



ELASTICIDAD EN EL COMPORTAMIENTO DEL PRODUCTOR, SEGÚN OFERTA DE ARROZ EN PERÚ

Elasticity in the Behavior of the Producer, According to the Supply of Rice in Peru

CARLOS PEDRO VERA-NINACONDOR¹, GREGORIO NICOLAS CUSIHUAMÁN-SISA¹, JAVIER GUIDO ALARCÓN-CONDORI¹, CARLOS ILICH AGUILAR-DEL-CARPIO¹

¹ Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa Perú

KEYWORDS

*Paddy rice
Nerlovian model
Short-term elasticity
Long-term elasticity
Harvested area
Behavior
Producer*

ABSTRACT

The elasticity of supply is important for decision-making in the behavior of paddy rice producers. In this sense, the objective of this study is to estimate the short-term and long-term supply elasticity for paddy rice in Peru, using the Nerlove model, and considering the harvested area of paddy rice as a dependent variable. The results show that the elasticity of supply of paddy rice in the short term is inelastic (0.203866), and in the long term it is also inelastic (0.335631), in addition, the adjustment coefficient of the producers is 0.607412.

PALABRAS CLAVE

*Arroz cáscara
Modelo Nerlovian
Elasticidad en corto plazo
Elasticidad en el largo plazo
Superficie cosechada
Comportamiento
Productor*

RESUMEN

La elasticidad de la oferta es importante para la toma de decisiones en el comportamiento de los productores de arroz cáscara. En este sentido, el objetivo de este estudio es estimar la elasticidad de la oferta de corto y largo plazo del arroz cáscara en el Perú, utilizando el modelo de Nerlove, y considerando como variable dependiente la superficie cosechada de arroz cáscara. Los resultados muestran que la elasticidad de la oferta de arroz cáscara en el corto plazo es inelástica (0.203866), y en el largo plazo también es inelástica (0.335631), además, el coeficiente de ajuste de los productores es 0.607412

Recibido: 03 / 06 / 2023

Aceptado: 06 / 07 / 2023

1. Introducción

La superficie agropecuaria en el Perú es de 16 501 419 hectáreas, de las cuales el 39,3% corresponde a la superficie agrícola (6 481 872 hectáreas) y el 60,7% es superficie no agrícola (10 019 547 hectáreas). Del total de la superficie agrícola corresponde 3 428 312 hectáreas a superficie agrícola con cultivos (52,9%), 952 177 hectáreas son tierras en barbecho (14,7%), 1 672 725 hectáreas son tierras agrícolas no trabajadas (25,8%) y 430 657 hectáreas son tierras en descanso (6,6%). El 48,9% de las unidades agropecuarias cultivan bajo riego y el 51,1% cultivan bajo seco. Con respecto al sistema de riego, el 77,9% utilizan el riego por gravedad y el 22,1% usan el riego tecnificado. De todos los que usan riego tecnificado, el 85,1% emplean el riego por aspersión, el 9,8% riego por goteo y el 7,3% lo hacen por multicompuertas, mangas y exudación (Instituto Nacional de Estadística e Informática, 2019a).

El 81,8% de la superficie cultivada de arroz en el Perú es bajo riego, siendo la zona de la selva en la que se produce durante todo el año, en cambio, en la costa norte se obtienen dos cosechas por año (Ministerio de Desarrollo Agrario y Riego, Perú, 2020). Y en la costa sur del Perú solo se produce una cosecha. En relación al precio del arroz cáscara en el Perú, se determina por la interacción de la oferta y la demanda, es decir, por el libre mercado.

Como mencionan Cancino et al. (2020), "El arroz es un alimento básico para los países en desarrollo y una importante fuente de ingresos para pequeños agricultores y sus familias desempeñando un papel fundamental en contra de la pobreza", tal es así que en el Perú la superficie cosechada del cultivo transitorio arroz cáscara fue 102 532 hectáreas en 1980 y en el 2018 fue 437 948 hectáreas, lo que indica un incremento de 327,13% en el 2018 con respecto a 1980, asimismo, coincidentemente en este período la menor superficie cosechada de arroz cáscara fue en 1980 y la mayor fue en el 2018 (Ministerio de Desarrollo Agrario y Riego, Perú, 2019a).

En la estructura del Producto Bruto Interno del Perú por actividad económica valores a precios constantes de 2007, se observa que en el 2018 la actividad económica agricultura participó con el 5,3%, cuya participación es mayor que las actividades económicas correspondientes a los servicios gubernamentales 5,1%, electricidad y agua 1,8%, y pesca 0,4% (Perú. Instituto Nacional de Estadística e Informática, 2019b). Asimismo, el sol es la unidad monetaria del Perú, el cual se utiliza en el presente trabajo. El tipo de cambio en el Perú fue de 3,29 soles por dólar estadounidense en el 2018. Además, el arroz cáscara es el cultivo transitorio más importante en el Perú, tal es así que en el 2018 el producto arroz cáscara participó con el 8,04% (2 905,8 millones de soles a precios constantes de 2007) en el valor de la producción agropecuaria (36 124,8 millones de soles a precios constantes de 2007), cuya participación solamente es menor al rubro ave de 7 742,8 millones de soles a precios constantes de 2007, que representa el 21,43% del valor de la producción agropecuaria (Ministerio de Desarrollo Agrario y Riego, Perú, 2019b; Quispe et al., 2023).

El enfoque nerloviano para la estimación de la respuesta de oferta de productos agrícolas transitorios se basa en tres ecuaciones que fue dado por Nerlove (1956), tal es así que la primera de ellas indica que la superficie cultivada esperada de un producto agrícola está en función de su precio esperado por los productores en el período de la cosecha, otra hipótesis que plantea es que cada año los agricultores revisan el precio de su producto que esperan que prevalezca en la cosecha en proporción al error que cometieron en la predicción del precio de su producto en este período y también plantea que el cambio en la superficie cultivada real del producto es proporcional a la diferencia entre la superficie deseada y la superficie real. Además, indica que se puede considerar que la superficie real utilizada en el producto agrícola es igual a la superficie deseada para el producto agrícola pero el precio esperado por el productor no es igual al precio real del año pasado; o que la superficie deseada para el producto agrícola no es igual a la superficie real utilizada en el producto agrícola pero el precio esperado del producto es igual al precio del producto del año pasado.

Desde que Nerlove (1956) publicó su trabajo sobre la estimación de la elasticidad de la oferta para los productos agrícolas tales como algodón, maíz y trigo, se han realizado innumerables trabajos de investigación no solo para productos agrícolas transitorios sino también para productos agrícolas permanentes. De la misma manera, para el cultivo arroz cáscara también se han realizado muchos trabajos, entre ellos se tiene investigadores que consideran como variable dependiente la serie de tiempo superficie (Prasada et al., 2018; Vikas et al., 2018; Shende et al., 2017; Tanko y Alidu, 2016; Briceño et al., 2005; Ramírez Gómez et al., 2004;), algunos utilizan la producción (Khan et al., 2019;

Quintero Peña y López Naranjo, 2011; Ramírez y Castillo, 1986), y otros emplean el rendimiento (Umar et al., 2015; Boansi, 2014).

