

INSTITUTO DE ESTUDIOS AVANZADOS EN DESARROLLO



INFLUENCIA DE LOS FACTORES DE OFERTA EN LA EXPORTACIÓN DE LA QUINUA EN BOLIVIA

Por:

Ernesto Bernal Martinez

Serie Documentos de Trabajo sobre Desarrollo

No. 1/2026

La Paz, enero 2026

Las opiniones expresadas en este documento les pertenecen a sus autores y no necesariamente reflejan la posición oficial de las instituciones auspiciadoras ni de la Fundación INESAD (Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo). Los derechos de autor le pertenecen al autor y/o a las instituciones auspiciadoras, si las hubiere. El documento solamente puede ser descargado para uso personal.



Influencia de los factores de oferta en la exportación de la quinua en Bolivia*

Ernesto Bernal Martinez**

Resumen

El objetivo de esta investigación consiste en identificar los factores de oferta (las variables) que inciden en las exportaciones de quinua en Bolivia.

Para ello, bajo la hipótesis de que los determinantes de las exportaciones están en el lado de la oferta, se utiliza la técnica econométrica de los Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

Como principal conclusión, del periodo de estudio 1991-2018, se observa que las exportaciones de quinua se generaron, esencialmente, debido al incremento de las tierras destinadas a la producción y al aumento de los precios internacionales.

Palabras clave: exportación; quinua, precio.

Código JEL: B21, F10, C22.

* Esta investigación forma parte del trabajo colaborativo entre INESAD y el Instituto de Investigaciones Económicas (IIE) de la Facultad de Ciencias Económicas Financieras y Administrativas de la Universidad Técnica de Oruro (UTO). Las opiniones y análisis expresados en este documento son responsabilidad exclusiva del autor y no compromete necesariamente la posición de las instituciones a las que pertenece.

** Ph.D. (c) en Economía. Docente-Investigador, Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, Financieras y Administrativas de la Universidad Técnica de Oruro. E-mail: ebernal@ing.uchile.cl.

Abstract

This research aims to identify the supply factors (as variables) affecting quinoa exports in Bolivia.

To do so, under the hypothesis that the determinants of the level of exports are on the supply side, the econometric technique of Ordinary Least Squares (OLS) is used.

The main conclusion from the study period 1991-2018 is that quinoa exports were generated essentially due to the increase in land dedicated to production and the increase in international prices.

Keywords: export; quinoa, price.

JEL code: B21, F10, C22.

1. Introducción

En el ámbito de la literatura internacional, las investigaciones sobre los aspectos que influyen en el rendimiento de las exportaciones agrícolas abarcan elementos relacionados con la demanda (Hassanain y Gabr, 2020), la oferta (Ketema, 2020), o incluso ambos a la vez (Baikunth, 2020; Eshetu y Mehare, 2020). De acuerdo con la teoría económica neoclásica, los factores que limitan la producción no se encuentran principalmente en el lado de la demanda, sino más bien en el de la oferta (Hudea, 2015).

Los análisis centrados en las exportaciones agrícolas que incluyen a sus correspondientes factores de oferta consideran que la producción agrícola es una de las variables explicativas más importantes, de manera que mayores niveles de producción se traducen en mayores volúmenes de exportación (Abukari y Cunfeng, 2021; Boansi *et al.*, 2014). No obstante, debido a que la cantidad producida está determinada por la cantidad de hectáreas cosechadas y el rendimiento por hectárea (productividad), es necesario desglosar la producción en estas dos variables para un análisis más preciso, y así examinar el impacto individual de cada una en las exportaciones del sector quinuero en Bolivia.

A nivel internacional, son escasas las investigaciones que toman en cuenta las hectáreas cosechadas y el rendimiento como variables explicativas del desempeño en las exportaciones, a pesar de que ambas están directamente involucradas en la determinación del nivel de producción y, por ende, en las exportaciones. Entre los pocos estudios existentes se encuentran los realizados por Lugo *et al.* (2018) y Akinniran y Olatunji (2018).

