$) entonces generará una causalidad hacia otra variable retardada con coeficiente (β_j o $\omega_z \neq 0$) de otra ecuación. Si en ambas ecuaciones se tiene una variable retardada con coeficientes (β_j o $\omega_z \neq 0$), entonces habrá una causalidad bidireccional o retroalimentación entre las variables. Asimismo, no habrá causalidad si las variables de ambas ecuaciones tienen coeficientes (β_j o $\omega_z = 0$).

Las relaciones de causalidad halladas entre las variables de las ecuaciones 9, 10 y 11 del modelo VEC, reforzarán la relación de equilibrio en el largo plazo, determinando el impulso de una variable a otra a lo largo de su relación en el tiempo.

IV. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

4.1. Estimación del modelo del vector autorregresivo (VAR)

En la Figura 2, se puede observar que las series presentan tendencia determinista creciente, es decir, son series no estacionarias, lo cual implicaría la presencia de raíz unitaria.

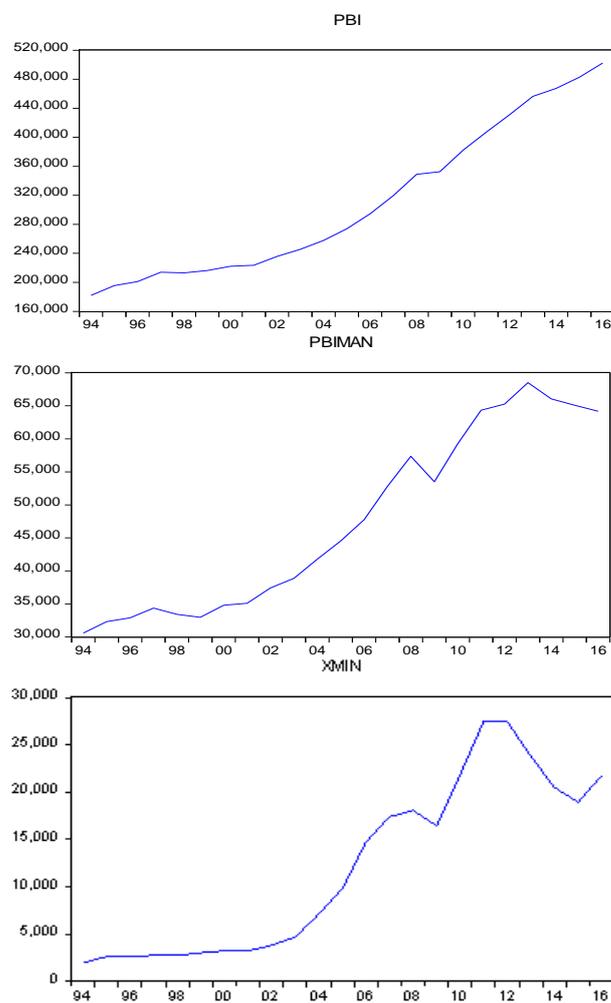


Figura 2: Representación lineal de las series de tiempo

FUENTE: Elaboración propia

Para verificar si las series de tiempo son estacionarias, se realizó la prueba Aumentada Dickey – Fuller (ADF), tanto en niveles como en primeras diferencias para determinar el orden de integración de las variables a incluirse en el modelo VAR. Debido a que las series presentan una tendencia, se incluyó en la prueba de ecuación la constante y tendencia. En las Tablas 1 y 2 se muestran los resultados (Anexo 3).

Tabla 1: Prueba ADF aplicada a las variables en niveles

Variable	Modelo	t-statistic	5%	Prob
PBI	constante	2.701587	-3.004861	1
	constante y tendencia	-1.167693	-3.632896	0.8925
PBIMAN	constante	-0.449685	-3.004861	0.8836
	constante y tendencia	-1.62708	-3.632896	0.7485
XMIN	constante	-0.458719	-3.020686	0.8803
	constante y tendencia	-3.273127	-3.644963	0.098

FUENTE: Elaboración propia

Tabla 2: Prueba ADF aplicada a las variables en primeras diferencias

Variable	Modelo	t-statistic	5%	Prob
PBI	constante	-2.835661	-3.012363	0.0703
	constante y tendencia	-4.156912	-3.644963	0.0186
PBIMAN	constante	-4.081955	-3.012363	0.0053
	constante y tendencia	-3.95981	-3.644963	0.0274
XMIN	constante	-3.980087	-3.020686	0.0069
	constante y tendencia	-3.853182	-3.658446	0.0348

FUENTE: Elaboración propia

De la Tabla 1 se observa que los estadísticos ADF son mayores que los valores críticos al 5% y que las probabilidades no son significativas (>0.05), por lo tanto, no se rechaza H_0 : La serie de PBI, PBIMAN y XMIN son no estacionaria. Entonces, se concluye que las variables en niveles presentan raíz unitaria (series no estacionarias).

Mientras que en la Tabla 2 se observa que los estadísticos ADF son menores que los valores críticos al 5%⁶ y que las probabilidades son significativas (<0.05), por lo tanto, se rechaza H_0 : La serie de PBI, PBIMAN y XMIN son no estacionarias. Entonces, se concluye que las

⁶ El PBI en primeras diferencias no es significativo al 5%, ya que el estadístico ADF es mayor al valor crítico. En consecuencia, se tomará un valor crítico al 10%, siendo este -2.646119 (ver Anexo 3).

variables en primera diferencia no presentan raíz unitaria (series estacionarias). En consecuencia, las series son de primer orden I(1).

La Tabla 3 presenta los resultados de la estimación del número de rezagos óptimos. En un rango de rezagos, considerando el número de variables del modelo, el valor mínimo de los criterios de información AIC, HQ, SC y FPE, responden a tres rezagos (P=3) como longitud óptima para el modelo. Asimismo, la probabilidad del estadístico LR es significativa con 3 rezagos (Anexo 4)

Tabla 3: Número de rezagos óptimos para el modelo VAR

Criterios de información	Valor mínimo	Longitud óptimo (P)
Akaike (AIC)	54.18351	3 rezagos
Schwarz (SC)	55.67711	3 rezagos
Hannan-Quinn (HQ)	54.47508	3 rezagos
Predicción final de error (FPE)	9.18E+19	3 rezagos

FUENTE: Elaboración propia

Los resultados obtenidos del modelo VAR estimado se muestran en el Anexo 5. Dichos resultados no han sido detallados en esta investigación ya que no permiten mayor interpretación económica.

En la Tabla 4 se muestra los resultados de las pruebas realizadas a los residuos del modelo VAR. Se encontró que los residuos se encuentran dentro de una distribución normal estándar, que no existe correlación entre ellos y que tienen la misma varianza. En conclusión, se puede apreciar que los residuos no presentan problemas de normalidad, autocorrelación y heterocedasticidad. Los resultados se detallan en el Anexo 6.

Tabla 4: Resultado del análisis de los residuos del modelo VAR

Tipo de Prueba	Probabilidad	Conclusión
Test de Jarque - Bera	0.1872	La Probabilidad del test es mayor a 0.05 (5%), por lo tanto, no se rechaza H_0 : Residuos son normales. Es decir, no existe problemas de normalidad.
Test de multiplicador de Lagrange (LM)	0.2038	La probabilidad del test es mayor a 0.05 (5%), por lo tanto, no se rechaza H_0 : Ausencia de autocorrelación hasta el retardo de orden h. Es decir, los residuos del modelo no presentan problemas de autocorrelación.
Test de White sin términos cruzados	0.3296	La probabilidad del test es mayor a 0.05 (5%), por lo tanto, no se rechaza H_0 : Residuos homocedásticos. Es decir, los residuos del modelo son homocedásticos.

FUENTE: Elaboración propia

4.2. Resultados del análisis de cointegración

Dado que el modelo VAR cumple con todas las pruebas de residuos y las series son estacionarias, se aplicó la Prueba de Cointegración de Johansen. En el contraste de la ecuación, se permitió la tendencia determinística lineal en los datos (Intercepto - no tendencia). Se presenta los resultados de la prueba Máximo Valor Propio en la tabla 5 y la prueba de Traza en la tabla 6. Los resultados se detallan en el Anexo 7.