En este sentido en el presente trabajo se plantea un modelo con el objetivo de estimar la elasticidad de oferta de corto y de largo plazo para el cultivo transitorio arroz cáscara del Perú en el período de 1980 a 2018, considerando como variable dependiente la superficie cosechada de arroz cáscara expresada en hectárea y como variables explicativas el precio promedio del productor de arroz cáscara por kilogramo con un retardo expresado en soles de 2007, la superficie cosechada de arroz cáscara con un retardo expresada en hectárea y un término de tendencia temporal, utilizando un modelo de respuesta de la oferta de productos agrícolas transitorios de Nerlove (1956). En suma, el presente trabajo se justifica porque con ello se logrará identificar cuan sensibles son los productores de arroz cáscara ante cambios en el precio.

2. Referente teórico

Nerlove (1956) realizó el trabajo de investigación sobre el papel que cumple las expectativas de los agricultores sobre los precios futuros en la toma de sus decisiones con respecto la cantidad de acres que deben dedicarse a cada cultivo; para ello la primera hipótesis que plantea “es que cada año los agricultores revisan el precio que esperan que prevalezca en el próximo año en proporción al error que cometieron al predecir el precio en este período”, lo que simbólicamente se expresa en la (Ecuación 1).

$$P_t^* - P_{t-1}^* = \beta[P_{t-1} - P_{t-1}^*], \quad 0 < \beta \leq 1 \quad (1)$$

Donde P_t^* es el precio esperado por el agricultor en el año actual, el cual es no observable; P_{t-1}^* es el precio esperado por el agricultor el año pasado, el cual es no observable; β es el coeficiente de expectativas y se encuentra entre cero y uno, es decir, es la proporción del error por el cual los agricultores revisan sus expectativas; P_{t-1} es el precio observado por el agricultor el año pasado. De la (Ecuación 1) despejando P_t^* se obtiene, la (Ecuación 2).

$$\begin{aligned} P_t^* &= \beta[P_{t-1} - P_{t-1}^*] + P_{t-1}^* \\ P_t^* &= \beta P_{t-1} - \beta P_{t-1}^* + P_{t-1}^* \\ P_t^* &= \beta P_{t-1} + (1 - \beta)P_{t-1}^* \end{aligned} \quad (2)$$

También Nerlove (1956) plantea otra hipótesis sobre la función de respuesta de superficie de la siguiente manera:

$$x_t = a_0 + a_1 P_t^* + u_t \quad (3)$$

Donde x_t es la superficie destinada al cultivo en el año actual, la cual si es observable; a_0 y a_1 son los coeficientes de regresión poblacional (parámetros) a estimar; P_t^* es el precio esperado del cultivo en el año actual, el cual es no observable; u_t es el término aleatorio residual. Como P_t^* es no observable, entonces la (Ecuación 3) no puede ser estimada en forma directa, por lo que Nerlove (1956) al respecto plantea la hipótesis siguiente:

$$x_{t-1} = a_0 + a_1 P_{t-1}^* + u_{t-1} \quad (4)$$

Donde x_{t-1} es la superficie destinada al cultivo el año pasado, la cual si es observable; P_{t-1}^* es el precio esperado del cultivo el año pasado, el cual es no observable; u_{t-1} es la perturbación estocástica rezagada. Despejando P_{t-1}^* de la (Ecuación 4) se obtiene la (Ecuación 5):

$$\begin{aligned} a_0 + a_1 P_{t-1}^* + u_{t-1} &= x_{t-1} \\ a_1 P_{t-1}^* &= x_{t-1} - a_0 - u_{t-1} \\ P_{t-1}^* &= \frac{x_{t-1} - a_0 - u_{t-1}}{a_1} \end{aligned} \quad (5)$$

Remplazando la (Ecuación 5) en la (Ecuación 1) se obtienen la (Ecuación 6)

$$\begin{aligned}
 P_t^* &= \beta P_{t-1} + (1 - \beta) \left(\frac{x_{t-1}}{a_1} - \frac{a_0}{a_1} - \frac{u_{t-1}}{a_1} \right) \\
 P_t^* &= \beta P_{t-1} + \frac{(1 - \beta)x_{t-1}}{a_1} - \frac{(1 - \beta)a_0}{a_1} - \frac{(1 - \beta)u_{t-1}}{a_1} \\
 P_t^* &= \beta P_{t-1} + \frac{(1 - \beta)x_{t-1}}{a_1} - \frac{(1 - \beta)a_0}{a_1} - \frac{(1 - \beta)u_{t-1}}{a_1}
 \end{aligned} \tag{6}$$

Remplazando la (Ecuación 6) en la (Ecuación 4) se obtiene la (Ecuación 7)

$$\begin{aligned}
 x_t &= a_0 + a_1 \left(\beta P_{t-1} + \frac{(1 - \beta)x_{t-1}}{a_1} - \frac{(1 - \beta)a_0}{a_1} - \frac{(1 - \beta)u_{t-1}}{a_1} \right) + u_t \\
 x_t &= a_0 + a_1 \beta P_{t-1} + \frac{a_1(1 - \beta)x_{t-1}}{a_1} - \frac{a_1(1 - \beta)a_0}{a_1} - \frac{a_1(1 - \beta)u_{t-1}}{a_1} + u_t \\
 x_t &= a_0 + a_1 \beta P_{t-1} + (1 - \beta)x_{t-1} - (1 - \beta)a_0 - (1 - \beta)u_{t-1} + u_t \\
 x_t &= a_0 - (1 - \beta)a_0 + a_1 \beta P_{t-1} + (1 - \beta)x_{t-1} + u_t - (1 - \beta)u_{t-1} \\
 x_t &= a_0(1 - (1 - \beta)) + a_1 \beta P_{t-1} + (1 - \beta)x_{t-1} + u_t - (1 - \beta)u_{t-1} \\
 x_t &= a_0(1 - 1 + \beta) + a_1 \beta P_{t-1} + (1 - \beta)x_{t-1} + u_t - (1 - \beta)u_{t-1} \\
 x_t &= a_0\beta + a_1 \beta P_{t-1} + (1 - \beta)x_{t-1} + u_t - (1 - \beta)u_{t-1}
 \end{aligned} \tag{7}$$

Donde x_t es la superficie destinada al cultivo en el año actual, la cual si es observable; $a_0\beta$ es la constante del modelo; $a_1\beta$ es la elasticidad de la oferta a corto plazo del cultivo, siempre y cuando las variables observables están expresadas en logaritmos neperianos; β es el coeficiente de ajuste; a_1 es la elasticidad de la oferta a largo plazo del cultivo, siempre y cuando las variables observables están expresadas en logaritmos neperianos; x_{t-1} es la superficie destinada al cultivo el año pasado, la cual si es observable; $u_t - (1 - \beta)u_{t-1}$ es el término de perturbación estocástica. La (Ecuación 7) no es estimable en forma directa por lo que se transforma en la (Ecuación 8), que se muestra a continuación.

