



# Dinámicas geoeconómicas y comerciales entre Bolivia y Estados Unidos: el caso del estaño, la castaña y la quinua

## Geoeconomic and Trade Dynamics between Bolivia and the United States: The Case of Tin, Brazil Nuts, and Quinoa

Rodrigo Burgoa Terceros\*  
Amanda Alurralde Mariën\*

### RESUMEN

Este estudio analiza los impactos económicos y políticos del reciente aumento arancelario impuesto por Estados Unidos sobre productos clave de exportación bolivianos —estaño, castaña y quinua— mediante un enfoque interdisciplinario basado en la geoeconomía. Reconociendo la interacción entre políticas comerciales y estrategias de poder, el análisis trasciende las explicaciones exclusivamente económicas y examina el comercio como un instrumento de influencia estatal. Utilizando datos mensuales para el período 2000–2025, se estima un modelo

- 
- \* Las opiniones, recomendaciones y conclusiones expresadas en este documento son de exclusiva responsabilidad de sus autores y no reflejan necesariamente la posición de las instituciones a las que están afiliados. Este documento ha sido editado con el apoyo de herramientas de inteligencia artificial.
- \*\* Profesor en Universidad Católica Boliviana “San Pablo”. Doctor en Ciencia Política y Relaciones Internacionales. Email: [rburgoa@ucb.edu.bo](mailto:rburgoa@ucb.edu.bo).  ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8595-9349>.
- \*\*\* Pasante de Política, Prensa y Comunicación de la Delegación de la Unión Europea en Bolivia. Email: [amandaalurralde@gmail.com](mailto:amandaalurralde@gmail.com).  ORCID: <https://orcid.org/0009-0008-7236-2744>.

de corrección de errores vectoriales (VEC) que distingue entre ajustes transitorios y relaciones de equilibrio de largo plazo entre aranceles, tipo de cambio real, precios internacionales y actividad industrial estadounidense, sin asumir un diseño causal. Los resultados muestran que los aranceles estadounidenses, enmarcados en la continuidad de una agenda proteccionista, no solo modifican las condiciones de acceso al mercado, sino que funcionan como mecanismos de presión política capaces de reconfigurar relaciones de poder. La alta concentración exportadora y las tensiones diplomáticas persistentes incrementan la vulnerabilidad boliviana ante estos *shocks*. Asimismo, los efectos difieren según el producto, revelando sensibilidades heterogéneas y grados distintos de inserción en cadenas globales de valor, lo cual refleja estructuras productivas diferenciadas y respuestas dinámicas particulares.

Al combinar herramientas econométricas con un análisis político y geoeconómico, este estudio proporciona una comprensión más profunda del comercio como herramienta estratégica y ofrece insumos útiles para el diseño de políticas públicas y de estrategias diplomático-comerciales orientadas a fortalecer la autonomía económica de Bolivia en un contexto global crecientemente competitivo y conflictivo.

**Palabras clave:** Relaciones Bolivia-Estados Unidos – aranceles – geoeconomía – vulnerabilidad económica – política comercial.

## ABSTRACT

This study examines the economic and political impacts of the recent tariff increase imposed by the United States on key Bolivian export products—tin, Brazil nuts, and quinoa—through an interdisciplinary approach grounded in geoeconomics. Acknowledging the interplay between trade policy and power strategies, the analysis moves beyond purely economic explanations and considers trade as an instrument of state influence. Using monthly data for the period 2000–2025, the study estimates a Vector Error Correction Model (VECM) that distinguishes between short-term adjustments and long-run equilibrium relations among tariffs, the real exchange rate, international prices, and U.S. industrial activity,

without assuming a causal identification strategy.

The results show that U.S. tariffs—framed within the continuation of a broader protectionist agenda—not only alter market access conditions but also operate as mechanisms of political pressure capable of reshaping power relations. Bolivia’s high export concentration and persistent diplomatic tensions heighten its vulnerability to these shocks. The effects also vary across products, revealing heterogeneous sensitivities and different degrees of integration into global value chains, which reflect differentiated productive structures and distinct dynamic responses to external disturbances.

By combining econometric modeling with political and geoeconomic analysis, this study offers a deeper understanding of trade as a strategic tool and provides valuable insights for the design of public policies and diplomatic-commercial strategies aimed at strengthening Bolivia’s economic autonomy in an increasingly competitive and conflict-prone global environment.

**Keywords:** Bolivia–United States relations – tariffs – geoeconomics – economic vulnerability – trade policy.

## INTRODUCCIÓN

Estados Unidos continúa siendo uno de los actores comerciales más influyentes del sistema internacional. Su peso en la economía global no solo se expresa en el volumen de intercambios, sino también en su capacidad para definir las reglas y orientar los flujos del comercio mundial. Bolivia, aunque con una participación modesta en términos absolutos, mantiene con Estados Unidos una relación comercial relevante, caracterizada por la exportación de productos primarios y agroindustriales con alto valor estratégico. De acuerdo con el Observatorio de Complejidad Económica (2025), este país ocupa el décimo lugar entre los destinos de exportación bolivianos, con ventas cercanas a los 277 millones de dólares.

La importancia de Estados Unidos para Bolivia trasciende la dimensión cuantitativa. Su mercado constituye un espacio clave para productos no tradicionales de origen amazónico y andino —como la castaña y la quinua—, así como para minerales estratégicos como el estaño metálico, integrados en cadenas industriales y tecnológicas estadounidenses. En conjunto, estos rubros representan más de la mitad de las exportaciones bolivianas hacia dicho

destino. Cualquier modificación en las condiciones de acceso, por tanto, repercute no solo en los ingresos externos, sino también en la estructura productiva, el empleo y la estabilidad institucional.

En 2025, la política comercial de Estados Unidos ha consolidado un proteccionismo renovado, con incrementos arancelarios que alcanzan el 15 % para varios países, incluida Bolivia. Esta medida refleja un giro estructural en la política económica internacional: el uso del comercio como instrumento de seguridad nacional y de competencia estratégica. Este cambio no se limita a una cuestión técnica o de balanza comercial, sino que expresa un nuevo patrón de poder en la economía global, en el que los aranceles se convierten en mecanismos de presión y negociación política.

En este contexto, analizar los efectos de los aranceles sobre las exportaciones bolivianas implica ir más allá del terreno puramente económico. Los flujos comerciales responden a variables macroeconómicas —como precios relativos o tipo de cambio—, pero también a factores políticos, institucionales y diplomáticos que configuran relaciones de poder asimétricas. En países en desarrollo, la vulnerabilidad frente a socios mayores no solo se mide a partir de indicadores comerciales, sino también

por la capacidad de negociación y autonomía estatal, así como por la sensibilidad de sus sectores exportadores ante perturbaciones externas.

Por ello, la imposición del arancel del 15 % debe entenderse como un acto con significados geoeconómicos profundos: una expresión de poder estructural que traduce intereses estratégicos en decisiones comerciales. Siguiendo a Luttwak (1990), Blackwill y Harris (2016) y Farrell y Newman (2019), las políticas económicas contemporáneas se desplazan del terreno cooperativo al competitivo, donde la interdependencia global se convierte en un mecanismo de influencia.

En ese sentido, este estudio adopta una perspectiva interdisciplinaria que combina análisis econométrico y lectura geopolítica. A través de un modelo de corrección de errores vectoriales (VEC), se examinan los efectos de los aranceles, el tipo de cambio, los precios internacionales y la producción industrial estadounidense sobre las exportaciones de tres productos bolivianos estratégicos —estaño, castaña y quinua— durante el período 2000–2025. Esta aproximación empírica se enmarca en la teoría de la geoeconomía, entendida como el uso de instrumentos económicos con fines políticos, y busca ofrecer una interpretación integral del comercio como campo de poder.

El aporte del trabajo radica en integrar evidencia cuantitativa y reflexión política para comprender cómo los cambios arancelarios configuran dependencias estructurales y condicionan la inserción internacional de países con baja diversificación exportadora. Al mismo tiempo, el análisis permite identificar patrones diferenciados de vulnerabilidad y resiliencia sectorial, aportando elementos útiles para el diseño de políticas públicas orientadas a la diversificación productiva, la industrialización y la diplomacia económica.

De ese modo, y en coherencia con el enfoque teórico y empírico adoptado, este estudio plantea la siguiente hipótesis central: los aranceles aplicados por Estados Unidos operan como mecanismos de presión geoeconómica que reconfiguran las relaciones de equilibrio de largo plazo entre precios, cantidades exportadas y variables externas relevantes, generando efectos diferenciados según la estructura productiva y la inserción en cadenas globales de valor de cada sector.

De esta hipótesis general se derivan dos proposiciones específicas:

- i. Los efectos de los aranceles sobre las exportaciones bolivianas son heterogéneos entre el estaño, la castaña y la quinua, debido a la diferenciación de sus mercados y estructuras de costos.
- ii) Los aranceles reconfiguran tanto las dinámicas de corto plazo como las relaciones de equilibrio de largo plazo, lo cual puede identificarse mediante el modelo VEC aplicado.

A fin de examinar la hipótesis planteada, el documento se estructura en cinco secciones: tras esta introducción, se presenta una revisión de literatura sobre geoeconomía, vulnerabilidad y barreras arancelarias; la metodología utilizada; los resultados empíricos; la discusión interpretativa; y, finalmente, las conclusiones y recomendaciones de política pública.

## 1. REVISIÓN DE LITERATURA

El debate académico sobre los aranceles y sus implicancias trasciende la dimensión meramente económica. Desde la economía política internacional, se reconoce que las medidas comerciales no solo regulan flujos

de bienes, sino que también configuran jerarquías de poder entre Estados. En las últimas décadas, los aranceles, sanciones y subsidios se han convertido en instrumentos de coerción estratégica, empleados para alcanzar

objetivos políticos, disciplinar a socios dependientes o proteger sectores considerados sensibles para la seguridad nacional (Blackwill y Harris, 2016; Farrell y Newman, 2019).

En los países en desarrollo, donde las economías presentan una alta dependencia de pocos mercados y productos, estas medidas adquieren una dimensión estructural. La literatura sobre vulnerabilidad comercial y dependencia económica ha mostrado que las restricciones impuestas por potencias importadoras no solo afectan el volumen del comercio, sino también la autonomía de las políticas nacionales (Ocampo, 2020; Sanahuja, 2018; Malamud, 2019). Así, los aranceles se convierten en mecanismos de condicionamiento político y en indicadores de la posición periférica que ocupan ciertos países dentro del sistema internacional. En este contexto, el presente estudio se sitúa en la confluencia de tres tradiciones analíticas complementarias.

Primero, los enfoques empíricos sobre los efectos de los aranceles en economías en desarrollo analizan cómo los *shocks* externos modifican los precios relativos, los términos de intercambio y la sensibilidad de los sectores exportadores frente a variaciones en las condiciones de acceso a los mercados (Amiti, Redding y Weinstein, 2019; Freund y Pierola, 2015; Blyde, Volpe y Molina,

2014). Segundo, los estudios sobre vulnerabilidad estructural y dependencia subrayan la relación entre especialización exportadora, concentración de mercados y fragilidad macroeconómica (Giordano y Michalczewsky, 2019; Comisión Económica para América Latina, 2016; Ocampo, 2020). Y tercero, las perspectivas teóricas de la geoeconomía y la economía política internacional interpretan las políticas comerciales como instrumentos de poder estatal en la competencia global (Luttwak, 1990; Gilpin, 2001; Strange, 1988).

Desde esta triple aproximación, los aranceles se entienden como mecanismos que simultáneamente afectan las dinámicas de precios, reconfiguran las relaciones de dependencia y expresan estrategias de poder. En el caso de Bolivia, cuya inserción externa se basa en productos primarios y mercados concentrados, estas tensiones adquieren una especial relevancia, al revelar la interacción entre economía, política exterior y soberanía económica.

### *1.1. Efectos económicos de los aranceles sobre los países exportadores*

Los aranceles afectan directamente los flujos comerciales, pero sus consecuencias dependen del grado de sustitución entre bienes, la capacidad de ajuste de los sectores productivos y el poder de mercado relativo de los

exportadores. Krugman, Obstfeld y Melitz (2018) destacan que los países con menor tamaño de mercado tienden a enfrentar mayores pérdidas de bienestar ante incrementos arancelarios, debido a su limitada capacidad de adaptación, su mayor rigidez productiva y su menor influencia en la formación de precios internacionales.

Por su parte, Amiti, Redding y Weinstein (2019) documentan que, en el contexto de la guerra comercial entre China y Estados Unidos, los consumidores estadounidenses absorbieron una parte importante del aumento arancelario. Sin embargo, también identifican una caída significativa en el volumen de importaciones desde China, sugiriendo efectos adversos sobre las economías exportadoras. Estos hallazgos evidencian que las medidas proteccionistas pueden redistribuir costos entre consumidores e importadores, pero a la vez afectar de forma asimétrica a los países con estructuras exportadoras concentradas.

