

Fernando González Vigil y Pilar Obando Hirano (editores)

15

DOCUMENTO  
DE INVESTIGACIÓN

# Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2017

Sol Acuña Flores  
Renzo Gabriele Arfinengo Roda  
Diana Cáceres Atencio  
Diego Camacho Valencia Dongo  
Naara Cancino Díaz  
Luis Cruz Cóndor  
Mariano Fuster de Bracamonte  
Alejandra Guardia Muguruza  
Sandra Huaitalla Rosado  
Karen Huaringa Aliaga  
Cynthia Laura Eulogio  
Renzo Muñoz-Nájar Deza  
Rodrigo Ojeda del Arco Bautista  
Nicolle Pegot-Dgier Rodrigo  
Alonso Takamure Guibu  
Cristina Meykin Wong Tsang



FONDO  
EDITORIAL

UNIVERSIDAD DEL PACÍFICO

Fernando González Vigil y Pilar Obando Hirano (editores)

15

DOCUMENTO  
DE INVESTIGACIÓN

# Economía aplicada

Ensayos de investigación  
económica 2017

Sol Acuña Flores  
Renzo Gabriele Arfinengo Roda  
Diana Cáceres Atencio  
Diego Camacho Valencia Dongo  
Naara Cancino Díaz  
Luis Cruz Cóndor  
Mariano Fuster de Bracamonte  
Alejandra Guardia Muguruza  
Sandra Huaitalla Rosado  
Karen Huaranga Aliaga  
Cynthia Laura Eulogio  
Renzo Muñoz-Nájar Deza  
Rodrigo Ojeda del Arco Bautista  
Nicolle Pegot-Ogier Rodrigo  
Alonso Takamure Guibu  
Cristina Meykin Wong Tsang



FONDO  
EDITORIAL

UNIVERSIDAD DEL PACÍFICO

# Asimetría en la transmisión de precios agrícolas: el caso del arroz en el norte del Perú para el 2001-2016<sup>1</sup>

Renzo Muñoz-Nájar Deza  
Cristina Meykin Wong Tsang

## 1. Introducción

La pequeña agricultura todavía predomina en el Perú, y su producción se concentra en la agricultura tradicional como fuente clave de ingresos para esos hogares peruanos (Escobal, Fort, & Zegarra, 2015). El arroz cáscara es uno de los productos con más participación en el producto bruto agrícola nacional, con un 13,3% en 2016 (INEI, 2017). Pero el mercado de este producto presenta una oferta atomizada, con 100.000 productores de arroz a nivel nacional al año 2012 (Minagri, 2012), y, en la mayoría de los casos, la producción está condicionada al financiamiento provisto por los acopiadores y molineros (Salcedo & Stiglich, 2004).

La demanda local de arroz se abastece principalmente con producción local. Las importaciones de arroz procesado o blanqueado no superan el 10% de la oferta local, y la importación de arroz cáscara es casi nula. Cabe notar que el arroz es un producto sujeto al régimen peruano de franja de precios. Las partidas arancelarias bajo ese régimen incluyen al arroz procesado, pero no incluyen al arroz cáscara (Navarro & Flores, 2006).

De lo anterior, surge el interés por conocer hasta qué punto los mercados internacionales del arroz están relacionados con el local a través de la transmi-

---

<sup>1</sup> Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido en noviembre de 2017. Los autores agradecen al profesor Daniel de la Torre por su valiosa asesoría.

sión de precios. Los objetivos de nuestra investigación son dos. El primero es analizar, mediante datos mensuales por regiones para el período de diciembre de 2001 a marzo de 2016<sup>2</sup>, en qué medida los precios internacionales afectan los precios en chacra para los productores de arroz en el norte del Perú (en específico, en las regiones de San Martín, Piura, Lambayeque y La Libertad, principales productoras del arroz cáscara)<sup>3</sup>. El segundo, comprobar la posible existencia de una transmisión asimétrica en precios. Es decir, si los precios en chacra son más sensibles ante caídas de precios internacionales que ante incrementos, dependiendo de las condiciones del mercado.

Nuestra hipótesis de investigación es que hay una transmisión de precios significativa y los precios en chacra reaccionan más ante caídas que ante alzas en los precios internacionales. Esta hipótesis se respalda en la existencia de intermediarios con alto poder de negociación en el mercado del arroz. De modo que los agricultores actúan como tomadores de precios, y los aumentos de precios internacionales se reflejan poco en el precio que reciben.

La relevancia de analizar la asimetría en la transmisión de precios radica en que permite evaluar la necesidad de políticas orientadas a mejorar la competitividad del mercado y asegurar el beneficio de los productores. Según lo propuesto por McLaren (2015), las consecuencias de dicha asimetría pueden ser particularmente perjudiciales en países en vías de desarrollo, donde caídas de precios internacionales agravadas por la asimetría podrían incrementar la vulnerabilidad de pequeños agricultores a la pobreza.

Estudios especializados previos se han enfocado en comprobar la asimetría en la transmisión de precios de *commodities* agrícolas en diversos países. Sin embargo, el aporte de nuestra investigación radica en el limitado número de estudios académicos sobre el caso peruano del arroz cáscara. Asimismo, es el primer estudio peruano en aplicar las metodologías modelo de corrección de errores con *threshold* (TVECM) y modelo de vectores autorregresivos con *threshold* (TVAR) para evaluar dicha asimetría en el Perú durante el período 2001-2016.

## 2. Hechos estilizados

Para el período de diciembre de 2001 a marzo de 2016, se compara la evolución histórica del precio promedio internacional FOB con los precios en chacra

---

<sup>2</sup> No se pudo escoger un período de análisis más extenso debido a la carencia de datos por regiones peruanas antes de 2001. Y el período, hasta 2016, se explica por el año de realización de nuestra investigación (2017).

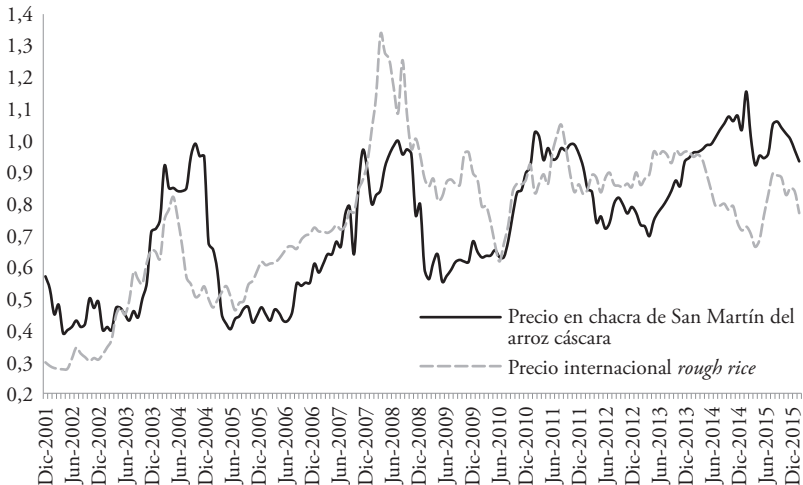
<sup>3</sup> Durante 2016, según datos del INEI, la región San Martín concentró el 22% de la producción nacional de arroz cáscara, seguida de Piura (19%), Lambayeque (13%) y La Libertad (11%). En el 90% de los casos, los productores de esas regiones cultivan en parcelas menores de 5 hectáreas (INEL, 2012).

recibidos por los agricultores en los departamentos de San Martín, Lambayeque, Piura y La Libertad<sup>4</sup>. En la figura 1, se observan similares trayectorias de precios, una correlación significativa y un alto poder explicativo del precio internacional sobre el precio en chacra, caracterizado por un rezago de un mes.