Más aún, en Bolivia no se ha realizado ninguna investigación empírica que parta desde el punto de vista de la oferta y que, además, haya tenido en cuenta la cantidad de tierras cultivadas y el rendimiento como variables explicativas del rendimiento de las exportaciones de quinua. Por tal motivo, el propósito de este estudio consiste en determinar la influencia de los factores de oferta en las exportaciones de la quinua. Con tal fin, y siguiendo la hipótesis de que los determinantes se encuentran en el lado de la oferta -lo que está respaldado por una fundamentación teórica-, se llevarán a cabo regresiones econométricas con la técnica de los Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

El objetivo de esta investigación consiste, pues, en identificar los factores de oferta que inciden en las exportaciones de la quinua en Bolivia.¹

2. Marco teórico

En el contexto de la teoría del comercio internacional, presentada por Krugman y Obstfeld (2005), existen modelos que explican cómo las variables de la oferta influyen en la exportación de productos agrícolas (Zanin y Bacchi, 2017; Alves y Bacchi, 2004; Silva y López, 2011 entre otros).

Inicialmente, la exportación de productos agrícolas (X) se define como el resultado de restar la demanda (QD) a la oferta doméstica (QS), lo que genera un saldo exportable cuando la oferta supera a la demanda. De manera formal:

$$X = QS - QD$$

La función de oferta doméstica (QS) se define como:

$$QS = QS(P, T, K, J)$$

Donde P representa el precio del producto agrícola, T abarca recursos naturales como la tierra y el agua, K incluye bienes de capital como maquinaria y herramientas agrícolas, y J se refiere al nivel de tecnología utilizada en la producción.

La producción de la quinua se destina principalmente al mercado internacional, lo que resulta en un bajo consumo doméstico. Teniendo en cuenta la escasa demanda interna, se ha establecido una función de exportación de quinua con base en dicha demanda, realizando los ajustes necesarios.

$$X = QS(P, T, K, J) - QD = X(P, T, K, J)$$

¹ Agradecimientos especiales a la licenciada Cecilia Lenis, investigadora *junior* de la Fundación INESAD, por la obtención de la información y los datos.

De acuerdo con el modelo, las exportaciones de quinua están condicionadas por el precio, por la disponibilidad de tierras agrícolas y bienes de capital, y por el nivel tecnológico. Se considera que en un sector con pleno empleo solo los factores de oferta determinan la producción y la exportación, sin tener en cuenta a la demanda doméstica. Además, se supone que el precio que recibe el productor de quinua guarda similitud o paralelismo con el precio internacional.

La demanda mundial y sus factores determinantes se abstraen porque se asume una economía pequeña, lo que implica una demanda mundial infinita y además justifica la abstracción de los ingresos de los países socios comerciales.

3. Metodología

En esta investigación se utilizó un modelo de regresión múltiple no lineal para examinar la relación entre la variable dependiente y las variables independientes. También se aplicaron modelos de tendencia determinística y atenuación exponencial.

3.1. Regresión múltiple lineal y no lineal: Expresión del modelo de forma matricial

En la regresión múltiple se supone que las variaciones de Y_i que se intentan explicar se deben a K variables independientes; es decir, X_1, X_2, \dots, X_K . Dado que en la realidad no pueden existir relaciones determinísticas completas, se considera la inclusión del término de perturbación ε (Rosales y Bonilla, 2006). Resulta útil analizar el modelo clásico de regresión lineal utilizando un enfoque matricial.

Imaginemos un modelo lineal con la siguiente forma:

$$Y = \beta_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon$$

Si tenemos n observaciones independientes y_1, y_2, \dots, y_n de Y , podemos escribir y_i de la siguiente manera:

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \cdots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i$$

Donde x_{ij} es el valor de la j -ésima variable independiente para la i -ésima observación, siendo $i = 1, 2, 3, \dots, n$. Ahora, definamos las siguientes matrices, $x_i = 1$:

$$Y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix}, \quad X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1k} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2k} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{nk} \end{bmatrix}, \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix}, \quad \varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

Por lo tanto, las n ecuaciones que representan a y_i como una función de las x_{ij} , los β y ε_i se pueden expresar simultáneamente y de manera concisa como:

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

3.2. Método de estimación de mínimos cuadrados ordinarios (MCO)

De acuerdo con Fernández (2001), en este método se busca obtener un estimador para un vector de parámetros desconocido $\hat{\beta}$ que minimice la suma del cuadrado de los errores S , donde:

$$S = \sum \varepsilon^2 = \varepsilon' \varepsilon = (Y - X\hat{\beta})'(Y - X\hat{\beta})$$

y además:

$$\hat{\beta}_{MCO} = (X'X)^{-1}(X'Y)$$

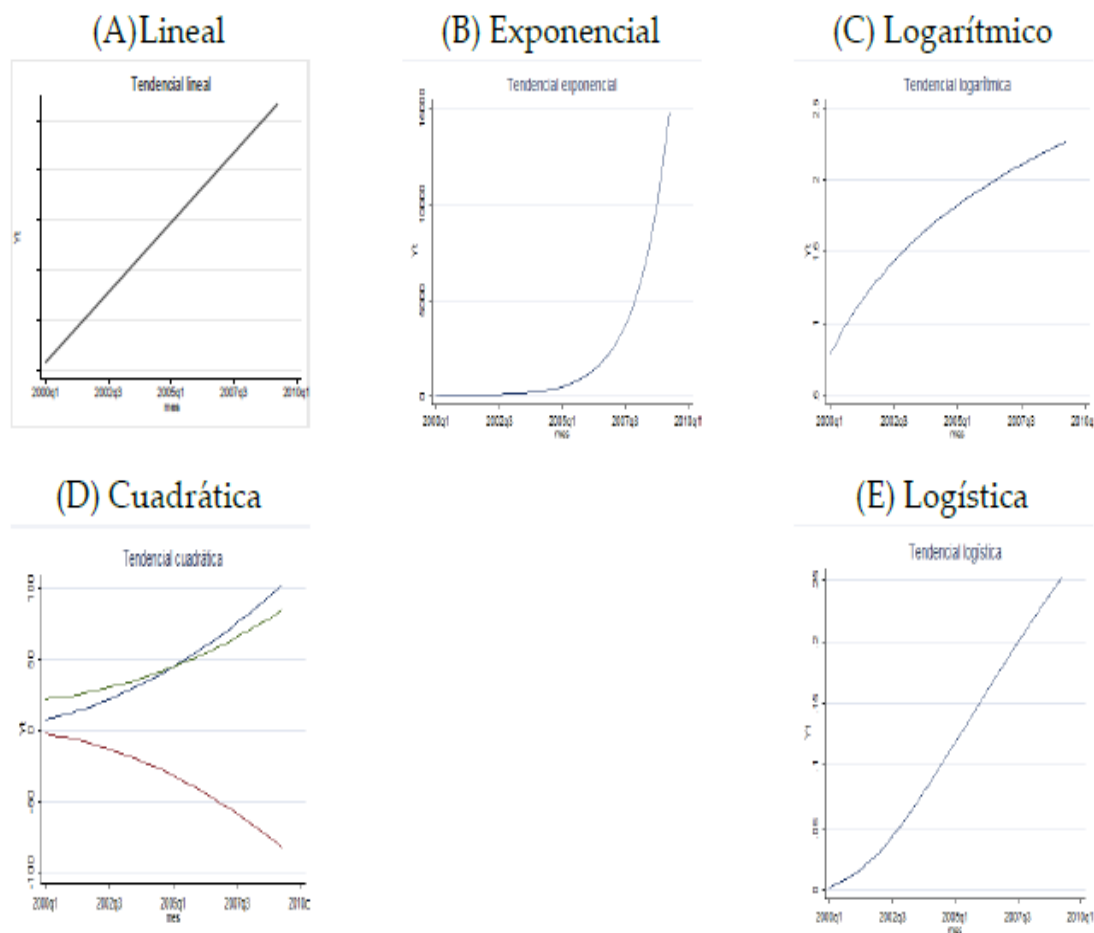
Al minimizar S con respecto a $\hat{\beta}$ se encuentra el estimador de mínimos cuadrados ordinarios de regresión múltiple:

$$\hat{\beta}_{MCO} = (X'X)^{-1}(X'Y)$$

3.3 Modelos de pronósticos con tendencia determinística

De acuerdo con Greene (1999) es posible observar gráficamente la tendencia de una serie de tiempo y utilizarla para definir su forma funcional. Dependiendo de su trayectoria, esta puede ser lineal, exponencial, logarítmica, cuadrática o logística. A partir del comportamiento tendencial de Y_t podemos construir un modelo que conste de una parte determinística ($\beta_0, \beta_1 T_{1t}, \dots, \beta_k T_{kt}$) y una parte estocástica o aleatoria (ε_t), combinadas económicamente.

Figura 1. Formas funcionales para modelos deterministas con tendencia



Fuente: Rosales y Bonilla (2006).

$$Y_t = F(\beta_0, \beta_1 T_{1t}, \dots, \beta_k T_{kt}, \varepsilon_t)$$

Específicamente, la ecuación define a Y_t como el resultado de una combinación entre una relación constante ($\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$) a lo largo del tiempo y una parte impredecible (ε_t) acumulada periodo a periodo. Se supone que las funciones implícitas para la tendencia de

Y_t están contenidas en la ecuación y que están desagregadas. Estas funciones, a excepción de la forma de Box-Cox, pueden ser estimadas mediante modelos de regresión por MCO.

