

## Aplicación del método de vectores autorregresivos para estimar la oferta de huevos en Colombia

### *Application of the autoregressive vector method to estimate the supply of eggs in Colombia*

Susan Elsa Cancino<sup>a</sup>, Giovanni Orlando Cancino-Escalante<sup>b</sup>, Daniel Francisco Cancino-Ricketts<sup>c</sup>

<sup>a</sup>MBA, susancancino@hotmail.com, <https://orcid.org/0000-0001-7827-8502>, Investigadora del Grupo Biotecnología Vegetal de la Universidad de Pamplona, Pamplona, Colombia.

<sup>b</sup>Ph.D. Biotecnología, gcancino@unipamplona.edu.co, <https://orcid.org/0000-0002-3812-1129>, Profesor Titular de la Universidad de Pamplona, Pamplona, Colombia.

<sup>c</sup>Estudiante de Biología, dfranciscocancino@javeriana.edu.co, <https://orcid.org/0000-0003-4605-6360>, Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá, Colombia.

**Forma de citar:** Cancino, S. E., Cancino-Escalante, G. O., Cancino-Ricketts, D. F. (2022). Aplicación del método de vectores autorregresivos para estimar la oferta de huevos en Colombia. *Eco Matemático*, 13(2), 18-28. <https://doi.org/10.22463/17948231.3490>

Recepción: 02/02/2022

Aprobación: 05/31/2022

#### Palabras clave

Vector Autorregresivo, Prueba de Raíz Unitaria, Cointegración, Descomposición De La Varianza, Sector Avícola

#### Keywords

Autoregressive Vector, Unit Root Test, Cointegration, Variance Decomposition, Poultry Sector

**Resumen:** El propósito del estudio fue evaluar la oferta de huevos mediante variaciones en su propio precio y del maíz para el periodo 1998-2020 utilizando un modelo multivariado de series temporales. Se utilizó el método de los vectores autorregresivos para la estimación empírica y de acuerdo con los resultados las series de tiempo propuestas fueron integradas de orden uno, estadísticamente significativas, inelásticas y congruentes con la teoría económica. Igualmente, se evidenció la existencia de una relación de causalidad de Granger entre las variables precio del huevo y del maíz con la producción de huevos. Las funciones de impulso respuesta y la descomposición de la varianza identificaron que el precio del huevo no constituye la principal variable que explica los movimientos de la oferta de huevo. Como conclusión se puede argüir que las políticas públicas relacionadas con los precios podrían no ser un instrumento eficaz para incrementar la producción.

**Abstract:** The purpose of the study was to evaluate egg supply through variations in its own price and of corn for the period 1998-2020 using a multivariate times series model. The vector autoregressive method was used for the empirical estimation and according to the results, the proposed time series were integrated of order one, statistically significant, inelastic and congruent with economic theory. The existence of a Granger causal relationship between the variables price of egg and corn with egg production was evidenced. The impulse response functions and the decomposition of the variance identified that the price of eggs is not the main variable that explains the movements of the supply of eggs, which can be argued that public policies related to prices are not an effective instrument to increase production

\*Autor para correspondencia [susancancino@hotmail.com](mailto:susancancino@hotmail.com)

<https://doi.org/10.22463/17948231.3490>

## Introducción

La importancia del sector agropecuario y su papel en el desarrollo económico de los países ha sido reconocida a nivel mundial y distintos autores han destacado su contribución a la creación de empleo, la generación de ingresos y la mejora en la seguridad alimentaria (Bojnec y Fertő, 2022; Feisali y Niknami, 2021; Bula, 2020). Entre las principales actividades económicas del sector se encuentra la avicultura que ha venido desempeñado una función esencial en el suministro de alimentos por lo cual los huevos y la carne de pollo son considerados como una de las principales fuentes de proteína de calidad (Vanany et al, 2021; Borisova *et al*, 2021; Noelle, Durán y Valenzuela, 2020). Según la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (2020), China es el mayor productor avícola con el 42%, seguido de los Estados Unidos (7%) e India (6%).