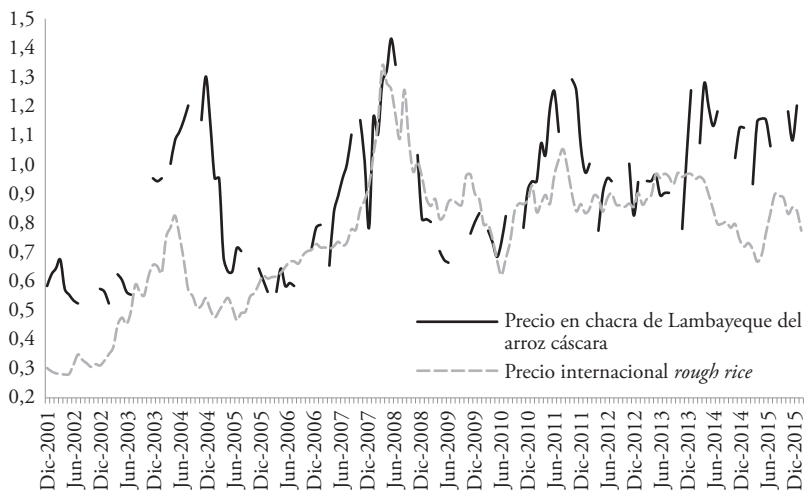
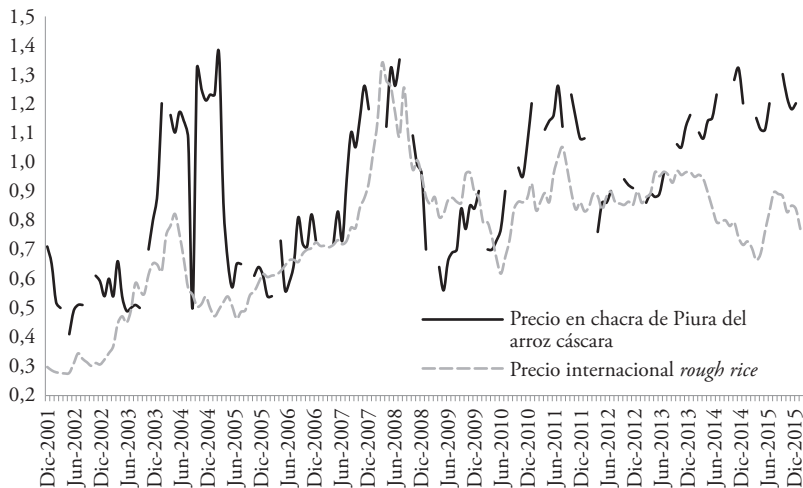
La cotización internacional del arroz tuvo una trayectoria ascendente entre 2005 y 2008, explicada principalmente por factores de oferta: pérdidas de producción por factores climáticos (caída en un 2% de la producción global de cereales en 2006) y la consecutiva reducción en existencias desde 2005. Esta alza se acentuó en abril de 2008, y alcanzó un máximo histórico en el último quinquenio, de S/ 1,34, un 114% superior al precio en abril de 2006 (Bloomberg, 2017). Algunos países aplicaron políticas para contrarrestar el efecto en los precios locales, como cuotas de exportación en China o eliminación de aranceles en Bolivia. Sin embargo, el Perú no aplicó cambios en política, al parecer porque suponía un bajo impacto de dicho evento en los precios locales del arroz (FAO, 2008). En este sentido, resulta interesante evaluar el impacto del precio internacional sobre el precio en chacra para la zona norte del Perú.

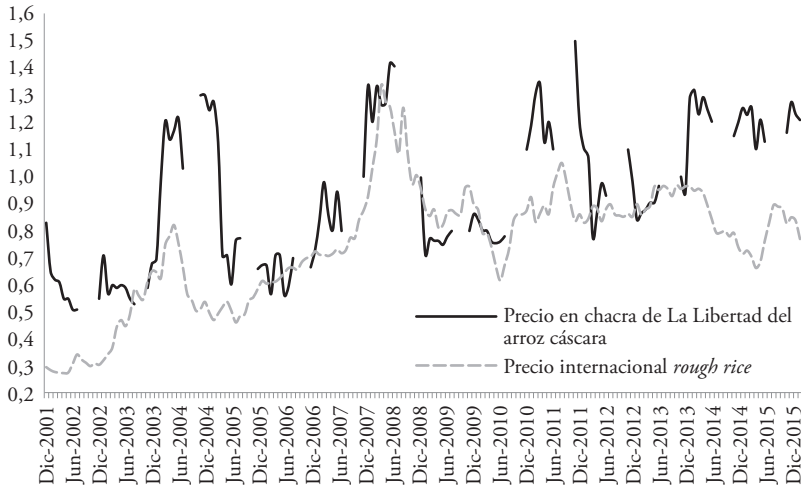
Figura 1

Evolución de precios de arroz en cáscara en el norte del Perú y del precio internacional, diciembre de 2001 – marzo de 2016 (soles por kilogramo).



<sup>4</sup> La producción de arroz cáscara en la Costa está determinada por la campaña de siembras, cuyas cosechas se concentran entre abril y julio, mientras que en la Selva se cultiva durante todo el año, con picos productivos de mayo a julio y de octubre a noviembre (Minagri, 2012). Por ello, en los meses de marzo y de agosto a noviembre suelen presentarse *missing values* para el precio en chacra.





Fuentes: Bloomberg (2017), INEI (2016).

Asimismo, algunas características del mercado local, como el bajo poder de negociación de los agricultores, justifican suponer la existencia de asimetría en la transmisión de precios. Por un lado, la superficie cosechada de arroz por las unidades agropecuarias es pequeña en las regiones estudiadas, lo cual explica en parte el bajo poder de negociación de los agricultores. Según el Censo Agropecuario de 2012, el porcentaje del total de unidades agropecuarias arroceras que tienen una extensión menor de 5 hectáreas es el 96,7% en Piura, el 92,5% en Lambayeque, el 86,9% en La Libertad y el 81,8% en San Martín. Por otro lado, el modo de financiamiento resulta importante para entender la relación de dependencia de los agricultores de la zona con los intermediarios. Según el censo antes mencionado, el acceso al crédito agrícola formal de las unidades agropecuarias arroceras es del 39% en Piura, el 25% en San Martín, el 24% en Lambayeque y el 20% en La Libertad (Zavaleta, 2013).

### 3. Revisión de literatura especializada

La transmisión de precios agrícolas ha sido objeto de discusión polarizada en la literatura económica. Investigaciones pioneras de Ardeni (1989) y Asche, Bremnes & Wessells (1999) asumen la Ley de Un Solo Precio<sup>5</sup> como síntesis

<sup>5</sup> La Ley de Un Solo Precio plantea que, cuando las diferencias entre los diferentes mercados exceden los costos de transacción, las oportunidades de beneficio serían explotadas inmediatamente por los arbitrajes. Así, en un mercado competitivo con información perfecta, el arbitraje garantizará que los diferenciales de

de una perfecta integración del mercado. Pero este modelo ha sido criticado por autores como Frankel, Stein & Wei (1995), Miljk (1999) y Coleman (2009), quienes argumentan que factores como costos de transporte, barreras arancelarias, fijación de precios, tipo de cambio, factores institucionales y regionalización del comercio pueden impedir que el arbitraje del mercado genere una convergencia perfecta de precios locales hacia los internacionales. Esta idea es compartida por Hernández-Villafuerte (2012), quien indica que una baja transmisión podría conllevar una distorsión de incentivos, una toma de decisiones subóptima y una productividad agrícola limitada.

Morisset (1998) fue uno de los pioneros en investigar empíricamente la existencia de asimetría en la transmisión de precios de *commodities* en seis países. Sin embargo, este tema cobró mayor relevancia en el sector agrario tras el alza de precios agrícolas durante 2007 y 2008 (Listorti & Esposti, 2012). Este evento acentuó el interés por conocer si los productores efectivamente se beneficiaban ante un alza de precios por la transmisión, y por comprobar empíricamente la posibilidad de que esta sea distinta cuando los precios se elevan frente a cuando caen.

Mientras que Von Cramon-Taubadel & Meyer (2004) plantean que la principal causa de la transmisión asimétrica de precios agrícolas es el abuso del poder del mercado, Vavra & Goodwin (2005) sostienen que una estructura competitiva imperfecta puede ser un factor explicativo principal. De manera similar, McLaren (2015) afirma que el poder de negociación de los intermediarios y acopiadores en el sector agrícola explica la asimetría en la transmisión de precios. Y sostiene que, a medida que disminuya/aumente el precio internacional, los precios locales bajarán/subirán proporcionalmente más/menos. Esto es consistente con Rogers & Sexton (1994), para quienes la existencia de un monopsonio en el sector agrícola puede darse por tres razones: (1) los altos costos de transporte restringen el acceso de los productores a únicamente consumidores de su entorno, (2) la alta importancia del procesamiento del producto para su consumo final genera dependencia de los productores hacia los intermediarios y (3) la especialización de los agricultores en un solo producto genera barreras a la salida, y su baja elasticidad de oferta aumenta el poder de mercado de los intermediarios.

Los primeros estudios sobre transmisión de precios se basaron en la estimación de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), y algunos autores contemporáneos han mantenido el uso de este método de estimación debido a que facilita incorporar controles. McLaren (2015) realizó una estimación en dos

---

precios reflejen todos los costos de comercialización.

etapas usando MCO para 117 países y evidenció la existencia de asimetría en la transmisión de precios. Estudios más recientes se han enfocado en el uso de series de tiempo con vectores autorregresivos (VAR). Así, Aguiar & Santana (2002) comprueban, mediante un VAR, que ni la concentración de mercado ni la capacidad de almacenamiento impiden una transmisión de precios si existen expectativas de precios altos.

No obstante, el TVECM es la metodología que ha tomado mayor relevancia en las investigaciones recientes para modelar el ajuste asimétrico hacia el equilibrio de precios. Abdulai (2000) aplica esta metodología para evaluar el ajuste asimétrico hacia el equilibrio de largo plazo de precios locales en Ghana frente al precio del mercado principal. El autor concluye que estos responden de una manera más sutil ante aumentos que ante reducciones.

Aunque el TVECM permite recoger las diferencias en los niveles de transmisión de precios dependiendo de un determinado umbral, algunos autores recientes reconocen las limitaciones de asumir una cointegración lineal y no permitir que el proceso de transmisión de precios cambie gradualmente. Por ello, Rosales & Von Cramon-Taubadel (2015) utilizan un nuevo método que combina el modelo de vectores de corrección de errores (VECM) y la cointegración variante en el tiempo para precios de trigo de Ucrania y Francia. Esto con el fin de recoger la transmisión de precios en países donde la relación de largo plazo está sujeta a variaciones en el tiempo por: (1) cambios en políticas, como la introducción de aranceles en el período evaluado; y (2) existencia de un componente estacional que impacta en la calidad y el precio de los productos.