Por otro lado, Freund y Pierola (2015), al analizar 32 países, destacan que las economías en desarrollo que logran sostener el crecimiento exportador tienden a diversificar su base productiva y su canasta exportadora. En cambio, en países con alta concentración —como Bolivia—, un *shock* arancelario puede generar efectos desproporcionados y

persistentes. De hecho, Blyde, Volpe y Molina (2014) muestran que los países latinoamericanos con menor inserción en cadenas globales de valor son también los más vulnerables a los cambios de política comercial de las economías centrales.

La literatura reciente de organismos internacionales refuerza este argumento. La Comisión Económica para América Latina (2016) advierte que la estructura exportadora basada en recursos naturales limita la capacidad de ajuste frente a crisis externas, mientras que Ocampo (2020) vincula dicha fragilidad con una trampa de especialización, que impide a los países desarrollar una base manufacturera diversificada. En una línea similar, Gallagher (2015) y Giordano y Michalczewsky (2019) sostienen que los aranceles y medidas no arancelarias actúan como mecanismos de transmisión de poder económico, al reproducir dependencias en los patrones de comercio entre el Norte y el Sur.

En términos teóricos, estos resultados respaldan la visión de la economía política internacional, según la cual los flujos comerciales no son neutrales, sino que reflejan relaciones asimétricas de poder estructural (Strange, 1988; Gilpin, 2001). En este sentido, los aranceles no solo modifican precios y volúmenes, sino que redefinen posiciones relativas

en el sistema global: las potencias importadoras imponen condiciones, mientras que los países exportadores ajustan sus estrategias productivas y diplomáticas.

Para economías pequeñas y dependientes, como la boliviana, esta dinámica implica que un incremento arancelario del 15% no solo genera una contracción en el valor de exportación, sino también un deterioro en los márgenes fiscales y una mayor exposición a presiones externas. De ahí la importancia de incorporar estas dimensiones políticas y estructurales en el análisis empírico que desarrolla el presente estudio.

## 1.2. Vulnerabilidad estructural y dependencia comercial

La literatura ha documentado cómo las economías con baja diversificación exportadora, fuerte dependencia de pocos mercados y limitada inserción tecnológica enfrentan mayores riesgos ante medidas comerciales externas. En este marco, la estructura comercial de Bolivia representa un caso de alta exposición a *shocks* externos. La participación boliviana en cadenas globales de valor es marginal (*Organisation for Economic Cooperation and Development*, 2025) y el grueso de sus exportaciones está concentrado en productos primarios y pocos destinos. Esta configuración incrementa

su vulnerabilidad frente a medidas proteccionistas o decisiones estratégicas de socios comerciales clave.

Este patrón no es exclusivo de Bolivia. Según Giordano y Michalczewsky (2019), América Latina presenta una concentración de exportaciones superior al promedio global, lo que limita su capacidad de reacción ante medidas comerciales hostiles. La literatura enfatiza que esta vulnerabilidad estructural no es solo económica, sino también política y sistémica.

En la tradición latinoamericana, Prebisch (1950) y Cardoso y Faletto (1969) conceptualizaron la dependencia como una forma de subordinación estructural dentro del sistema internacional, en la que las economías periféricas internalizan las crisis de los centros mediante precios, demanda y tecnología. Este enfoque fue retomado por la Comisión Económica para América Latina (2016) y autores contemporáneos como Ocampo (2020) y Sanahuja (2018), quienes advierten que la persistencia de estructuras exportadoras basadas en recursos naturales limita la autonomía macroeconómica y reduce los márgenes de política pública frente a *shocks* externos.

Asimismo, la economía política internacional ha explicado esta situación mediante la noción de poder estructural (Strange, 1988; Gilpin,



2001), según la cual los Estados que controlan los flujos de comercio, finanzas y tecnología pueden condicionar las decisiones de otros sin recurrir a coerción directa. Desde esta perspectiva, la vulnerabilidad comercial se convierte en un reflejo de jerarquías globales que se perpetúan a través del intercambio desigual y la dependencia tecnológica.

En el caso boliviano, esta dependencia adopta una forma triple: i) comercial (por la concentración de mercados), ii) tecnológica (por la baja participación en cadenas globales de valor) y iii) financiera (por la limitada capacidad de sustitución de divisas a través de exportaciones industriales). Gudynas (2015) y Malamud (2019) sostienen que esta estructura reproduce un modelo extractivo-dependiente que combina crecimiento económico con fragilidad política y ambiental.

Así, la vulnerabilidad estructural de Bolivia frente a medidas arancelarias no solo refleja una limitación económica, sino también una condición geoeconómica de dependencia. Las decisiones de potencias como Estados Unidos impactan no solo los precios de exportación, sino también los márgenes de soberanía económica, fiscal y diplomática del país. De ahí la necesidad de analizar los efectos de los aranceles en clave de interdependencia asimétrica, donde los vínculos

comerciales son simultáneamente fuentes de cooperación y de control.

### *1.3. El comercio como instrumento de poder*

Desde la economía política internacional, el comercio ha dejado de entenderse como un espacio neutral regido únicamente por la eficiencia. Los intercambios económicos son, en realidad, relaciones de poder estructural donde los Estados y las corporaciones disputan la capacidad de definir reglas, imponer estándares y condicionar comportamientos. Autores como Gilpin (2001) argumentan que los intereses estatales moldean el sistema comercial internacional y que el poder económico es una extensión del poder político.

Esta visión fue anticipada por Strange (1988), quien identificó cuatro dimensiones del poder estructural—seguridad, producción, finanzas y conocimiento— a través de las cuales los Estados dominantes configuran el entorno en el que los demás deben operar. Desde esta perspectiva, las políticas comerciales no son simples instrumentos técnicos, sino mecanismos mediante los cuales las potencias establecen jerarquías dentro del sistema internacional.

La noción de geoeconomía, desarrollada por Luttwak (1990) y posteriormente por Blackwill y Harris (2016), amplía esta lectura al sostener

que la competencia entre Estados se libra cada vez más con instrumentos económicos. Así, las sanciones financieras, las restricciones tecnológicas o los aranceles selectivos se convierten en herramientas de coerción estratégica, destinadas a modificar el comportamiento de otros actores sin recurrir al uso directo de la fuerza militar.

En la misma línea, Farrell y Newman (2019) introducen el concepto de *weaponized interdependence* para explicar cómo los Estados dominantes, al controlar nodos clave de las redes económicas globales —como sistemas financieros, plataformas tecnológicas o rutas comerciales—, pueden utilizarlos para ejercer presión política sobre actores más débiles. Estas estrategias se han manifestado en la política comercial contemporánea de Estados Unidos, China y la Unión Europea, donde el comercio y la inversión se emplean para perseguir objetivos geopolíticos más amplios.

En América Latina, Sanahuja (2018) y Malamud (2019) advierten que estas prácticas geoeconómicas tienden a reforzar la dependencia periférica, ya que las economías latinoamericanas carecen de la densidad institucional y tecnológica necesaria para resistir o contrarrestar dichas presiones. En consecuencia, el comercio exterior se convierte en un espacio de negociación permanente entre

autonomía y subordinación, en el que los márgenes de maniobra dependen de la capacidad estatal para diversificar socios, productos y alianzas.

Desde este enfoque, el caso boliviano adquiere relevancia particular. La imposición de aranceles del 15% por parte de Estados Unidos en 2025 no solo refleja una medida proteccionista, sino también una expresión de poder geoeconómico que condiciona la inserción del país en el sistema mundial. El comercio, en este sentido, se convierte en un instrumento de poder capaz de moldear estructuras productivas y decisiones políticas. Analizar esta dinámica exige combinar evidencia empírica —a través de la modelación econométrica— con marcos teóricos que reconozcan el carácter estratégico del intercambio internacional.

#### 1.4. *Goeconomía*

Por último, el enfoque geoeconómico, impulsado inicialmente por Luttwak (1990), plantea que las lógicas de la competencia internacional han migrado del campo militar al económico. La economía se convierte en el nuevo campo de disputa, donde los aranceles, las barreras técnicas, los subsidios y las sanciones financieras operan como armas estratégicas. Este enfoque ha sido retomado y ampliado por Blackwill y Harris (2016) y por Farrell y Newman (2019, 2023),

quienes documentan cómo las grandes potencias utilizan su control sobre nodos críticos —financieros, tecnológicos o logísticos— para condicionar el comportamiento de sus rivales y aliados.

Desde esta perspectiva, los aranceles no son únicamente mecanismos de protección comercial, sino instrumentos de coerción geoeconómica que transforman la interdependencia en una fuente de poder. En economías estructuralmente vulnerables, como Bolivia, los efectos de estas medidas no se limitan al plano comercial: erosionan la autonomía económica, restringen el margen de maniobra de la política exterior y refuerzan relaciones asimétricas de dependencia.

Autores como Baldwin (2019) sostienen que el poder económico contemporáneo se ejerce a través del control de flujos —de capital, tecnología, datos o comercio— más que por la ocupación territorial. En este sentido, la geoeconomía redefine la noción clásica de soberanía, trasladándola desde la defensa del territorio hacia la capacidad de decisión sobre las conexiones económicas globales.

En América Latina, esta mirada ha sido incorporada por Sanahuja (2018), Gudynas (2015) y Gallagher (2015), quienes advierten que la posición periférica de la región en la arquitectura económica global la expone a las dinámicas de coerción comercial y

financiera propias del siglo XXI. Para estos autores, la competencia entre potencias reconfigura los espacios de inserción internacional, generando nuevas tensiones entre autonomía, seguridad y desarrollo.

En el contexto andino, la dimensión geoeconómica ha sido escasamente explorada. El caso boliviano ofrece un terreno fértil para este tipo de análisis, al combinar una estructura productiva concentrada con una creciente exposición a presiones externas. Examinar los aranceles de Estados Unidos desde este enfoque permite no solo medir impactos económicos, sino también interpretar los mecanismos de poder que subyacen al comercio internacional. Esta integración teórico-empírica constituye uno de los principales aportes del presente estudio.

En síntesis, la revisión de literatura muestra que las políticas arancelarias pueden analizarse simultáneamente como *shocks* económicos, mecanismos de dependencia estructural y herramientas de poder geoeconómico. Esta convergencia conceptual justifica el uso de un enfoque mixto —económico y político— en el estudio del comercio bilateral Bolivia-Estados Unidos. El análisis econométrico que sigue se inscribe en esta lógica, buscando cuantificar los efectos de los aranceles sin perder de vista su significado estratégico dentro de las relaciones internacionales contemporáneas.

## 2. METODOLOGÍA

El uso de un modelo de corrección de errores vectoriales (VEC) resulta adecuado para este estudio debido a la naturaleza de las series analizadas y al objetivo de identificar relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables exportadoras y factores externos relevantes. Dado que los precios, volúmenes exportados, tipo de cambio real y actividad industrial estadounidense presentan comportamientos estocásticos con posible integración en primer orden, la metodología de cointegración propuesta por Johansen (1988) permite capturar vínculos estructurales entre variables no estacionarias sin perder información sobre sus trayectorias de largo plazo. A diferencia de modelos en diferencias puras —que descartan la información de equilibrio— o especificaciones VAR en niveles —que pueden inducir relaciones espurias—, el VEC combina la dinámica de corto plazo con un mecanismo de corrección hacia el equilibrio, lo que resulta especialmente pertinente para mercados pequeños y abiertos cuya evolución responde tanto a shocks externos inmediatos como a patrones persistentes de inserción comercial. Esta estructura es consistente con el argumento geoeconómico del estudio, en la medida en que permite observar cómo los aranceles y variables externas reconfiguran relaciones estructurales dentro de un sistema interdependiente.

### 2.1. Datos y fuentes

El análisis se basó en datos mensuales comprendidos entre enero de 2000 y abril de 2025, obtenidos de fuentes oficiales y reconocidas, tales como el Instituto Nacional de Estadística (INE, 2025), el Banco Central de Bolivia (BCB, 2025), la Organización Mundial del Comercio (OMC, 2025) y la *Federal Reserve Bank of St. Louis* (2025). Esta combinación de fuentes nacionales e internacionales permite capturar tanto los determinantes internos como los factores externos que inciden en el desempeño exportador de los productos estudiados: estaño, castaña y quinua.

Las variables seleccionadas reflejan la interacción entre precios, demanda, tipo de cambio y condiciones institucionales, en consonancia con el enfoque de economía política internacional adoptado en este estudio. En particular, se incluyeron: i) el volumen de exportaciones, ii) el precio real internacional, iii) el tipo de cambio real bilateral entre Bolivia y Estados Unidos, iv) el índice de producción industrial de Estados Unidos y v) los aranceles efectivos aplicados a las importaciones estadounidenses provenientes de Bolivia. La selección se fundamentó en la relevancia económica de las variables, su disponibilidad y la consistencia metodológica a lo largo del período analizado.