Tabla 5: Resultados de la Prueba Máximo Valor Propio

Rango de cointegración	Estadístico de Máximo valor propio	Valor crítico 0.05	Prob
r=0	28.27916	21.13162	0.0042
r=1	21.01039	14.2646	0.0037
r=2	2.651599	3.841466	0.1034

FUENTE: Elaboración propia

- Dado que $28.27916 > 21.13162$, se rechaza H_0 : No existe vectores de cointegración ($r = 0$). Es decir, existe al menos una relación de equilibrio en el largo plazo.
- Dado que $21.01039 > 14.26460$, se rechaza H_0 : Existe un vector de cointegración ($r = 1$). Es decir, existe más de una relación de equilibrio en el largo plazo.
- Dado que $2.651599 < 3.841466$, no se rechaza H_0 : Existen dos vectores de cointegración ($r = 2$). Es decir, existe hasta dos relaciones de equilibrio en el largo plazo.

La prueba de Máximo Valor Propio señala que existen 2 vectores de cointegración ($r=2$), es decir, dos relaciones de equilibrio en el largo plazo en el modelo.

Tabla 6: Resultados de la Prueba Traza

Rango de cointegración	Estadístico de traza	Valor crítico 0.05	Prob
$r=0$	51.94114	29.79707	0
$r\leq 1$	23.66199	15.49471	0.0024
$r\leq 2$	2.651599	3.841466	0.1034

FUENTE: Elaboración propia

- Dado que $51.94114 > 29.79707$, se rechaza H_0 : No existe vectores de cointegración ($r = 0$). Es decir, existe al menos una relación de equilibrio en el largo plazo.
- Dado que $23.66199 > 15.49471$, se rechaza H_0 : Existe como máximo un vector de cointegración ($r \leq 1$). Es decir, existe más de una relación de equilibrio en el largo plazo.
- Dado que $2.651599 < 3.841466$, no se rechaza H_0 : Existe como máximo dos vectores de cointegración ($r \leq 2$). Es decir, existe hasta dos relaciones de equilibrio en el largo plazo.

La prueba de Traza señala que existen 2 vectores de cointegración ($r=2$), es decir, dos relaciones de equilibrio en el largo plazo en el modelo.

En conclusión, existe dos vectores de cointegración ($r=2$) en el modelo, es decir, existen dos relaciones de equilibrio en el largo plazo entre las variables. A continuación, se estima el Modelo del Vector de Corrección de Error (**VEC**).

4.3. Modelo del vector de corrección del error (VEC)

La existencia de vectores de cointegración en el modelo VAR implica que existe una relación estable de equilibrio a largo plazo entre las variables. Sin embargo, en el corto plazo puede haber desequilibrio. En consecuencia, se aplicó el modelo VEC para corregir este desequilibrio. Este modelo abarca las relaciones de corto y largo plazo.

Para estimar el modelo VEC, el cual contiene a las ecuaciones de integración, se determinó la relación de las variables PBI, PBIMAN y XMIN en términos de primeras diferencias, tomando en cuenta el rango de cointegración ($r=2$) obtenido en el modelo VAR y se especificó un rezago menos con respecto al número de rezago óptimo, porque cuando se aplica primera diferencia, en el modelo se genera un vacío por la pérdida de un rezago. Los resultados se detallan en el Anexo 8. Las ecuaciones de cointegración de largo plazo son:

$$ECq(1): PBI_{t-1} = 8.348312 * XMIN_{t-1} + 208194.9 \quad (12)$$

$$ECq(2): PBIMAN_{t-1} = 1.230370 * XMIN_{t-1} + 32953.56 \quad (13)$$

Existe dos ecuaciones de cointegración de largo plazo: $ECq(1)$ representa la existencia de una relación de equilibrio en el largo plazo entre las exportaciones minera metálicas y el crecimiento económico del país. $ECq(2)$ representa la existencia de una relación de equilibrio en el largo plazo entre las exportaciones minera metálicas y la producción manufacturera.

En la Tabla 7 se muestra los resultados de las pruebas realizadas a los residuos del modelo VEC. Dichos resultados arrojaron que los residuos se encuentran dentro de una distribución normal estándar, que no existe correlación entre ellos y que tienen la misma varianza. En conclusión, se puede apreciar que los residuos no presentan problemas de normalidad, autocorrelación y heterocedasticidad. Los resultados se detallan en el Anexo 9.

Tabla 7: Resultado del análisis de los residuos del modelo VEC

Tipo de Prueba	Probabilidad	Conclusión
Test de Jarque - Bera	0.3595	La Probabilidad del test es mayor a 0.05 (5%), por lo tanto, no se rechaza H0: Residuos son normales. Es decir, no existe problemas de normalidad.
Test de multiplicador de Lagrange (LM)	0.7276	La probabilidad del test es mayor a 0.05 (5%), por lo tanto, no se rechaza H0: Ausencia de autocorrelación hasta el retardo de orden h. Es decir, los residuos del modelo no presentan problemas de autocorrelación.
Test de White sin términos cruzados	0.2223	La probabilidad del test es mayor a 0.05 (5%), por lo tanto, no se rechaza H0: Residuos homocedásticos. Es decir, los residuos del modelo son homocedásticos

FUENTE: Elaboración propia

Asimismo, se presenta el modelo de corrección de errores estimado, donde los efectos son las diferencias de las variables que los va corrigiendo desde el corto plazo a medida que pasa el tiempo, tal de que, en un escenario de largo plazo, se hayan corregido los errores de estimación que pudiera haber arrastrado estas diferencias.

El modelo de Corrección de errores (VEC) estimado:

$$\begin{aligned}\Delta PBI_t = & -0.2984ECq(1) + 4.6586ECq(2) + 0.1389\Delta PBI_{t-1} + 0.5624\Delta PBI_{t-2} \\ & - 5.3080\Delta PBIMAN_{t-1} - 4.0672\Delta PBIMAN_{t-2} \\ & + 4.2002\Delta XMIN_{t-1} + 4.0421\Delta XMIN_{t-2} + 13779.94\end{aligned}\quad (14)$$

$$\begin{aligned}\Delta PBIMAN_t = & -0.1532ECq(1) + 1.6150ECq(2) + 0.0525\Delta PBI_{t-1} \\ & + 0.0233\Delta PBI_{t-2} - 1.9375\Delta PBIMAN_{t-1} - 1.1883\Delta PBIMAN_{t-2} \\ & + 1.1531\Delta XMIN_{t-1} + 1.0322\Delta XMIN_{t-2} + 3860.391\end{aligned}\quad (15)$$

$$\begin{aligned}\Delta XMIN_t = & -0.2469ECq(1) + 3.002ECq(2) - 0.0808\Delta PBI_{t-1} \\ & + 0.0292\Delta PBI_{t-2} - 2.1032\Delta PBIMAN_{t-1} - 1.5133\Delta PBIMAN_{t-2} \\ & + 1.6989\Delta XMIN_{t-1} + 0.8406\Delta XMIN_{t-2} + 5662.585\end{aligned}\quad (16)$$

Tomando en cuenta las ecuaciones de cointegración (ECq) 12 y 13 que guardan la relación de equilibrio en el largo plazo de PBI-XMIN y PBIMAN-XMIN respectivamente, se interpretó las ecuaciones del modelo VEC.

En la ecuación 14 se observa que el coeficiente de $ECq(1)$ es negativo, lo cual indica que si el valor de XMIN se encuentra por encima de su equilibrio a largo plazo, entonces el PBI aumentará en el próximo periodo con una velocidad de ajuste de 29.8%, dando una buena señal para que el sistema converja. Esto sugiere la importancia de los minerales metálicos en la economía peruana. No se tomó en cuenta $ECq(2)$, al no tener relación con ΔPBI_t .