Si bien hay pocos estudios empíricos para el caso peruano<sup>6</sup>, Hernández-Villafuerte (2012) evalúa la transmisión espacial de precios del arroz, el maíz y la soya para distintos países de América Latina. El autor busca comprobar que un mayor comercio entre países como Brasil y Uruguay implica una mayor integración y simetría en la transmisión de precios. En la misma línea, Ceballos, Hernández, Minot & Robles (2015) evalúan la transmisión de precios en cereales para 27 países de América Latina, África y Asia del Sur. Los autores buscan evidenciar que la transmisión de la volatilidad de los precios se intensifica en los productos con mayor dependencia comercial. No obstante, su principal aporte radica en el hallazgo de un alto nivel de volatilidad y transmisión de precios internacionales al mercado peruano de arroz, donde la participación de las importaciones en la demanda local no superaba el 7%.

---

<sup>6</sup> Salcedo y Stiglich (2004) estudian de manera teórica el poder de mercado de los intermediarios en el arroz cáscara del Perú, pero no realizan una estimación empírica sobre la transmisión de precios.

#### 4. Marco analítico

La cadena de valor del arroz cáscara cuenta con tres agentes: agricultores, acopiadores y molineros. Luego de ser cosechado, el arroz puede llegar al molinero directamente o mediante un acopiador. Pero, indiferentemente de eso, los agricultores tienen bajo poder de negociación del precio en chacra. Las principales razones de ello son (1) la restricción financiera para costear la producción y (2) la producción atomizada.

En efecto, los intermediarios actúan como habilitadores que financian la producción de los agricultores a cambio de fijar un precio en su beneficio. Esto genera una continua dependencia de los agricultores hacia los intermediarios: el agricultor no opta por intermediarios alternativos, pues podría arriesgar el financiamiento de sus futuras siembras. El gran número y dispersión de agricultores pequeños impide una producción a gran escala y limita la competitividad del precio del arroz en chacra. Así, esta estructura del mercado de arroz explica la asimetría en la transmisión de precios. Si el precio internacional se encuentra al alza, el precio que reciben los agricultores sube marginalmente. En cambio, cuando el precio internacional está a la baja, el precio en chacra asimila la disminución con mayor intensidad.

El bajo poder de mercado de los productores de arroz puede ser modelado en los términos de Sexton (1990) y McLaren (2015), quienes caracterizan al mercado agrícola como una amplia dispersión de agricultores que actúan como tomadores de precio.

De esta manera, se denota como  $\mathcal{P}_\omega$  al precio internacional del arroz cáscara, con un comportamiento exógeno al mercado local. Y como  $\mathcal{P}_a$  al precio que recibe el agricultor, es decir, el precio en chacra. Así, la oferta de un solo agricultor ( $q^s$ ) se denota como:

$$q^s = q^s(\mathcal{P}_a), \text{ donde } q^s(\mathcal{P}_a)' > 0 \text{ y } q^s(\mathcal{P}_a)'' \leq 0$$

Al sumar la producción del resto de los agricultores, se obtiene la oferta agregada de los agricultores hacia los intermediarios, que depende del precio de chacra y se expresa como:

$$Q^s = Q(\mathcal{P}_a), \text{ donde } Q^s(\mathcal{P}_a)' > 0 \text{ y } Q^s(\mathcal{P}_a)'' \leq 0$$

Con el fin de obtener la función de beneficios de los intermediarios, se despeja el precio de chacra del arroz cáscara de la función de la cantidad. Así,  $\mathcal{P}_a = (Q^s)^{-1} = C(Q)$ .

Donde  $C(Q)' > 0$  y  $C(Q)'' \geq 0$ . Es decir, el precio en chacra del arroz implica una función que depende de la cantidad ofertada agregada de arroz en el mercado. Y los intermediarios, además de la compra directa de las cosechas a los agricultores y de sus costos fijos  $\mathcal{F}$ , incurrir en gastos asociados al procesamiento, la preparación y el empaquetado del producto agrícola para su distribución en los mercados minoristas. Estos costos variables adicionales se denotan con una función  $E$  dependiente de la cantidad producida:  $E(Q)$ . Así, resulta la siguiente expresión de la función de beneficios que los intermediarios buscan maximizar:

$$\Pi = \mathcal{P}_\omega Q - C(Q)Q - E(Q) - \mathcal{F}$$

Donde  $\mathcal{P}_a = C(Q)$ . De esta manera, a partir de la maximización de beneficios con respecto a  $Q$ , se obtiene la condición de primer orden, donde  $Q$  es una función del precio internacional del arroz,  $Q = (\mathcal{P}_\omega)$ :

$$\frac{d\Pi}{dQ} = \mathcal{P}_\omega - C'(Q)Q - C(Q) - E'(Q) = 0$$

Tomando en cuenta la función  $C$  entre el precio de chacra y la cantidad ofertada, es posible encontrar la relación entre el precio de chacra y el del intermediario mayorista, pues  $Q$  es una función del precio internacional del arroz.  $\mathcal{P}_a = C(Q) = C[Q(\mathcal{P}_\omega)]$ . Y, así, es posible evaluar el impacto de un *shock* exógeno en los precios internacionales  $\mathcal{P}_\omega$  sobre los precios de chacra:

$$\frac{d\mathcal{P}_a}{d\mathcal{P}_\omega} = \frac{dC[Q(\mathcal{P}_\omega)]}{dQ} * \frac{dQ}{d\mathcal{P}_\omega} = \frac{C'Q}{C''(Q) + 2C'(Q) + E''(Q)} > 0$$

De esto, resaltan dos aspectos: (1) el efecto es positivo, tomando en consideración que  $C(Q)' > 0$  y  $C(Q)'' \geq 0$ ; y (2) dado que  $0 < \frac{d\mathcal{P}_a}{d\mathcal{P}_\omega} < 1$ , un incremento de precios internacionales del arroz cáscara en un dólar implica un incremento en el precio de chacra en menos de una unidad, lo que evidenciaría la existencia de asimetría en la transmisión de precios. Cabe mencionar que para probar la asimetría es necesario evaluar la segunda derivada. Si su símbolo es negativo, existe asimetría en la transmisión de precios:

$$\frac{d^2\mathcal{P}_a}{d\mathcal{P}_\omega^2} = C'' * \left(\frac{dQ}{d\mathcal{P}_\omega}\right)^2 + C' * \frac{d^2Q}{d\mathcal{P}_\omega^2}$$

Dado que el primer término es positivo, el resultado dependerá de que  $\frac{dQ^2}{dP_\omega^2}$  sea negativo, lo que es plausible bajo el supuesto de que la curva de costo marginal sea convexa, de modo que, ante un aumento en el precio, la cantidad producida aumente cada vez menos por resultar más costosa la producción adicional. En cuyo caso, la relación entre los precios de chacra y los precios internacionales es positiva, pero cóncava; es decir, ante un incremento en el precio internacional, el precio en chacra aumenta, pero en menor proporción.

## 5. Metodología

La principal metodología planteada para esta investigación consiste en un modelo de corrección de errores con *threshold* (TVECM). Se eligió esta metodología porque permite modelar asimetrías en la relación de equilibrio de largo plazo de las variables. Ello es posible al establecer umbrales que clasifiquen las variaciones del precio de arroz en chacra según dos criterios: (1) movimientos a la baja del precio internacional del arroz:  $ECT_{t-1} > 0$ ; y (2) movimientos al alza:  $ECT_{t-1} < 0$ ; donde  $ECT_{t-1}$  representa el desequilibrio en la relación de largo plazo. En caso de no evidenciarse cointegración entre las variables, se evalúa la asimetría de transmisión de precios a través de vectores autorregresivos con *threshold* (TVAR). Este método difiere del TVECM por realizar estimaciones de corto plazo y no de largo plazo.

Para evaluar la asimetría en la transmisión de precios del arroz cáscara en el Perú, se hizo uso de los siguientes datos comprendidos entre los años 2001 y 2016: (1) los precios internacionales del arroz cáscara, según Bloomberg (ISIN: RR1:COM, Rough Rice en US\$/cwt), (2) los precios regionales en chacra (soles/kilogramo), según el *Avance económico y social departamental, marzo 2016* del INEI; y (3) el tipo de cambio interbancario promedio del período, según el BCRP.

El uso del precio internacional del arroz cáscara, en vez del precio del arroz procesado o blanqueado, se sustenta, además de en el objetivo de esta investigación (enfocada en el arroz cáscara), en que la transmisión de precios puede ser horizontal (relación espacial) o vertical (a lo largo de una cadena de valor). Por ello, no sería adecuado usar el precio internacional del arroz procesado, porque no se podría distinguir si el efecto del precio internacional se debe a la cadena de valor o al componente espacial. Y, de conformidad con la literatura especializada, se emplean los precios internacionales *free on board* (FOB), a fin de excluir elementos de logística y comercio internacional para considerar factores propiamente agrícolas.

Cabe notar la importancia de contar con un número similar de observaciones para ambos regímenes considerados en una estimación con *threshold*, a fin de evitar una sobreestimación en la asimetría. Por esta razón, se verificó si los datos utilizados sobre precios internacionales del arroz cumplían con dicho criterio, y, en efecto, el 54% de la muestra corresponde a alzas de precios, mientras que el 46% restante, a caídas.