Tabla 1. Descripción de Variables

| Variable                                                                | Fuente                                          | Descripción                                                                                                                                                                                          |
|-------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Volumen exportado a Estados Unidos del producto analizado.              | Instituto Nacional de Estadística (INE).        | Volumen neto de exportaciones expresado en toneladas métricas, correspondiente al producto bajo estudio.                                                                                             |
| Precio promedio de exportación a Estados Unidos del producto analizado. | Instituto Nacional de Estadística (INE).        | Precio FOB promedio calculado como el cociente entre el valor FOB de exportación y el volumen neto, deflactado por el índice de precios de Estados Unidos para obtener el precio real <sup>1</sup> . |
| Tipo de cambio real entre Bolivia y Estados Unidos.                     | Banco Central de Bolivia (BCB) y Banco Mundial. | Tipo de cambio real calculado mediante la relación entre el tipo de cambio nominal y los índices de precios relativos de Bolivia y Estados Unidos.                                                   |
| Índice de Producción Industrial de Estados Unidos.                      | <i>Federal Reserve Bank of St. Louis</i>        | Indicador mensual que refleja el nivel de producción industrial en Estados Unidos, utilizado como <i>proxy</i> para la demanda externa.                                                              |
| Arancel estadounidense al producto analizado.                           | Organización Mundial del Comercio (OMC).        | Arancel promedio aplicado por Estados Unidos sobre el producto exportado, expresado en términos efectivos para el periodo analizado.                                                                 |

Fuente: Elaboración propia

El periodo de estudio, que abarca más de 25 años con una frecuencia mensual, garantiza un nivel adecuado de desagregación temporal para capturar tanto las fluctuaciones de corto plazo como las tendencias

1 Aunque el precio FOB no incluye el arancel aplicado en destino, este puede influir indirectamente en el corto plazo debido a rigideces de oferta, contratos preexistentes y ajustes transitorios en volúmenes o márgenes comerciales. Estos efectos iniciales pueden generar variaciones momentáneas en el FOB antes de que prevalezcan los ajustes contractivos de largo plazo esperados por la teoría estándar.

estructurales de largo plazo de los mercados internacionales. Este diseño permite evaluar no solo los efectos económicos directos de las medidas arancelarias, sino también su vinculación con los cambios institucionales y políticos que caracterizan la relación bilateral entre Bolivia y Estados Unidos.

## 2.2. *Tratamiento de variables*

Para garantizar la consistencia de las series temporales, se aplicó un tratamiento estadístico previo orientado a corregir valores faltantes y homogeneizar las unidades de medida. En los casos donde se identificaron observaciones ausentes —inferiores al 10% del total de registros— se empleó interpolación lineal, técnica que preserva la coherencia temporal y minimiza la introducción de sesgos en las estimaciones. Dado el carácter mensual de los datos, este procedimiento resulta adecuado para mantener la continuidad de las series sin distorsionar su tendencia original.

Asimismo, todas las variables continuas fueron transformadas a logaritmos naturales, con el propósito de estabilizar la varianza, reducir la heterocedasticidad y facilitar una interpretación relativa y proporcional de las variaciones en el sistema. Esta especificación funcional log–log permite que los coeficientes reflejen relaciones porcentuales y ajustes relativos

entre las variables, sin que ello implique que interpretarlos como elasticidades estructurales. En el marco de un modelo VEC en forma reducida, dichos coeficientes describen únicamente la dinámica conjunta del sistema y los mecanismos de ajuste, sin atribuir causalidad directa ni interpretar efectos marginales estructurales.

Este tratamiento de datos permite no solo mejorar la robustez estadística del modelo, sino también interpretar los resultados en términos comparativos y relativos, coherentes con el enfoque geoeconómico del estudio, donde los cambios en precios, aranceles o demanda externa se entienden como mecanismos de ajuste y poder dentro de las relaciones comerciales asimétricas.

## 2.3. *Especificación del Modelo*

El modelo aplicado para cada producto corresponde a un modelo de corrección de errores vectoriales (VEC), apropiado para series temporales no estacionarias que mantienen relaciones de cointegración de largo plazo. Este enfoque permite integrar simultáneamente las dinámicas de corto plazo y las relaciones de equilibrio estructural entre las variables, capturando así los mecanismos de ajuste ante perturbaciones externas, como variaciones arancelarias.

La forma general del modelo se expresa como:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde:

- ✓  $Y_t = [\ln(\text{Exportaciones}_t), \ln(\text{Precio}_t), \ln(\text{Tipo de cambio}_t), \ln(\text{Producción industrial}_t), \ln(\text{Arancel}_t)]$  es el vector de variables en logaritmos naturales en el tiempo  $t$ .
- ✓  $\Delta$  denota la primera diferencia.
- ✓  $\Pi = \alpha\beta'$  es la matriz que contiene la información sobre la cointegración, donde  $\beta'$  es el vector de cointegración que captura la relación de equilibrio de largo plazo y  $\alpha$  representa la velocidad de ajuste hacia el equilibrio.
- ✓  $\Gamma_i$  son matrices que capturan las relaciones de corto plazo entre las variables.
- ✓  $\varepsilon_t$  es el vector de términos de error.

De este modo, el modelo permite distinguir entre ajustes transitorios frente a *shocks* externos y relaciones estructurales que vinculan a las variables en el equilibrio de largo plazo. Es importante subrayar que los coeficientes individuales del vector de cointegración no deben interpretarse como elasticidades ni como efectos causales directos. La identificación del vector requiere normalizar uno de sus parámetros, lo que hace que los coeficientes restantes dependan de una escala arbitraria. Por ello, valores numéricamente elevados o aparentemente inverosímiles no indican problemas estadísticos, sino que son inherentes al proceso de normalización. El significado económico reside únicamente en la combinación lineal completa  $\beta'_{y_{(t-1)}}$ , no en cada coeficiente por separado. Esta interpretación es estándar en modelos cointegrados estimados en forma reducida.

En coherencia con este enfoque, el estudio no busca identificar funciones

estructurales de oferta o demanda. El VEC se estima íntegramente en forma reducida, sin restricciones adicionales: todas las variables del sistema —precios, cantidades, tipo de cambio, producción industrial y aranceles— se tratan como endógenas y ninguna ecuación se interpreta como demanda u oferta. Las relaciones estructurales emergen de los vectores de cointegración, mientras que los ajustes transitorios se capturan en las primeras diferencias. De esta manera, el análisis se centra en la dinámica conjunta del sistema frente a *shocks* arancelarios, sin requerir variables instrumentales ni imponer una estructura causal predeterminada.

## 2.4. Procedimientos Econométricos

La estimación del modelo siguió una secuencia metodológica orientada a garantizar la validez estadística y la coherencia estructural de los resultados. En primer lugar, se

determinó el número óptimo de rezagos mediante los criterios de información de Akaike (AIC), Schwarz (SBIC) y Hannan–Quinn (HQIC), los cuales permiten equilibrar capacidad explicativa y parsimonia. La consistencia entre los criterios —particularmente entre AIC y HQIC— indicó la conveniencia de emplear un rezago relativamente corto, suficiente para capturar la dinámica mensual sin comprometer la estabilidad del sistema.

Posteriormente, se evaluó la estacionariedad de las series mediante pruebas Dickey–Fuller Aumentadas (ADF) en niveles y primeras diferencias. Los resultados confirmaron que la mayoría de las variables son integradas de primer orden,  $I(1)$ , patrón habitual en series macroeconómicas de frecuencia mensual. Sobre esta base, se aplicó el procedimiento de cointegración de Johansen (1988) para determinar la existencia y el número de vectores de equilibrio de largo plazo entre las variables endógenas. Los estadísticos de traza y máximo eigenvalor indicaron la presencia de al menos un vector cointegrante en cada sistema, respaldando el uso de un modelo VEC.

Cabe notar que las pruebas ADF se estimaron con constante (*drift*) y sin tendencia determinística, siguiendo la especificación estándar cuando no se incorporan componentes

adicionales. Bajo esta parametrización, en dos de los productos (castaña y quinua) el volumen exportado resultó estacionario en niveles, por lo que no se incluyó en el vector de cointegración. En esos casos, el equilibrio estimado refleja relaciones estructurales entre precios y variables externas, pero no un equilibrio de cantidades. Asimismo, es importante remarcar que, aunque no se aplicaron pruebas formales de rupturas estructurales, la inspección gráfica y los diagnósticos no sugieren quiebres que alteren la clasificación de integración obtenida.

A continuación, en presencia de cointegración, se estimaron los modelos VEC incorporando los términos de corrección de error, los cuales capturan la velocidad de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo tras perturbaciones externas. Este enfoque permite observar cómo reaccionan las variables en el corto plazo sin perder de vista los vínculos estructurales que las conectan en el tiempo.

Con el fin de analizar el impacto de un aumento arancelario, se introdujeron *shocks* exógenos sobre la variable arancelaria dentro del sistema VEC. La respuesta dinámica del volumen y del precio de exportación se evaluó mediante funciones impulso–respuesta (FIR), que permiten visualizar la magnitud y persistencia temporal de los ajustes. En el marco de



un modelo VEC, estas funciones capturan únicamente la dinámica transitoria del sistema frente a una innovación exógena; no buscan replicar un cambio arancelario permanente, sino ilustrar la trayectoria de las variables antes de la convergencia al equilibrio de largo plazo determinado por el vector cointegrante. Esta interpretación es consistente con la práctica estándar en modelos cointegrados.

Una vez estimados los modelos, se realizaron pruebas de diagnóstico para evaluar la validez estadística y la estabilidad de las estimaciones. La prueba LM de Breusch–Godfrey confirmó la ausencia de autocorrelación serial, mientras que la prueba de Jarque–Bera adaptada a sistemas VEC permitió evaluar la normalidad de los residuos. Asimismo, se verificó la estabilidad dinámica de los modelos mediante las raíces inversas del polinomio autorregresivo, las cuales se ubicaron dentro del círculo unitario.

Es necesario precisar que el objetivo del estudio no es identificar relaciones causales en sentido estricto. Los aranceles introducidos por la

administración Trump en 2025 no constituyen un *shock* permanente ni un experimento natural comparable a la pérdida del ATPDEA en 2008–2009, por lo que enfoques como diferencias en diferencias (DiD) o triple diferencia (DDD), adecuados para cambios estructurales permanentes, no resultan aplicables. En consecuencia, el análisis se orienta a examinar la dinámica conjunta del sistema y la manera en que los aranceles reconfiguran las relaciones de equilibrio en un marco geoeconómico.

Finalmente, la metodología se aplicó de forma individual para cada producto (estaño, castaña y quinua), lo que permitió identificar diferencias en sus mecanismos de ajuste y sensibilidades relativas frente a variaciones en precios, tipo de cambio y políticas arancelarias. Esta estrategia comparativa resulta especialmente útil desde una perspectiva geoeconómica, ya que evidencia que los impactos no son homogéneos, sino mediados por estructuras productivas diferenciadas y posiciones estratégicas específicas dentro del comercio internacional.

### 3. RESULTADOS

Si bien esta sección presenta los resultados empíricos derivados de los modelos VEC estimados, es importante destacar que la dinámica

observada entre aranceles, precios, volúmenes exportados y variables externas refleja no solo interacciones económicas, sino también patrones

de poder que se alinean con los enfoques teóricos discutidos previamente. En particular, las respuestas diferenciales entre productos evidencian que la estructura productiva y la posición de cada sector dentro de las cadenas globales de valor influyen en su sensibilidad ante medidas arancelarias, lo cual es consistente con la literatura de geoeconomía y dependencia que subraya la vulnerabilidad asimétrica de economías periféricas frente a decisiones adoptadas por actores con mayor capacidad de influencia.

En ese sentido, los resultados que se presentan a continuación deben leerse en el marco de una relación bilateral marcada por tensiones políticas y por un uso estratégico del comercio por parte de Estados Unidos. En 2025, el aumento de los aranceles hasta 15% se consolidó como un *shock* exógeno para Bolivia, coherente con una lógica geoeconómica en la que medidas comerciales operan como instrumentos de poder más que como simples ajustes técnicos.

Dado el perfil primario-exportador y la concentración de destinos del país, es esperable que los efectos se transmitan de forma asimétrica entre sectores y con rezagos distintos a través de precios, cantidades y tipo de cambio. Con este telón de fondo, el análisis empírico se organiza por producto (estaño, castaña

y quinua), combinando evidencia de corto y largo plazo para identificar mecanismos de ajuste y grados de vulnerabilidad o resiliencia frente al *shock* arancelario.

Como se mencionó previamente, con el fin de asegurar la validez estadística de las estimaciones y la confiabilidad de los resultados presentados en esta sección, se realizaron pruebas de diagnóstico posteriores a la estimación de los modelos VEC. La prueba LM de Breusch–Godfrey no detectó autocorrelación serial en los residuos en los modelos del estaño y la castaña, mientras que, en el caso de la quinua, se observaron valores significativos en los primeros rezagos que se disiparon por completo a partir del tercer rezago, un patrón habitual en series mensuales con alta persistencia y que no compromete la validez del modelo.

Por su parte, la prueba de Jarque–Bera adaptada para sistemas VEC rechazó la hipótesis de normalidad en todas las ecuaciones de los tres sistemas, un resultado esperado dada la presencia de *shocks* y volatilidad en las series macroeconómicas mensuales, y que no afecta la consistencia de las estimaciones. Finalmente, las raíces inversas del polinomio autorregresivo se ubicaron dentro del círculo unitario en los tres modelos, lo que confirma su estabilidad dinámica y la pertinencia de las relaciones

de equilibrio identificadas<sup>2</sup>. En conjunto, estas verificaciones respaldan la robustez interna de los modelos y refuerzan la interpretación de los resultados presentados a continuación.