En la ecuación 15 se observa que el coeficiente de $ECq(2)$ es positivo, lo cual indica que si el valor de XMIN se encuentra por encima de su equilibrio a largo plazo, entonces PBIMAN caerá en el próximo periodo con una velocidad de ajuste de 161.5%, dando una mala señal para que el sistema converja. Esto sugiere que no hay una relación directa inmediata entre

las exportaciones mineras metálicas y la producción industrial. No se toma en cuenta $ECq(1)$, al no tener relación con $\Delta PBIMAN_t$.

En la ecuación 16 se observa que el coeficiente de $ECq(1)$ es negativo, lo cual indica que si el valor de PBI se encuentra por encima de su equilibrio a largo plazo, entonces XMIN aumentará en el próximo periodo con una velocidad de ajuste de 24.7%, dando una buena señal para que el sistema converja. Asimismo, se observa que el coeficiente de $ECq(2)$ es positivo, lo cual indica que si el valor de PBIMAN se encuentra por encima de su equilibrio a largo plazo, entonces XMIN caerá en el próximo periodo con una velocidad de ajuste de 300%, dando una mala señal para que el sistema converja, lo cual puede deberse a inestabilidades en el modelo o puede haber influencias de otras variables que no han sido consideradas.

La relación de equilibrio en el largo plazo entre el PBI y XMIN, mostrada en la ecuación 12, indica la estrecha relación que persiste en el tiempo y reafirma la incidencia que han tenido los minerales metálicos en el crecimiento de la economía peruana. Además, no se encontró un equilibrio en el largo plazo entre el PBI y PBIMAN, lo cual sugiere que la producción manufacturera no ha sido crucial para determinar el crecimiento económico.

Discutiendo los resultados obtenidos, se observa la concordancia con Sahoo et al. (2014), Shafiullah et al. (2016) y Ee (2016), respecto a la relación de equilibrio de largo plazo entre el crecimiento económico de un país y sus exportaciones mineras. En el plano nacional, Bobadilla (2016) coincide con este estudio al demostrar los determinantes que son las exportaciones mineras metálicas para la economía peruana a través una relación de equilibrio en el largo plazo, lo cual contradice a Jiménez (2017), ya que en los resultados obtenidos no se halló que la producción manufacturera haya sido crucial para el crecimiento económico del Perú. Asimismo, Díaz y Torres (2016) observaron la existencia de una relación entre el crecimiento económico y las exportaciones mineras a través de una regresión lineal, sin embargo, en la presente investigación se optó por hallar la relación de equilibrio de largo plazo, para reflejar el estrecho vínculo a través del tiempo, sin tomar el riesgo de resultados espurios.

Basado en un modelo extractivista, el Perú ha venido creciendo económicamente, teniendo como factor determinante a las exportaciones mineras metálicas, las cuales se han desarrollado en un contexto de altos precios internacionales. Sin embargo, esto podría generar cierta vulnerabilidad ante una caída de precios de los commodities. Al respecto, el BCRP ha mantenido una política fiscal y monetaria que le ha permitido soportar las crisis internacionales que se han presentado (Barco y Castillo, 2009).

4.4. Resultados de la causalidad de Granger

En la Tabla 8 se muestran los resultados de la prueba de causalidad de Granger. Se encontró que existe una causalidad bidireccional exportaciones mineras metálicas y la producción manufacturera, y que ambos impulsaron al crecimiento económico del Perú en el periodo 1994-2016. Los resultados se detallan en el Anexo 10.

Tabla 8: Resultados Causalidad de Granger

Probabilidad	Conclusión
0.0304	La probabilidad del test es menor a 0.05 (5%), por lo tanto, se rechaza H0. Es decir, existe una relación de causalidad desde el PBIMAN hacia el PBI.
0.0012	La probabilidad del test es menor a 0.05 (5%), por lo tanto, se rechaza H0. Es decir, existe una relación de causalidad desde XMIN hacia el PBI.
0.8517	La probabilidad del test es mayor a 0.05 (5%), por lo tanto, no se rechaza H0. Es decir, no existe una relación causalidad desde el PBI hacia el PBIMAN.
0.0065	La probabilidad del test es menor a 0.05 (5%), por lo tanto, se rechaza H0. Es decir, existe una relación de causalidad desde XMIN hacia el PBIMAN.
0.5228	La probabilidad del test es mayor a 0.05 (5%), por lo tanto, no se rechaza H0. Es decir, no existe una relación causalidad desde el PBI hacia XMIN.
0	La probabilidad del test es menor a 0.05 (5%), por lo tanto, se rechaza H0. Es decir, existe una relación de causalidad desde PBIMAN hacia XMIN.

FUENTE: Elaboración propia

Los resultados sugieren que las exportaciones mineras metálicas impulsaron el crecimiento del país en el periodo 1994-2016. Esta relación causal respalda y fortalece la relación de

equilibrio a largo plazo, lo que refleja la incidencia que tuvo la minería metálica para lograr el crecimiento económico del Perú. Asimismo, los resultados señalan que la producción manufacturera impulsa el crecimiento económico, sin embargo, la no existencia de una relación de equilibrio en el largo plazo, desestima la incidencia de la producción manufacturera en el crecimiento económico del Perú. Asimismo, los resultados sugieren que existió una relación de retroalimentación entre la producción manufacturera y las exportaciones de minerales metálicos.

Discutiendo los resultados de la relación causal, se observa una concordancia con Shafiullah et al. (2016) y Ee (2016) con respecto al hecho de que las exportaciones mineras impulsan el crecimiento económico de los países. Sin embargo, no hay una concordancia con el estudio de Sahoo et al. (2014) realizado en la India, donde el crecimiento económico y la producción industrial impulsan las exportaciones mineras, lo cual es un resultado diametralmente opuesto a los obtenidos en esta investigación. Asimismo, coincide parcialmente con Jiménez (2017) al decir que la producción manufacturera impulsa al crecimiento económico, sin embargo, eso no lo vuelve determinante ya que no existió una relación de equilibrio a largo plazo. Probablemente esto se deba a que la concentración de inversión en el sector minero haya afectado al sector industrial reduciendo su competitividad, afectando su incidencia sobre el crecimiento económico Alarco (2011).

Así como el sector minero demanda productos metálicos, maquinaria y equipos para la extracción de los minerales, lo cual permitiría que el sector manufacturero se desarrolle y pueda abastecer a otros sectores productivos, y la entrada de divisas debido a las exportaciones mineras metálicas podrían beneficiar al sector manufacturero a través de bienes de capital y actualizando su tecnología; también es posible que la orientación de inversiones al sector minero debido a una rentabilidad más alta, afecte al sector manufacturero reduciendo su incidencia en el crecimiento económico. Lo cual indica que la retroalimentación entre ambos sectores podría tener implicancias tanto positivas como negativas en la economía peruana.

Limitaciones

Stock y Watson (2001) sostienen que el modelo VAR podría presentar una mala especificación debido a variables omitidas, ya que hay factores que pueden quedar fuera del

modelo, los cuales explican a las variables de este. Estos factores pueden guardar correlación con las variables del VAR, generando sesgo por omisión de variables.

Esta investigación utiliza el modelo de vectores autoregresivos VAR basado en tres variables endógenas, lo cual podría cuestionar sus resultados, ya que al trabajar con un VAR de baja dimensiones debido a las teorías impuestas, se pudo haber excluido variables relevantes en el modelo. Asimismo, al tener un VAR con una dimensión reducida, es probable que el modelo pierda dinámica o variabilidad (Mata, 2003).

Las variables incluidas en el modelo no son suficientes para aclarar si las exportaciones mineras metálicas afectaron la incidencia de la producción industrial sobre el crecimiento económico.