$$x_t = \pi_0 + \pi_1 P_{t-1} + \pi_2 x_{t-1} + v_t \tag{8}$$

Donde $\pi_0 = a_0\beta$; $\pi_1 = a_1\beta$; $\pi_2 = (1 - \beta)$; $v_t = u_t - (1 - \beta)u_{t-1}$. La (Ecuación 8), si es estimable en forma directa. Asimismo, la (Ecuación 3) se denomina la función de oferta de largo plazo y la (Ecuación 8) se denomina la función de oferta de corto plazo. También Nerlove (1956) al estimar la (Ecuación 8) le agrega un término de tendencia temporal, por lo que la (Ecuación 8) se convierte en la (Ecuación 9).

$$x_t = \pi_0 + \pi_1 P_{t-1} + \pi_2 x_{t-1} + \pi_3 T + v_t \tag{9}$$

Donde x_t es la superficie destinada al cultivo en el año actual, la cual si es observable; π_0 es la constante del modelo; π_1 es la elasticidad de la oferta a corto plazo del cultivo, (cuando x_t y P_{t-1} están en logaritmos neperianos); P_{t-1} es el precio real del cultivo el año pasado, la cual si es observable; x_{t-1} es la superficie destinada al cultivo el año pasado, la cual si es observable; T es el término de tendencia temporal; v_t es el término de perturbación estocástica. Además, para estimar el valor de a_0 de la (Ecuación 3) se divide el término π_0 de la (Ecuación 9) entre $1 - \pi_2$, del mismo modo para estimar la elasticidad de la oferta a largo plazo del cultivo, es decir, el valor de a_1 de la (Ecuación 3) se divide el término π_1 de la (Ecuación 9) entre $1 - \pi_2$.

Al respecto, "La elasticidad mide la sensibilidad de una variable a otra. Concretamente, es una cifra que nos indica la variación porcentual que experimentará una variable en respuesta a una variación de otra de un 1 por ciento" (Pindyck y Rubinfeld, 2013, p. 33). En este sentido, "La elasticidad-precio de la oferta es la variación porcentual que experimenta la cantidad ofrecida cuando el precio sube un 1 por ciento" (Pindyck y Rubinfeld, 2013, p. 35). Además, "Esta elasticidad suele ser positiva porque una subida del precio da incentivos a los productores para aumentar la producción" (Pindyck y Rubinfeld, 2013, p. 36). En cuanto a la interpretación de resultados para la elasticidad-precio de la oferta de un producto es que "Si la elasticidad de la oferta es mayor que 1, decimos que la oferta es elástica, y si es menor que 1 decimos que es inelástica" (Parkin, 2018, p. 94). También, "Si la cantidad ofrecida es fija sin importar el precio, la curva de oferta es vertical y la elasticidad de oferta es cero: la oferta es perfectamente inelástica" (Parkin, 2018, p. 95). Además, "Un caso especial intermedio ocurre cuando el cambio

porcentual en el precio es igual que el cambio porcentual en la cantidad. Entonces la oferta tiene elasticidad unitaria” (Parkin, 2018, p. 95). Finalmente, “Si hay un precio al que los vendedores están dispuestos a ofrecer cualquier cantidad a la venta, la curva de oferta es horizontal y la elasticidad de la oferta es infinita: la oferta es perfectamente elástica” (Parkin, 2018, p. 95).

3. Metodología

Para estimar la elasticidad de la oferta del arroz cáscara en el Perú tanto de corto plazo como de largo plazo, se utilizan series de tiempo anuales de superficie cosechada de arroz cáscara y precio real promedio del productor de arroz cáscara por kilogramo, en el período de 1980 a 2018 (Ministerio de Desarrollo Agrario y Riego, Perú, 2019a). Con respecto a la serie temporal de frecuencia anual superficie cosechada de arroz cáscara se publica en hectáreas en el período de 1980 a 2018, tal como se muestra en la tabla 1. De la misma manera, respecto a la serie temporal de frecuencia anual precio por kilogramo de arroz cáscara, para el período de 1980 a 1984 se publica en soles de oro corrientes, por lo que, se ha convertido a soles corrientes. En el período de 1985 a 1990 está expresado en intis corrientes, por lo que, también se ha convertido a soles corrientes. Para dichas conversiones, se utiliza el cuadro de equivalencias correspondiente (Banco Central de Reserva, 2019). En el período de 1991 a 2018 está expresado en soles corrientes. Además, el precio de arroz cáscara convertido en soles corrientes por kilogramo en el período de 1980 a 2018, se ha deflactado, para ello, se consideró el deflactor del Producto Bruto Interno del Perú con base 2007, el cual se calculó con el producto bruto interno nominal y el producto bruto interno real base 2007, es decir, el precio del arroz cáscara está expresado en términos reales con base en el 2007. Lo que se presenta en la tabla 1.

Tabla 1. Superficie cosechada y precio real de arroz cáscara en el Perú, 1980-2018

Año	Superficie cosechada de arroz cáscara (Hectáreas)	Precio real de arroz cáscara por kilogramo (Soles)	Año	Superficie cosechada de arroz cáscara (Hectáreas)	Precio real de arroz cáscara por kilogramo (Soles)
1980	102 532	2,61	2000	287 511	0,73
1981	160 874	2,45	2001	300 086	0,81
1982	180 923	2,28	2002	316 750	0,65
1983	190 498	1,88	2003	313 856	0,65
1984	235 410	1,83	2004	286 468	1,11
1985	192 711	1,88	2005	357 883	0,73
1986	161 153	2,17	2006	343 691	0,60
1987	229 465	2,07	2007	337 639	0,82
1988	219 247	1,01	2008	379 783	1,11
1989	213 313	1,10	2009	404 614	0,66
1990	184 758	0,54	2010	388 659	0,69
1991	158 348	1,00	2011	359 612	0,94
1992	166 499	0,91	2012	393 890	0,75
1993	177 527	0,98	2013	395 030	0,73
1994	239 453	0,69	2014	381 368	0,89
1995	203 196	0,85	2015	399 501	0,86
1996	210 353	1,03	2016	419 563	0,88
1997	238 878	0,90	2017	422 434	0,83
1998	269 263	1,12	2018	437 948	0,72
1999	313 205	0,80			

Fuente: Elaboración propia

Para probar la hipótesis de estacionariedad de las series temporales se emplea el estadístico de prueba Dickey-Fuller (DF) y Dickey-Fuller Aumentada (DFA) que también se conoce como el estadístico de prueba tau (Dickey y Fuller, 1979), con valores críticos de MacKinnon (1996).

Seguidamente, para estimar la elasticidad de corto plazo de la oferta de arroz cáscara, se considera la (Ecuación 10).

$$LSC_t = \pi_0 + \pi_1 LPA_{t-1} + \pi_2 LSC_{t-1} + \pi_3 T + v_t \tag{10}$$

Donde se relaciona la serie logaritmo natural de la superficie cosechada de arroz cáscara (LSC_t) con las series logaritmo natural del precio real del arroz cáscara rezagado un período (LPA_{t-1}), logaritmo natural de la superficie cosechada de arroz cáscara rezagada un período (LSC_{t-1}), más el término de tendencia lineal (T), y el término del error (v_t). Asimismo, el coeficiente de regresión π_0 es la constante, el coeficiente de regresión π_1 representa la elasticidad de corto plazo de la oferta de arroz cáscara, además, el coeficiente de ajuste de los productores de arroz cáscara es igual a uno menos el coeficiente de regresión π_2 .