No obstante, si no se logra establecer gráficamente el comportamiento de la tendencia, exceptuando la forma Box-Cox, resulta necesario estimar cada relación en el cuadro y seleccionar la más apropiada, considerando lo siguiente:

1. Que los signos de los parámetros ($\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$) sean coherentes con las expectativas previas.
2. La significancia parcial de los coeficientes.
3. La significancia global del modelo.
4. El coeficiente de determinación ajustado (R^2), el valor más cercano a uno.
5. Los criterios de Akaike (CA) y Schwars (CS) más pequeños.
6. La distribución normal del término estocástico ε_t .
7. La ausencia de autocorrelación entre los errores, además de la multicolinealidad, heterocedasticidad, endogeneidad y el cambio estructural.

3.4 Modelo econométrico

Para cumplir con el objetivo de investigación se plantea el siguiente modelo econométrico:

$$X = a + b*(P) + c*(T) + d*(R) + u$$

Se consideran las siguientes variables para el análisis: volumen de exportación de quinua (X), precio al productor (P), cantidad de tierras utilizadas (T), nivel de rendimiento por hectárea (R), error (u). A su vez, a, b, c y d son los parámetros a estimar.

Para la estimación de los parámetros se utiliza la técnica de MCO a través de regresiones econométricas. Para un mejor análisis, todas las variables son expresadas en logaritmos.

Debido a la naturaleza temporal de las variables, antes de llevar a cabo las regresiones econométricas se realizan pruebas de Dickey-Fuller aumentadas para verificar si existe una raíz unitaria en las primeras diferencias. Además, se evalúa la consistencia de los resultados econométricos mediante pruebas de autocorrelación, multicolinealidad, heteroscedasticidad y normalidad en la distribución de los residuos.

4. Resultados

4.1. Análisis econométrico

De manera similar a Alori y Kutu (2019) y Zanin y Bacchi (2017), se utilizaron regresiones econométricas para estimar los parámetros utilizando la técnica de MCO con variables expresadas en logaritmos.

Dado el carácter temporal de las variables, se evaluó si las variables o series eran estacionarias antes de realizar las regresiones econométricas. Mediante la prueba de Dickey-Fuller aumentada, se encontró que todas las series no eran estacionarias en niveles. Posteriormente, se realizó la prueba de raíz unitaria a las primeras diferencias, revelando que, en este caso, sí eran estacionarias.

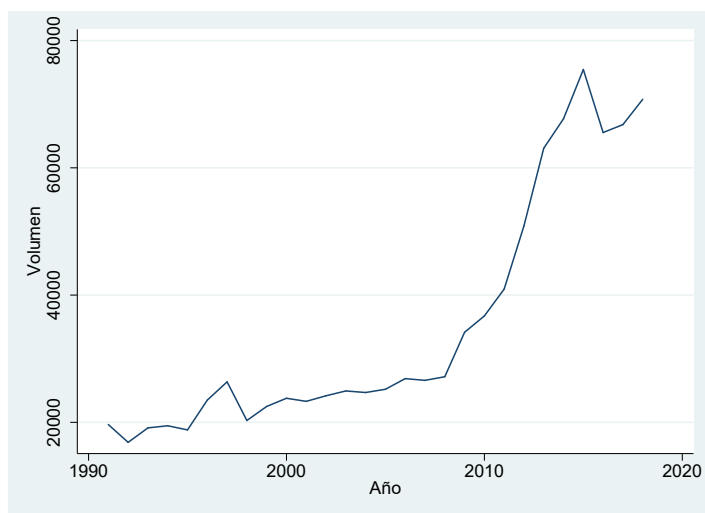
Cuadro 1. Prueba de raíz unitaria a las primeras diferencias: Probabilidades del estadístico F

Augmented Dickey-Fuller test for unit root				Number of obs	=	26
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller					
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value			
Z (t)	-4.752	-4.371	-3.596	-3.238		
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0006						
D.Dlnvolumen	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Dlnvolumen						
L1.	-1.23164	.2591931	-4.75	0.000	-1.769173	-.6941065
LD.	.3000369	.174865	1.72	0.100	-.0626109	.6626847
_trend	.0032179	.0029043	1.11	0.280	-.0028052	.009241
_cons	.0166366	.0456133	0.36	0.719	-.0779597	.1112328

Fuente: Elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística (INE).