En Colombia el subsector avícola ha evolucionado pasando de una actividad artesanal, familiar y de pequeña escala a una con características industriales aportando en el año 2019 un porcentaje del 14.3% al producto interno bruto (PIB) agropecuario y generando cerca de 400.000 empleos directos e indirectos distribuidos dentro de la cadena productiva. Asimismo, viene desarrollando sus actividades en diversas regiones concentrando la producción de huevo y carne de pollo básicamente en los departamentos del Valle del Cauca, Cundinamarca, Santander y Antioquia (Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural, 2020).

Por otra parte, desde la implementación del tratado de libre comercio con los Estados Unidos, quienes poseen una menor estructura de costos que los productores colombianos, la importación de carne de pollo se ha incrementado pasando de un total de 40 mil toneladas en 2012 a 100 mil toneladas en el 2019 (Ávila, 2020). Además, en el caso del huevo los precios de venta actualmente no cubren los costos de producción por lo cual ha

tenido un efecto en los ingresos y la rentabilidad económica de los avicultores (Federación Nacional de Avicultores de Colombia, 2020).

En este sentido, el estudio de la respuesta de la oferta del sector agropecuario ha obtenido especial atención entre los economistas agrarios. De acuerdo a Tripathi y Prasad (2009) se han hecho diversos intentos empíricos y utilizado diferentes métodos para estimar la respuesta de la producción a los cambios en los precios y otros factores exógenos. Los primeros trabajos se remontan al modelo propuesto por Nerlove (1958) y posteriormente a sus versiones adaptadas y modificadas de los cuales dependen en gran medida del tipo de producción agropecuaria y de los datos disponibles. Sin embargo, este modelo ha sido criticado una vez que las variables son medidas en niveles, por el cual no considera las propiedades de estacionariedad. En este sentido, en caso de confirmarse la presencia de raíz unitaria, común en la mayoría de las series económicas, la significatividad estadística de las pruebas de las regresiones estimadas no tendría sentido y el uso del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) podría producir resultados espurios (Ozkan, Rahmive, y Kizilay, 2011; Mose, Burger y Kuyvenhoven, 2007).

Por consiguiente, la aplicación de otras metodologías de estimación, como las que provienen del modelo multivariado de series temporales, como los vectores autorregresivos (VAR), son una alternativa para superar las limitaciones empíricas de los enfoques de ajuste parcial, una vez que se basan en una investigación previa de la estacionariedad de las series (Barrientos-Marín y Vasco-Correa, 2020). El modelo VAR fue originalmente propuesto por Sims (1980) y se fundamenta en un sistema de ecuaciones simultáneas donde cada variable endógena se explica por su propio rezago y “por los valores rezagados de todas las demás variables endógenas” (Gujarati, 2009, p. 775).

Asumiendo la existencia de una relación entre dos variables endógenas estacionarias ( $y_{1t}$  e  $y_{2t}$ ), de primer orden ( $p = 1$ ) y errores ( $\mu_{1t}$  y  $\mu_{2t}$ ) de tipo ruido blanco (media cero, varianza constante y no correlacionados entre sí) se obtendría un modelo con dos ecuaciones (1, 2) (Lutkepohl, 2005).