Luego, para la prueba de hipótesis sobre normalidad de las perturbaciones, se utiliza el estadístico de prueba Jarque-Bera, que sigue la distribución ji-cuadrado con dos grados de libertad, con un nivel de significancia seleccionado (Gujarati y Porter, 2010). Con respecto a la prueba de hipótesis de heterocedasticidad, se utiliza el estadístico de prueba general de White que sigue la distribución ji-cuadrado, en el nivel de significancia seleccionado (Gujarati y Porter, 2010). En la prueba de hipótesis sobre la autocorrelación, se utiliza el estadístico de prueba Breusch-Godfrey de primer orden y de segundo orden, que siguen la distribución ji-cuadrado, para el nivel de significancia seleccionado (Gujarati y Porter, 2010). Para detectar la multicolinealidad entre las variables independientes, se utiliza el factor de inflación de varianza como estadístico de prueba (Gujarati y Porter, 2010).

Cuando se prueba la hipótesis de significancia individual para cada coeficiente de regresión parcial, se considera el estadístico de prueba t de dos colas que sigue la distribución t de Student, en el nivel de significancia seleccionado, asimismo, en el caso de probar la hipótesis de significancia global de la regresión estimada, se realiza con el estadístico de prueba F que sigue la distribución F, en el nivel de significancia seleccionado (Gujarati y Porter, 2010). Asimismo, para el cálculo de todos los estadísticos de contraste y estimación de los modelos de regresión se utiliza el software econométrico EViews 10.

Para estimar la elasticidad de largo plazo de la oferta de arroz cáscara, se divide el coeficiente de regresión π_1 de la (Ecuación 10) entre el coeficiente de ajuste de los productores de arroz ($1 - \pi_2$), con lo que se obtiene la (Ecuación 11).

$$\varepsilon = \frac{\pi_1}{1 - \pi_2} \tag{11}$$

En la (Ecuación 11) el coeficiente de $\pi_1/1 - \pi_2$ corresponde a la elasticidad de largo plazo de la oferta de arroz cáscara (ε).

4. Resultados

En la tabla 2, se observa que en el período de estudio en el Perú la superficie cosechada de arroz cáscara en promedio fue de 281 381,8 hectáreas anuales, siendo la mayor superficie cosechada 437 948 y la menor 102 532; y con respecto al precio real del arroz cáscara por kilogramo en este período fue en promedio 1,11 soles constantes de 2007, siendo el mayor precio 2,61 soles constantes de 2007 y el menor 0,54 soles constantes de 2007.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos

Serie de Tiempo	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desviación estándar	Observaciones
Superficie cosechada	281 381,8	286 468	437 948	102 532	94 027,31	39
Precio del arroz	1,11	0,89	2,61	0,54	0,566171	39

Fuente: Elaboración propia

Al aplicar la prueba de raíz unitaria DFA a las series superficie cosechada de arroz cáscara (SC_t) y precio real del arroz cáscara (PA_t) en niveles en el período de 1980 a 2018, se obtiene que, la superficie cosechada de arroz cáscara no es estacionaria en niveles con las tres regresiones auxiliares, es decir, que existe una raíz unitaria, por lo que, no se rechaza la hipótesis nula. Sin embargo, el precio real del arroz cáscara es estacionaria en niveles con la regresión auxiliar sin constante y sin tendencia, con un rezago,

es decir, que no existe una raíz unitaria, por lo que, se rechaza la hipótesis nula al nivel de significancia de 5% y 10%; tal como se muestra en la tabla 3.

Tabla 3. Prueba de raíz unitaria DFA a las series en niveles

Regresión auxiliar	Coeficiente	Número de rezagos	Estadístico DFA	Valores críticos			Valor-p
				1%	5%	10%	
Serie temporal superficie cosechada de arroz cáscara en niveles							
				-	-	-	0,0598
DFA ¹	-0,493481	0	-3,449662	4,219126	3,533083	3,198312	0,6452
DFA ²	-0,067319	0	-1,243991	-	-	-	0,9478
DFA ³	0,022300	0	1,293774	3,615588	2,941145	2,609066	
				-	-	-	
				2,627238	1,949856	1,611469	
Serie temporal precio real del arroz cáscara en niveles							
				-	-	-	0,2942
DFA ¹	-0,313967	1	-2,572602	4,226815	3,536601	3,200320	0,0569
DFA ²	-0,242005	1	-2,883538	-	-	-	0,0197
DFA ³	-0,088889	1	-2,356497	3,621023	2,943427	2,610263	
				-	-	-	
				2,628961	1,950117	1,611339	

Nota. 1/ Regresión auxiliar con constante y con tendencia. 2/ Regresión auxiliar con constante y sin tendencia. 3/ Regresión auxiliar sin constante y sin tendencia.

Fuente: Elaboración propia

En este caso la variable superficie cosechada de arroz cáscara en niveles no es estacionaria, entonces, no es integrada de orden cero, es decir, no es $I(0)$, además, la variable precio de arroz cáscara en niveles es estacionaria, entonces, es integrada de orden cero, es decir, es $I(0)$. Por lo tanto, como en este caso ambas variables no son del mismo orden de integración, entonces, dichas variables en niveles no se pueden utilizar para la estimación de la función de oferta de arroz cáscara de corto plazo.

Con la prueba de raíz unitaria DFA las series superficie cosechada de arroz cáscara y precio real del arroz cáscara transformadas en logaritmo natural son estacionarias, la primera serie con la regresión auxiliar con constante, con tendencia y con cero rezagos, y la segunda con la regresión auxiliar sin constante, sin tendencia y con cero rezagos, es decir, no existe una raíz unitaria tanto en la serie logaritmo natural de la superficie cosechada de arroz cáscara (LSC_t) como en la serie logaritmo natural del precio real del arroz cáscara (LPA_t), por lo que, en este caso se rechaza la hipótesis nula en ambas series, en el nivel de significancia de 1%, 5% y 10%, tal como se presenta en la tabla 4. Entonces, ambas series de tiempo son integradas de orden cero, es decir, son $I(0)$. Por lo tanto, dichas variables transformadas en logaritmo natural se pueden utilizar para la estimación de la función de oferta de arroz cáscara de corto plazo.

Tabla 4. Prueba de raíz unitaria DFA a las series en logaritmo natural

Regresión auxiliar	Coeficiente	Número de rezagos	Estadístico DFA	Valores críticos			Valor-p
				1%	5%	10%	
Logaritmo natural de la serie temporal superficie cosechada de arroz cáscara							
				-	-	-	0,0046
DFA ¹	-0,597702	0	-4,519937	4,219126	3,533083	3,198312	0,1381
DFA ²	-0,149665	0	-2,439826	-	-	-	0,9705
DFA ³	0,002941	0	1,591656	3,615588	2,941145	2,609066	
				-	-	-	
				2,627238	1,949856	1,611469	
Logaritmo natural de la serie temporal precio real del arroz cáscara							
				-	-	-	0,2877
DFA ¹	-0,408823	1	-2,587769	4,226815	3,536601	3,200320	0,1214
DFA ²	-0,273312	1	-2,509838	-	-	-	0,0055
DFA ³	-0,286839	0	-2,857588	3,621023	2,943427	2,610263	
				-	-	-	
				2,627238	1,949856	1,611469	

Nota. 1/ Regresión auxiliar con constante y con tendencia. 2/ Regresión auxiliar con constante y sin tendencia. 3/ Regresión auxiliar sin constante y sin tendencia.