### 3.1. Estaño

Los resultados para el caso del estaño revelan que el volumen exportado

presenta estacionariedad, motivo por el cual se excluye de la estimación de largo plazo a fin de preservar la consistencia del modelo<sup>3</sup>. Aun así, el sistema muestra una estructura cointegrada robusta entre el precio de exportación, el tipo de cambio real bilateral con Estados Unidos, la producción industrial estadounidense y el nivel arancelario.

Tabla 2. Prueba de cointegración de Johansen

| Hipótesis nula ( $r \leq$ ) | Eigen valor | Estadístico Traza | Valor crítico (5%) |
|-----------------------------|-------------|-------------------|--------------------|
| 0                           | —           | 73.93             | 47.21              |
| 1                           | 0.1315      | 31.34             | 29.68              |
| 2                           | 0.0655      | 10.88*            | 15.41              |
| 3                           | 0.0279      | 2.33              | 3.76               |
| 4                           | 0.0077      | —                 | —                  |

Nota: El asterisco indica que no se rechaza la hipótesis nula al 5%.  
Fuente: Elaboración propia

Como se observa en la Tabla 2, el test de cointegración de Johansen confirma la existencia de dos relaciones de equilibrio de largo plazo, lo que sugiere una interacción estructural estable entre las variables del sistema. Esto implica que el precio del estaño no evoluciona de forma aislada, sino que

responde a un conjunto de determinantes interdependientes que integran factores reales y nominales. La presencia de cointegración evidencia que el mercado incorpora gradualmente los efectos de los *shocks* externos, ajustándose hacia equilibrios estables tras perturbaciones persistentes.

2 Ver Anexos  
3 Ver Anexos

Tabla 3. Estimaciones de corto plazo del modelo de corrección de errores para el estaño

| Variable dependiente                        | Variable explicativa | Coefficiente | p-valor |
|---------------------------------------------|----------------------|--------------|---------|
| $\Delta lp$ (precio)                        | $\Delta lp$          | 0.364        | 0.000   |
|                                             | $\Delta ltcr$        | -0.191       | 0.697   |
|                                             | $\Delta lipi$        | 0.696        | 0.018   |
|                                             | $\Delta lara$        | 0.078        | 0.633   |
| $\Delta ltcr$ (tipo cambio)                 | $\Delta lp$          | 0.004        | 0.444   |
|                                             | $\Delta ltcr$        | 0.375        | 0.000   |
|                                             | $\Delta lipi$        | 0.016        | 0.606   |
|                                             | $\Delta lara$        | -0.024       | 0.168   |
| $\Delta lipi$ (actividad industrial EE.UU.) | $\Delta lp$          | 0.016        | 0.128   |
|                                             | $\Delta ltcr$        | 0.055        | 0.566   |
|                                             | $\Delta lipi$        | 0.185        | 0.001   |
|                                             | $\Delta lara$        | -0.043       | 0.170   |
| $\Delta lara$ (aranceles)                   | $\Delta lp$          | -0.003       | 0.885   |
|                                             | $\Delta ltcr$        | 0.170        | 0.344   |
|                                             | $\Delta lipi$        | -0.089       | 0.412   |
|                                             | $\Delta lara$        | 0.010        | 0.871   |

Fuente: Elaboración propia

El análisis de corto plazo muestra que el precio del estaño exhibe una inercia significativa, con un coeficiente autorregresivo positivo (0.364,  $p<0.01$ ), lo cual indica persistencia en la formación de precios. La actividad industrial estadounidense también ejerce un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre el precio (0.696,  $p<0.05$ ), lo que confirma la fuerte dependencia del sector

exportador boliviano respecto de la demanda externa.

En contraste, ni el tipo de cambio real ni los aranceles presentan efectos significativos inmediatos, lo que sugiere que sus impactos se manifiestan con rezagos temporales más largos o mediante mecanismos estructurales que no operan en el corto plazo. El tipo de cambio muestra

persistencia autorregresiva, y la actividad industrial mantiene autocorrelación positiva, reforzando la idea de ajustes graduales más que respuestas abruptas. En conjunto, los resultados

confirman que las fluctuaciones de corto plazo son dominadas por factores de demanda externa y rigideces internas de precios.

Tabla 4. Estimaciones de largo plazo del modelo de corrección de errores para el estaño

| Variable dependiente                        | ECT1 Coef. | p-valor ECT1 | ECT2 Coef. | p-valor ECT2 | R <sup>2</sup> | p(x <sup>2</sup> ) global |
|---------------------------------------------|------------|--------------|------------|--------------|----------------|---------------------------|
| $\Delta p$ (precio)                         | -0.223     | 0.000        | -0.004     | 0.878        | 0.167          | 0.000                     |
| $\Delta ltr$ (tipo cambio)                  | -0.021     | 0.192        | -0.111     | 0.000        | 0.394          | 0.000                     |
| $\Delta lipi$ (actividad industrial EE.UU.) | -0.075     | 0.023        | 0.015      | 0.694        | 0.077          | 0.001                     |
| $\Delta lara$ (aranceles)                   | -0.011     | 0.703        | 0.035      | 0.124        | 0.018          | 0.604                     |

Nota: ECT = término de corrección del error.  
Fuente: Elaboración propia

Los coeficientes de los términos de corrección del error confirman la existencia de mecanismos convergentes hacia el equilibrio. El coeficiente del primer término (ECT1) para el precio es negativo y altamente significativo (-0.223,  $p < 0.01$ ), lo que indica que el precio del estaño tiende a corregir las desviaciones respecto de su relación de equilibrio. Este hallazgo sugiere la presencia de una estructura de precios autorregulada, donde los *shocks* son absorbidos progresivamente en el tiempo.

En cambio, el segundo término (ECT2) para el precio no es significativo, lo que implica que la segunda relación cointegrante no ejerce un efecto relevante en la corrección del precio. Para el tipo de cambio real, el ECT1 no resulta significativo, pero el ECT2 sí (-0.111,  $p < 0.01$ ), lo cual sugiere que el tipo de cambio actúa como variable de ajuste frente a perturbaciones que afectan el equilibrio estructural del sistema. Finalmente, la actividad industrial de Estados Unidos muestra un ajuste significativo en la primera relación cointegrante, lo que refuerza su papel como variable

de referencia del equilibrio de largo plazo.

Los aranceles, en cambio, no presentan coeficientes significativos en ninguno de los términos de corrección, lo que indica que su influencia estructural es indirecta o mediada por

otras variables, posiblemente por la vía de precios y expectativas de exportadores. El ajuste de largo plazo, por tanto, se explica principalmente por la interacción entre precio, tipo de cambio y demanda externa, no por la política comercial en sí misma.

Tabla 5. Ecuaciones de cointegración normalizadas

| Cointegración | Variable normalizada | ltcr Coef. | lipi Coef. | lara Coef. | Constante |
|---------------|----------------------|------------|------------|------------|-----------|
| ECT1          | lp = 1               | —          | -1.161ns   | 2.493***   | 13.847    |
| ECT2          | ltcr = 1             | —          | 1.761***   | -1.330***  | -18.376   |

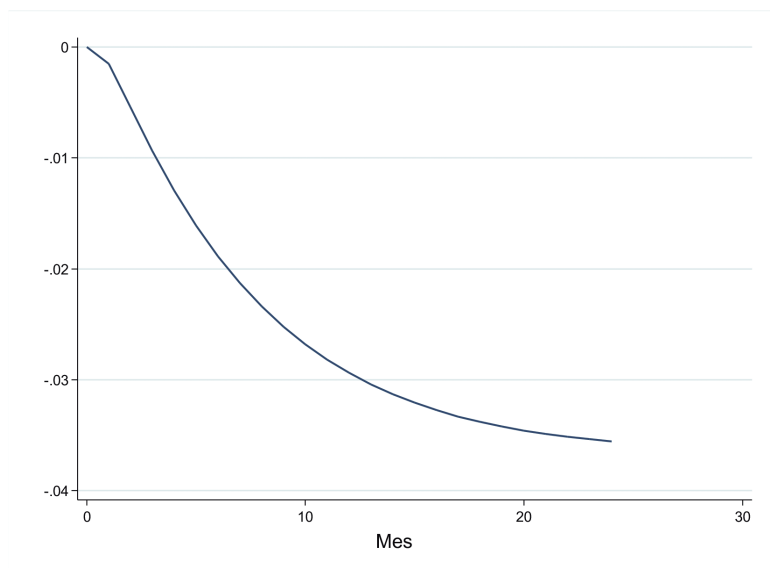
Nota: Significancia: \*\*\*  $p < 0.01$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; ns = no significativo  
Fuente: Elaboración propia

La Tabla 5 presenta las ecuaciones de cointegración normalizadas. En la primera, donde el precio del estaño se fija como variable de referencia, el coeficiente positivo y significativo de los aranceles (2.493,  $p < 0.01$ ) indica una asociación directa entre incrementos arancelarios y aumentos en el precio de equilibrio. Este resultado no implica causalidad, sino un ajuste conjunto de precios y costos de exportación: frente a un aumento arancelario, los exportadores internalizan el *shock* mediante precios más altos, compensando parcialmente las pérdidas de ingreso real.

En la segunda relación, el tipo de cambio real se normaliza como variable de referencia. La actividad

industrial estadounidense presenta un coeficiente positivo y significativo (1.761,  $p < 0.01$ ), mientras que los aranceles aparecen con signo negativo (-1.330,  $p < 0.01$ ). Esto sugiere que un incremento arancelario tiende a apreciar el tipo de cambio real, reduciendo la competitividad de las exportaciones bolivianas, coherente con la hipótesis de que las medidas proteccionistas estadounidenses restringen el margen de ajuste externo de economías pequeñas.

El análisis dinámico mediante funciones impulso-respuesta confirma los efectos anteriores. Un aumento puntual del arancel estadounidense genera una caída acumulada del precio percibido por los exportadores

**Gráfico 1. Respuesta del precio de exportación boliviana de estaño al incremento del arancel estadounidense**

Fuente: Elaboración propia

bolivianos de aproximadamente 3.5% en un horizonte de dos años, sin señales claras de reversión. La magnitud y persistencia del efecto evidencian la marcada rigidez del sector estañífero frente a *shocks* externos, reflejo de su escasa diversificación productiva y de la limitada capacidad de ajuste o sustitución de mercados.

Estos resultados, interpretados desde el enfoque geoeconómico, revelan una vulnerabilidad estructural del sector estañífero boliviano ante decisiones de política comercial de Estados Unidos. Los ajustes de precios y tipo de cambio muestran que el país absorbe los costos de las

medidas proteccionistas, sin capacidad de trasladarlos plenamente al mercado internacional. En otras palabras, los aranceles funcionan como mecanismos de transferencia de renta desde exportadores periféricos hacia consumidores y productores de economías centrales.

Desde una perspectiva de política pública, este comportamiento refuerza la necesidad de estrategias de diversificación geográfica y productiva, así como de una mayor proyección diplomática y técnica en foros comerciales multilaterales. La respuesta prolongada a los *shocks* arancelarios sugiere que, en ausencia de cambios estructurales, la dependencia de la

demanda externa continuará siendo un factor crítico para la estabilidad del sector.

3.2. Castaña

Al igual que en el caso del estaño, las pruebas de estacionariedad (ADF) aplicadas a las variables en niveles y primeras diferencias confirmaron

que todas las series —excepto las exportaciones de castaña— son no estacionarias en niveles pero estacionarias en primeras diferencias<sup>4</sup>. En consecuencia, las variables se clasifican como integradas de orden uno, I(1), lo cual permite la aplicación de la metodología de cointegración de Johansen.

Tabla 6. Prueba de cointegración de Johansen

| Hipótesis nula ( $r \leq$ ) | Eigen valor | Estadístico Traza | Valor crítico (5%) |
|-----------------------------|-------------|-------------------|--------------------|
| 0                           | —           | 60.64             | 47.21              |
| 1                           | 0.1132      | 24.38*            | 29.68              |
| 2                           | 0.0549      | 7.31              | 15.41              |
| 3                           | 0.0233      | 0.19              | 3.76               |
| 4                           | 0.0006      | —                 | —                  |

Nota: El asterisco indica que no se rechaza la hipótesis nula al 5%.  
Fuente: Elaboración propia

El test de cointegración revela la existencia de una única relación de equilibrio de largo plazo entre el precio real de la castaña, el tipo de cambio real, la producción industrial estadounidense y los aranceles. Este hallazgo sugiere que, pese a la volatilidad de corto plazo, las variables mantienen un vínculo estructural estable en el tiempo, consistente con los

fundamentos del comercio exterior boliviano.