$$y_{1t} = \beta_{10} + \sigma_{12} y_{2t} + \beta_{11} y_{1t-1} + \beta_{12} y_{2t-1} + \mu_{1t} \quad (1)$$

$$y_{2t} = \beta_{20} + \sigma_{21} y_{1t} + \beta_{22} y_{1t-1} + \beta_{22} y_{2t-1} + \mu_{2t} \quad (2)$$

que en su forma matricial son representadas como (3):

$$\begin{bmatrix} 1 & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1t-1} \\ Y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

por el cual al reescribir en términos vectoriales se expresaría de la siguiente forma (4):

$$\Gamma X_t = B_0 + B_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde  $X_t$  se refiere a un vector que posee  $y_{1t}$  e  $y_{2t}$  (5)

$$X_t = \Gamma^{-1} B_0 + \Gamma^{-1} B_1 X_{t-1} + \Gamma^{-1} \varepsilon_t \quad (5)$$

obteniendo así, el modelo VAR en su forma estándar por el cual se puede estimar mediante el método de los mínimos cuadrados ordinarios (6)

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t \quad (6)$$

De este modo, las principales ventajas que proporciona la utilización del modelo VAR se debe a que todas las variables son consideradas endógenas, no existen restricciones en los coeficientes, siendo así, más flexible en comparación con los modelos univariados autorregresivos (Barrientos-Marín y Vasco-Correa, 2020). Además, es una herramienta

sencilla para describir y comprender la relación entre las variables, así como muy eficaz para efectuar pronósticos. Igualmente permite analizar el impacto de los diferentes shocks sobre las variables del modelo por medio de las funciones impulso-respuesta y descomposición de la varianza (Stock y Watson, 2001; Utrera, 2004).

En este sentido, dada la importancia del subsector avícola en la economía colombiana se propuso en el presente estudio evaluar la oferta de huevos mediante cambios en su precio, así como en el precio del maíz, el cual representa el 76% del costo de producción, aplicando el método de vectores autorregresivos. Efectivamente, cualquier proceso productivo requiere de un conocimiento de los factores que lo afectan, por lo tanto, los productores necesitan contar con instrumentos eficaces para la toma de decisiones y los gobiernos para definir políticas públicas de desarrollo productivo. Cabe resaltar que la investigación se concentró en analizar lo relacionado con la oferta de huevos una vez que existe muy poca literatura sobre esta temática, siendo este estudio el primero en utilizar la metodología de vectores autorregresivos para estimar la respuesta de la oferta de huevos en Colombia.

## Estado del arte

Entre los estudios sobre el subsector avícola que emplearon la metodología VAR se encuentran el de Correa et al. (2017), por el cual estimaron la elasticidad de transmisión de los precios del pollo en el mercado estatal de Sao Paulo, Brasil. Los autores concluyeron por medio del análisis de la descomposición de la varianza que, tanto en el mercado mayorista como minorista, los productores de pollo poseen una gran influencia en la formación de los precios. Por su parte, Balanay (2015) utilizó el modelo autorregresivo con heterocedasticidad condicional para evaluar la volatilidad de los precios y la respuesta de la oferta de huevos de pato en Filipinas cuyas principales variables empleadas fueron su propio precio, así como el de la carne

de cerdo, res y maíz amarillo. Según la autora los resultados indicaron la presencia de volatilidad de los precios en el corto plazo no siendo, sin embargo, lo suficientemente fuerte como para afectar la producción de huevos de pato. Igualmente, identificó que la oferta de huevos es poco sensible a las variaciones en su propio precio y demás variables.

Sánchez (2001) en su investigación sobre la transmisión de precios y cointegración en la industria avícola peruana para el periodo 1970-1999 determinó que los productores fijan sus precios de acuerdo a las estrategias de largo plazo. Asimismo, la respuesta del precio del alimento para pollos ante shocks positivos del precio al productor es inmediata, mientras que para el precio al consumidor es relativamente lenta. Según el autor eso se debe primordialmente a la promoción al consumo por parte de las políticas de precio y producción establecidas por el gobierno peruano.

Alves et al. (2018) a su vez, realizaron un estudio con la finalidad de comprobar la influencia de la tasa de cambio sobre el volumen exportado de carne de pollo y bovina en Brasil para el periodo comprendido desde 2000 a 2014. Para ello, utilizaron un modelo de vectores autorregresivos y los resultados demostraron que las fluctuaciones de la tasa de cambio provocan impactos en las exportaciones de carne bovina, lo que a su vez incidió en la producción interna de la carne de pollo.