V. CONCLUSIONES

1. Los resultados sugieren que las exportaciones mineras metálicas han sido determinantes para el crecimiento económico del Perú en el periodo 1994-2016. A pesar que las divisas generadas por la exportación de minerales metálicos ayudan en gran medida lograr una mayor producción manufacturera, la orientación de inversiones hacia el sector minero pudieron haber ocasionado que el sector manufacturero no se expanda a un ritmo que le permita liderar el crecimiento económico.
2. Los resultados sugieren que el crecimiento económico del Perú tuvo una relación de equilibrio en el largo plazo con las exportaciones mineras metálicas, mas no con la producción manufacturera. Con una velocidad de ajuste de 24.7% hacia el equilibrio en el largo plazo, se indica la mayor relevancia de las exportaciones mineras metálicas sobre el crecimiento económico peruano en el periodo 1994-2016.
3. Los resultados sugieren que existió una relación de causalidad de las exportaciones mineras metálicas hacia el PBI, es decir, las exportaciones metálicas impulsaron el crecimiento económico del Perú. Esto respalda el equilibrio a largo plazo entre la minería metálica y el crecimiento económico peruano. Asimismo, se evidenció una causalidad de la producción industrial hacia el PBI, sin embargo, no es determinante, ya que no guardan una relación de equilibrio en el largo plazo.

VI. RECOMENDACIONES

1. Dado que es posible elevar las dimensiones del modelo, es recomendable disminuir la omisión de factores relevantes que guarden relación con las variables del modelo, a fin de contrastar la hipótesis planteada y obtener un resultado más robusto.
2. Con el fin de dar un mayor alcance de los resultados obtenidos, futuros estudios deberían evaluar si el incremento de las divisas generadas por las exportaciones mineras metálicas afectó la incidencia de la producción manufacturera sobre el crecimiento económico peruano.

VII. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alarco, G. 2011. Exportaciones, tipo de cambio y enfermedad holandesa: el caso peruano. *Investigación económica* 70(275): 115-143.
- Balassa, B. 1978. Exports and economic growth: Futher evidence. *Journal of Development Economics* 5(2): 181-189.
- Banegas, R. 2015. Metodología de Cointegración de Johansen y Joselious. Consultado el 14 de diciembre del 2018. Disponible en [http://webcache.googleusercontent.com/search?q=cache:yMuj8De0aAJ:sac3a018d40842d43.jimcontent.com/download/version/1447268682/module/10764809760/name/Metodolog%25C3%25ADa%2520de%2520Cointegraci%25C3%25B3n%2520de%2520Johansen%2520y%2520Jouselios%2520\(1990\).pdf+&cd=1&hl=es&ct=clnk&gl=pe](http://webcache.googleusercontent.com/search?q=cache:yMuj8De0aAJ:sac3a018d40842d43.jimcontent.com/download/version/1447268682/module/10764809760/name/Metodolog%25C3%25ADa%2520de%2520Cointegraci%25C3%25B3n%2520de%2520Johansen%2520y%2520Jouselios%2520(1990).pdf+&cd=1&hl=es&ct=clnk&gl=pe)
- Barco, D; Castillo, P. 2009. Crisis financieras y manejo de reservas en el Perú. Banco Central de Reserva del Perú. Consultado el 7 de diciembre del 2018. Disponible en <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/17/Estudios-Economicos-17-3.pdf>
- Bello, J. 2012. Estudio sobre el impacto de las exportaciones en el crecimiento económico del Perú durante los años 1970-2010. Tesis Mg. Lima, Perú. UNMSM. 199 P.
- Bobadilla, Hosmel. 2016. Recursos minerales: Maldición o bendición para el crecimiento de la economía peruana: 1991T1-2015T2. Tesis Econ. Piura, Perú. UDEP. 117 p.

- Centro de Investigación y Desarrollo del Instituto Nacional de Estadística e Informática. 2002. Desestacionalización de series económicas. Consultado el 7 de diciembre del 2018. Disponible en https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib0514/Libro.pdf
- Corden, W.M; Neary, J.P. 1982. Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. *The economic journal* 92(368): 825-848.
- Díaz, P; Torres, J. 2016. El impacto de las exportaciones tradicionales en el crecimiento económico peruano para el periodo 1990-2015. Tesis Econ. Lima, Perú. UIGV. 82 p.
- Dickey, A.D; Fuller, W,A. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica* 49(4): 1057-1072.
- Ee, C. 2016. Export-led growth hypothesis: empirical evidence from selected Sub-Saharan African countries. *Procedia Economics and finance* 35: 232-240.
- Engler, A; Nahuelhual, L. 2003. Influencia del mercado internacional de lácteos sobre el precio nacional de la leche: un análisis de cointegración. Consultado el 7 de octubre del 2018. Disponible en https://www.researchgate.net/publication/28067124_Influencia_del_mercado_internacional_de_lacteos_sobre_el_precio_nacional_de_la_leche_un analisis de cointegracion
- Fuenzalida, D; Valenzuela, B. 2019. Extractivismos versus exportaciones de manufacturas en Sudamérica: un desafío pendiente. *El Trimestre Económico* 341: 127-144
- Gokmenoglu, K; Sehnaz, Z; Taspinar, N. 2015. The export-led growth: A case study of Costa Rica. *Procedia Economics and Finance* 25: 471-477.

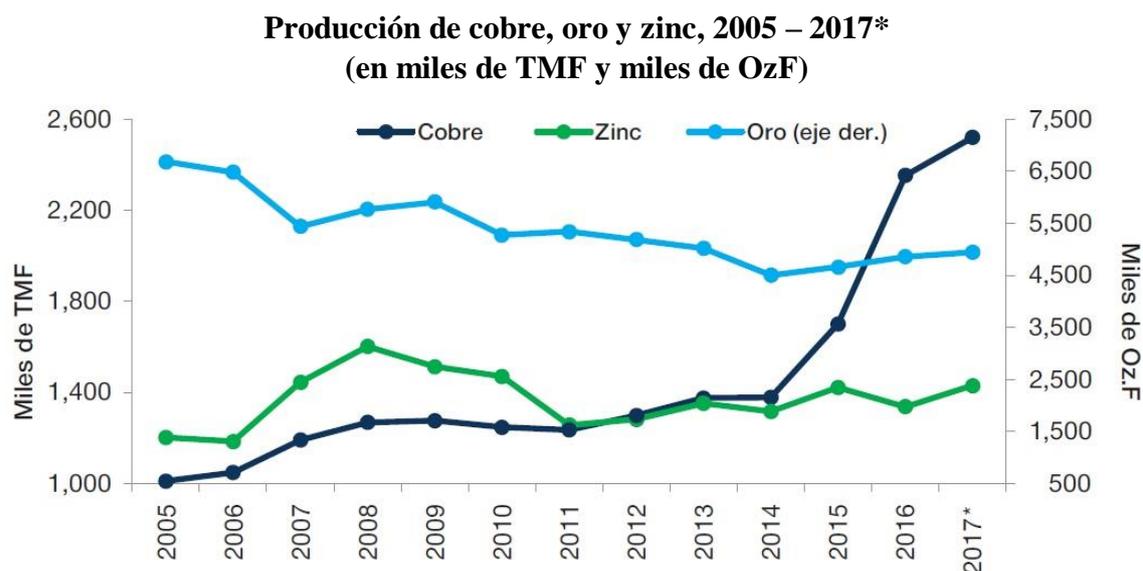
- Granger, C.W.J. 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica* 37(3): 424-438.
- Gujarati, D; Porter, D. 2010. *Econometría*. 5 ed. Mexico, D.F, MX. McGraw-Hill. 921 p.
- Hausmann, R; Hwang, J; Rodrik, D. 2007. What you export matters. *Journal of Economic Growth* 12: 1-25
- Instituto Peruano de Economía. 2017. El valor agregado de la minería en el Perú (en línea). IDEM. Consultado el 24 de octubre del 2017. Disponible en <http://www.ipe.org.pe/portal/wp-content/uploads/2018/01/IPE-Junio-2017-El-Valor-Agregado-de-la-Miner%C3%ADa.pdf>
- Jiménez, F. 2017. Crecimiento y desindustrialización prematura en Perú 1950-2015, un análisis kaldoriano. *Economía*, N°80: 155-222.
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economics and Control* 12: 231-254.
- Johansen, S; Juselius, K. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52(2): 169-210.
- Londoño, W. 2005. Modelos de ecuaciones múltiples: modelos VAR y cointegración. Universidad EAFIT. Consultado el 14 de octubre del 2018. Disponible en <https://core.ac.uk/download/pdf/47236804.pdf>
- Mahadeva, L; Robinson, P. 2004. Unit root testing to help model building. *Handbooks in Central Banking*, N°22.