Los resultados del modelo de corto plazo muestran que no existen efectos significativos inmediatos de los cambios arancelarios sobre el precio de exportación de la castaña. Tampoco se observan impactos relevantes de las demás variables explicativas, lo que sugiere que las fluctuaciones

4 Ver Anexos



Tabla 7. Estimaciones de corto plazo del modelo de corrección de errores para la castaña

| Variable dependiente                           | Variable explicativa | Coefficiente | Desviación estándar | p-valor |
|------------------------------------------------|----------------------|--------------|---------------------|---------|
| $\Delta p$ (precio)                            | $\Delta p$           | -0.0521      | 0.0579              | 0.369   |
|                                                | $\Delta l_{tcr}$     | -0.1532      | 0.7903              | 0.846   |
|                                                | $\Delta l_{ipi}$     | 0.4196       | 0.4864              | 0.388   |
|                                                | $\Delta l_{ara}$     | 0.7229       | 0.5137              | 0.159   |
| $\Delta l_{tcr}$ (tipo cambio)                 | $\Delta p$           | -0.0052      | 0.0039              | 0.183   |
|                                                | $\Delta l_{tcr}$     | 0.4192       | 0.0530              | 0.000   |
|                                                | $\Delta l_{ipi}$     | 0.0172       | 0.0326              | 0.598   |
|                                                | $\Delta l_{ara}$     | 0.0193       | 0.0345              | 0.575   |
| $\Delta l_{ipi}$ (actividad industrial EE.UU.) | $\Delta p$           | 0.0057       | 0.0068              | 0.404   |
|                                                | $\Delta l_{tcr}$     | -0.0393      | 0.0926              | 0.671   |
|                                                | $\Delta l_{ipi}$     | 0.2243       | 0.0570              | 0.000   |
|                                                | $\Delta l_{ara}$     | 0.0227       | 0.0602              | 0.706   |
| $\Delta l_{ara}$ (aranceles)                   | $\Delta p$           | 0.0038       | 0.0066              | 0.558   |
|                                                | $\Delta l_{tcr}$     | 0.0169       | 0.0896              | 0.851   |
|                                                | $\Delta l_{ipi}$     | -0.0098      | 0.0552              | 0.859   |
|                                                | $\Delta l_{ara}$     | 0.0042       | 0.0583              | 0.943   |

Fuente: Elaboración propia

a corto plazo responden más a dinámicas inerciales y factores exógenos—como condiciones climáticas o volúmenes de cosecha—que a variables macroeconómicas o comerciales.

En cambio, el tipo de cambio real exhibe una fuerte inercia autorregresiva (coeficiente 0.419,  $p < 0.01$ ), indicando persistencia en su trayectoria,

mientras que la actividad industrial estadounidense también muestra autocorrelación positiva, coherente con su carácter cíclico. Por su parte, los aranceles no presentan dinámica propia ni responden a las demás variables del sistema, confirmando su naturaleza exógena dentro del modelo y su dependencia de decisiones políticas o contextos internacionales.

En conjunto, estos resultados reflejan un sistema de corto plazo con respuestas limitadas, en el que las variables internas y externas actúan de forma autónoma o con rezagos prolongados. La ausencia de efectos inmediatos del arancel refuerza la idea de que su impacto opera a través de mecanismos acumulativos y de largo horizonte.

Tabla 8. Estimaciones de largo plazo del modelo de corrección de errores para la castaña

| Variable dependiente                   | ECT1 Coef. | p-valor ECT1 | R <sup>2</sup> | p(x <sup>2</sup> ) global |
|----------------------------------------|------------|--------------|----------------|---------------------------|
| Δlp (precio)                           | -0.000008  | 0.705        | 0.012          | 0.730                     |
| Δlctr (tipo de cambio real)            | -0.000007  | 0.000        | 0.358          | 0.000                     |
| Δlipi (actividad industrial de EE.UU.) | -0.000008  | 0.001        | 0.084          | 0.0001                    |
| Δlara (aranceles)                      | -0.000003  | 0.262        | 0.011          | 0.780                     |

Nota: Significancia: \*\*\* p < 0.01; \*\* p < 0.05; ns = no significativo

Fuente: Elaboración propia

El análisis de los términos de corrección del error indica que el precio de la castaña no presenta ajuste significativo, evidenciando que no responde sistemáticamente ante desviaciones del equilibrio de largo plazo. En contraste, el tipo de cambio real muestra un coeficiente negativo y altamente significativo, lo que confirma su papel como variable de ajuste dentro del sistema. De modo similar, la actividad industrial de Estados Unidos también ajusta con menor intensidad, lo que refleja que su comportamiento está parcialmente

determinado por la relación estructural identificada.

Los aranceles, en cambio, no presentan evidencia de ajuste significativo, lo que sugiere que sus variaciones no obedecen a una lógica de corrección endógena, sino a decisiones unilaterales del socio comercial. Esta lectura es coherente con la interpretación geoeconómica del modelo: los aranceles actúan como instrumentos externos de presión, más que como variables de equilibrio económico.

Tabla 9. Ecuación de cointegración normalizadas

| Cointegración | Variable normalizada | ltcr Coef. | lipi Coef.  | lara Coef.  | Constante |
|---------------|----------------------|------------|-------------|-------------|-----------|
| ECT1          | lp = 1               | -903.419** | 7935.568*** | 5468.734*** | -14345.85 |

Nota: Significancia: \*\*\*  $p < 0.01$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; ns = no significativo

Fuente: Elaboración propia

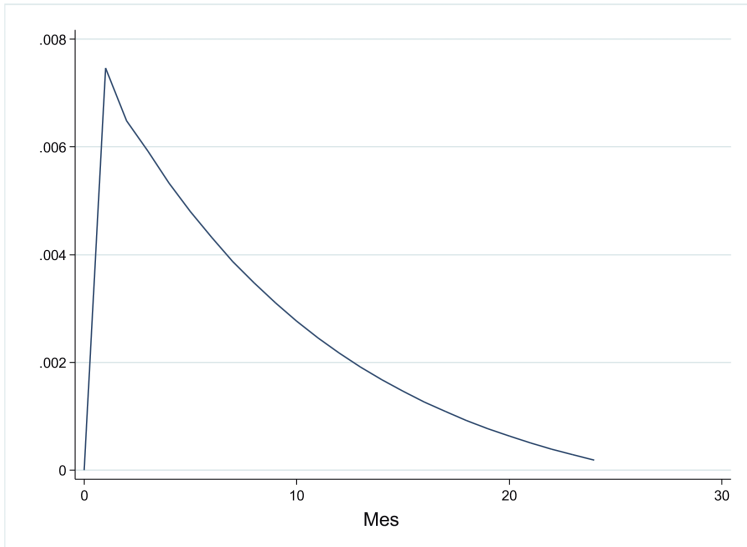
La ecuación de cointegración normalizada describe la relación de largo plazo entre el precio de la castaña y sus determinantes. El coeficiente negativo y significativo del tipo de cambio real indica que una apreciación real se asocia a mayores precios de exportación, posiblemente porque refleja un contexto de mayor ingreso interno o de encarecimiento de costos relativos que se trasladan al precio internacional.

Por su parte, el coeficiente positivo de la producción industrial estadounidense ( $p < 0.01$ ) sugiere que una expansión de la demanda externa impulsa los precios de la castaña, consistente con su inserción en mercados de consumo diferenciado, como los de alimentos naturales, orgánicos y de alto valor agregado. Finalmente, el coeficiente positivo y significativo de los aranceles refleja que, en el largo plazo, los aumentos arancelarios tienden a coexistir con incrementos en el precio de exportación. Este resultado puede deberse a una reacción endógena del mercado, en la cual

los precios internacionales absorben los costos de la política comercial, o bien a un efecto simultáneo de condiciones de oferta restringida y demanda sostenida.

La función impulso-respuesta confirma que un *shock* positivo en los aranceles genera inicialmente una ligera elevación transitoria del precio. Este efecto, probablemente asociado a contratos vigentes o a rigideces en la oferta, se disipa en los periodos siguientes hasta revertirse parcialmente. La reacción final es neutral, lo que sugiere que el impacto arancelario no se consolida ni se transmite de forma duradera al precio.

En otras palabras, el mercado de la castaña muestra una resiliencia relativa frente a *shocks* arancelarios, aunque dicha estabilidad depende de factores externos —como la demanda de nicho o los mecanismos de certificación internacional— que no necesariamente garantizan sostenibilidad a largo plazo.

**Gráfico 2. Respuesta del precio de exportación boliviana de castaña al incremento del arancel estadounidense**

Fuente: Elaboración propia

Desde una perspectiva geoeconómica, el caso de la castaña ilustra un patrón de resistencia frágil dentro de la dependencia. A diferencia del estaño, donde los aranceles generan pérdidas sostenidas, el mercado de la castaña logra amortiguar parcialmente los efectos adversos gracias a su carácter especializado y su bajo grado de sustituibilidad. No obstante, esta aparente estabilidad encubre una vulnerabilidad estructural: la concentración de destinos (principalmente Estados Unidos) y la limitada capacidad de diversificación industrial hacen que el sector dependa de decisiones exógenas y fluctuaciones del poder comercial.

Los resultados sugieren que la competitividad de la castaña no depende de ventajas arancelarias, sino de estrategias de diferenciación y calidad, así como de la construcción de una política exterior que combine diplomacia comercial y sostenibilidad productiva. En este sentido, la castaña simboliza un caso intermedio en la estructura exportadora boliviana: ni tan vulnerable como el estaño, ni tan inmune como los productos con demanda inelástica, pero igualmente condicionado por la lógica de poder del comercio internacional.

### 3.3. Quinua

Las pruebas de raíces unitarias (ADF) confirman que todas las variables en niveles son no estacionarias y que sus primeras diferencias sí lo son<sup>5</sup>; por tanto, se consideran integradas de orden uno, I(1).

Tabla 10. Prueba de cointegración de Johansen

| Hipótesis nula ( $r \leq$ ) | Eigen valor | Estadístico Traza | Valor crítico (5%) |
|-----------------------------|-------------|-------------------|--------------------|
| 0                           | —           | 111.73            | 68.52              |
| 1                           | 0.1486      | 63.16             | 47.21              |
| 2                           | 0.1385      | 18.15 *           | 29.68              |
| 3                           | 0.0310      | 8.63              | 15.41              |
| 4                           | 0.0246      | 1.11              | 3.76               |
| 5                           | 0.0037      | —                 | —                  |

Nota: El asterisco indica que no se rechaza la hipótesis nula al 5%.  
Fuente: Elaboración propia

La prueba de Johansen identifica dos relaciones de equilibrio de largo plazo, lo que justifica la estimación de un VEC con dos vectores cointegrantes y dos rezagos, seleccionados mediante criterios de información.

Los resultados del sistema muestran que la cantidad exportada de quinua presenta un componente autorregresivo negativo y significativo (−0.2474,  $p < 0.01$ ): aumentos recientes en el volumen tienden a revertirse en el corto plazo, sugiriendo correcciones rápidas ante *shocks* transitorios (p. ej., cosechas o embarques puntuales). Además, el volumen responde positivamente al tipo de cambio real (6.1309,  $p < 0.05$ ): una depreciación (mayor competitividad) impulsa los envíos, coherente con la sensibilidad cambiaria de productos agroexportables.

Para el precio de la quinua, no se detectan efectos contemporáneos significativos de las variables explicativas, lo que sugiere que su formación en el corto plazo está más asociada a

5 Ver Anexos

Tabla 11. Estimaciones de corto plazo del modelo de corrección de errores para la quinua

| Variable dependiente                        | Variable explicativa | Coefficiente | p-valor |
|---------------------------------------------|----------------------|--------------|---------|
| $\Delta lq$ (cantidad exportada)            | $\Delta lq$          | -0.2474      | 0.000   |
|                                             | $\Delta lp$          | -0.1001      | 0.788   |
|                                             | $\Delta lter$        | 6.1309       | 0.044   |
|                                             | $\Delta lipi$        | -1.7845      | 0.316   |
|                                             | $\Delta lara$        | -0.8194      | 0.360   |
| $\Delta lp$ (precio)                        | $\Delta lq$          | -0.0052      | 0.564   |
|                                             | $\Delta lp$          | -0.0050      | 0.933   |
|                                             | $\Delta lter$        | -0.3341      | 0.491   |
|                                             | $\Delta lipi$        | -0.0648      | 0.820   |
|                                             | $\Delta lara$        | -0.0407      | 0.776   |
| $\Delta lter$ (tipo de cambio real)         | $\Delta lq$          | -0.0004      | 0.685   |
|                                             | $\Delta lp$          | 0.0008       | 0.902   |
|                                             | $\Delta lter$        | 0.3708       | 0.000   |
|                                             | $\Delta lipi$        | 0.0177       | 0.573   |
|                                             | $\Delta lara$        | 0.0209       | 0.185   |
| $\Delta lipi$ (actividad industrial EE.UU.) | $\Delta lq$          | -0.0035      | 0.055   |
|                                             | $\Delta lp$          | 0.0023       | 0.846   |
|                                             | $\Delta lter$        | 0.0722       | 0.459   |
|                                             | $\Delta lipi$        | 0.1918       | 0.001   |
|                                             | $\Delta lara$        | 0.0382       | 0.184   |
| $\Delta lara$ (aranceles)                   | $\Delta lq$          | -0.0060      | 0.102   |
|                                             | $\Delta lp$          | -0.0577      | 0.018   |
|                                             | $\Delta lter$        | -0.2124      | 0.284   |
|                                             | $\Delta lipi$        | 0.1041       | 0.370   |
|                                             | $\Delta lara$        | -0.0058      | 0.921   |

Fuente: Elaboración propia

factores idiosincráticos (calidad, certificaciones, temporalidad de contratos) o a rezagos más largos no capturados en la ventana inmediata. El tipo de cambio real exhibe inercia propia marcada (0.3708,  $p<0.01$ ), mientras que la

actividad industrial de EE. UU. muestra el patrón cíclico habitual (coeficiente autorregresivo positivo y significativo).