Igualmente, Sanjuán (2006) explora los distintos métodos paramétricos empleados en la predicción de los precios agro-ganaderos, entre los cuales se destaca el modelo de vectores autorregresivos. El estudio utiliza series de tiempo que corresponden a los precios nacionales en Aragón (España) e internacionales del pollo, cebada, maíz, ovino y porcino y abarca el periodo muestral correspondiente a enero 1997 y junio 2004. La autora identificó la inexistencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre los precios nacionales e internacionales del pollo, cebada y vacuno, en contraste los precios

nacionales del maíz, ovino y porcino en el largo plazo evolucionaron de acuerdo con los precios de los mercados internacionales.

Para el caso colombiano Ramírez et al. (2004) analizaron la elasticidad de transmisión de precios para diferentes cadenas entre ellas el de carne de pollo, huevos y cerdo utilizando el procedimiento Bietápico de Engle y Granger y el método de cointegración de Johansen. Los autores concluyeron que las reducciones en el costo de materias primas como el maíz amarillo disminuye el precio de los huevos y del pollo, sin embargo, esta reducción no se ve reflejada en los precios al consumidor.

## **Materiales y Métodos**

El diseño de la presente investigación es de nivel no experimental, explicativo, cuantitativo y correlacional cuya finalidad es determinar el grado de relación o asociación existente entre las variables objeto del estudio (Hernández, Fernández y Baptista, 2010). En relación a las fuentes secundarias se sobresalen las obtenidas de la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación, de la Federación Nacional de Avicultores de Colombia, del Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural de Colombia y de la Federación Nacional de Cultivadores de Cereales y Leguminosas, así como publicaciones e informes económicos.

### ***Datos y variables***

Las series de tiempo empleadas corresponden a datos anuales para el periodo comprendido entre 1998-2020 y las variables utilizadas fueron la cantidad producida del huevo en toneladas (ton), así como los precios al productor del huevo y del maíz en dólares estadounidenses por tonelada (USD/ton). Las variables fueron transformadas en logaritmos y los datos del modelo se analizaron utilizando el paquete E-views®11.

### ***Especificación del modelo***

Se aplicó el método de los vectores autorregresivos para la estimación empírica del modelo propuesto por el cual la expresión general viene dada por (7):

$$LnQH_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnQH_{t-1} + \alpha_2 LnPH_{t-1} + \alpha_3 LnPM_{t-1} + \mathcal{E}_{t-1} \quad (7)$$

donde  $LnQH_t$  se refiere al logaritmo de la producción de huevos;  $LnQH_{t-1}$ ,  $LnPH_{t-1}$ ,  $LnPM_{t-1}$  son el logaritmo de la producción de huevos, del precio al productor de los huevos y del maíz rezagados un periodo;  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$ ,  $\alpha_3$ , se refieren a los parámetros de corto plazo y  $\mathcal{E}_{t-1}$  a la perturbación estocástica o término del error.

### ***Pruebas de estacionariedad, selección del número de rezagos y verificación de la existencia de cointegración***

Con el propósito de determinar las propiedades de estacionariedad de las series de tiempo se emplearon los procedimientos de las pruebas de Dickey Fuller Aumentada (ADF) (1979) y de Phillips-Perron (PP) (1988) que tienen como hipótesis nula la presencia de una raíz unitaria versus la hipótesis alternativa de estacionariedad. En cuanto a la elección del número de rezagos óptimos se recurrió a los criterios de información de Akaike y Schwarz dado que valores muy bajos pueden generar errores de especificación y muy altos pueden incrementar el riesgo de colinealidad. Por otra parte, para identificar la existencia de cointegración entre las variables empleadas se aplicó el procedimiento de máxima verosimilitud de Johansen (1988) y Johansen y Joelius (1990) mediante las pruebas traza y máximo valor propio (eigenvalue) en el que plantean una hipótesis nula de no existencia de vectores de cointegración en contraste con la hipótesis alternativa de presencia de un vector de cointegración.