- Mahadeva L; Robinson P. 2009. Prueba de raíz unitaria para ayudar a la construcción de un modelo. México. D.F. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos. 3 p (serie de ensayos N° 76).
- Mata, H. 2003. Nociones Elementales de Cointegración Enfoque de Soren Johansen. Consultado el 4 de octubre del 2017. Disponible en <http://www.webdelprofesor.ula.ve/economia/hmata/Notas/Johansen.pdf>
- Mata, H. 2003. Nociones Elementales de Cointegración Enfoque de Engel Granger. Consultado el 4 de octubre del 2017. Disponible en <http://webdelprofesor.ula.ve/economia/hmata/Notas/Engle%20Granger.pdf>
- Marin, D. 1992. Is the export-led growth hypothesis valid for industrialized countries? The Review of Economics and Statistics 74(4): 678-688.
- Mayurí, J. 2015. La inversión en infraestructura pública y el crecimiento económico en el Perú, periodo 1950-2013. Tesis Econ. Lima, Perú. UNALM. 67 p.
- Michaely, M. 1977. Exports and growth: An empirical investigation. Journal of Development Economics 4(1): 49-53.
- Novalés, A. 2014. Modelos vectoriales autoregresivos (VAR). Universidad Complutense. Consultado el 7 de octubre del 2018. Disponible en https://www.ucm.es/data/cont/media/www/pag-41459/VAR_new.pdf
- Perdomo, A. 2002. Inversión pública sectorial y crecimiento económico: una aproximación desde la metodología VAR. Bogotá D. C., CO. 7-29 p. (Serie Archivos de Economía documento 208).
- Rao, B; Hassan, G. 2011. A panel data analysis of the growth effects of remittances. Economic modelling 28(1): 701-709.

- Ross, M.L. 1999. The political economy of the resource curse. *World politics* 51: 297-322.
- Sachs, J.; Warner, A. 1995. Natural Resource Abundance and Economic Growth. NBER Working paper N° 5398, Cambridge, MA 02138.
- Sachs, J.; Warner, A. 1997. Fundamental Sources of long-run growth. *The American Economic Review* 87(2): 184-188.
- Sahoo, A.; Sahoo, D.; Sahu, N. 2014. Mining export, industrial production and economic growth: A cointegration and causality analysis for India. *Resources Policy* 42: 27-34.
- Shafiullah, M; Selvanathan, S; Naranpanawa, A. 2016. The role of export composition in export-led growth in Australia and its regions. *Economic Analysis and Policy* 53: 62-76.
- Stock, J y Watson, M. 2001. Vector Autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*. 15(4): 101-115.
- Tang, C; Lai, Y; Ozturk, I. 2015. How stable is the export-led growth hypothesis? Evidence from Asia´s four little dragons. *Economic Modelling* 44: 229-235.
- Universidad Autónoma de Madrid. 2004. Curso de Predicción Económica y Empresarial. Unidad 3: Modelos ARIMA. Breve descripción teórica de los procedimientos de detección de raíces unitarias. Consultado el 7 de octubre del 2018. Disponible en https://www.uam.es/docencia/predysim/prediccion_unidad3/3_4_doc.pdf
- Yamada, H. 1998. A note on the causality between export and productivity: an empirical re-examination. *Economics Letters* 61(1): 111-114.

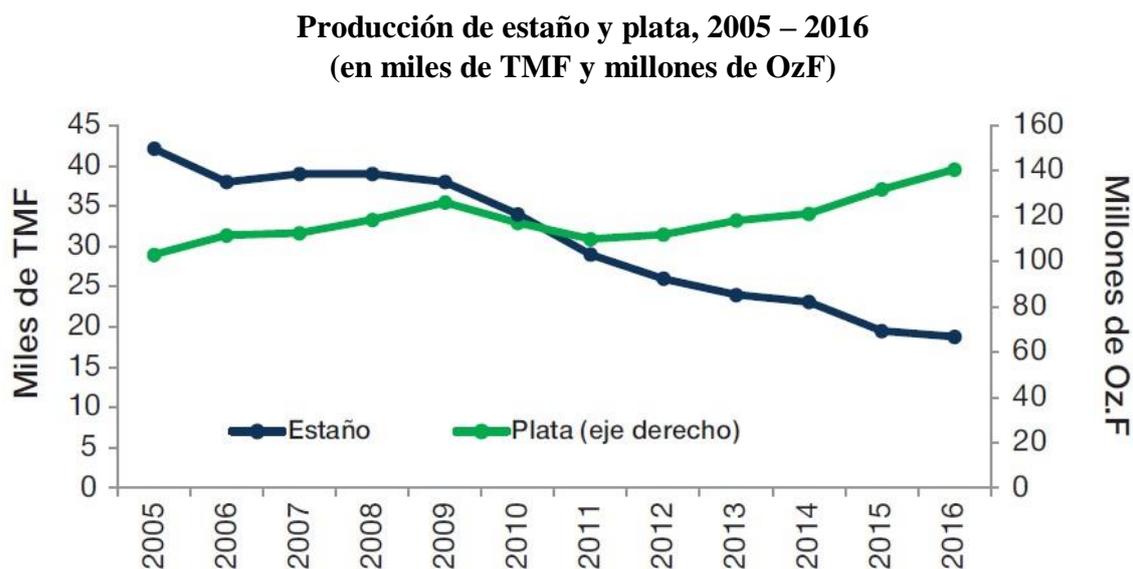
VIII. ANEXOS

Anexo 1: Producción de los principales metales en el Perú



* Proyección BCRP

FUENTE: Instituto Peruano de Economía (2017)



FUENTE: Instituto Peruano de Economía (2017)

Anexo 2: Base de datos de series de tiempo

Año	PBI (millones S/ 2007)	PBIMAN (millones S/ 2007)	XMIN (millones US\$)
1994	182043.6713	30583.02277	1959.69918
1995	195535.9914	32311.98841	2597.24113
1996	201009.2897	32878.97909	2645.22357
1997	214028.2914	34365.0419	2719.39769
1998	213189.9934	33425.04838	2733.60883
1999	216376.7406	32961.96679	3001.56434
2000	222206.7073	34792.04773	3212.83667
2001	223579.5758	35093.95226	3199.66011
2002	235772.9471	37423.85883	3803.83684
2003	245592.6138	38882.9644	4682.9698
2004	257769.7862	41777.95809	7111.7003
2005	273971.1539	44529.13279	9768.60994
2006	294597.8308	47765.9731	14710.3807
2007	319692.999	52807	17388.752
2008	348923.0037	57354.00068	18053.3443
2009	352584.0168	53502.01782	16454.324
2010	382379.9996	59254.9986	21873.7027
2011	407051.9831	64329.98913	27494.4663
2012	431272.9859	65264.98991	27445.0547
2013	456448.7179	68507.76744	23766.2236
2014	467432.8042	66047.13576	20507.541
2015	482889.5848	65079.32935	18923.1838
2016	502341.3087	64176.19509	21761.6372

FUENTE: BCRP (2018)

Elaboración propia

Anexo 3: Prueba ADF aplicada a las variables en niveles y en primeras diferencias

a. PBI en niveles

- Constante

Null Hypothesis: PBI has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.701587	1.0000
Test critical values:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PBI)