Fuente: Elaboración propia

En este sentido se procede a estimar la (Ecuación 10), es decir, la función de oferta de arroz cáscara de corto plazo, que relaciona la serie logaritmo natural de la superficie cosechada de arroz cáscara (LSC_t) con las series logaritmo natural del precio real del arroz cáscara rezagado un período (LPA_{t-1}), logaritmo natural de la superficie cosechada de arroz cáscara rezagada un período (LSC_{t-1}), más el término de tendencia lineal (T), cuyos resultados se presentan en la tabla 5.

Tabla 5. Función oferta de arroz cáscara de corto plazo

Variable dependiente	Coeficientes de regresión ¹				R cuadrado	Estadístico F
	Constante	LPA_{t-1}	LSC_{t-1}	T		
LSC_t	7,193936 (5,455554) (0,0000)	0,203866 (3,984274) (0,0003)	0,392588 (3,543109) (0,0012)	0,021475 (5,589932) (0,0000)	0,922621	135,1317 (0,000000)

Nota. 1/ Los respectivos estadísticos de prueba t y valor p están entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia

La prueba de hipótesis sobre la normalidad de la distribución de probabilidad de las perturbaciones, establece como hipótesis nula (H_0) las perturbaciones siguen una distribución de probabilidad normal y como hipótesis alterna (H_1) las perturbaciones no siguen una distribución de probabilidad normal. Para probar la hipótesis nula (H_0) se utiliza el estadístico de prueba Jarque-Bera que sigue la distribución ji-cuadrado. Con el método del valor-p, la regla de decisión es rechazar la hipótesis nula (H_0) si el valor-p es menor que el valor del nivel de significancia seleccionado; o no rechazar la hipótesis nula (H_0) en caso contrario. En la tabla 6, el valor-p es 0,8926 el cual es mayor que el valor del nivel de significancia de 1%, 5% y 10%; por lo que, no se puede rechazar la hipótesis nula (H_0). Entonces, con el estadístico de prueba Jarque-Bera se verifica que las perturbaciones siguen una distribución de probabilidad normal. Por lo tanto, el modelo estimado cumple con el supuesto de normalidad de los errores.

La prueba de hipótesis de heterocedasticidad plantea como hipótesis nula (H_0) las perturbaciones de la función de regresión poblacional no son heterocedásticas y como hipótesis alterna (H_1) las perturbaciones de la función de regresión poblacional son heterocedásticas. Para probar la hipótesis

nula (H_0) se utiliza el estadístico de prueba general de White que sigue la distribución ji-cuadrada. Con el método del valor-p, la regla de decisión es rechazar la hipótesis nula (H_0) si el valor-p es menor que el valor del nivel de significancia seleccionado, o no rechazar la hipótesis nula (H_0) en caso contrario. En la tabla 6, el valor-p es 0,3218 el cual es mayor que el nivel de significancia de 1%, 5% y 10%, entonces, no se rechaza la hipótesis nula (H_0). Por lo tanto, con el estadístico de prueba general de White se comprueba que las perturbaciones de la función de regresión poblacional no son heterocedásticas, es decir, la varianza del error es homocedástica.

La prueba de hipótesis sobre la autocorrelación de las perturbaciones, define como hipótesis nula (H_0) no existe autocorrelación entre las perturbaciones consideradas dentro de la función de regresión poblacional y como hipótesis alterna (H_1) si existe autocorrelación entre las perturbaciones consideradas dentro de la función de regresión poblacional. Para probar la hipótesis nula (H_0) se utiliza el estadístico de prueba Breusch-Godfrey de primer orden y de segundo orden, que siguen la distribución ji-cuadrado. Con el método del valor-p, la regla de decisión es rechazar la hipótesis nula (H_0) si el valor-p es menor que el valor del nivel de significancia seleccionado; o no rechazar la hipótesis nula (H_0) en caso contrario. En la tabla 6, el valor-p es 0,5086 de primer orden y el valor-p es 0,6718 de segundo orden, los cuales es mayor que el nivel de significancia de 1%, 5% y 10%; entonces, no se rechaza la hipótesis nula (H_0). Por lo tanto, con el estadístico de prueba Breusch-Godfrey, tanto de primer orden como de segundo orden, se comprueba que, no hay autocorrelación entre las perturbaciones consideradas dentro de la función de regresión poblacional.

Tabla 6. Prueba de normalidad, heterocedasticidad y autocorrelación

Estadístico de prueba	Distribución	Estadístico calculado	Grados de libertad	Valores críticos			Valor-p
				1%	5%	10%	
Jarque-Bera							
White	Ji-cuadrado	0,227132	2	9,21	5,99	4,61	0,8926
Breusch-Godfrey ¹	Ji-cuadrado	10,36392	9	21,67	16,92	14,68	0,3218
Breusch-Godfrey ²	Ji-cuadrado	0,436953	1	6,63	3,84	2,71	0,5086
	Ji-cuadrado	0,795485	2	9,21	5,99	4,61	0,6718

Nota. 1/ Prueba de primer orden. 2/ Prueba de segundo orden

Fuente: Elaboración propia

En la tabla 7, se observa que el factor de inflación de la varianza (VIF), del logaritmo natural del precio real del arroz cáscara rezagado un período es 1,944864; de la superficie cosechada de arroz cáscara rezagada un período es 6,283552; del término de tendencia temporal es 7,326247; los cuales son menores que 10. Por lo tanto, dichas variables no son altamente colineales, es decir, no hay multicolinealidad entre las variables independientes de la regresión.

Tabla 7. Factor de inflación de la varianza

Prueba	Coeficientes de regresión			
	Constante	LPA_{t-1}	LSC_{t-1}	T
VIF	NA	1,947262	6,283518	7,328192

Fuente: Elaboración propia

Con la prueba de significancia individual de los coeficientes de regresión y tomando en cuenta la tabla 5, se tiene que el valor-p (0,0000) de la constante es menor que el nivel de significancia de 1%, 5% y 10%; entonces se rechaza la hipótesis nula, por lo tanto, se puede afirmar que la constante es significativa estadísticamente; de la misma forma, el valor-p (0,0003) del coeficiente de regresión del logaritmo natural de precio real del arroz cáscara rezagado un período es menor que el nivel de significancia de 1%, 5% y 10%, entonces, se rechaza la hipótesis nula, por lo que, es significativo estadísticamente. Asimismo, el valor-p (0,0012) del coeficiente de regresión del logaritmo natural de la superficie cosechada de arroz cáscara rezagada un período es menor que el nivel de significancia de 1%,

5% y 10%; entonces, se rechaza la hipótesis nula, lo que indica que es significativo estadísticamente; y el valor-p (0,0000) del coeficiente de regresión del término de tendencia es menor que el nivel de significancia de 1%, 5% y 10%; entonces, se rechaza la hipótesis nula, por lo tanto, es significativo estadísticamente. Por lo tanto, los signos de los coeficientes de regresión son positivos y son los esperados.