A excepción de la región San Martín, cuya campaña de arroz cáscara abarca todos los meses del año, la producción en Lambayeque, La Libertad y Piura se concentra entre los meses de abril y julio. El calendario de siembra explica la presencia de *missing values* durante los meses fuera de la campaña agrícola en la serie regional de precios en chacra del INEI. Con el fin de incorporar dichos meses con datos ausentes, nos basamos en Sendhil, Kar, Mathur & Jha (2013), quienes, con datos mensuales, evalúan la transmisión de precios de cereales en la India y ajustan los *missing values* asignándoles el valor de la última cotización disponible. Así, completamos los precios faltantes con el último precio en chacra cotizado a nivel mensual. Cabe mencionar que, si bien otros autores, como Minot (2011), optaron por completar valores ausentes mediante una interpolación lineal, no adoptamos esta opción debido a las desventajas que podría acarrear en la precisión de los datos cuando existen numerosos *missing values*.

De esta manera, para el caso del TVECM, se analiza la variación del precio en chacra del arroz cáscara ( $\mathcal{P}_{a_t}$ ) mediante tres variables:  $ECT_{t-1}$ : el ajuste de corto plazo en la relación de largo plazo; (2)  $\Delta\mathcal{P}_{\omega_{t-i}}$ : rezagos de la variación del precio mundial; y (3)  $\Delta\mathcal{P}_{a_{t-i}}$ : rezagos de la variación del precio en chacra.

$$\Delta\mathcal{P}_{a_t} = \begin{cases} c + \alpha_1 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta\mathcal{P}_{\omega_{t-i}} + \sum_{i=1}^k \alpha_{3i} \Delta\mathcal{P}_{a_{t-i}} + \varepsilon_b^1 & \text{Si } ECT_{t-1} > 0 \\ c + \alpha_4 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{5i} \Delta\mathcal{P}_{\omega_{t-i}} + \sum_{i=1}^k \alpha_{6i} \Delta\mathcal{P}_{a_{t-i}} + \varepsilon_b^2 & \text{Si } ECT_{t-1} < 0 \end{cases}$$

$$\text{Donde } ECT_{t-1} = \mathcal{P}_{a_{t-1}} - \beta\mathcal{P}_{\omega_{t-1}}$$

Y, para el caso del TVAR, se analiza el precio en chacra del arroz cáscara ( $\mathcal{P}_{a_t}$ ) mediante dos variables: (1)  $\mathcal{P}_{a_{t-i}}$ : rezagos del precio en chacra; y (2)  $\mathcal{P}_{\omega_{t-i}}$ : rezagos del precio internacional.

$$\mathcal{P}_{a_t} = \begin{cases} c + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \mathcal{P}_{\omega_{t-i}} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \mathcal{P}_{a_{t-i}} + \varepsilon_b^1 Si \Delta \mathcal{P}_{\omega} < 0 \\ c + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} \mathcal{P}_{\omega_{t-i}} + \sum_{i=1}^k \beta_{4i} \mathcal{P}_{a_{t-i}} + \varepsilon_b^2 Si \Delta \mathcal{P}_{\omega} > 0 \end{cases}$$

Es preciso señalar que el período analizado no se caracteriza por la presencia de cambios bruscos de regímenes o inestabilidad en políticas dirigidas al sector agrícola, específicamente al arroz. En caso contrario, podría afectarse la condición de equilibrio a largo plazo entre precios internacionales y de chacra locales, con lo cual el supuesto de linealidad a lo largo del tiempo en la transmisión de precios podría ser muy restrictivo.

También debemos precisar que el régimen arancelario por franja de precios puede subestimar la relación entre el precio internacional y los precios locales, pues la imposición de precios piso y techo condiciona la dependencia local respecto al precio internacional. Pero no incorporamos ese factor en el análisis porque no dispusimos de información histórica detallada sobre el ajuste arancelario por dicha franja, y la estimación sería imprecisa debido a los diversos factores que influyen en la carga arancelaria. Esto representa una limitación en la estimación realizada.

Por último, debemos explicar que no incluimos variables de control en la estimación por cuatro motivos: (1) falta de información para aproximar controles; (2) carencia de uso de controles en estimaciones similares de especialistas; (3) poca variabilidad de posibles controles: consistencia en el tamaño de la unidad agropecuaria sin variación mensual; y (4) de incluir controles en la ecuación de largo plazo, estos tendrían que interactuar como variables de política para corregir desvíos del equilibrio de largo plazo; pero estas variables podrían en realidad no ser relevantes para guiar el ajuste del precio en chacra.

## 6. Análisis de resultados

Esta sección empieza con el análisis de la relación de largo plazo entre el precio internacional y los precios locales en chacra del arroz cáscara. Luego, se evalúa la relación de corto plazo en aquellas regiones con precios caracterizados por la presencia de quiebres estructurales.

## **Metodología 1: Estimación de largo plazo**

### **Presencia de raíz unitaria**

Primero, se evaluó la estacionariedad en media de las series mediante los tests Augmented-Dicky-Fuller (ADF) y Phillips-Perron (PP). Luego, se aplicó el test de Zivot y Andrews, para evaluar si la no estacionariedad se debe a la presencia de raíz unitaria o quiebre estructural.

Para las series de precios internacionales de San Martín y de Piura, resultó rechazada la estacionariedad en media con un 90%, un 95% y un 99% de confianza. Y para las series de precios de La Libertad y de Lambayeque, fue rechazada a un nivel de 95% y 99% de confianza, aunque no al de 90%. Así, todas las series de precios estudiadas no son estacionarias en media y presentan una potencial raíz unitaria. De hecho, la no estacionariedad en media en los precios de arroz cáscara es consistente con sus incrementos a lo largo del tiempo como parte de las usuales presiones inflacionarias en los alimentos.

A través del test F secuencial de Zivot y Andrews, se demostró que solo en las series de precios internacionales y de Lambayeque se rechaza el quiebre estructural al 90%, 95% y 99% de confianza, para cualquier tipo de quiebre. En cambio, para las series de precios de San Martín, Piura y La Libertad, no se rechaza el quiebre estructural en pendiente al 95% de confianza; mientras que para las de Piura y La Libertad tampoco se rechazan los quiebres estructurales en media y pendiente al 90% de confianza.

Por consiguiente, si bien las series de precios de San Martín, Piura y La Libertad presentan un quiebre estructural y no cuentan con la presencia de raíz unitaria al 95% de confianza, sí es posible rechazar la presencia de un quiebre al 99%. Cabe resaltar que los potenciales quiebres tuvieron lugar en 2005, con la caída del precio internacional del arroz en 2004 ante un exceso de producción a nivel mundial. A partir de ese momento, los precios se caracterizaron por un menor ritmo de crecimiento que explica el cambio en pendiente. Esto podría deberse a la decisión de los agricultores de no volver a aumentar drásticamente la producción de arroz para evitar precios desfavorables.

### **Test de cointegración**

El número de rezagos que asegura la parsimonia en el VECM fue determinado según el Schwartz Bayesian Criterion (SBC), el cual sugiere la incorporación de solo un rezago en la relación de largo plazo para las cuatro regiones estudiadas. El rezago óptimo de un mes podría explicarse por la presencia de información

imperfecta en los agricultores, que les impide una respuesta inmediata ante movimientos en precios internacionales.

Dado que al 99% de confianza se puede afirmar la presencia de raíz unitaria, tanto en la serie de precios internacionales del arroz cáscara como en sus precios en chacra para las cuatro regiones estudiadas, se examinó la posible existencia de cointegración. Con este propósito, se aplicó el test de Johansen, por su elevado poder de prueba al respecto.

Los resultados con ese test mostraron la existencia de una relación de largo plazo significativa entre el precio internacional y el precio en chacra de Lambayeque y La Libertad, con un 95% de confianza. Pero no evidenciaron una relación de largo plazo entre el precio internacional y el precio de chacra en las dos regiones que concentran la mayor producción de arroz nacional: San Martín y Piura, donde el test de Johansen no pudo rechazar la ausencia de vectores de cointegración al 95% de confianza. Este resultado podría deberse a que, en dichas regiones, una mayor producción permite abastecer la demanda local con una menor dependencia del precio en chacra sobre al precio internacional. En suma, el precio internacional presenta una relación de largo plazo solo con los precios en chacra de Lambayeque y La Libertad.

### **Test de causalidad**

Para evaluar la dirección de la relación entre las variables, se realizó la prueba de causalidad de Granger en ambos sentidos. Los resultados evidencian que la causalidad se da únicamente en una dirección: el precio internacional causa al precio en chacra en las cuatro regiones. Son resultados lógicos, pues intuitivamente se entiende que el precio internacional sea tomado en cuenta para determinar el precio en chacra; mientras que los precios en chacra de las regiones estudiadas no sean relevantes para la determinación del precio internacional.

### **Modelo de vectores de corrección de errores**

Dados los resultados previos, se estimó un VECM en el cual el precio en chacra está explicado por el precio internacional para las regiones de Lambayeque y La Libertad. Cabe mencionar que existe la posibilidad de que la cointegración entre el precio internacional y el de La Libertad se vea sesgada por la presencia de un quiebre estructural<sup>7</sup>.

---

<sup>7</sup> Al respecto, vale recordar lo hallado acerca de que la serie de precios de La Libertad presenta un quiebre estructural y, aunque no presenta raíz unitaria al 95% de confianza, sí puede presentarla al 99% de confianza.