Antes de mostrar la estimación econométrica, se presenta una figura descriptiva que muestra la evolución de las exportaciones de quinua y los factores de oferta relevantes que condicionaron dicho desempeño exportador (precio, superficie, volumen y rendimiento):

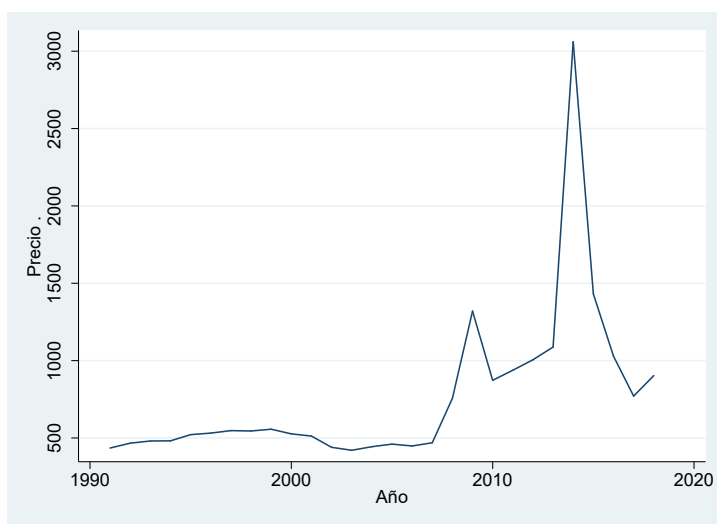
Figura 2. Bolivia: Evolución del volumen exportado de la quinua entre 1991 y 2018 (en toneladas)



Fuente: Elaboración propia con datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (*FAO*, por sus siglas en inglés).

De acuerdo a lo observado en la Figura 1, durante el período 1991-2018 se experimentó un fuerte aumento en las exportaciones de quinua.

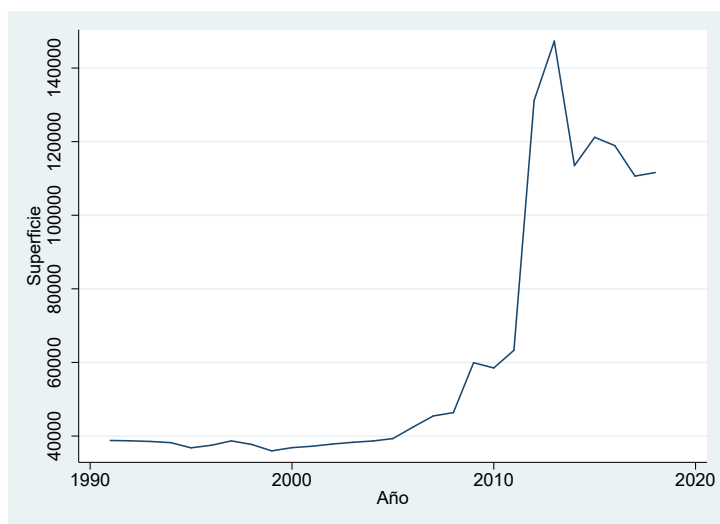
Figura 3. Bolivia: Evolución del precio de la quinua entre 1991 y 2018 (en dólares)



Fuente: Elaboración propia con datos de la *FAO*.

El precio internacional de la quinua tuvo una subida importante en el periodo 2009-2014.

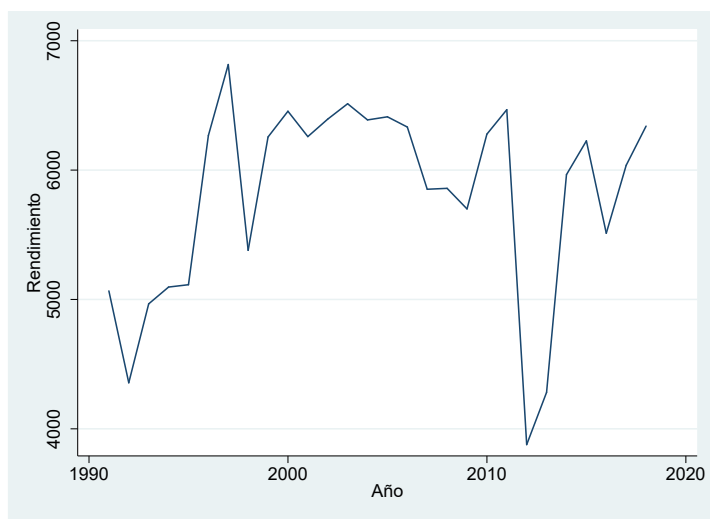
Figura 4. Bolivia: Evolución de la superficie de la quinua entre 1991 y 2018 (en hectáreas)



Fuente: Elaboración propia con datos de la *FAO*.