Con la prueba de significancia global de los coeficientes de regresión, formula como hipótesis nula (H_0) el logaritmo natural del precio del arroz cáscara rezagado un período, el logaritmo natural de la superficie cosechada rezagada un período y el término de la tendencia temporal lineal no tienen influencia sobre el logaritmo natural de la superficie cosechada actual, y como hipótesis alterna (H_1) al menos uno de, el logaritmo natural del precio del arroz cáscara rezagado un período, el logaritmo natural de la superficie cosechada rezagada un período y el término de la tendencia temporal lineal si tienen influencia sobre el logaritmo natural de la superficie cosechada actual. Para probar la hipótesis nula (H_0) se selecciona el nivel de significancia 1%, 5% y 10%. Se utiliza como estadístico de prueba la prueba estadística de significancia F que sigue la distribución F. Con el método del valor-p, la regla de decisión es rechazar la hipótesis nula (H_0) si el valor-p del estadístico de prueba F es menor que el valor del nivel de significancia seleccionado o no rechazar la hipótesis nula (H_0) en caso contrario. En la tabla 5, se tiene que el valor-p (0,000000) del estadístico de prueba F es menor que el nivel de significancia de 1%, 5% y 10%, entonces, se rechaza la hipótesis nula (H_0), por lo tanto, al menos uno de los coeficientes de regresión parcial π_1 , π_2 y π_3 es significativo estadísticamente.

Además, el coeficiente de determinación (R cuadrado) es 0,922621; el cual indica que el 92,2621% de los cambios que se dan en el logaritmo natural de la superficie cosechada de arroz cáscara son explicados por el logaritmo natural del precio de arroz cáscara rezagado un período, por el logaritmo natural de la superficie cosechada de arroz cáscara rezagada un período y por el término de tendencia.

Por lo tanto, considerando las pruebas de hipótesis realizadas anteriormente y los resultados presentados en la tabla 5, la función de oferta de arroz cáscara de corto plazo se define como:

$$\widehat{LSC}_t = 7,193936 + 0,203866LPA_{t-1} + 0,392588LSC_{t-1} + 0,021475T \quad (12)$$

En la (Ecuación 12), el signo del coeficiente de regresión del logaritmo natural del precio real del arroz cáscara rezagado en un período (LPA_{t-1}) es positivo y es el que se esperaba, el cual indica que existe una relación directamente proporcional entre el logaritmo natural del precio real del arroz cáscara rezagado en un período (LPA_{t-1}) y el logaritmo natural de la superficie cosechada de arroz cáscara (LSC_t), asimismo, es la elasticidad precio de la superficie cosechada de arroz cáscara de corto plazo (0,203866).

El coeficiente de ajuste de los productores de arroz es igual a 0,607412; el cual se obtiene de restar al valor uno el coeficiente de regresión del logaritmo natural de la superficie cosechada de arroz cáscara rezagada en un período (LSC_{t-1}) de la (Ecuación 12), es decir, el valor 0,392588. Asimismo, “el coeficiente de ajuste, se interpreta como el grado en el cual el nivel de producción alcanzado se aproxima al nivel de producción deseado por los productores” (Ramírez Suárez y Castillo Tamayo, 1986, p. 98). Además, agregan que “coeficientes próximos a 1,0 indican que esta brecha es más reducida o inexistente” (Ramírez Suárez y Castillo Tamayo, 1986, p. 98).

Dividiendo el coeficiente de regresión del logaritmo natural del precio real del arroz cáscara rezagado en un período (LPA_{t-1}) de la función oferta de arroz cáscara de corto plazo presentada en la (Ecuación 12), entre el coeficiente de ajuste de los productores de arroz cáscara (0,607412), se obtiene lo que se presenta en la (Ecuación 13).

$$\varepsilon = \frac{0,203866}{0,607412} = 0,335631 \quad (13)$$

En la (Ecuación 13), el coeficiente ε es la elasticidad precio de la superficie cosechada de arroz cáscara de largo plazo (0,335631).

5. Discusión

Según los resultados de la (Ecuación 12) el coeficiente de regresión 0,203866 es la elasticidad precio de corto plazo de la oferta de arroz cáscara del Perú, el cual es positivo, lo que indica que en el corto plazo existe una relación directamente proporcional entre la superficie cosechada de arroz cáscara y el precio

real de arroz cáscara rezagado en un período. Además, dicho coeficiente de regresión es menor que uno en valor absoluto, lo que indica que la elasticidad precio de la oferta de arroz cáscara en el corto plazo es inelástica. Por otro lado, el coeficiente de ajuste de los productores de arroz cáscara en el Perú es igual a 0,607412. Del mismo modo, en la (Ecuación 13) el coeficiente 0,335631 representa la elasticidad precio de largo plazo de la oferta de arroz cáscara, el cual también es positivo, por lo que, en el largo plazo la relación que existe entre la superficie cosechada de arroz cáscara y el precio real de arroz cáscara también es directamente proporcional. Igualmente, este coeficiente de regresión es menor que uno en valor absoluto, lo que significa que la elasticidad precio de la oferta de arroz cáscara en el largo plazo también es inelástica.

Los resultados de este trabajo de investigación son cercanos a los obtenidos en Colombia por Ramírez Suárez y Castillo Tamayo (1986), quienes mediante un modelo nerloviano estimaron la elasticidad precio de corto plazo igual a 0,26 para la oferta de arroz. También, encontraron un coeficiente de ajuste de los productores de arroz igual a 0,61 y hallaron una elasticidad precio de la oferta de arroz de largo plazo de 0,43. Para ello utilizaron series temporales anuales sobre niveles totales de producción de arroz, precios recibidos por los agricultores y producción de arroz rezagado un período, durante el período de 1955 a 1984, además, adicionaron una variable de tendencia debido a cambios en tecnología.

De la misma manera, Ramírez Gómez et al., (2004) para Colombia en su trabajo de investigación estimaron elasticidades mayores a las elasticidades calculadas en este estudio. Utilizando el modelo de Nerlove, estimaron la elasticidad precio de la oferta de arroz de corto plazo y la elasticidad precio de la oferta de arroz de largo plazo igual a 0,33 y 0,94 respectivamente. Para lo cual, usaron series temporales de frecuencia anual del período de 1970 a 2002 en logaritmo natural, en el cual relacionaron el área cultivada del arroz con el precio del arroz rezagado un período, el área cultivada rezagada un período y agregaron el término de tendencia. Además, estimaron la elasticidad precio de la oferta de arroz de corto en 0,28 y de largo plazo en 0,93. Considerando como variable dependiente la producción de arroz en logaritmo natural y como variables independientes en logaritmo natural el precio del arroz rezagado un período y la producción de arroz rezagada un período, y adicionan el término de tendencia.

También, para Colombia en su estudio Quintero y López (2011) encontraron elasticidades menores. Emplearon series temporales de frecuencia semestral de producción de arroz cáscara en toneladas como variable dependiente y como variables independientes el área cultivada de arroz cáscara en hectáreas, el precio del arroz cáscara y los costos de producción de arroz, para el período de 1992 a 2009. Con el análisis de cointegración y el modelo de corrección de errores, hallaron la elasticidad precio de la oferta de arroz cáscara de corto plazo de 0,13 y para el largo plazo estimaron la elasticidad igual a 0,18.