Method: Least Squares

Date: 10/05/18 Time: 18:09

Sample (adjusted): 1995 2016

Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI(-1)	0.048439	0.017930	2.701587	0.0137
C	-26.44687	5669.449	-0.004665	0.9963
R-squared	0.267361	Mean dependent var		14558.98
Adjusted R-squared	0.230729	S.D. dependent var		9255.183
S.E. of regression	8117.544	Akaike info criterion		20.92795
Sum squared resid	1.32E+09	Schwarz criterion		21.02714
Log likelihood	-228.2075	Hannan-Quinn criter.		20.95132
F-statistic	7.298574	Durbin-Watson stat		1.721182
Prob(F-statistic)	0.013730			

FUENTE: Elaboración propia

- Constante y tendencia

Null Hypothesis: PBI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.167693	0.8925
Test critical values:		
1% level	-4.440739	
5% level	-3.632896	
10% level	-3.254671	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PBI)
 Method: Least Squares
 Date: 10/05/18 Time: 18:09
 Sample (adjusted): 1995 2016
 Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI(-1)	-0.077279	0.066181	-1.167693	0.2574
C	15089.67	9347.721	1.614261	0.1230
@TREND("1994")	1977.259	1006.890	1.963729	0.0644
R-squared	0.390970	Mean dependent var		14558.98
Adjusted R-squared	0.326861	S.D. dependent var		9255.183
S.E. of regression	7593.419	Akaike info criterion		20.83408
Sum squared resid	1.10E+09	Schwarz criterion		20.98285
Log likelihood	-226.1748	Hannan-Quinn criter.		20.86912
F-statistic	6.098562	Durbin-Watson stat		1.834931
Prob(F-statistic)	0.008996			

FUENTE: Elaboración propia

b. PBIMAN en niveles

- Constante

Null Hypothesis: PBIMAN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.449685	0.8836
Test critical values:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PBIMAN)
 Method: Least Squares
 Date: 10/05/18 Time: 18:10
 Sample (adjusted): 1995 2016
 Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBIMAN(-1)	-0.018563	0.041279	-0.449685	0.6578
C	2395.140	2005.921	1.194035	0.2464
R-squared	0.010010	Mean dependent var		1526.962
Adjusted R-squared	-0.039490	S.D. dependent var		2504.479

S.E. of regression	2553.451	Akaike info criterion	18.61479
Sum squared resid	1.30E+08	Schwarz criterion	18.71397
Log likelihood	-202.7627	Hannan-Quinn criter.	18.63815
F-statistic	0.202217	Durbin-Watson stat	1.859719
Prob(F-statistic)	0.657773		

FUENTE: Elaboración propia

- **Constante y tendencia**

Null Hypothesis: PBIMAN has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.627080	0.7485
Test critical values:		
1% level	-4.440739	
5% level	-3.632896	
10% level	-3.254671	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PBIMAN)
 Method: Least Squares
 Date: 10/05/18 Time: 18:10
 Sample (adjusted): 1995 2016
 Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBIMAN(-1)	-0.250766	0.154120	-1.627080	0.1202
C	7508.668	3808.262	1.971679	0.0634
@TREND("1994")	499.7056	320.3760	1.559747	0.1353
R-squared	0.122382	Mean dependent var		1526.962
Adjusted R-squared	0.030001	S.D. dependent var		2504.479
S.E. of regression	2466.624	Akaike info criterion		18.58521
Sum squared resid	1.16E+08	Schwarz criterion		18.73399
Log likelihood	-201.4373	Hannan-Quinn criter.		18.62026
F-statistic	1.324757	Durbin-Watson stat		1.689082
Prob(F-statistic)	0.289335			

FUENTE: Elaboración propia

c. **XMIN en niveles**

- **Constante**

Null Hypothesis: XMIN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.458719	0.8803
Test critical values:	1% level	-3.808546	
	5% level	-3.020686	
	10% level	-2.650413	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(XMIN)

Method: Least Squares

Date: 10/05/18 Time: 18:11

Sample (adjusted): 1997 2016

Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
XMIN(-1)	-0.025259	0.055064	-0.458719	0.6526
D(XMIN(-1))	0.729476	0.217884	3.348009	0.0041
D(XMIN(-2))	-0.563162	0.231587	-2.431746	0.0271
C	1197.723	815.2936	1.469070	0.1612
R-squared	0.445875	Mean dependent var		955.8207
Adjusted R-squared	0.341976	S.D. dependent var		2577.478
S.E. of regression	2090.816	Akaike info criterion		18.30535
Sum squared resid	69944158	Schwarz criterion		18.50450
Log likelihood	-179.0535	Hannan-Quinn criter.		18.34423
F-statistic	4.291448	Durbin-Watson stat		2.013757
Prob(F-statistic)	0.021111			

FUENTE: Elaboración propia

- Constante y tendencia

Null Hypothesis: XMIN has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.273127	0.0980
Test critical values:	1% level	-4.467895	
	5% level	-3.644963	
	10% level	-3.261452	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(XMIN)

Method: Least Squares

Date: 10/05/18 Time: 18:11

Sample (adjusted): 1996 2016

Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
XMIN(-1)	-0.418468	0.127850	-3.273127	0.0045

D(XMIN(-1))	0.704347	0.190344	3.700385	0.0018
C	-1554.029	1136.337	-1.367577	0.1893
@TREND("1994")	576.7613	187.5475	3.075281	0.0069
R-squared	0.506065	Mean dependent var	912.5903	
Adjusted R-squared	0.418900	S.D. dependent var	2520.014	
S.E. of regression	1921.004	Akaike info criterion	18.12873	
Sum squared resid	62734345	Schwarz criterion	18.32768	
Log likelihood	-186.3516	Hannan-Quinn criter.	18.17191	
F-statistic	5.805836	Durbin-Watson stat	1.629947	
Prob(F-statistic)	0.006379			

FUENTE: Elaboración propia

a. PBI en primeras diferencias

- Constante

Null Hypothesis: D(PBI) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.835661	0.0703
Test critical values:		
1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PBI,2)

Method: Least Squares

Date: 10/06/18 Time: 10:19

Sample (adjusted): 1996 2016

Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PBI(-1))	-0.601384	0.212079	-2.835661	0.0106
C	8899.208	3609.696	2.465362	0.0234
R-squared	0.297363	Mean dependent var	283.7811	
Adjusted R-squared	0.260382	S.D. dependent var	10385.79	
S.E. of regression	8931.893	Akaike info criterion	21.12304	
Sum squared resid	1.52E+09	Schwarz criterion	21.22252	
Log likelihood	-219.7919	Hannan-Quinn criter.	21.14463	
F-statistic	8.040975	Durbin-Watson stat	2.238271	
Prob(F-statistic)	0.010569			

FUENTE: Elaboración propia

- Constante y tendencia

Null Hypothesis: D(PBI) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.156912	0.0186
Test critical values:		
1% level	-4.467895	
5% level	-3.644963	
10% level	-3.261452	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PBI,2)
 Method: Least Squares
 Date: 10/06/18 Time: 10:19
 Sample (adjusted): 1996 2016
 Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PBI(-1))	-0.955715	0.229910	-4.156912	0.0006
C	3043.677	3873.910	0.785686	0.4423
@TREND("1994")	910.9731	348.9460	2.610642	0.0177
R-squared	0.490339	Mean dependent var		283.7811
Adjusted R-squared	0.433710	S.D. dependent var		10385.79
S.E. of regression	7815.544	Akaike info criterion		20.89718
Sum squared resid	1.10E+09	Schwarz criterion		21.04640
Log likelihood	-216.4204	Hannan-Quinn criter.		20.92956
F-statistic	8.658789	Durbin-Watson stat		1.997794
Prob(F-statistic)	0.002320			