### ***Pruebas de validez del modelo y test de causalidad de Granger***

Con respecto al proceso de validación del modelo se efectuaron pruebas de diagnósticos para comprobar si las perturbaciones aleatorias o errores siguen una distribución normal (Jarque-Bera), no están correlacionados (Portmanteau), satisfacen el supuesto de varianza constante (White términos no cruzados) y presentan estabilidad (polinomio característico). Asimismo, se aplicó el test de Granger (1969) con la finalidad de establecer la relación de causalidad entre las variables. Éste se fundamenta en la idea de que una variable  $X_t$  causa una variable  $Z_t$  si los valores pasados de  $X_t$  permiten explicar o predecir  $Z_t$  y viceversa.

### ***Función impulso respuesta y descomposición de la varianza***

Para determinar la dinámica y congruencia del modelo VAR se empleó la función impulso-respuesta cuyo propósito es medir el impacto o reacción de las variables que componen el sistema a diferentes shocks no anticipados. A su vez, como análisis complementario se recorrió a la descomposición de la varianza para evaluar la dependencia relativa de cada variable sobre las demás variables (Trujillo, 2010).

### **Resultados y Análisis**

El primer paso en el proceso de la estimación empírica del modelo VAR propuesto consistió en establecer la condición de estacionariedad de las series de tiempo empleando las pruebas ADF y PP. En la tabla I se presentan los resultados donde se permite concluir que para ambas pruebas las variables en nivel (constante; constante y tendencia) no son estacionarias, es decir, no se rechaza al 5% de significancia la hipótesis nula de que las series poseen raíz unitaria. Sin embargo, para las series en primeras diferencias las probabilidades son menores al nivel de significancia del 5% por cuanto

la hipótesis nula se rechaza, por consiguiente, las series son integradas de orden uno I (1).

Tabla I. Pruebas De Raíz Unitaria ADF y PP

Variables	Nivel		Primera diferencia	
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
<b>Prueba ADF</b>	<b>p-estadísticos</b>			
LQH	0.588	0.817	0.008	0.004
LPH	0.578	0.828	0.007	0.009
LPM	0.745	0.957	0.022	0.021
<b>Prueba PP</b>	<b>p-estadísticos</b>			
LQH	0.574	0.831	0.000	0.000
LPH	0.564	0.837	0.005	0.005
LPM	0.783	0.942	0.023	0.035

En este sentido, dado que las series son estacionarias en primeras diferencias e integradas

de orden uno se procedió a verificar la existencia de una relación de largo plazo por medio de la prueba de cointegración de Johansen. De acuerdo a los resultados obtenidos (Tabla II) se evidenció la no existencia de un vector de cointegración para las series consideradas una vez que los estadísticos de traza y eigenvalue fueron menores a los valores críticos a un nivel de significancia del 5%. A su vez, la definición del rezago óptimo es fundamental por cuanto es la base del cálculo del número de vectores. Es así como las pruebas de criterios de información de Akaike y Schwarz determinaron que el modelo propuesto debe incorporar un (1) rezago.

Tabla II. Pruebas de Cointegración de Johansen

Hipótesis nula	Eigenvalue	Traza estadística	Valor Crítico (0.05)	p*	Max-eigen estadístico	Valor Crítico (0.05)	p*
$r = 0$	0.587	24.114	29.797	0.195	15.041	21.131	0.286
$r \leq 1$	0.340	9.073	15.494	0.3587	7.079	14.264	0.479
$r \leq 2$	0.110	1.993	3.841	0.157	1.993	3.841	0.157

\*Probabilidad MacKinnon (1996)