Trabajos recientes encuentran otros resultados sobre estimación de elasticidades precio de la oferta de arroz cáscara, como en Indonesia, Prasada et al., (2018) en su estudio determinaron para el corto plazo un coeficiente de elasticidad igual a 0,1468 el cual es menor comparado con en este estudio. Para el largo plazo fue de 0,3420 que es similar al coeficiente de elasticidad de largo plazo determinado en el presente estudio. Además, determinaron el coeficiente de ajuste de 0,4293 el cual es menor al que se encontró en esta investigación. Estos autores utilizaron series temporales de área cosechada de arroz cáscara, el precio real del arroz cáscara a nivel de agricultor, el área de tierra irrigada, y el área cosechada de arroz cáscara del año anterior, en el período de 1991 a 2015, utilizando el modelo de Nerlove, con el análisis de cointegración y el modelo de corrección de errores. De la misma manera en la India hallaron para el largo plazo el coeficiente de la elasticidad precio de la oferta de arroz igual a 0,19 (Vikas et al., 2018). Quienes relacionan la serie de tiempo en logaritmo natural área sembrada de arroz, con las series de tiempo también en logaritmo natural, precio de arroz en la cosecha rezagado un período, producción de arroz rezagada un período, área irrigada rezagada un período y área sembrada de arroz rezagada un período. Utilizan el análisis de cointegración y su modelo de corrección de errores, que consideran como una variante del modelo nerloviano, para el período de 1966-67 a 2008-09. También, estiman la elasticidad precio de la oferta de arroz de corto plazo igual a 0,02; el cual es demasiado bajo en comparación con el determinado en la presente investigación.

En cambio, otros trabajos de investigación encontraron elasticidades tan diferentes que son cercanas a cero y negativas. Tales como, Briceño et al., (2005) en su estudio para Chile obtuvo el valor de 0,046 para la elasticidad precio de corto plazo, y un valor de 0,076 en el largo plazo. En Pakistán encontraron una elasticidad de 0,037 en el corto plazo, y una elasticidad de 0,091 en el largo plazo (Khan et al., 2019).

También, Shende et al., (2017) para la India encontraron elasticidades de corto plazo que fluctúan entre -0,002 a 0,079; y elasticidades de largo plazo que fluctúan entre 0,001 a 6,630. En el Perú, se ubicó un estudio en el cual indican una elasticidad precio de la oferta de arroz de corto plazo de 0,50 (Merril, 1967, citado en Askari y Cummings, 1977). El cual es más del doble comparado con la elasticidad precio de la oferta de arroz de corto plazo estimada en este trabajo.

Comparando con otros productos agrícolas se tiene que Cansino Escalante et al. (2022) para Colombia hallaron una elasticidad inelástica para la producción de papa con respecto a su precio y fertilizantes en el corto y largo plazo, además, encontraron un coeficiente de ajuste de 0,7. Para la cebada Tenaye (2020) encontró una elasticidad de corto y largo plazo igual a 0,44 y 0,40 respectivamente, y para el trigo eran negativas e insignificantes tanto a corto plazo como a largo plazo. Asimismo, para el tabaco y trigo en Pakistán Shahzad et al. (2018) estimaron elasticidades positivas y estadísticamente significativas a corto plazo y largo plazo para el tabaco, mientras que para el trigo estimaron elasticidades negativas y estadísticamente significativas, tanto para el corto plazo como para el largo plazo.

6. Conclusiones

Los resultados obtenidos muestran que la serie de tiempo superficie cosechada de arroz cáscara transformada en logaritmo natural y la serie de tiempo precio real del arroz cáscara transformada en logaritmo natural son integradas de orden cero, lo que indica la no presencia de una raíz unitaria en su proceso generador, por tanto, las series son estacionarias. En este sentido, el modelo de regresión estimado en la (Ecuación 12) cumple el supuesto de normalidad con el estadístico de prueba de Jarque-Bera. También, cumple con el supuesto de no heterocedasticidad con el estadístico de prueba de White. Del mismo modo cumple con el supuesto de no autocorrelación con el estadístico de prueba de Breusch-Goodfrey. De la misma manera, cumple el supuesto de no colinealidad con el factor de inflación de la varianza. Además, los coeficientes de regresión parcial son significativos tanto individualmente como en forma conjunta, y el coeficiente de determinación es alto.

En el Perú, la elasticidad precio de la oferta de arroz cáscara es 0,203866 en el corto plazo, lo cual indica que, en el corto plazo hay una relación positiva entre la superficie cosechada de arroz cáscara y el precio real del arroz cáscara. Además, expresa que la elasticidad precio de la oferta de arroz cáscara en el corto plazo es inelástica. Es decir, en el corto plazo si el precio real del arroz cáscara se incrementa en un uno por ciento, entonces, la superficie cosechada de arroz cáscara se incrementaría en 0,203866 por ciento en el siguiente período, manteniendo todo lo demás constante. Este resultado muestra que, en el corto plazo, el productor de arroz cáscara en el Perú no es muy sensible ante cambios en su precio. Posiblemente el productor de arroz cáscara en el corto plazo considera otras variables además del precio para la toma de decisiones con respecto al uso de la superficie destinada a la producción de arroz cáscara. En cuanto a la elasticidad precio de la oferta de arroz cáscara en el largo plazo es 0,335631 para los productores de arroz del Perú. Ello denota que en el largo plazo también existe una relación positiva entre la superficie cosechada de arroz cáscara y el precio real del arroz cáscara. También, indica que la elasticidad precio de la oferta de arroz cáscara en el largo plazo es inelástica. En consecuencia, en el largo plazo si el precio real del arroz cáscara aumenta en un uno por ciento, entonces, la superficie cosechada de arroz cáscara aumentaría en 0,335631 por ciento permaneciendo todo lo demás constante.

En este sentido, la presente investigación es un punto de partida para posteriores investigaciones, en las cuales se consideren incluir otras variables independientes que puedan afectar la oferta de arroz cáscara, como, por ejemplo, el precio real de productos agrícolas sustitutos del arroz cáscara, así como el precio real de productos complementarios del arroz cáscara que no han sido considerados en esta estimación. Igualmente, en vez de utilizar la superficie cosechada de arroz cáscara como variable dependiente, también, se pueden utilizar la producción de arroz cáscara en toneladas o el rendimiento de arroz cáscara en toneladas por hectárea. La estimación de elasticidades de la oferta de corto plazo como de largo plazo, se pueden aplicar para estudiar la oferta de otros productos agrícolas, tanto de cultivos transitorios como de cultivos permanentes. La producción de arroz cáscara contribuye en el fortalecimiento de la seguridad alimentaria del Perú, por ello, los hallazgos del presente trabajo son relevantes para el sector arrocero del país. Tan es así que se identifica el comportamiento del productor de arroz cáscara como un productor que no es muy sensible ante los cambios en el precio del arroz cáscara, tanto a corto plazo como a largo plazo. También, estos hallazgos son relevantes para llevar a

cabo comparaciones con el comportamiento de los productores de arroz cáscara de otros países de la región latinoamericana.