En consonancia con el excelente desempeño de las exportaciones, también se produjo un incremento significativo tanto en la cantidad de hectáreas cosechadas como en el rendimiento por hectárea del sector quinuero. Efectivamente, como se puede apreciar en la Figura 3, la cantidad de hectáreas cosechadas experimentó un notable aumento.

Figura 5. Bolivia: Evolución del rendimiento entre 1991 y 2018 (en hectáreas)



Fuente: Elaboración propia con datos de la *FAO*.

Asimismo, en lo que respecta al rendimiento, se observa una clara tendencia al crecimiento. Como muestra la Figura 4, el rendimiento de la quinua ha experimentado un incremento.

Además, las tendencias visualmente observadas en las exportaciones y los principales factores que condicionan la oferta están respaldadas por los coeficientes de correlación simple estimados. Así, en el Cuadro 2 se muestra que la correlación entre la exportación de quinua y el precio es de 0,68, y con la superficie la correlación es de 0,94; en cambio, la correlación con el rendimiento es negativa (-0,03).

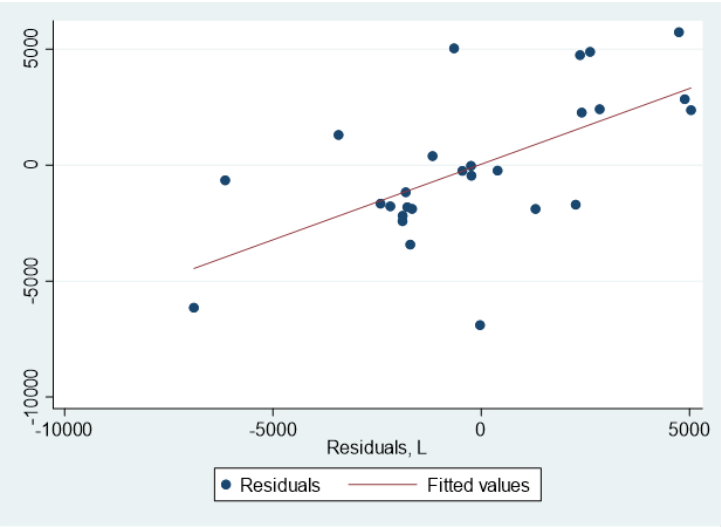
Cuadro 2. Correlación simple entre la exportación de quinua y las variables de oferta

	Precio	Superficie	Rendimiento
Exportación	0,69	0,94	-0,03

Fuente: Elaboración propia con datos de la *FAO*.

Seguidamente se presentan los resultados de las pruebas estadísticas de autocorrelación. Estos permiten evaluar el grado de consistencia del modelo.

Figura 6. Gráfico de autocorrelación



Fuente: Elaboración propia con datos de la *FAO*.

$$\text{Durbin-Watson } d\text{-statistic}(4, 28) = .7091938$$

El indicador de Durbin-Watson muestra que existen problemas de autocorrelación positiva.

Cuadro 3. Test de Autocorrelación

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	12.172	1	0.0005

Fuente: Elaboración propia con datos de la *FAO*.

La prueba de Breusch - Godfrey identifica problemas de autocorrelación de primer orden:

Cuadro 4. Test alternativo de autocorrelación

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	17.689	1	0.0000

Cuadro 5. Estimación econométrica de las exportaciones de quinua de Bolivia con variables de oferta. Prueba Cochrane-Orcutt

Cochrane-Orcutt AR(1) regression -- iterated estimates

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	27
Model	402160576	3	134053525	F(3, 23)	=	27.59
Residual	111759054	23	4859089.28	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7825
				Adj R-squared	=	0.7542
Total	513919629	26	19766139.6	Root MSE	=	2204.3

volumen	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
superficie	.3658082	.0412838	8.86	0.000	.2804061	.4512103
rendimiento	5.935711	.7815868	7.59	0.000	4.318876	7.552547
precious	1.649688	.8476857	1.95	0.064	-.1038836	3.403259
_cons	292108.5	238529.9	1.22	0.233	-201328.2	785545.1
rho	.9981073					

Durbin-Watson statistic (original) 0.709194
Durbin-Watson statistic (transformed) 2.052848

Fuente: Elaboración propia con datos de la *FAO*.