FUENTE: Elaboración propia

b. PBIMAN en primeras diferencias

- Constante

Null Hypothesis: D(PBIMAN) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.081955	0.0053
Test critical values:		
1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PBIMAN,2)
 Method: Least Squares
 Date: 10/06/18 Time: 10:20
 Sample (adjusted): 1996 2016
 Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PBIMAN(-1))	-0.958312	0.234768	-4.081955	0.0006
C	1448.863	691.5187	2.095190	0.0498
R-squared	0.467225	Mean dependent var		-125.3381
Adjusted R-squared	0.439185	S.D. dependent var		3512.446
S.E. of regression	2630.387	Akaike info criterion		18.67804
Sum squared resid	1.31E+08	Schwarz criterion		18.77752
Log likelihood	-194.1194	Hannan-Quinn criter.		18.69963
F-statistic	16.66235	Durbin-Watson stat		1.951518
Prob(F-statistic)	0.000635			

FUENTE: Elaboración propia

- Constante y tendencia

Null Hypothesis: D(PBIMAN) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.959810	0.0274
Test critical values:		
1% level	-4.467895	
5% level	-3.644963	
10% level	-3.261452	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PBIMAN,2)
 Method: Least Squares
 Date: 10/06/18 Time: 10:20
 Sample (adjusted): 1996 2016
 Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PBIMAN(-1))	-0.957793	0.241879	-3.959810	0.0009
C	1481.482	1345.064	1.101421	0.2852
@TREND("1994")	-2.789228	97.66365	-0.028560	0.9775
R-squared	0.467249	Mean dependent var		-125.3381
Adjusted R-squared	0.408055	S.D. dependent var		3512.446
S.E. of regression	2702.404	Akaike info criterion		18.77324
Sum squared resid	1.31E+08	Schwarz criterion		18.92245
Log likelihood	-194.1190	Hannan-Quinn criter.		18.80562
F-statistic	7.893459	Durbin-Watson stat		1.952615
Prob(F-statistic)	0.003457			

FUENTE: Elaboración propia

c. XMIN en primeras diferencias

- Constante

Null Hypothesis: D(XMIN) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.980087	0.0069
Test critical values:		
1% level	-3.808546	
5% level	-3.020686	
10% level	-2.650413	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(XMIN,2)
 Method: Least Squares
 Date: 10/06/18 Time: 10:21
 Sample (adjusted): 1997 2016
 Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(XMIN(-1))	-0.856625	0.215228	-3.980087	0.0010
D(XMIN(-1),2)	0.591806	0.217769	2.717583	0.0146
C	904.5304	494.2524	1.830098	0.0848
R-squared	0.491391	Mean dependent var		139.5235
Adjusted R-squared	0.431554	S.D. dependent var		2707.970
S.E. of regression	2041.684	Akaike info criterion		18.21842
Sum squared resid	70864025	Schwarz criterion		18.36778
Log likelihood	-179.1842	Hannan-Quinn criter.		18.24757
F-statistic	8.212236	Durbin-Watson stat		2.049463
Prob(F-statistic)	0.003194			

FUENTE: Elaboración propia

- Constante y tendencia

Null Hypothesis: D(XMIN) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.853182	0.0348
Test critical values:		
1% level	-4.498307	
5% level	-3.658446	
10% level	-3.268973	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(XMIN,2)
 Method: Least Squares
 Date: 10/06/18 Time: 10:21
 Sample (adjusted): 1997 2016
 Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(XMIN(-1))	-0.855674	0.222069	-3.853182	0.0014
D(XMIN(-1),2)	0.592901	0.224773	2.637780	0.0179
C	814.8315	1152.029	0.707301	0.4896
@TREND("1994")	7.123566	82.06217	0.086807	0.9319
R-squared	0.491630	Mean dependent var		139.5235
Adjusted R-squared	0.396311	S.D. dependent var		2707.970
S.E. of regression	2104.024	Akaike info criterion		18.31795
Sum squared resid	70830667	Schwarz criterion		18.51709
Log likelihood	-179.1795	Hannan-Quinn criter.		18.35682
F-statistic	5.157714	Durbin-Watson stat		2.054098
Prob(F-statistic)	0.011015			

FUENTE: Elaboración propia

Anexo 4: Número de rezagos óptimos para el modelo VAR

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: PBI PBIMAN XMIN						
Exogenous variables: C						
Date: 06/02/19 Time: 18:44						
Sample: 1994 2016						
Included observations: 20						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-625.3852	NA	3.92e+23	62.83852	62.98788	62.86767
1	-545.1950	128.3043	3.22e+20	55.71950	56.31694	55.83613
2	-532.8329	16.07072	2.49e+20	55.38329	56.42881	55.58739
3	-511.8351	20.99780*	9.18e+19*	54.18351*	55.67711*	54.47508*
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

FUENTE: Elaboración propia

Anexo 5: Modelo VAR estimado

Vector Autoregression Estimates

Date: 10/03/18 Time: 16:54

Sample (adjusted): 1997 2016

Included observations: 20 after adjustments

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

	PBI	PBIMAN	XMIN
PBI(-1)	-0.013295 (0.77143) [-0.01723]	-0.371169 (0.24289) [-1.52815]	-0.340505 (0.13804) [-2.46672]
PBI(-2)	0.446083 (0.68398) [0.65218]	-0.022007 (0.21536) [-0.10219]	0.110321 (0.12239) [0.90137]
PBI(-3)	0.033660 (0.56642) [0.05942]	0.165503 (0.17834) [0.92802]	-0.020252 (0.10136) [-0.19982]
PBIMAN(-1)	1.683481 (2.60564) [0.64609]	1.416632 (0.82040) [1.72676]	0.933951 (0.46625) [2.00310]
PBIMAN(-2)	1.587114 (2.18310) [0.72700]	0.858867 (0.68736) [1.24952]	0.595099 (0.39064) [1.52338]
PBIMAN(-3)	3.497815 (1.97042) [1.77516]	1.007928 (0.62040) [1.62465]	1.504762 (0.35259) [4.26777]
XMIN(-1)	0.879810 (1.33483) [0.65912]	0.419557 (0.42028) [0.99829]	1.065206 (0.23885) [4.45965]
XMIN(-2)	0.067189 (1.77747) [0.03780]	-0.049549 (0.55964) [-0.08854]	-0.854901 (0.31806) [-2.68786]
XMIN(-3)	-3.883365 (1.83498) [-2.11629]	-0.981922 (0.57775) [-1.69955]	-0.838225 (0.32835) [-2.55282]
C	-93392.89 (46100.0) [-2.02587]	-22468.62 (14514.8) [-1.54798]	-42100.77 (8249.14) [-5.10366]
R-squared	0.998030	0.988287	0.991954
Adj. R-squared	0.996256	0.977744	0.984713
Sum sq. resids	3.87E+08	38344028	12384922
S.E. equation	6219.270	1958.163	1112.876
F-statistic	562.7632	93.74683	136.9881
Log likelihood	-196.1555	-173.0425	-161.7414
Akaike AIC	20.61555	18.30425	17.17414
Schwarz SC	21.11341	18.80212	17.67200
Mean dependent	327405.2	49867.07	13430.64
S.D. dependent	101642.4	13125.93	9000.915

Determinant resid covariance (dof adj.)	2.72E+19
Determinant resid covariance	3.40E+18
Log likelihood	-511.8351
Akaike information criterion	54.18351
Schwarz criterion	55.67711

FUENTE: Elaboración propia

Anexo 6: Resultados del análisis de los residuos del modelo VAR

a. Prueba de Normalidad

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/03/18 Time: 17:22
Sample: 1994 2016
Included observations: 20

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.220288	0.161756	1	0.6875
2	1.168905	4.554462	1	0.0328
3	-0.192383	0.123370	1	0.7254
Joint		4.839588	3	0.1839

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.683280	0.083593	1	0.7725
2	4.965568	3.219549	1	0.0728
3	2.134939	0.623608	1	0.4297
Joint		3.926751	3	0.2695

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.245349	2	0.8846
2	7.774011	2	0.0205
3	0.746979	2	0.6883
Joint	8.766339	6	0.1872

FUENTE: Elaboración propia

b. Prueba de autocorrelación LM

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/03/18 Time: 17:31
Sample: 1994 2016
Included observations: 20

Lags	LM-Stat	Prob
1	6.983780	0.6388
2	9.843238	0.3633
3	12.17159	0.2038

Probs from chi-square with 9 df.