La tabla 1 muestra los resultados en la ecuación de cointegración. Estos indican que, ante un movimiento de un sol por kilogramo en el precio internacional, los precios en chacra reaccionan en la misma dirección, pero no capturan completamente la variación del precio internacional. Asimismo, en la tabla 2, se observan los coeficientes de ajuste de corto plazo hacia la relación de equilibrio de largo plazo, los cuales son negativos y significativos al 95% de confianza.

Cabe notar que el efecto de ajuste para La Libertad (-0,18) es ligeramente mayor que para Lambayeque (-0,16); de modo que, ante un desequilibrio de igual magnitud, el precio en chacra en La Libertad presentaría una mayor variación. Un ajuste de menor magnitud en Lambayeque podría deberse a la presencia de intermediarios con alto poder de negociación. Esto es consistente con Salcedo & Stiglich (2004), quienes afirman que el mayor desarrollo tecnológico de la industria molinera en Lambayeque respecto a las regiones colindantes, así como la mayor importancia en esa región del crédito informal provisto por los intermediarios que suministran semillas, fertilizantes y dinero en efectivo a cambio de producción de arroz, agrandan el poder de negociación de molineros e intermediarios sobre los agricultores de la región.

Todo ello valida la hipótesis de la existencia de transmisión de precios en las regiones de Lambayeque y La Libertad, porque, ante una variación del precio internacional, el precio en chacra se ajustaría para mantener la relación de largo plazo.

A fin de evaluar la asimetría en la transmisión de precios, se estimó el TVECM, cuyos resultados se encuentran en la tabla 2. Este modelo se divide en dos regímenes. El primero abarca un desequilibrio de largo plazo negativo ante un aumento de precios internacionales. Dado que los productores no reaccionan inmediatamente a variaciones del precio internacional, un aumento de este implicaría un precio en chacra menor que el esperado según la relación de largo plazo. El desequilibrio tendría que ser mediatizado por un incremento en el precio en chacra. En cambio, el segundo régimen muestra el escenario de una disminución del precio internacional, que implica un desequilibrio de largo plazo positivo. En este escenario, los productores no ajustan su precio inmediatamente y el precio en chacra resulta mayor de lo que se esperaría con la relación de largo plazo. Este desequilibrio debe ser mediatizado luego con una disminución del precio en chacra.

En el régimen 1, ninguno de los coeficientes de ajuste hacia la relación de largo plazo es significativamente distinto de cero para Lambayeque. Sin embargo, en La Libertad, la estimación sugiere que se alcanza el equilibrio

de largo plazo a través del movimiento del precio internacional, al 95% de confianza. En el régimen 2, el coeficiente de ajuste hacia la relación de largo plazo es significativo y negativo, al 90% de confianza, tanto en Lambayeque como en La Libertad, ante caídas del precio internacional.

Ello comprueba la asimetría en la transmisión de precios planteada como hipótesis de estudio. En el régimen 1, caracterizado por un aumento de precios internacionales, el ajuste hacia la relación de largo plazo es significativamente igual a cero; es decir, la transmisión de precios hacia el precio en chacra es baja. Mientras que, en el régimen 2, caracterizado por una disminución de precios internacionales, el ajuste hacia la relación de largo plazo es significativamente distinto de cero, lo cual indica que la transmisión de precios hacia el precio en chacra se da y ocurre en una proporción mayor que en el primer régimen.

Tabla 1  
Resultados de estimación de la ecuación de cointegración

	Ecuación de cointegración	
	<i>Precio Lambayeque<sub>t</sub></i>	<i>Precio La Libertad<sub>t</sub></i>
<i>Precio internacional<sub>t-1</sub></i>	-0,866*** (0,215)	-0,824*** (0,208)
Constante	-0,245	-0,308

Notas. Errores estándar entre paréntesis para los coeficientes estimados. Los asteriscos simples, dobles y triples (\*, \*\*, \*\*\*) indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Tabla 2  
Resultados de estimación del VECM  
 $\Delta$ *Precio departamento<sub>it</sub>*

	VECM lineal	<i>Threshold</i> VECM	
		Régimen 1	Régimen 2
Lambayeque			
Observaciones (%)	-	35,3	64,7
<i>ECT<sub>t-1</sub></i>	-0,155** (0,040)	-0,246 (0,123)	-0,153* (0,013)
Constante	0,004 (0,007)	-0,001 (0,966)	0,020 (0,190)

	VECM lineal	<i>Threshold</i> VECM	
		Régimen 1	Régimen 2
$\Delta$ Precio internacional $_{t-1}$	-0,068 (0,152)	0,213 (0,374)	-0,256 (0,204)
$\Delta$ Precio Lambayeque $_{t-1}$	-0,029 (0,076)	-0,035 (0,803)	-0,044 (0,634)
Vector de cointegración	(1, -0,866)	(1, -1,069)	
La Libertad			
Observaciones (%)	-	48,2	51,8
$ECT_{t-1}$	-0,178*** (0,042)	-0,220 (0,130)	-0,175* (0,017)
Constante	0,004 (0,008)	-0,001 (0,956)	0,018 (0,353)
$\Delta$ Precio internacional $_{t-1}$	-0,107 (0,166)	0,211 (0,340)	-0,486 (0,060)
$\Delta$ Precio La Libertad $_{t-1}$	0,047 (0,075)	0,235 (0,100)	-0,027 (0,762)
Vector de cointegración	(1,-0,824)	(1, -1,167)	

Notas. Errores estándar entre paréntesis para los coeficientes estimados. Los asteriscos simples, dobles y triples (\*, \*\*, \*\*\*) indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Adicionalmente, se realizó una estimación basada en una elección endógena de umbrales. Sus resultados, mostrados en la tabla 3, mantienen las conclusiones de la estimación previa. No obstante, dado que los umbrales elegidos endógenamente son cercanos a cero, esto indicaría que la asimetría de transmisión de precios no es tan clara ante cambios marginales.

Tabla 3  
Resultados de estimación del TVECM con umbrales endógenos  
 $\Delta\text{Precio departamento}_{it}$

	TVECM	
	Régimen 1	Régimen 2
<b>Lambayeque</b>		
Observaciones (%)	21,8	78,2
$ECT_{t-1}$	-0,018 (0,939)	-0,124* (0,011)
Constante	0,016 (0,689)	0,010 (0,390)
$\Delta\text{Precio internacional}_{t-1}$	0,981** (0,003)	-0,248 (0,134)
$\Delta\text{Precio Lambayeque}_{t-1}$	-0,728*** (0,000)	0,070 (0,374)
Vector de cointegración	(1, -1,072)	
Valor del <i>threshold</i>	-0,090	
<b>La Libertad</b>		
Observaciones (%)	48,2	51,8
$ECT_{t-1}$	-0,225 (0,123)	-0,181* (0,014)
Constante	0,003 (0,878)	0,023 (0,274)
$\Delta\text{Precio internacional}_{t-1}$	0,212 (0,338)	0,492 (0,057)
$\Delta\text{Precio La Libertad}_{t-1}$	0,236 (0,099)	-0,024 (0,786)
Vector de cointegración	(1,-1,141)	
Valor del <i>threshold</i>	0,025	

Notas. Errores estándar entre paréntesis para los coeficientes estimados. Los asteriscos simples, dobles y triples (\*, \*\*, \*\*\*) indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

## Metodología 2: Estimación de corto plazo

La estimación de corto plazo fue realizada mediante el modelo VAR para San Martín, Piura y La Libertad, debido a los siguientes motivos: (1) ausencia de cointegración entre el precio internacional y precio en chacra para las dos primeras regiones; y (2) existencia de quiebre estructural en la serie de precios en chacra para la tercera región.

### Filtro de series con quiebre estructural

Dada la presencia de quiebre estructural al 95% de confianza en las series de precios en San Martín, Piura y La Libertad, se filtraron estas series de manera que sean estacionarias en media, modelando los precios de cada región con variables dicotómicas que toman el valor de una unidad desde que ocurre cada tipo de quiebre. En Piura y La Libertad, regiones cuyas series de precios cuentan con quiebre en media y pendiente, ambos tipos de quiebre se dan al mismo tiempo, por lo que resulta suficiente la incorporación de una sola variable dicotómica en el modelo, el cual se plantea de la siguiente manera:

$$P_{it} = \mu_i + \beta t + \alpha DT_t + P_{it}^c$$

Donde  $P_{it}$  es el precio en chacra en la región  $i$  en el período  $t$ ,  $\mu_i$  es una constante que refleja el precio base, es una tendencia determinística,  $DT_t$  es la variable dicotómica que toma el valor de uno después de ocurrido el quiebre estructural y  $P_{it}^c$  es el error de la ecuación que captura el componente cíclico del precio en chacra en el período  $t$  y que es la nueva serie filtrada. Los resultados del modelo se presentan en la tabla 4.

Tabla 4  
Modelo para filtro por quiebre estructural

Precio en chacra	Precio en chacra en San Martín	Precio en chacra en La Libertad	Precio en chacra en Piura
Constante	0,524*** (0,024)	0,702*** (0,034)	0,707*** (0,034)
Tendencia determinística	0,004*** (0,000)	0,004*** (0,000)	0,004*** (0,000)
Dummy ene2005	-0,173*** (0,037)		
Dummy mar2005		-0,120** (0,054)	

Precio en chacra	Precio en chacra en San Martín	Precio en chacra en La Libertad	Precio en chacra en Piura
Dummy abr2005			-0,188*** (0,055)
Observaciones	172	172	172

Notas. Errores estándar entre paréntesis.