Una vez establecido la no existencia de cointegración y el nivel óptimo de rezagos se estimó el modelo VAR para el periodo de análisis y los valores de los coeficientes de regresión y sus respectivos t-estadísticos se encuentran expuestos en la Tabla III. Se evidencia que las variables rezagadas en sus formas logarítmicas son estadísticamente significativas ( $p < 0.05$ ) y presentan los signos esperados, es decir, la oferta de huevos está positivamente relacionado con su producción y su propio precio rezagado y negativamente con el precio rezagado del maíz. Por consiguiente, se infiere que los resultados son consistentes con la teoría económica, es decir, la baja respuesta de la oferta de huevos a cambios en sus propios precios se debe probablemente a que un incremento de la producción se requiera de una ampliación de la capacidad productiva. Esto es, la construcción de nuevos galpones, así como la adquisición de aves de postura, por lo cual no es posible en el corto plazo una vez que la producción de huevos se inicia a partir de los 6 meses. Por otra parte, si bien el maíz es una materia prima fundamental en el proceso

productivo, representando el 76% del costo de producción, la oferta de huevos no parece ser muy sensible a variaciones en los precios rezagados del maíz.

Cabe señalar que los resultados aquí presentados son similares a los obtenidos por Balanay (2015) en donde identificó que la respuesta de la oferta de huevos de pato es positiva y poco sensible a las variaciones en los precios. Sin embargo, su investigación difiere del presente estudio en cuanto al signo de los coeficientes de producción y del precio del maíz rezagados.

Tabla III. Resultados de Regresión del VAR

Variable	Coefficiente	t-estadístico	p estadístico
$\text{LnQH}_{1t}$	0.942	16.849	0.000
$\text{LnPH}_{1t}$	0.327	3.323	0.043
$\text{LnPM}_{1t}$	-0.243	-3.057	0.051
Constante	-0.189	-0.311	0.583

Para comprobar la validez estadística del modelo VAR se realizaron pruebas de diagnóstico

de los residuos, por el cual no se constató problemas de normalidad (JB en forma conjunta = 1.64;  $p = 0.93$ ), heteroscedasticidad (White términos no cruzados  $X^2 = 28.6$ ;  $p = 0.66$ ) o autocorrelación ( $X^2 = 11.33$ ;  $p = 0.27$ ; un rezago). Además, se evaluó la condición de estabilidad por medio del cálculo de las raíces inversas del polinomio autorregresivo evidenciando (Figura 1) que todos los valores en términos absolutos fueron inferiores a la unidad y, por consiguiente, se ubican dentro del círculo por lo cual se concluye que el modelo es estable.

Para establecer la existencia de una relación causal entre las variables objeto del estudio se realizó la prueba de causalidad de Granger. De acuerdo con los resultados expuestos en la Tabla IV, se observa que el precio del huevo y del maíz exhibieron p-estadísticos menores al 5% lo que confirma la aceptación de que ambas series de tiempo causan en el sentido de Granger la producción de huevos. Asimismo, el precio del maíz muestra una relación de causalidad con el precio del huevo en ambos sentidos por lo cual se deduce que los precios del huevo y del maíz contribuyen en el pronóstico de la oferta de huevos.