FUENTE: Elaboración propia

c. Prueba de heterocedasticidad: White sin términos cruzados

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 10/03/18 Time: 17:44

Sample: 1994 2016

Included observations: 20

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
113.9205	108	0.3296

Individual components:

Dependent	R-squared	F(18,1)	Prob.	Chi-sq(18)	Prob.
res1*res1	0.978884	2.575438	0.4590	19.57768	0.3571
res2*res2	0.989944	5.468899	0.3260	19.79887	0.3443
res3*res3	0.923047	0.666382	0.7636	18.46093	0.4257
res2*res1	0.994599	10.23143	0.2418	19.89199	0.3389
res3*res1	0.997276	20.33632	0.1730	19.94551	0.3359
res3*res2	0.991805	6.723505	0.2957	19.83610	0.3421

FUENTE: Elaboración propia

Anexo 7: Prueba de cointegración de Johansen

Date: 10/17/18 Time: 16:53
 Sample (adjusted): 1998 2016
 Included observations: 19 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: PBI PBIMAN XMIN
 Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.774261	51.94114	29.79707	0.0000
At most 1 *	0.669057	23.66199	15.49471	0.0024
At most 2	0.130257	2.651599	3.841466	0.1034

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.774261	28.27916	21.13162	0.0042
At most 1 *	0.669057	21.01039	14.26460	0.0037
At most 2	0.130257	2.651599	3.841466	0.1034

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

PBI	PBIMAN	XMIN
-0.000404	0.004151	-0.001591
-0.000104	0.001688	-0.000809
0.000114	0.000346	-0.001963

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(PBI)	D(PBIMAN)	D(XMIN)
54.96193	168.0432	985.8623
3445.849	699.2771	263.9356
-939.9705	-420.2409	-55.98237

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -481.4928

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

PBI	PBIMAN	XMIN
1.000000	-10.27790	3.939180
	(0.76494)	(1.12694)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(PBI)
-0.022197
(0.70721)

D(PBIMAN)	-0.067867
	(0.20667)
D(XMIN)	-0.398154
	(0.09160)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -470.9876

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

PBI	PBIMAN	XMIN
1.000000	0.000000	-2.701499
		(2.21235)
0.000000	1.000000	-0.646113
		(0.20946)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(PBI)	-0.381100	6.044569
	(0.52462)	(5.63631)
D(PBIMAN)	-0.140700	1.877872
	(0.18687)	(2.00764)
D(XMIN)	-0.425645	4.537700
	(0.08622)	(0.92633)

FUENTE: Elaboración propia

Anexo 8: Modelo del vector de corrección del error estimado

Vector Error Correction Estimates

Date: 11/04/18 Time: 23:00

Sample (adjusted): 1997 2016

Included observations: 20 after adjustments

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

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2	
PBI(-1)	1.000000	0.000000	
PBIMAN(-1)	0.000000	1.000000	
XMIN(-1)	-8.348312 (1.44294) [-5.78563]	-1.230370 (0.12278) [-10.0209]	
C	-208194.9	-32953.56	

Error Correction:	D(PBI)	D(PBIMAN)	D(XMIN)
CointEq1	-0.298355 (0.26094) [-1.14340]	-0.153159 (0.08224) [-1.86227]	-0.246905 (0.04264) [-5.79020]
CointEq2	4.658564 (3.00952) [1.54794]	1.614999 (0.94855) [1.70260]	3.002131 (0.49181) [6.10427]
D(PBI(-1))	0.138935 (0.43563) [0.31893]	0.052510 (0.13730) [0.38244]	-0.080778 (0.07119) [-1.13469]
D(PBI(-2))	0.562375 (0.39620) [1.41941]	0.023329 (0.12488) [0.18682]	0.029202 (0.06475) [0.45103]
D(PBIMAN(-1))	-5.308002 (2.20662) [-2.40549]	-1.937468 (0.69549) [-2.78576]	-2.103211 (0.36060) [-5.83252]
D(PBIMAN(-2))	-4.067240 (2.01534) [-2.01814]	-1.188330 (0.63520) [-1.87079]	-1.513313 (0.32934) [-4.59495]
D(XMIN(-1))	4.200202 (1.17699) [3.56861]	1.153136 (0.37097) [3.10847]	1.698892 (0.19234) [8.83275]
D(XMIN(-2))	4.042091 (1.91355) [2.11235]	1.032209 (0.60312) [1.71145]	0.840608 (0.31271) [2.68816]
C	13776.94 (5922.70) [2.32612]	3860.391 (1866.73) [2.06799]	5662.585 (967.873) [5.85054]

R-squared	0.728408	0.647094	0.901743
Adj. R-squared	0.530887	0.390434	0.830284

Sum sq. resids	4.64E+08	46135316	12402425
S.E. equation	6497.678	2047.955	1061.835
F-statistic	3.687746	2.521217	12.61893
Log likelihood	-197.9844	-174.8923	-161.7555
Akaike AIC	20.69844	18.38923	17.07555
Schwarz SC	21.14652	18.83731	17.52363
Mean dependent	15066.60	1564.861	955.8207
S.D. dependent	9486.793	2623.072	2577.478
<hr/>			
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.52E+19	
Determinant resid covariance		4.19E+18	
Log likelihood		-513.9239	
Akaike information criterion		54.69239	
Schwarz criterion		56.33535	
<hr/>			

FUENTE: Elaboración propia

Anexo 9: Resultado del análisis de los residuos del modelo VEC

a. Prueba de Normalidad

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 11/04/18 Time: 23:01
 Sample: 1994 2016
 Included observations: 20

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.478098	0.761927	1	0.3827
2	0.932114	2.896124	1	0.0888
3	-0.220710	0.162376	1	0.6870
Joint		3.820427	3	0.2815

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.557366	0.163271	1	0.6862
2	4.572844	2.061532	1	0.1511
3	2.184312	0.554456	1	0.4565
Joint		2.779258	3	0.4269

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.925197	2	0.6296
2	4.957656	2	0.0838
3	0.716832	2	0.6988
Joint	6.599685	6	0.3595

FUENTE: Elaboración propia

b. Prueba de autocorrelación LM

VEC Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Date: 11/04/18 Time: 23:01
 Sample: 1994 2016
 Included observations: 20

Lags	LM-Stat	Prob
1	10.51748	0.3102
2	6.122539	0.7276

Probs from chi-square with 9 df.

FUENTE: Elaboración propia

c. Prueba de Heterocedasticidad

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 11/04/18 Time: 23:02

Sample: 1994 2016

Included observations: 20

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
106.2770	96	0.2223

Individual components:

Dependent	R-squared	F(16,3)	Prob.	Chi-sq(16)	Prob.
res1*res1	0.963410	4.936786	0.1069	19.26819	0.2550
res2*res2	0.946689	3.329628	0.1753	18.93379	0.2721
res3*res3	0.819223	0.849688	0.6504	16.38446	0.4265
res2*res1	0.934059	2.655956	0.2288	18.68118	0.2855
res3*res1	0.981608	10.00731	0.0411	19.63217	0.2372
res3*res2	0.969788	6.018658	0.0824	19.39576	0.2487

FUENTE: Elaboración propia

Anexo 10: Resultados de la prueba de causalidad de Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 11/04/18 Time: 23:03

Sample: 1994 2016

Included observations: 20

Dependent variable: D(PBI)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(PBIMAN)	6.989450	2	0.0304
D(XMIN)	13.51599	2	0.0012
All	14.03011	4	0.0072

Dependent variable: D(PBIMAN)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(PBI)	0.321026	2	0.8517
D(XMIN)	10.06200	2	0.0065
All	12.96512	4	0.0114

Dependent variable: D(XMIN)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(PBI)	1.297252	2	0.5228
D(PBIMAN)	39.44536	2	0.0000
All	51.81634	4	0.0000

FUENTE: Elaboración propia