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

La filtración de las series de precios en dichas regiones sirvió para capturar el componente cíclico, eliminando tendencias determinísticas sin alterar las relaciones temporales en estas. Luego, aplicamos los tests Augmented Dicky-Fuller (ADF) y Phillips-Perron (PP) a las series filtradas, para probar su estacionariedad en media y así poder evaluar la efectividad del filtro empleado. Y encontramos que las series filtradas de precios en San Martín, Piura y La Libertad son estacionarias en media al 99% de confianza para ambas pruebas.

### **Vectores autorregresivos y vectores autorregresivos con *threshold***

Luego de extraer el componente cíclico de las series de precios aplicando el Schwartz Bayesian Criterion (SBC), se obtuvo un número óptimo de rezagos equivalente a 1 para las tres regiones. Debido a la existencia de multicolinealidad entre las variables presentadas (una característica propia de la metodología VAR), no era posible utilizar el test  $t$  para probar la significancia del precio internacional. Pero sí resultaba válido evaluar la significancia de las variables a través de la magnitud de los coeficientes.

Los resultados, presentados en la tabla 5, demuestran que, para las tres regiones analizadas, si bien el precio en chacra se ve altamente explicado por su propio rezago, el precio internacional tiene un efecto directo menor. Aunque esto podría interpretarse como que el precio internacional no es significativo para explicar el precio de chacra en las tres regiones, es importante notar que el rezago del precio en chacra incorpora el efecto de rezagos previos del precio internacional. Por esta razón, no se descarta la existencia de transmisión de precios.

El impacto del precio internacional es ligeramente mayor en Piura (0,039), y aún más en La Libertad (0,077), que en San Martín (0,036). Nuevamente, se observa la existencia de una transmisión más débil entre los precios internacionales y de chacra en regiones con mayor producción local de arroz cáscara. De esta manera, es posible concluir que, tanto en las relaciones de corto como de

largo plazo, el nivel de transmisión de los precios internacionales se intensifica en las regiones con menor producción local.

A fin de evaluar nuestra segunda hipótesis, referida a la asimetría en la transmisión de precios, se estimó el TVAR. De manera similar al TVECM para las relaciones de largo plazo, la metodología TVAR permite evaluar la relación de corto plazo en dos situaciones distintas, sobre la base de un umbral previamente establecido e igual a cero, para distinguir los movimientos al alza o a la baja en los precios internacionales de arroz cáscara. Cabe mencionar que previamente se comprobó la equidad de la muestra, para asegurar una mayor confiabilidad de los resultados. Así, se verificó que el 46% y el 54% de la muestra representaban movimientos al alza y caídas del precio internacional, respectivamente.

Tabla 5  
Resultados de la estimación de VAR  
*Precio departamento<sub>it</sub>*

	VAR lineal	<i>Threshold VAR</i>	
		Régimen 1	Régimen 2
<b>San Martín</b>			
<i>Precio San Martín<sub>t-1</sub></i>	0,899 (0,033)	0,954 (0,047)	0,849 (0,046)
<i>Precio internacional<sub>t-1</sub></i>	0,036 (0,020)	0,004 (0,029)	0,065 (0,029)
Constante	-0,027 (0,016)	-0,006 (0,023)	-0,048 (0,023)
Coefficiente de determinación	0,845		
<b>Piura</b>			
<i>Precio Piura<sub>t-1</sub></i>	0,891 (0,033)	0,930 (0,049)	0,852 (0,049)
<i>Precio internacional<sub>t-1</sub></i>	0,039 (0,033)	0,013 (0,047)	0,061 (0,048)
Constante	-0,029 (0,025)	-0,003 (0,037)	-0,052 (0,037)
Coefficiente de determinación	0,822		

	VAR lineal	Threshold VAR	
		Régimen 1	Régimen 2
La Libertad			
<i>Precio La Libertad</i> <sub>t-1</sub>	0,831 (0,041)	0,887 (0,061)	0,791 (0,057)
<i>Precio internacional</i> <sub>t-1</sub>	0,077 (0,039)	0,008 (0,056)	0,139 (0,055)
Constante	-0,058 (0,029)	0,01 (0,043)	-0,109 (0,043)
Coefficiente de determinación	0,745		

Nota. Errores estándar entre paréntesis para los coeficientes estimados.

Para San Martín, Piura y La Libertad, los resultados (véase la tabla 5) evidencian que los precios en chacra reaccionan más ante caídas que ante alzas del precio internacional, lo cual verifica nuestra hipótesis de asimetría. También es importante notar que la relación asimétrica se acentúa en la región La Libertad, donde se produce menos arroz cáscara entre las tres regiones analizadas. Para dicha región, un alza en un sol en el precio mundial implica una reacción de un alza en 0,008 soles del precio en chacra, mientras que una caída de la misma magnitud implica una caída de 0,139 soles en el precio en chacra.

Los resultados obtenidos resultan interesantes, puesto que evidencian una alta transmisión a pesar del bajo nivel de importaciones. Esto es consistente con lo hallado por Ceballos *et al.* (2015), quienes, usando la metodología VAR, detectan una alta transmisión para el caso del arroz en el Perú. Además, Hernández-Villafuerte (2012) encuentra que existe una alta transmisión de precios entre países sea con alta o con baja comercialización del producto estudiado, y argumenta que la relación puede ser directa o indirecta. En efecto, la alta transmisión puede deberse a que el arroz es un alimento básico de difícil sustitución en la canasta familiar peruana y, por tanto, los únicos sustitutos del arroz peruano resultan ser arroces importados.

### **Robustez de la estimación**

Si bien la región San Martín se caracteriza por una producción continua de arroz a lo largo del año, en Piura, Lambayeque y La Libertad, la campaña agrícola solo se da en determinados meses del año y, por consiguiente, no existen precios en chacra registrados para los meses restantes. La inexistencia

de precios en chacra para ciertos meses resulta una limitación debido a dos razones: (1) sí existe un precio internacional en esos meses sin precios de chacra registrados para aquellas regiones y (2) el impacto del precio internacional sobre el precio en chacra tiene un rezago de un mes en nuestra metodología. Por ello, ambas series no pueden restringirse solo a aquellos meses en los que sí se registra el precio en chacra. Por ejemplo, en La Libertad no existe un precio en chacra en diciembre porque todavía no hay cosecha; sin embargo, no se puede excluir este mes del análisis porque el precio internacional de diciembre sí tiene un impacto en el precio en chacra en enero, período de inicio de cosecha.

A fin de lidiar con la ausencia de datos en los meses sin producción, optamos por utilizar el precio inmediato anterior disponible para completar los precios faltantes. La razón de esta elección se basa en el supuesto de que, durante los meses entre el fin y el inicio de una campaña, si los agricultores tuviesen algún remanente, lo ofertarían manteniendo el último precio de la campaña recién finalizada. Asimismo, cabe resaltar que evaluar un potencial mercado de arroz en chacra en dichos meses resulta plausible, porque en algunos años sí se comercializó arroz en chacra en esos meses debido a adelantos o retrasos en la cosecha y por la posibilidad de que los agricultores almacenen parte de la producción.

No obstante, es importante reconocer que la repetición de datos podría restar variabilidad a los datos tomados en consideración y distorsionar la estimación. Por ello, a fin de evaluar la robustez en el manejo de *missing values*, se emplearon dos metodologías. Primero, se realizaron 10.000 simulaciones de la estimación completando la serie del precio en chacra con la repetición de la última observación, afectada por un ruido aleatorio distribuido normalmente con media 0 y desviación estándar de 0,05. Ello con el objetivo de analizar si el efecto del precio internacional en el precio en chacra se ve afectado ante un cambio de baja magnitud en la serie del precio en chacra (véase la tabla 6).

Luego, se corroboraron los resultados obtenidos con la repetición inmediata empleando tres métodos de interpolación alternativos: (1) *expectation-maximization*, (2) *splines* y (3) media móvil (véanse las tablas 7, 8 y 9).

Con esas cuatro metodologías, las conclusiones se mantienen: existe una transmisión significativa en La Libertad y Lambayeque, mas no para Piura. Sin embargo, al emplear las simulaciones con ruido, *splines* y media móvil, se observa una ligera sobrestimación de los coeficientes de ajuste de largo plazo en el modelo original. Esto podría deberse a que la repetición del último valor observado para subsanar los valores faltantes resta variabilidad al precio en chacra.

También se comprueba la asimetría en la transmisión de precios para La Libertad y Lambayeque mediante los tres métodos alternativos de interpolación. Pero el análisis de robustez conduce a concluir que, con la metodología del TVAR, no es factible evaluar la relación asimétrica de precios de corto plazo, pues los coeficientes originales se encuentran fuera del rango de los obtenidos mediante las 10.000 simulaciones.