Finalmente, en la ecuación de aranceles aparece un resultado relevante: el precio tiene un efecto negativo y significativo sobre la variación arancelaria ( $-0.0577$ ,  $p<0.05$ ). Este hallazgo sugiere retroalimentación de política (endogeneidad): cambios recientes en el precio podrían estar asociados a ajustes

arancelarios (o a medidas comerciales correlacionadas) que responden al entorno de mercado, más que a *shocks* estrictamente exógenos.

En síntesis, la dinámica inmediata de la quinua está dominada por su propio ajuste y el canal cambiario; el impacto de la actividad industrial estadounidense y de los aranceles luce más retardado o indirecto en el horizonte mensual.

Tabla 12. Estimaciones de largo plazo del modelo de corrección de errores para la quinua

| Variable dependiente                       | ECT1    | p-valor | ECT2    | p-valor | R <sup>2</sup> | p(x <sup>2</sup> ) global |
|--------------------------------------------|---------|---------|---------|---------|----------------|---------------------------|
| $\Delta lq$ (volumen)                      | -0.250  | 0.000   | 0.179   | 0.000   | 0.235          | 0.000                     |
| $\Delta lp$ (precio)                       | 0.012   | 0.089   | -0.003  | 0.608   | 0.044          | 0.102                     |
| $\Delta ltr$ (tipo cambio real)            | -0.0017 | 0.031   | -0.0005 | 0.346   | 0.411          | 0.000                     |
| $\Delta lipi$ (actividad industria EE.UU.) | 0.0045  | 0.002   | -0.0034 | 0.001   | 0.086          | 0.001                     |
| $\Delta lara$ (aranceles)                  | 0.0049  | 0.097   | -0.0030 | 0.147   | 0.040          | 0.147                     |

Nota: ECT = término de corrección del error  
Fuente: Elaboración propia

La Tabla 12 indica que el volumen exportado exhibe un ajuste rápido y significativo ante desviaciones de equilibrio ( $ECT1=-0.250$ ,  $p<0.01$ ;  $ECT2=0.179$ ,  $p<0.01$ ), lo que apunta a mecanismos de corrección robustos en cantidades. El tipo de cambio real también corrige ( $ECT1=-0.0017$ ,  $p<0.05$ ), mientras que la actividad

industrial de EE. UU. muestra ajuste significativo con signo opuesto en ambos términos (consistente con su naturaleza cíclica y con múltiples canales de transmisión). Para precios y aranceles, los términos de corrección son estadísticamente débiles o marginales, sugiriendo que no lideran el retorno al equilibrio dentro

de las combinaciones cointegrantes estimadas.

La Tabla 13 reporta las ecuaciones de cointegración normalizadas. Con el volumen como variable de referencia (ECT1), se observa una relación positiva y significativa con el tipo de cambio real, la actividad industrial de EE. UU. y los aranceles. En términos de equilibrio, volúmenes

mayores coexisten con depreciaciones (más competitividad), demanda externa más fuerte y niveles arancelarios más altos. Este último resultado no implica causalidad directa; puede reflejar ajustes conjuntos en contextos de oferta restringida y demanda firme, o bien que los aranceles se mueven en sincronía con otras condiciones del mercado.

Tabla 13. Ecuaciones de cointegración normalizadas

| Cointegración | Variable normalizada | Ltr       | lipi      | lara      | Constante |
|---------------|----------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| ECT1          | lq = 1               | 9.776***  | 9.930***  | 5.462***  | -75.790   |
| ECT2          | lp = 1               | 12.226*** | 22.012*** | 12.240*** | -96.687   |

Nota: Significancia: \*\*\*  $p < 0.01$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; ns = no significativo  
Fuente: Elaboración propia

Por su parte, con el precio como referencia (ECT2), dicha variable guarda también relación positiva con los tres factores externos, coherente con un equilibrio en el que mejoras de demanda y condiciones cambiarias sostienen precios más altos, mientras que los aranceles capturan efectos de entorno (costos, escasez relativa, segmentación de mercados).

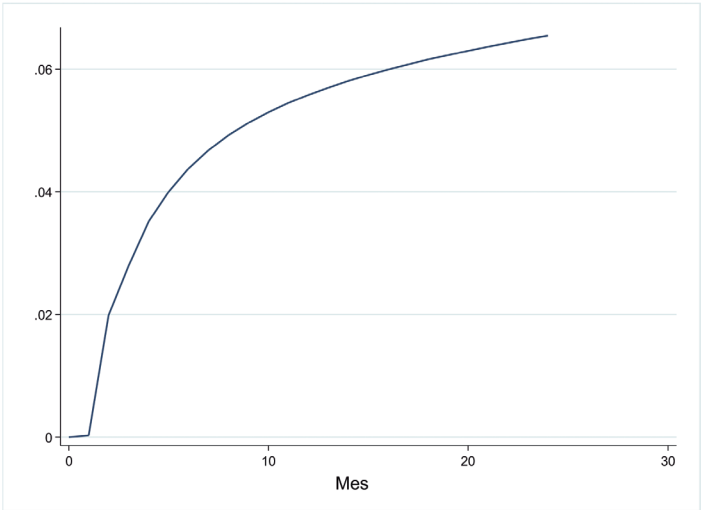
Las FIR para el volumen muestran nula reacción inicial y un efecto positivo acumulado que se vuelve visible desde el segundo mes, alcanza un punto de inflexión alrededor del

sexto mes y se desacelera después. A los 24 meses, el impacto total ronda 0.0655 (log), indicando un aumento moderado y persistente del volumen. La lectura plausible es de adaptación: contratos, certificaciones y redes comerciales permiten reacomodar cantidades frente al *shock* arancelario.

Para el precio, la respuesta es más suave y gradual: casi nula (o levemente negativa) al inicio y positiva de baja magnitud hacia el mes 24 ( $\approx 0.0207$  en log). El sistema parece amortiguar el traslado del *shock* a precios (posible combinación de

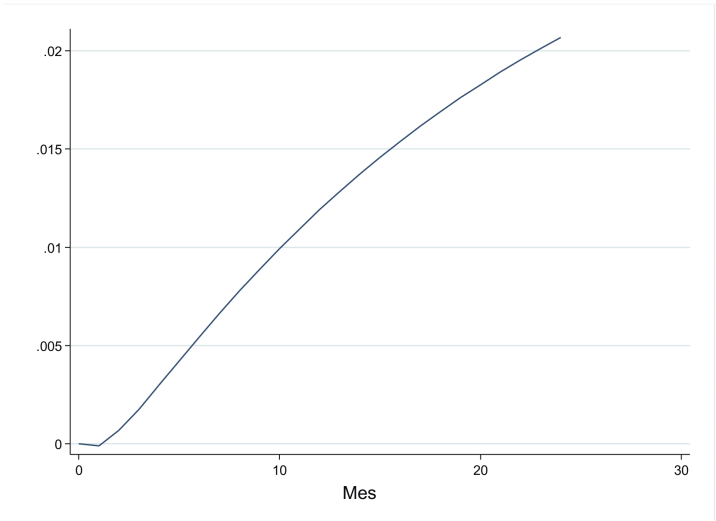


**Gráfico 3. Respuesta del volumen de exportación boliviana de quinua al incremento del arancel estadounidense**



Fuente: Elaboración propia

**Gráfico 4. Respuesta del precio de exportación boliviana de quinua al incremento del arancel estadounidense**



Fuente: Elaboración propia

rigideces de oferta, poder de negociación de compradores y segmentación de nichos).

A diferencia del estaño, la quinua exhibe resiliencia relativa: el ajuste de cantidades domina el retorno al equilibrio, mientras que precios y aranceles tienen un papel más subordinado

en la dinámica de largo plazo. Desde una óptica geoeconómica, esto sugiere que el sector absorbe *shocks* de política comercial principalmente vía volumen, apoyado en diferenciación de producto (calidad, orgánico, denominaciones) y en costos hundidos de acceso a nichos.

#### 4. DISCUSIÓN

Los resultados permiten interpretar los efectos del reciente aumento arancelario estadounidense desde una doble perspectiva: como *shock* económico que altera precios y cantidades en el corto plazo y como mecanismo de poder geoeconómico que reconfigura relaciones estructurales de largo plazo. Esta lectura integrada es coherente con la evidencia derivada del modelo VEC y con los enfoques teóricos de geoeconomía, dependencia y economía política internacional.

En primer lugar, las estimaciones muestran que los aranceles generan ajustes transitorios visibles en precios FOB y, en algunos casos, en los volúmenes exportados. Aunque algunos signos de corto plazo parecen contrarios a la predicción estándar de la teoría del comercio internacional, estos resultados se explican por características propias de mercados pequeños y primario-exportadores: rigideces de oferta, contratos

preexistentes, inventarios y mecanismos de transmisión incompleta. Las funciones impulso-respuesta capturan precisamente estas dinámicas de ajuste temporal, que no representan efectos permanentes sino trayectorias previas al restablecimiento del equilibrio de largo plazo.

En segundo lugar, los vectores de cointegración evidencian relaciones estables entre precios, tipo de cambio real y actividad industrial estadounidense, lo cual sugiere que la inserción boliviana en estos mercados continúa condicionada por factores externos más amplios que los cambios arancelarios específicos. Este patrón refuerza la noción de dependencia estructural: las variables externas mantienen un rol predominante en la dinámica exportadora, incluso en ausencia de *shocks* de política comercial.

Asimismo, se observa una marcada heterogeneidad sectorial. Mientras el estaño exhibe una dinámica

más consistente con la teoría comercial en el mediano plazo, la castaña y la quinua muestran relaciones de equilibrio determinadas casi exclusivamente por variables de precios, reflejando estructuras productivas diferenciadas, mayores limitaciones de oferta y distintos grados de inserción en cadenas globales de valor. Esta heterogeneidad confirma que los efectos de los aranceles estadounidenses no pueden analizarse de forma agregada, sino en función de trayectorias sectoriales específicas.

No obstante, los elementos externos no son los únicos que moldean esta dinámica. Diversos elementos internos han contribuido a ampliar esta exposición: episodios de nacionalización, deterioro institucional, incertidumbre jurídica y, especialmente, la decisión soberana de no renovar el ATPDEA. Aunque estos fenómenos no forman parte del modelo econométrico estimado ni son susceptibles de ser incorporados en un marco VEC, sí configuran el entorno estructural dentro del cual los *shocks* arancelarios operan. En este sentido, los resultados deben interpretarse como parte de una dinámica en la que se superponen vulnerabilidades internas y presiones externas.

La perspectiva geoeconómica permite articular estas dimensiones. Si bien el modelo no identifica causalidad en sentido estricto, los patrones observados son consistentes con la

idea de que los aranceles funcionan también como instrumentos de presión política dentro de una relación bilateral históricamente tensionada. En un contexto de alta concentración exportadora y restricciones institucionales, incluso incrementos moderados en los aranceles pueden traducirse en vulnerabilidad estratégica, reforzando la asimetría en la relación Bolivia–Estados Unidos.

Finalmente, los resultados sugieren que la política pública debe abordar simultáneamente las dimensiones económicas y estratégicas del comercio exterior. La prevalencia de relaciones estructurales de largo plazo resalta la necesidad de diversificar mercados, mejorar la calidad institucional y fortalecer instrumentos de diplomacia económica que permitan reducir la exposición a decisiones unilaterales externas.

En conjunto, la evidencia respalda la pertinencia del enfoque mixto adoptado. El modelo VEC permitió cuantificar las relaciones dinámicas entre las variables, mientras que la lectura geoeconómica y estructural aporta un marco interpretativo para situar estos resultados en el contexto de las relaciones de poder que caracterizan al comercio internacional contemporáneo.

## 5. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES DE POLÍTICA PÚBLICA

### 5.1. Conclusiones Generales

Los resultados de este estudio confirman que las relaciones comerciales entre Bolivia y Estados Unidos están profundamente determinadas por factores de poder, intereses estratégicos y decisiones de orden político, lo que impide analizarlas únicamente desde una lógica técnica o económica. En un contexto de creciente instrumentalización del comercio por parte de las potencias, las decisiones arancelarias se consolidan como herramientas de presión geoeconómica, cuyos efectos sobre países con baja capacidad de negociación —como Bolivia— resultan especialmente significativos.

La evidencia empírica muestra que la imposición de aranceles tiene un impacto negativo y persistente sobre sectores clave de exportación, como el estaño y la castaña, con consecuencias más severas cuando la capacidad de respuesta interna es limitada. En cambio, el caso de la quinua refleja una resiliencia relativa, basada en su mayor diversificación y valor simbólico, aunque esta resistencia podría erosionarse ante eventuales cambios en la política comercial estadounidense o en el contexto global.