La prueba de Cochrane-Orcutt señala una estimación sin el problema de autocorrelación. El valor DW es 2,05 veces las probabilidades del estadístico F y las observaciones del R^2

son mayores a 0,05 en todos los casos, lo que indica una ausencia del problema de la autocorrelación y que los residuos de la regresión no están serialmente relacionados.

En el cuadro 3 se exponen los resultados econométricos hallados. Se observa que las exportaciones de quinua son determinadas de forma positiva por el precio al productor, la cantidad de superficie y el nivel del rendimiento por hectárea. Las variables más significativas que explican las exportaciones son la superficie, el rendimiento y, finalmente, el precio.

5. Conclusiones

El avance del sector exportador no convencional fue estimulado por el *boom* de las exportaciones agrícolas. Asimismo, el éxito notable de las exportaciones de quinua se debió a factores relacionados con la oferta agrícola, la superficie y el rendimiento.

En consecuencia, se puede concluir que las exportaciones de quinua se generaron, en esencia, debido al incremento considerable de tierras destinadas a la producción y al aumento de los precios internacionales.

Para ampliar el entendimiento sobre el tema se sugiere emplear el análisis econométrico en una mayor variedad de productos agrícolas. Además, sería beneficioso incluir, siempre que se cuente con la información necesaria, factores relacionados con los costos de producción. También sería de utilidad aumentar el número de observaciones. En relación con el impulso y la viabilidad de las exportaciones de quinua, se concluye que, como principal recomendación de política agrícola, es fundamental fomentar un crecimiento sostenible en la productividad o el rendimiento.

6. Referencias bibliográficas

- Abukari, A. y Cunfeng, T. (2021). The Export Competitiveness of Ghana's Cocoa Industry in West Africa. *Journal of Agricultural Science*, 13(3): 80-92. <https://doi.org/10.5539/jas.v13n3p80>.
- Akinniran, T. N. y Olatunji, O. V. (2018). Effects of Exchange Rate on Agricultural Export in Nigeria. *International Journal of Engineering Science Invention*, 7(8): 32– 40.
- Alori, A. D. y Kutu, A. (2019). Export Function of Cocoa Production, Exchange Rate Volatility and Prices in Nigeria. *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 11(2): 1-14. [https://doi.org/10.22610/jebs.v11i2\(J\).2813](https://doi.org/10.22610/jebs.v11i2(J).2813).
- Alves, L.R.A. y Bacchi, M.R.P. (2004). Oferta de exportação de açúcar do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 42(1): 9-33. <https://doi.org/10.1590/S0103-20032004000100001>.
- Baikunth, R. (2020). Determinants of Agricultural Exports in India: A Commodity Level Analysis. *Parikalpana-KIIT Journal of Management*, 16(1/2): 58-71. <https://doi.org/10.23862/kiit-parikalpana/2020/v16/i1-2/204558>.
- Boansi, D., Odilon, B., Lokonon, K. y Appah, J. (2014). Determinants of Agricultural Export Trade: Case of Fresh Pineapple Exports from Ghana. *British Journal of Economics, Management & Trade*, 4(11): 1736–1754. <https://doi.org/10.9734/BJEMT/2014/10773>.
- Eshetu, F. y Mehare, A. (2020). Determinants of Ethiopian Agricultural Exports: A Dynamic Panel Data Analysis. *Review of Market Integration*, 12(1–2): 70–94. DOI <https://doi.org/10.1177/0974929220969272>.
- Fernández, Viviana (2001). *Econometría aplicada II*, Universidad de Chile. Santiago de Chile.

Greene, William (1999). *Análisis econométrico*. Prentice Hall, Madrid –España.

Hassanain, H. y Gabr, R. (2020). An Economic Study on Egyptian Orange Export and Its Competitiveness in the International Markets. *Zagazig Journal of Agricultural Research*, 47(2): 623-639. <https://doi.org/10.21608/zjar.2020.94500>.

Hudea, O. S. (2015). Classical, Neoclassical and New Classical Theories and Their Impact on Macroeconomic Modelling. *Procedia Economics and Finance*, 23: 309-312. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)00506-7](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)00506-7).