Tabla 6  
Resultados de estimación del VECM – Robustez  
 $\Delta\text{Precio departamento}_{it}$

	VECM lineal			
	Original	<i>Expectation-maximization</i>	<i>Splines</i>	Media móvil
Lambayeque				
$ECT_{t-1}$	-0,155** (0,040)	-0,177*** (0,046)	-0,156*** (0,037)	-0,136*** (0,037)
Constante	0,004 (0,007)	0,004 (0,008)	0,003 (0,007)	0,004 (0,006)
$\Delta\text{Precio internacional}_{t-1}$	-0,068 (0,152)	-0,138 (0,162)	-0,104 (0,141)	-0,107 (0,135)
$\Delta\text{Precio Lambayeque}_{t-1}$	-0,029 (0,076)	-0,095 (0,077)	0,178*** (0,075)	0,057 (0,077)
Vector de cointegración	(1, -0,866)	(1, -0,804)	(1, -0,798)	(1, -0,832)
La Libertad				
$ECT_{t-1}$	-0,178*** (0,042)	-0,158*** (0,042)	-0,179*** (0,038)	-0,137*** (0,037)
Constante	0,004 (0,008)	0,004 (0,008)	0,003 (0,007)	0,003 (0,007)
$\Delta\text{Precio internacional}_{t-1}$	-0,107 (0,166)	-0,066 (0,170)	0,001 (0,157)	0,051 (0,149)
$\Delta\text{Precio La Libertad}_{t-1}$	0,047 (0,075)	-0,037 (0,076)	0,234*** (0,073)	0,053 (0,075)
Vector de cointegración	(1, -0,824)	(1, -0,882)	(1, -0,862)	(1, -0,889)

Notas. Errores estándar entre paréntesis para los coeficientes estimados. Los asteriscos simples, dobles y triples (\*, \*\*, \*\*\*) indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Tabla 7  
Resultados de estimación del TVECM – Robustez  
 $\Delta$ Precio departamento<sub>it</sub>

	TVECM						
	Original		Expectation-maximization		Splines		
	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 1	Régimen 2	
Lambayeque							
$ECT_{t-1}$	-0,246 (0,123)	-0,153* (0,013)	-0,262 (0,118)	-0,236** (0,001)	-0,199 (0,135)	-0,156** (0,009)	-0,273 (0,092)
Constante	-0,001 (0,966)	0,020 (0,190)	-0,012 (0,562)	0,040* (0,028)	0,002 (0,938)	0,022 (0,152)	0,022 (0,100)
$\Delta$ Precio internacional <sub>t-1</sub>	0,213 (0,374)	-0,256 (0,204)	-0,007 (0,976)	-0,544 (0,184)	0,024 (0,916)	-0,159 (0,392)	0,012 (0,955)
$\Delta$ Precio Lambayeque <sub>t-1</sub>	-0,035 (0,803)	-0,044 (0,634)	-0,316 (0,053)	-0,053 (0,544)	0,044 (0,7701)	0,208* (0,0196)	-0,223 (0,183)
Vector de cointegración	(1, -1,069)		(1, -1,063)		(1, -1,061)		(1, -1,063)
La Libertad							
$ECT_{t-1}$	-0,220 (0,130)	-0,175* (0,017)	-0,041 (0,758)	-0,193** (0,009)	-0,136 (0,174)	-0,149* (0,039)	0,012 (0,903)
Constante	-0,001 (0,956)	0,018 (0,353)	0,018 (0,408)	0,022 (0,267)	0,004 (0,851)	-0,003 (0,867)	0,026 (0,189)

## TVECM

	Expectation-maximization						Splines		Media móvil	
	Original		Régimen 1		Régimen 2		Régimen 1	Régimen 2	Régimen 1	Régimen 2
	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 1	Régimen 2
$\Delta$ Precio internacional $_{t-1}$	0,211 (0,340)	-0,486 (0,060)	0,262 (0,220)	-0,618* (0,030)	0,215 (0,254)	-0,468 (0,111)	0,34 (0,059)	-0,512 (0,059)	0,34 (0,059)	-0,512 (0,059)
$\Delta$ Precio La Libertad $_{t-1}$	0,235 (0,100)	-0,027 (0,762)	-0,077 (0,567)	-0,04 (0,666)	0,332** (0,006)	0,146 (0,113)	0,041 (0,739)	0,029 (0,759)	0,041 (0,739)	0,029 (0,759)
Véctor de cointegración	(1, -1,1,167)		(1, -1,1,167)		(1, -1,2,60)		(1, -1,2,64)			

Notas. Errores estándar entre paréntesis para los coeficientes estimados. Los asteriscos simples, dobles y triples (\*, \*\*, \*\*\*) indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Tabla 8  
Resultados de estimación del VAR – Robustez  
*Precio departamento<sub>it</sub>*

	VAR lineal			
	Original	<i>Expectation-maximization</i>	<i>Splines</i>	Media móvil
<b>Piura</b>				
<i>Precio Piura<sub>t-1</sub></i>	0,891 (0,033)	0,840 (0,041)	0,831 (0,043)	0,829 (0,043)
<i>Precio internacional<sub>t-1</sub></i>	0,039 (0,033)	0,058 (0,038)	0,054 (0,041)	0,055 (0,039)
Constante	-0,029 (0,025)	-0,043 (0,029)	-0,040 (0,032)	-0,042 (0,031)
Coefficiente de determinación	0,822	0,745	0,727	0,725
<b>La Libertad</b>				
<i>Precio La Libertad<sub>t-1</sub></i>	0,831 (0,041)	0,825 (0,042)	0,861 (0,037)	0,850 (0,038)
<i>Precio internacional<sub>t-1</sub></i>	0,077 (0,039)	0,071 (0,039)	0,068 (0,035)	0,083 (0,037)
Constante	-0,058 (0,029)	-0,054 (0,031)	-0,052 (0,027)	-0,063 (0,029)
Coefficiente de determinación	0,745	0,731	0,792	0,784

Nota. Errores estándar entre paréntesis para los coeficientes estimados.

Tabla 9  
Resultados de estimación del TVAR – Robustez  
*Precio departamento<sub>it</sub>*

	TVAR									
	Original		<i>Expectation-maximization</i>				<i>Splines</i>		Media móvil	
	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 1	Régimen 2
<i>Piura</i>										
<i>Precio Piura<sub>t-1</sub></i>	0,930 (0,049)	0,852 (0,049)	0,843 (0,059)	0,835 (0,059)	0,819 (0,063)	0,844 (0,060)	0,799 (0,062)	0,859 (0,061)		
<i>Precio internacional<sub>t-1</sub></i>	0,013 (0,047)	0,061 (0,048)	0,057 (0,054)	0,057 (0,055)	0,042 (0,059)	0,062 (0,059)	0,048 (0,058)	0,059 (0,057)		
Constante	-0,003 (0,037)	-0,052 (0,037)	-0,033 (0,042)	-0,05 (0,043)	-0,027 (0,046)	-0,047 (0,045)	-0,033 (0,045)	-0,047 (0,045)		
<i>La Libertad</i>										
<i>Precio La Libertad<sub>t-1</sub></i>	0,887 (0,061)	0,791 (0,057)	0,885 (0,061)	0,776 (0,058)	0,949 (0,052)	0,791 (0,052)	0,924 (0,054)	0,794 (0,054)		
<i>Precio internacional<sub>t-1</sub></i>	0,008 (0,056)	0,139 (0,055)	-0,027 (0,056)	0,153 (0,056)	0,054 (0,049)	0,167 (0,048)	0,025 (0,054)	0,166 (0,052)		
Constante	0,01 (0,043)	-0,109 (0,043)	0,026 (0,044)	-0,121 (0,044)	0,038 (0,038)	-0,125 (0,038)	0,017 (0,042)	-0,125 (0,041)		

Nota. Errores estándar entre paréntesis para los coeficientes estimados.

## **7. Limitaciones y extensiones para estudios futuros**

Es indudable que nuestra investigación tiene ciertas limitaciones y posibles extensiones que podrían desarrollarse en futuras investigaciones para una mejor comprensión del fenómeno estudiado. Aquí mencionaremos una limitación y dos posibles extensiones importantes.

En primer lugar, la limitación consiste en no haber podido incorporar el efecto del régimen peruano de franja de precios en nuestra estimación de la transmisión de precios, debido a que no se contó con información detallada sobre los ajustes realizados por dicho régimen. Esta carencia de datos puede habernos llevado a subestimar el efecto del precio internacional sobre los precios en chacra locales.

En segundo lugar, la presencia de quiebres estructurales y el uso de filtros en las series de precios en chacra podrían haber sesgado nuestros resultados tanto de las pruebas estadísticas aplicadas como en la estimación del modelo utilizado. Al respecto, algunos autores, como Hernández-Villafuerte (2008), emplean el método planteado por Gregory & Hansen (1996), que estima una cointegración con quiebres estructurales. Sin embargo, no es posible aplicar ese método con los paquetes estadísticos que hemos utilizado, Eviews y R Studio, por lo que se sugeriría tomarlo en consideración en futuras investigaciones.

En tercer lugar, si bien hemos optado por no incorporar variables de control en la estimación, sería de particular interés considerar como control a una variable relacionada con el poder de negociación de los agricultores. En específico, el índice de Lerner, que evalúa el margen de los agricultores. Dado que la información pública no permite construir ni aproximar dicha variable, la información necesaria podría ser recogida mediante un estudio de campo.

## **8. Conclusiones y recomendaciones**

La presente investigación ha evaluado la presencia de una transmisión entre precios internacionales del arroz cáscara y sus precios en chacra a nivel local en las regiones San Martín, Piura, Lambayeque y La Libertad, durante el período de diciembre de 2001 a marzo de 2016. La hipótesis planteada consiste en la existencia no solo de una transmisión de precios sino, además, de una transmisión asimétrica. Es decir, que los precios en chacra reaccionan más ante caídas que ante alzas en los precios internacionales, teniendo en cuenta el alto poder de negociación de los intermediarios en el mercado peruano del arroz.