En conjunto, estos resultados permiten responder de manera directa a las proposiciones planteadas en la hipótesis general. En primer lugar, la heterogeneidad sectorial se confirma empíricamente: los efectos de los aranceles difieren significativamente entre el estaño, la castaña y la quinua, tanto por la estructura productiva de cada sector como por su posicionamiento en los mercados internacionales. En segundo lugar, el modelo VEC identifica patrones diferenciados entre los ajustes de corto plazo y las relaciones de equilibrio de largo plazo, mostrando que los aranceles no solo generan perturbaciones transitorias, sino que también influyen en la configuración estructural de los vínculos entre precios, cantidades y variables externas. De este modo, las estimaciones econométricas verifican las dos dimensiones centrales de la hipótesis formulada.

Estas constataciones refuerzan la idea de que el comercio internacional contemporáneo opera dentro de un campo de disputas geoeconómicas, donde la asimetría estructural de poder entre los actores define tanto las reglas del juego como los márgenes de acción de los países periféricos. En este marco, Bolivia enfrenta el desafío de superar una política comercial

reactiva y avanzar hacia una estrategia de inserción internacional activa, sustentada en la diversificación productiva, la industrialización de sus recursos y la construcción de capacidades estatales y diplomáticas capaces de anticipar escenarios adversos.

Aunque el estudio integra herramientas econométricas y un marco geoeconómico, es importante reconocer ciertas limitaciones que deben considerarse al interpretar los resultados. La disponibilidad de datos mensuales y la falta de información desagregada restringen la posibilidad de capturar con mayor precisión los mecanismos microeconómicos y contractuales que subyacen a las variaciones observadas. Asimismo, el modelo VEC permite identificar relaciones de equilibrio y ajustes dinámicos, pero no establece causalidad estructural ni incorpora posibles cambios de régimen asociados a transformaciones profundas en la política comercial o en el entorno institucional. En esta línea, futuras investigaciones podrían avanzar hacia diseños cuasi-experimentales, modelos estructurales o análisis sectoriales de mayor desagregación, que permitan esclarecer los canales específicos mediante los cuales factores externos y domésticos configuran la vulnerabilidad comercial boliviana.

En definitiva, las tensiones comerciales entre Bolivia y Estados Unidos son un reflejo de los desafíos

estructurales que enfrentan los países con menor peso relativo en el sistema internacional. La vulnerabilidad ya no se mide solo por el impacto económico de las medidas externas, sino por la habilidad política para responder con inteligencia estratégica. Comprender estas relaciones desde la perspectiva de la geoconomía permite no solo explicar los efectos diferenciales de las políticas arancelarias, sino también abrir el debate sobre cómo Bolivia puede repositionarse internacionalmente, fortaleciendo su autonomía económica y su capacidad real de incidencia en su inserción internacional.

## 5.2. Recomendaciones de Política Pública

A partir de los resultados obtenidos, es posible delinear algunas orientaciones de política pública que permitan a Bolivia reducir su vulnerabilidad estructural y fortalecer su capacidad de respuesta frente a medidas arancelarias externas. Dado que los efectos del *shock* arancelario se expresan de manera diferenciada entre sectores, estas recomendaciones deben comprenderse como parte de una estrategia integral que combine política productiva, fortalecimiento institucional y diplomacia económica.

En primer lugar, los hallazgos sugieren la necesidad de avanzar hacia una diversificación productiva más profunda, especialmente en aquellos

sectores donde los márgenes de maniobra son más reducidos. El caso del estaño evidencia la urgencia de una política industrial que impulse procesos de transformación aguas abajo, particularmente en segmentos tecnológicos o manufactureros que permitan capturar mayor valor agregado. La naturaleza altamente dependiente del sector hace que cualquier variación externa se traduzca en pérdidas significativas de ingresos, lo que refuerza la importancia de un tránsito gradual hacia formas de producción más complejas y menos expuestas al vaivén del mercado internacional.

La castaña, por su parte, requiere un enfoque que combine eficiencia productiva con inclusión social. Su vulnerabilidad de corto plazo sugiere que mejoras logísticas, tecnológicas y de certificación podrían amortiguar los efectos del proteccionismo externo. Al tratarse de un sector asociado a comunidades rurales, los impactos trascienden lo estrictamente económico y alcanzan dimensiones territoriales y sociales que deben ser consideradas en cualquier estrategia estatal. La consolidación de estándares de calidad, sistemas de trazabilidad y canales de comercialización más robustos puede contribuir tanto a la resiliencia económica como al fortalecimiento de las economías locales.

En lo que respecta a la quinua, los resultados muestran un margen

de resiliencia que puede ser aprovechado mediante una mayor diversificación geográfica y comercial. Su inserción en nichos diferenciados —orgánicos, éticos, gourmet— constituye una ventaja estratégica que podría potenciarse con políticas de promoción comercial más consistentes, acuerdos bilaterales específicos y programas de certificación internacional que refuercen su posicionamiento global.

Desde una perspectiva institucional, los resultados del modelo enfatizan la importancia de contar con mecanismos más sólidos de defensa comercial y monitoreo permanente de la política arancelaria estadounidense. La creación de instrumentos técnicos especializados —desde unidades de análisis arancelario hasta capacidades formales para la aplicación de mecanismos antidumping o salvaguardias— permitiría responder de manera más estructurada a shocks externos. Asimismo, la implementación de herramientas de gestión de riesgos, como seguros de exportación o fondos de estabilización sectorial, podría ayudar a mitigar la exposición de sectores especialmente vulnerables como la castaña o el estaño.

Finalmente, los resultados también indican la necesidad de fortalecer la diplomacia económica boliviana. En un escenario internacional donde los aranceles se han convertido en instrumentos explícitos de

poder, Bolivia requiere una política exterior orientada no solo a la resolución puntual de tensiones, sino a la construcción de alianzas estratégicas que incrementen su capacidad de negociación. La reactivación de espacios de diálogo técnico con Estados Unidos —incluso en un clima político complejo—, la coordinación de posiciones con países vecinos en el ámbito andino o amazónico, y la participación activa en foros multilaterales sobre comercio y cadenas de valor pueden contribuir a reequilibrar la asimetría estructural que caracteriza la relación bilateral.

En conjunto, estas orientaciones apuntan a transformar la vulnerabilidad revelada por los resultados empíricos en una oportunidad para redefinir la inserción internacional del país. Frente a un escenario global marcado por tensiones geoeconómicas crecientes, Bolivia necesita una estrategia que combine visión de largo plazo, coherencia institucional e inteligencia diplomática. Solo mediante un enfoque articulado será posible reducir la exposición a *shocks* externos y construir una capacidad de

respuesta soberana que fortalezca su posición en un entorno internacional cada vez más competitivo e incierto.

Declaración de roles de autoría

**Rodrigo Burgoa Terceros:** Conceptualización; Metodología; Investigación; Análisis formal; Redacción – borrador original; Redacción – revisión y edición.

**Amanda Alurralde Mariën:** Investigación; Curaduría de datos; Análisis formal; Redacción – borrador original.

Declaración de conflicto de interés

Los autores declaran que no existen conflictos de intereses que pudieran haber influido en la realización de esta investigación o en la preparación y publicación de este artículo.

Historia del artículo

**Recibido:** 15 de octubre de 2025.

**Aceptado:** 15 de diciembre de 2025.

## REFERENCIAS

- Amiti, M., Redding, S., y Weinstein, D. (2019). The impact of the 2018 tariffs on prices and welfare. *Journal of Economic Perspectives*, 33(4), 187–210. <https://doi.org/10.1257/jep.33.4.187>
- Baldwin, R. (2019). *The great convergence: Information technology and the new globalization*. Harvard University Press.

- Banco Central de Bolivia. (2025, mayo 12). *Cotizaciones oficiales del boliviano con relación al dólar estadounidense*. <https://www.bcb.gob.bo/tiposDeCambioHistorico/>
- Blackwill, R., y Harris, J. (2016). *War by other means: Geoeconomics and statecraft*. Harvard University Press.
- Blyde, J., Volpe, C., y Molina, D. (2014). *Fábricas sincronizadas: América Latina y el Caribe en la era de las cadenas globales de valor*. Inter-American Development Bank.
- Cardoso, F., y Faletto, E. (1969). *Dependencia y desarrollo en América Latina*. Siglo Veintiuno Editores.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL]. (2016). *Panorama de la inserción internacional de América Latina y el Caribe: La región frente a las tensiones de la globalización*. Naciones Unidas.
- Farrell, H., y Newman, A. (2019). Weaponized interdependence. *International Security*, 44(1), 42–79. [https://doi.org/10.1162/isec\\_a\\_00351](https://doi.org/10.1162/isec_a_00351)
- Farrell, H., y Newman, A. (2023). *Underground empire: How America weaponized the world economy*. Henry Holt and Company.
- Federal Reserve Bank of St. Louis. (2025, mayo 8). *Industrial production: Total index (INDPRO)*. <https://fred.stlouisfed.org/series/INDPRO>
- Freund, C., y Pierola, M. (2015). Export superstars. *The Review of Economics and Statistics*, 97(5), 1023–1032. <https://www.jstor.org/stable/43830293>
- Gallagher, K. (2015). *The China triangle: Latin America's China boom and the fate of the Washington consensus*. Oxford University Press.
- Gilpin, R. (2001). *Global political economy: Understanding the international economic order*. Princeton University Press.
- Giordano, P., y Michalczewsky, K. (2019). *Estimaciones de las tendencias comerciales de América Latina y el Caribe – Edición 2020*. Inter-American Development Bank.
- Gudynas, E. (2015). *Extractivismos: Ecología, economía y política de un modo de entender el desarrollo y la naturaleza*. CEDIB.
- Instituto Nacional de Estadística [INE]. (2025, abril 25). *Comercio exterior: Base de datos*. <https://www.ine.gob.bo/comex/>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Krugman, P., Obstfeld, M., y Melitz, M. (2018). *International economics: Theory and policy*. Pearson.
- Luttwak, E. (1990). From geopolitics to geo-economics: Logic of conflict, grammar of commerce. *The National Interest*, 20, 17–23. <https://www.jstor.org/stable/42894676>
- Malamud, A. (2019). Latin America and the world: Dependency, decoupling, dispersion. En M. Shifter y L. Chinchilla (Eds.), *Unfulfilled promises:*



- Latin America today* (pp. 101–120). Inter-American Dialogue.
- Observatorio de Complejidad Económica [OEC]. (2025, mayo 22). *Los datos comerciales que necesitas, cuando los necesitas*. <https://oec.world/es>
- Ocampo, J. A. (2020). Transformación productiva y desarrollo tecnológico. En *Misión de Sabios, Equidad, educación y desarrollo: Propuestas del Foco de Ciencias Sociales y Desarrollo Humano con Equidad* (Vol. 5, pp. 349–371). Vicepresidencia de la República y Ministerio de Ciencia, Tecnología e Innovación de Colombia.
- Organisation for Economic Co-operation and Development [OECD]. (2023). *Perspectivas económicas de América Latina 2023: Invirtiendo para un desarrollo sostenible*. OECD Publishing.
- Organisation for Economic Co-operation and Development [OECD]. (2025). *Trade in value added (TiVA) 2025 edition: Principal indicators*. <https://data-explorer.oecd.org/>
- Organización Mundial del Comercio [OMC]. (2025, abril 30). *Integrated database and consolidated tariff schedules*. <https://ttd.wto.org/en>
- Prebisch, R. (1950). *El desarrollo económico de América Latina y algunos de sus principales problemas*. Naciones Unidas.
- Russell, R., y Tokatlian, J. (2009). Modelos de política exterior y opciones estratégicas. *Revista CIDOB d'Afers Internacionals*, 85–86, 211–249.
- Sanahuja, J. A. (2018). Crisis de globalización, crisis de hegemonía: Un escenario de cambio estructural para América Latina y el Caribe. En A. Serbin (Ed.), *América Latina y el Caribe frente a un nuevo orden mundial: Poder, globalización y respuestas regionales* (pp. 37–68). Icaria Editorial.
- Strange, S. (1988). *States and markets*. Pinter Publishers.