Ketema, A. M. (2020). Determinants of Agricultural Output in Ethiopia: ARDL Approach to Co-Integration. *International Journal of Business and Social Research*, 10(3): 1-10. <http://dx.doi.org/10.18533/ijbsr.v10i3.1293>.

Krugman, P.R. y Obstfeld, M. (2005). *Economía internacional: teoría y política*. Pearson
Lugo, A. E. R., Sáenz, J.A. y Lugo, J. L. (2018). La productividad como determinante de la competitividad de las exportaciones de aceite de palma del departamento del Magdalena Colombia, 2007-2015. *Saber, Ciencia y Libertad* 13(1): 145-163. <https://doi.org/10.18041/2382-3240/saber.2018v13n1.2088>.

Rosales, R. y Bonilla, J (2006). *Introducción a la econometría*. Ediciones UNIANDES. Bogotá - Colombia.

Silva, N. y López, M. (2011). Oferta de exportação da celulosa brasileira. *Revista de política agrícola*, 20(2): 52-65.

Zanin, V. y Bacchi, M. R. P. (2017). Determinantes das exportações Brasileiras de arroz. *Revista de Economia e Agronegócio*, 15(3): 344-369. <https://doi.org/10.25070/rea.v15i3.468>

ANEXOS

Anexo 1. Test Dickey-Fuller

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 27

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z (t)	-2.091	-4.362	-3.592	-3.235

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.5510

D.lnexpus	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnexpus						
L1.	-.3366815	.1609992	-2.09	0.047	-.6689675	-.0043954
_trend	.0562903	.0283738	1.98	0.059	-.0022704	.114851
_cons	2.2099	.9805398	2.25	0.034	.1861649	4.233634

Fuente: Elaboración propia con datos de la *FAO*.

Anexo 2. Test Dickey-Fuller Aumentada

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 26

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z (t)	-1.610	-4.371	-3.596	-3.238

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.7886

D.lnexpus	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnexpus						
L1.	-.2923642	.1816329	-1.61	0.122	-.6690477	.0843193
LD.	-.0028856	.2092027	-0.01	0.989	-.4367455	.4309742
_trend	.0454099	.0323919	1.40	0.175	-.0217668	.1125866
_cons	2.002359	1.083302	1.85	0.078	-.2442722	4.248991

Fuente: Elaboración propia con datos de la *FAO*.

Anexo 3. Test de Phillips-Perron

```
. pperron lnexpus, regress
```

Phillips-Perron test for unit root

```
Number of obs      =      27
```

Newey-West lags = 2

		Interpolated Dickey-Fuller		
	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z (rho)	-0.608	-17.336	-12.564	-10.240
Z (t)	-0.664	-3.736	-2.994	-2.628

MacKinnon approximate p-value for $Z(t) = 0.8559$

lnexpus	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnexpus l1.	.9754372	.0361401	26.99	0.000	.9010052	1.049869
_cons	.3537613	.3101644	1.14	0.265	-.2850342	.9925569

Fuente: Elaboración propia con datos de la *FAO*.

Anexo 4. Estimación de las exportaciones de quinua

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	28
				F(4, 23)	=	129.28
Model	6.9021e+10	4	1.7255e+10	Prob > F	=	0.0000
Residual	3.0698e+09	23	133470970	R-squared	=	0.9574
				Adj R-squared	=	0.9500
Total	7.2091e+10	27	2.6700e+09	Root MSE	=	11553

expus	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
superficie	1.113665	.3763812	2.96	0.007	.3350614	1.892269
volumen	-.5506953	.7069813	-0.78	0.444	-2.013197	.9118069
rendimiento	6.228471	5.963627	1.04	0.307	-6.10823	18.56517
precious	50.21316	5.76535	8.71	0.000	38.28662	62.13969
_cons	-88254.05	34774.97	-2.54	0.018	-160191.6	-16316.55

Fuente: Elaboración propia con datos de la *FAO*.

Anexo 5. Estimación de correlación de Pearson

	expus	precious	superf~e	rendim~o	volumen
expus	1.0000				
precious	0.8730	1.0000			
superficie	0.8933	0.6338	1.0000		
rendimiento	-0.1751	-0.0460	-0.3177	1.0000	
volumen	0.8884	0.6817	0.9434	-0.0309	1.0000

Fuente: Elaboración propia con datos de la *FAO*.