Referencias

- Askari, H., Cummings, J. T. (1977). Estimating Agricultural Supply Response with the Nerlove Model: A Survey. *International Economic Review*, 18(2), 257-292. <https://scholar.google.com/citations?user=imsTYdoAAAAJ&hl=en>
- Boansi, D. (2014). Yield response of rice in Nigeria: A co-integration analysis. *American Journal of Agriculture and Forestry*, 2(2), 15-24. <http://doi.org/10.11648/j.ajaf.20140202.11>
- Briceño, F., Rojas, A., Coydán, I. (2005). Políticas de Precios en Chile: El caso de los Cereales. *Panorama Socioeconómico*, (31), 58-70. <http://www.panorama.utralca.cl/dentro/2005-dic/articulo5%5B1%5D.pdf>
- Cancino, S., Escalante, G. O. C, Ricketts, D. F. C. (2020). Estimación de una función de costos del arroz para la región de los Santanderes, Colombia. *Custos e Agronegocio*, 16(3), 523-538. <http://www.custoseagronegocioonline.com.br/cinquenta%20e%20sete.html>
- Cancino Escalante, G. O., Cansino, S. E., Cancino Ricketts, D. F. (2022). A vector error correction model to estimate potato supply response in Colombia. *Ciencia y Tecnología Agropecuaria*, 23(2), e2518. https://doi.org/10.21930/rcta.vol23_num2_art:2518
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431. https://www.researchgate.net/publication/243644934_Distribution_of_the_Estimators_for_A_utoregressive_Time_Series_With_a_Unit_Root
- Gujarati, D. N., Porter, D. C. (2010). *Econometría*. (Quinta edición). McGraw-Hill/Interamericana Editores.
- Khan, S. U., Faisal, M. A., Ul Haq, Z., Fahad, S., Ali, G., Khan, A. A., Khan, I. (2019). Supply response of rice using time series data: Lessons from Khyber Pakhtunkhwa Province, Pakistan. *Journal of the Saudi Society of Agricultural Sciences*, 18(4), 458-461. <https://doi.org/10.1016/j.jssas.2018.03.001>
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199611\)11:6%3C601::AID-JAE417%3E3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6%3C601::AID-JAE417%3E3.0.CO;2-T)
- Nerlove, M. (1956). Estimates of the Elasticities of Supply of Selected Agricultural Commodities. *American Journal of Agricultural Economics*, 38(2), 496-509. <https://doi.org/10.2307/1234389>
- Parkin, M. (2018). *Economía*. (Decimosegunda edición). Pearson Educación de México.
- Perú. Banco Central de Reserva. (2019). Cuadro de equivalencias. <https://www.bcrp.gob.pe/billetes-y-monedas/unidades-monetarias/tabla-de-equivalencias.html>
- Perú. Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2019a). Encuesta nacional Agropecuaria 2018. Principales resultados pequeñas, medianas y grandes unidades agropecuarias 2014-2018. https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1697/libro.pdf
- Perú. Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2019b). Panorama de la Economía Peruana 1950-2018 Año Base 2007. https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1654/libro.pdf
- Perú. Ministerio de Desarrollo Agrario y Riego. (2020). Marco orientador de cultivos. Campaña agrícola 2020-2021. https://cdn.www.gob.pe/uploads/document/file/1113474/Anexo_-_Marco_Orientador_de_Cultivos.pdf
- Perú. Ministerio de Desarrollo Agrario y Riego. (2019a). Sistema Integrado de Estadísticas Agrarias (SIEA). Serie de Estadísticas de Producción Agrícola (SEPA). <https://siea.midagri.gob.pe/portal/sistemas-informacion>
- Perú. Ministerio de Desarrollo Agrario y Riego. (2019b). Anuario Estadístico de la Producción Agrícola 2018. https://siea.midagri.gob.pe/portal/phocadownload/datos_estadisticas/anuarios/agricola/agricola_2018.pdf
- Pindyck, R. S., & Rubinfeld, D. L. (2013). *Microeconomía*. (Octava edición). Pearson Educación.
- Prasada, I. Y., Dhamira, A., & Nugroho, A. D. (2018). Supply Response of Paddy in East Java: Policy Implications to Increase Rice Production. *AGRARIS: Journal of Agribusiness and Rural*

- Development Research*, 4(2), 129-138.
<https://journal.umy.ac.id/index.php/ag/article/view/4555>
- Quintero Peña, J. W., López Naranjo, H. A. (2011). Respuesta de la oferta de arroz en Colombia 1994-2008. *Revista Mundo Económico y Empresarial*, (10), 60-72.
<http://revistas.ut.edu.co/index.php/rmee/article/view/580>
- Quispe-Mamani, E., Quispe, W., Turpo-Gebera, O. (2023). Recentralization, intergovernmental conflicts and territorial inequality: perspective of local governments in Peru. *Brazilian Journal of Public Administration*, 57(2). <https://doi.org/10.1590/0034-761220220245>
- Ramírez Gómez, M., Martínez Covalada, H. J., Ortiz, L. X., González, F. A., & Barrios, C. A. (2004). Respuestas de la oferta y la demanda agrícola en el marco de un TLC con Estados Unidos. *Observatorio Agrocadenas Colombia*, (49), 1-61.
<https://repositorio.iica.int/handle/11324/7570>
- Ramírez Suárez, A., Castillo Tamayo, S. T. (1986). Estimación de elasticidades precio de oferta mediante modelos de ajuste parcial. *Revista ICA*, 21(2), 92-101.
<https://repository.agrosavia.co/handle/20.500.12324/15451>
- Shahzad, M., Jan, A. U., Ali, S., Ullah, R. (2018). Supply response analysis of tobacco growers in Khyber Pakhtunkhwa: An ARDL approach. *Field Crops Research*, 218, 195-200.
<https://doi.org/10.1016/j.fcr.2018.01.004>
- Shende, N. V., Valvi, I. U., & Shende, P. V. (2017). Growth dynamics and acreage response of paddy in Eastern Vidarbha zone of Maharashtra. *International Research Journal of Agricultural Economics and Statistics*, 8(1), 121-129. <https://doi.org/10.15740/HAS/IRJAES/8.1/121-129>
- Tanko, M., & Alidu, A. F. (2016). Supply Response of Domestic Rice and Price Risk in Northern Ghana. *American International Journal of Social Science*, 5(4), 107-115.
<https://www.aijssnet.com/journal/index/463>
- Tenaye, A. (2020). New Evidence Using a Dynamic Panel Data Approach: Cereal Supply Response in Smallholder Agriculture in Ethiopia. *Economies Open Access*, 8(3).
<https://doi.org/10.3390/economies8030061>
- Umar, H. S., Abdullah, A. M., Shamsudin, M. N., Mohamed, Z. A. (2015). Welfare Implication of Paddy Price Support Withdrawal from Malaysian Rice Sector: Partial Equilibrium Method Approach. *Agricultura Tropica Et Subtropica*, 48(3-4), 45-52. <https://doi.org/10.1515/ats-2015-0007>
- Vikas, Manocha, V., Goyal, S. K. (2018). Estimation of Acreage Response of Major Crops in Haryana using Co-integration Approach. *International Journal of Current Microbiology and Applied Sciences*, 7(3), 2890-2903. <http://doi.org/10.20546/ijcmas.2018.703.334>