6. ANEXO

6.1. Resultados complementarios de pruebas de estacionariedad, funciones impulso-respuesta y pruebas post-estimación para el estaño

Tabla 14. Pruebas de estacionariedad a variables en niveles y primeras diferencias

| Variable           | Estadístico ADF (niveles) | p-valor (niveles) | Estadístico ADF (1ª dif.) | p-valor (1ª dif.) | Conclusión |
|--------------------|---------------------------|-------------------|---------------------------|-------------------|------------|
| lq (export.)       | -8.624                    | 0.0000            | —                         | —                 | I(0)       |
| lp (precio)        | -1.952                    | 0.3082            | -9.993                    | 0.0000            | I(1)       |
| ltcr (tc real)     | -0.211                    | 0.9371            | -6.441                    | 0.0000            | I(1)       |
| lipi (prod EE.UU.) | -1.933                    | 0.3168            | -10.424                   | 0.0000            | I(1)       |
| lara (arancel)     | -1.182                    | 0.6815            | -9.998                    | 0.0000            | I(1)       |

Nota: I(0): Estacionaria en niveles. I(1): No estacionaria en niveles, estacionaria en primera diferencia.Fuente: Elaboración propia

Tabla 15. Respuesta del precio de exportación boliviana de estaño al incremento del arancel estadounidense

| Paso (meses) | Respuesta acumulada |
|--------------|---------------------|
| 0            | 0.000               |
| 1            | -0.0015             |
| 2            | -0.0054             |
| 3            | -0.0093             |
| 4            | -0.0129             |
| 5            | -0.0161             |

|    |         |
|----|---------|
| 6  | -0.0189 |
| 7  | -0.0213 |
| 8  | -0.0234 |
| 9  | -0.0252 |
| 10 | -0.0268 |
| 11 | -0.0282 |
| 12 | -0.0294 |
| 13 | -0.0304 |
| 14 | -0.0313 |
| 15 | -0.0321 |
| 16 | -0.0328 |
| 17 | -0.0333 |
| 18 | -0.0338 |
| 19 | -0.0342 |
| 20 | -0.0346 |
| 21 | -0.0349 |
| 22 | -0.0352 |
| 23 | -0.0354 |
| 24 | -0.0356 |

Fuente: Elaboración propia

Tabla 16. Prueba LM de autocorrelación de los residuos del modelo VEC

| Rezago | Chi-cuadrado | p-valor |
|--------|--------------|---------|
| 1      | 20.6708      | 0.19152 |
| 2      | 23.9135      | 0.09141 |
| 3      | 15.5627      | 0.48387 |
| 4      | 8.5374       | 0.93123 |

Nota: La hipótesis nula ( $H_0$ ) indica ausencia de autocorrelación. En todos los rezagos, los p-valores son superiores a 0.05, por lo que no se rechaza  $H_0$ .

Fuente: Elaboración propia

Tabla 17. Prueba Jarque-Bera de normalidad de los residuos del modelo VEC

| Ecuación | Chi-cuadrado | p-valor |
|----------|--------------|---------|
| D_lp     | 126.526      | 0.0000  |
| D_ltr    | 42.236       | 0.0000  |
| D_lipi   | 55,000       | 0.0000  |
| D_lara   | 1,000,000    | 0.0000  |
| Conjunto | 1,100,000    | 0.0000  |

Nota: La hipótesis nula ( $H_0$ ) establece que los residuos siguen una distribución normal. En todos los casos se rechaza  $H_0$  ( $p < 0.05$ ), resultado habitual en series macroeconómicas mensuales y que no invalida la estimación del VEC.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 18. Condición de estabilidad del modelo VEC (raíces modulares)

| Valor propio | Módulo   |
|--------------|----------|
| 1.0000000    | 1.000000 |
| 1.0000000    | 1.000000 |
| 0.9602372    | 0.960237 |
| 0.8751892    | 0.875189 |
| 0.4310576    | 0.431058 |
| 0.3777153    | 0.377715 |
| 0.1716551    | 0.171655 |
| -0.00237469  | 0.002375 |

Nota: La especificación VEC impone dos valores propios unitarios (módulo = 1), lo cual es consistente con la presencia de dos relaciones de cointegración en el sistema. El resto de los valores propios se encuentran dentro del círculo unitario, lo que confirma la estabilidad dinámica del modelo.

Fuente: Elaboración propia

6.2. Resultados complementarios de pruebas de estacionariedad, funciones impulso-respuesta y pruebas post-estimación para la castaña

Tabla 19. Pruebas de estacionariedad a variables en niveles y primeras diferencias

| Variable           | Estadístico ADF (niveles) | p-valor (niveles) | Estadístico ADF (1ª dif.) | p-valor (1ª dif.) | Conclusión* |
|--------------------|---------------------------|-------------------|---------------------------|-------------------|-------------|
| lq (export.)       | -8.624                    | 0.0000            | -                         | -                 | I(0)        |
| lp (precio)        | -1.952                    | 0.3082            | -9.993                    | 0.0000            | I(1)        |
| ltcr (tc real)     | -0.211                    | 0.9371            | -6.441                    | 0.0000            | I(1)        |
| lipi (prod EE.UU.) | -1.933                    | 0.3168            | -10.424                   | 0.0000            | I(1)        |
| lara (arancel)     | -1.182                    | 0.6815            | -9.998                    | 0.0000            | I(1)        |

Nota: I(0): Estacionaria en niveles. I(1): No estacionaria en niveles, estacionaria en primera diferencia. Fuente: Elaboración propia.

Tabla 20. Respuesta del precio de exportación boliviana de castaña al incremento del arancel estadounidense

| Paso | Respuesta acumulada |
|------|---------------------|
| 0    | 0.000000            |
| 1    | 0.007459            |
| 2    | 0.006483            |
| 3    | 0.005916            |
| 4    | 0.005331            |
| 5    | 0.004800            |
| 6    | 0.004315            |

|    |          |
|----|----------|
| 7  | 0.003874 |
| 8  | 0.003471 |
| 9  | 0.003102 |
| 10 | 0.002765 |
| 11 | 0.002457 |
| 12 | 0.002175 |
| 13 | 0.001917 |
| 14 | 0.001681 |
| 15 | 0.001466 |
| 16 | 0.001268 |
| 17 | 0.001088 |
| 18 | 0.000922 |
| 19 | 0.000771 |
| 20 | 0.000633 |
| 21 | 0.000506 |
| 22 | 0.000391 |
| 23 | 0.000285 |
| 24 | 0.000188 |

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 21. Prueba LM de autocorrelación de los residuos del modelo VEC

| Rezago | Chi-cuadrado | p-valor |
|--------|--------------|---------|
| 1      | 21.1462      | 0.1730  |
| 2      | 20.9193      | 0.1816  |
| 3      | 6.6547       | 0.9794  |
| 4      | 20.1632      | 0.2130  |

Nota: La hipótesis nula ( $H_0$ ) indica ausencia de autocorrelación. En todos los rezagos, los p-valores son superiores a 0.05, por lo que no se rechaza  $H_0$ . Fuente: Elaboración propia.

Tabla 22. Prueba Jarque-Bera de normalidad de los residuos del modelo VEC

| Ecuación | Chi-cuadrado | p-valor |
|----------|--------------|---------|
| D_lp     | 187.294      | 0.0000  |
| D_ltr    | 142.082      | 0.0000  |
| D_lipi   | 59,000       | 0.0000  |
| D_lara   | 900,000      | 0.0000  |
| Conjunto | 960,000      | 0.0000  |

Nota: La hipótesis nula ( $H_0$ ) establece que los residuos siguen una distribución normal. En todos los casos se rechaza  $H_0$  ( $p < 0.05$ ), resultado habitual en series macroeconómicas mensuales y que no invalida la estimación del VEC. Fuente: Elaboración propia.



Tabla 23. Condición de estabilidad del modelo VEC (raíces modulares)

| Valor propio | Módulo   |
|--------------|----------|
| 1.0000000    | 1.000000 |
| 1.0000000    | 1.000000 |
| 1.0000000    | 1.000000 |
| 0.9147858    | 0.914786 |
| 0.4019063    | 0.401906 |
| 0.2635362    | 0.263536 |
| -0.09167889  | 0.091679 |
| 0.03437731   | 0.034377 |

Nota: La especificación VEC impone tres valores propios unitarios (módulo = 1), lo cual es consistente con la presencia de dos relaciones de cointegración en el sistema. El resto de los valores propios se encuentran dentro del círculo unitario, lo que confirma la estabilidad dinámica del modelo. Fuente: Elaboración propia

6.3. Resultados complementarios de pruebas de estacionariedad.  
funciones impulso-respuesta y pruebas post-estimación para la quinua

Tabla 24. Pruebas de estacionariedad a variables en niveles  
y primeras diferencias

| Variable              | Estadístico<br>ADF (niveles) | p-valor<br>(niveles) | Estadístico<br>ADF (1ª dif.) | p-valor<br>(1ª dif.) | Conclusión |
|-----------------------|------------------------------|----------------------|------------------------------|----------------------|------------|
| lq (export.)          | -2.036                       | 0.2711               | -13.692                      | 0.0000               | I(1)       |
| lp (precio)           | -1.353                       | 0.6045               | -7.485                       | 0.0000               | I(1)       |
| ltcr (tc real)        | -0.211                       | 0.9371               | -6.441                       | 0.0000               | I(1)       |
| lipi (prod<br>EE.UU.) | -1.933                       | 0.3168               | -10.424                      | 0.0000               | I(1)       |
| lara (arancel)        | -1.631                       | 0.4668               | -10.000                      | 0.0000               | I(1)       |

Nota: I(1): No estacionaria en niveles, estacionaria en primera diferencia.  
Fuente: Elaboración propia.

Tabla 25. Respuesta del volumen de exportación boliviana de quinua al  
incremento del arancel estadounidense

| Paso (meses) | Respuesta acumulada |
|--------------|---------------------|
| 0            | 0.0000              |
| 1            | 0.0003              |
| 2            | 0.0199              |
| 3            | 0.0278              |
| 4            | 0.0352              |
| 5            | 0.0400              |

|    |        |
|----|--------|
| 6  | 0.0438 |
| 7  | 0.0468 |
| 8  | 0.0492 |
| 9  | 0.0513 |
| 10 | 0.0530 |
| 11 | 0.0545 |
| 12 | 0.0558 |
| 13 | 0.0570 |
| 14 | 0.0581 |
| 15 | 0.0590 |
| 16 | 0.0599 |
| 17 | 0.0608 |
| 18 | 0.0616 |
| 19 | 0.0623 |
| 20 | 0.0630 |
| 21 | 0.0637 |
| 22 | 0.0643 |
| 23 | 0.0649 |
| 24 | 0.0655 |

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 26. Respuesta del precio de exportación boliviana de quinua al incremento del arancel estadounidense

| Paso (meses) | Respuesta acumulada |
|--------------|---------------------|
| 0            | 0.0000              |
| 1            | -0.0001             |
| 2            | 0.0007              |
| 3            | 0.0018              |
| 4            | 0.0030              |
| 5            | 0.0042              |
| 6            | 0.0054              |
| 7            | 0.0066              |
| 8            | 0.0078              |
| 9            | 0.0089              |
| 10           | 0.0099              |
| 11           | 0.0109              |
| 12           | 0.0119              |
| 13           | 0.0128              |
| 14           | 0.0137              |
| 15           | 0.0146              |
| 16           | 0.0154              |

|    |        |
|----|--------|
| 17 | 0.0162 |
| 18 | 0.0169 |
| 19 | 0.0176 |
| 20 | 0.0183 |
| 21 | 0.0189 |
| 22 | 0.0195 |
| 23 | 0.0201 |
| 24 | 0.0207 |

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 27. Prueba LM de autocorrelación de los residuos del modelo VEC

| Rezago | Chi-cuadrado | p-valor |
|--------|--------------|---------|
| 1      | 47.3979      | 0.0044  |
| 2      | 51.4211      | 0.0014  |
| 3      | 27.8705      | 0.3139  |
| 4      | 12.1148      | 0.9856  |

Nota: La hipótesis nula (H0) indica ausencia de autocorrelación. La autocorrelación se detecta en los primeros dos rezagos; sin embargo, se disipa completamente a partir de lag 3, lo que mantiene la validez del modelo VEC. Fuente: Elaboración propia

Tabla 28. Prueba Jarque-Bera de normalidad de los residuos del modelo VEC

| Ecuación | Chi-cuadrado | p-valor |
|----------|--------------|---------|
| D_lq     | 31.662       | 0.0000  |
| D_lp     | 55.447       | 0.0000  |
| D_ltr    | 27.395       | 0.0000  |
| D_lpi    | 60,000       | 0.0000  |
| D_lara   | 930,000      | 0.0000  |
| Conjunto | 990,000      | 0.0000  |

Nota: La hipótesis nula (H<sub>0</sub>) establece que los residuos siguen una distribución normal. En todos los casos se rechaza H<sub>0</sub> (p < 0.05), resultado habitual en series macroeconómicas mensuales y que no invalida la estimación del VEC. Fuente: Elaboración propia.

Tabla 29. Condición de estabilidad del modelo VEC (raíces modulares)

| Valor propio            | Módulo   |
|-------------------------|----------|
| 1.0000000               | 1.000000 |
| 1.0000000               | 1.000000 |
| 1.0000000               | 1.000000 |
| 0.9543103               | 0.954310 |
| 0.7272521               | 0.727252 |
| -0.3193517              | 0.319352 |
| 0.3166065 + 0.03042803i | 0.318065 |
| 0.3166065 - 0.03042803i | 0.318065 |

|                            |          |
|----------------------------|----------|
| $-0.0031468 + 0.01584821i$ | 0.016158 |
| $-0.0031468 - 0.01584821i$ | 0.016158 |

Nota: La especificación VEC impone tres valores propios unitarios (módulo = 1), lo cual es consistente con la presencia de dos relaciones de cointegración en el sistema. El resto de los valores propios se encuentran dentro del círculo unitario, lo que confirma la estabilidad dinámica del modelo. Fuente: Elaboración propia