Se ha verificado una transmisión de precios significativa únicamente en las regiones Lambayeque y La Libertad. San Martín y Piura, ambas principales

regiones productoras de arroz cáscara peruanas, no presentan una transmisión significativa de precios internacionales, debido a una oferta local autosuficiente. Un hallazgo adicional consiste en que el ajuste de corto plazo con respecto a precios internacionales es mayor en La Libertad que en Lambayeque, lo cual se explicaría por un mayor poder de negociación de los intermediarios en Lambayeque, relacionado con el mayor desarrollo tecnológico de la industria molinera en esa región.

También se comprobó la existencia de una asimetría en la transmisión de precios, en el sentido de que los precios en chacra locales siguen más la tendencia de los precios internacionales cuando estos bajan que cuando suben. Este hallazgo no solo valida nuestra hipótesis al respecto, sino que representa un aporte importante para la elaboración de políticas agrarias, en específico de las destinadas a la producción de arroz. El alto poder de mercado de los intermediarios y su fuerte influencia en el precio que reciben los agricultores pueden perjudicar las políticas aplicadas si estas no fomentan la competencia en la cadena de valor arrocera y su industria molinera en particular. Asimismo, la dependencia de los agricultores de los créditos informales provistos por intermediarios sugiere apuntar a una mayor flexibilidad e inclusión financiera para el sector agrícola. El difícil acceso al crédito formal constituye una de las principales trabas a la competitividad agrícola. La inadecuación de la oferta actual de préstamos bancarios de corto plazo al perfil de pequeños productores agrarios revela un mercado desatendido y favorece el poder de negociación de intermediarios e informales.

Por último, un aporte de nuestra investigación tiene que ver con el limitado número de estudios anteriores para el caso del arroz cáscara en el Perú, así como con el uso de las metodologías TVECM y TVAR para evaluar la transmisión asimétrica de precios durante el período analizado. Pero este trabajo puede ser mejorado por futuras investigaciones que, por ejemplo, superen las limitaciones señaladas respecto a quiebres estructurales y variables de control.

## 9. Referencias

- Abdulai, A. (2000). Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market. *Journal of Development Economics*, 63(2), 327-349.
- Aguiar, D., & Santana, J. (2002). Asymmetry in farm to retail price transmission: Evidence from Brazil. *Agribusiness*, 18(1), 37-48.
- Ardeni, P. (1989). Does the law of one price really hold for commodity prices? *American Journal of Agricultural Economics*, 71(3), 661-669.

- Asche, F., Bremnes, H., & Wessells, C. (1999). Product aggregation, market integration and relationships between prices: An application to world salmon markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 81(3), 568-581.
- Bernhard, B., Von Cramon-Taubadel, S., & Zorya, S. (2006). Vertical price transmission between wheat and flour in Ukraine: A Markov-switching vector error correction approach. En *International Association of Agricultural Economists Conference*, Gold Coast, Australia.
- Bloomberg. (2017). *Laboratorio Financiero Bloomberg*. Lima: Universidad del Pacífico. <https://campusvirtual.up.edu.pe/Biblioteca/laboratorio-financiero-bloomberg.aspx>
- Ceballos, F., Hernández, M., Minot, N., & Robles, M. (2015). *Grain price and volatility transmission from international to domestic markets in developing countries*. Washington D. C.: International Food Policy Research Institute.
- Coleman, A. (2009). Storage, slow transport, and the law of one price: Theory with evidence from nineteenth-century U.S. corn markets. *The Review of Economics and Statistics*, 91(2), 332-350.
- Engle, R., & Granger, C. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Escobal, J., Fort, R., & Zegarra, E. (2015). *Agricultura peruana: nuevas miradas desde el censo agropecuario*. Lima: Grupo de Análisis para el Desarrollo (Grade).
- FAO (Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura). (2008). *Growing demand on agriculture and rising prices of commodities*. Roma: Food and Agricultural Organization – Trade and Markets and Agricultural Development Economics Divisions.
- Frankel, J., Stein, E., & Wei, S. (1995). Trading blocs and the Americas: The natural, the unnatural, and the super-natural. *Journal of Development Economics*, 47(1), 61-95.
- Greb, F., Von Cramon-Taubadel, S., Krivobokova, T., & Munk, A. (2013). The estimation of threshold models in price transmission analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 95(4), 900-916.
- Gregory, A., & Hansen, B. (1996). Tests for cointegration in models with regime and trend shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(3), 555-560.
- Hernández, K., Dutoit, L., & Urrutia, C. (2010). *Transmisión de precios en los mercados del maíz y arroz en América Latina*. Santiago: Cepal – Unidad de Desarrollo Agrícola – División de Desarrollo Productivo y Empresa.
- Hernández-Villafuerte, K. (2008). *The role of asymmetric price transmission and structural breaks in the relationship between Costa Rican markets of livestock cattle, beef and milk*. Gotinga: Georg-August University. Recuperado de <https://ageconsearch.umn.edu/record/516971>
- Hernández-Villafuerte, K. (2012). *Price transmission within selected agricultural markets of Latin America*. Gotinga: Georg-August University. Recuperado de <https://d-nb.info/1043717366/34>
- Hylleberg, S., Engle, R., Granger, C., & Yoo, B. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44(1-2), 215-238.

- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2012). *IV Censo Nacional Agropecuario 2012*. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática.
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2016). *Avance económico y social departamental – Marzo*. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática.
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2017). *Series nacionales*. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática. Recuperado de <http://www.inei.gov.pe>
- Listorti, G. (2009). *Testing international price transmission under policy intervention. An application to the soft wheat market*. Ancona, Italia: Associazione Alessandro Bartola. Studi e Ricerche di Economia e di Politica Agraria.
- Listorti, G., & Esposti, R. (2012). Horizontal price transmission in agricultural markets: Fundamental concepts and open empirical issues. *Bio-Based and Applied Economics*, 1(1), 81-96.
- McLaren, A. (2015). Asymmetry in price transmission in agricultural markets. *Review of Development Economics*, 19(2), 415-433.
- Miljk, D. (1999). The law of one price in international trade: A critical review. *Review of Agricultural Economics*, 21(1), 126-139.
- Minagri (Ministerio de Agricultura y Riego). (2012). *El arroz: principales aspectos de la cadena productiva*. Lima: Ministerio de Agricultura y Riego. Recuperado de <http://agroaldia.minagri.gob.pe/biblioteca/download/pdf/agroeconomia/agroeconomiaarroz3.pdf>
- Minot, N. (2011). *Transmission of world food price changes to markets in Sub-Saharan Africa*. Enero. Washington D. C.: International Food Policy Research Institute.
- Morisset, J. (1998). Unfair trade? The increasing gap between world and domestic prices in commodity markets during the past 25 years. *The World Bank Economic Review*, 12(3), 503-526.
- Navarro, H., & Flores, C. (2006). *Impacto de la eliminación del sistema peruano de franja de precios y opciones de políticas para compensar sus efectos en el sector agrario*. Lima: Centro Peruano de Estudios Sociales (Cepes).
- Rogers, R., & Sexton, R. (1994). Assessing the importance of oligopsony power in agricultural markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 76(5), 1143-1150.
- Rosales, F., & Von-Cramon, S. (2015). Analysis of price transmission using a nonparametric error correction model with time-varying cointegration. En *International Association of Agricultural Economists (IAAE) – 2015 Conference*, 9-14 de agosto, Milán, Italia.
- Salcedo, R., & Stiglich, E. (2004). Abuso de poder de compra y determinación de los precios en el mercado de arroz cáscara (el caso de los valles del Bajo Piura y Chancay-Lambayeque). *Debate Agrario*, 37, 39-73. Lima: Centro Peruano de Estudios Sociales.
- Sendhil, R., Kar, A., Mathur, V., & Jha, G. (2013). Price discovery, transmission and volatility: Evidence from agricultural commodity futures. *Agricultural Economics Research Review*, 26(1), 41-54.
- Serra, T., Goodwin, B., Gil, J., & Mancuso, A. (2006). Non-parametric modelling of spatial price relationships. *Journal of Agricultural Economics*, 57(3), 501-522.

- Sexton, R. (1990). Imperfect competition in agricultural markets and the role of cooperatives: A spatial analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 72(3), 709-720.
- Vavra, P., & Goodwin, B. (2005). *Analysis of price transmission along the food chain*. OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers, 3. París: OECD.
- Veritrade. (2017). *Series – Importaciones de arroz blanqueado Perú*. Recuperado de <http://www.veritradecorp.com>
- Von Cramon-Taubadel, S., & Meyer, J. (2004). Asymmetric price transmission: A survey. *Journal of Agricultural Economics*, 5(3), 581-611.
- Zavaleta, L. (2013). IV Censo Nacional Agropecuario 2012. En *Conferencia del Instituto de Ingenieros de Minas del Perú*, noviembre de 2013. Recuperado de [http://www.iimp.org.pe/pptjm/jm20131114\\_conferencia.pdf](http://www.iimp.org.pe/pptjm/jm20131114_conferencia.pdf)