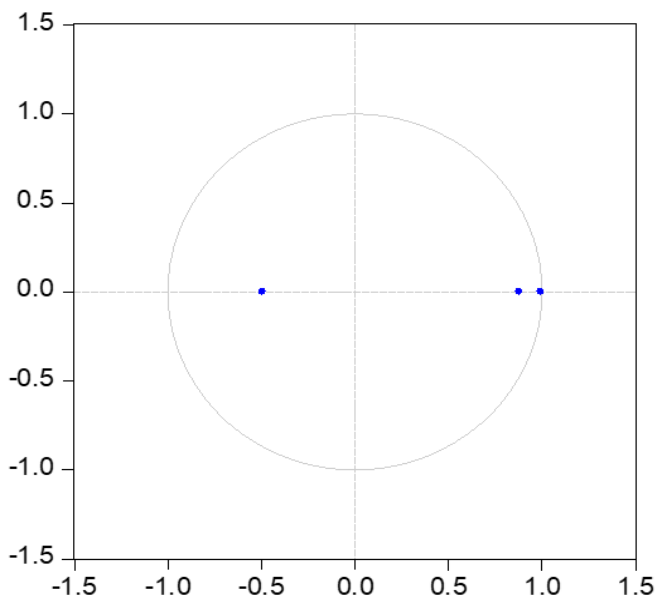


Figura 1. Prueba de estabilidad

Tabla IV. Prueba de Causalidad de Granger

Variable Dependiente	Variable Excluida	X <sup>2</sup>	df	Prob	Conclusión
LnQH	LnPH	5.63	1	0.021	Precio del huevo causa la producción
	LnPM	4.14	1	0.048	Precio del maíz causa la producción
LnPH	LnQH	0.64	1	0.456	Producción no causa el precio del huevo
	LnPM	6.73	1	0.030	Precio del maíz causa el precio del huevo
LnPM	LnQH	0.80	1	0.352	Producción no causa el precio del maíz
	LnPH	5.50	1	0.031	Precio del huevo causa precio del maíz

Una vez estimados los parámetros del modelo VAR y comprobado su adecuación se recorrió al análisis de las funciones impulso respuesta con la finalidad de una correcta interpretación de la dinámica de las series de tiempo empleadas. En las Figuras 2 a,b,c se presentan el impacto de las innovaciones o choques de las variables endógenas sobre la oferta de huevos para un horizonte temporal de 5 años. Cabe señalar que la línea continua en cada gráfico representa el cambio porcentual en respuesta a una desviación estándar de uno, mientras que la línea punteada indica las bandas de confianza al 95%.

De esta manera se observa que (Figura 2a) la respuesta de la producción de huevos ante una innovación en una desviación estándar de sí misma presenta inicialmente un descenso en los dos primeros periodos (1 y 2), un leve incremento en el periodo siguiente (3) para posteriormente nivelarse (4 y 5). Asimismo, en la Figura 2b se muestra la respuesta de la producción con relación a los choques en el precio del huevo en donde se evidencia un aumento durante los dos primeros periodos (1 y 2), seguido de una reducción en los siguientes periodos, (3, 4 y 5). Este resultado refleja de una manera relativamente precisa el comportamiento esperado una vez que un incremento inicial en los precios genera un exceso de oferta. Por otra parte, en la Figura 2c se observa una respuesta inversa de la producción con respecto a los choques en el precio del maíz exhibiendo una caída en los periodos iniciales (1 y 2) seguido de un incremento (3) hasta nivelarse (4 y 5).

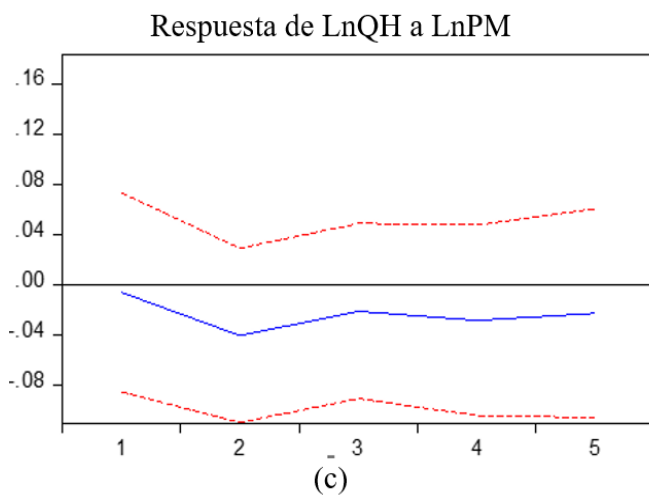
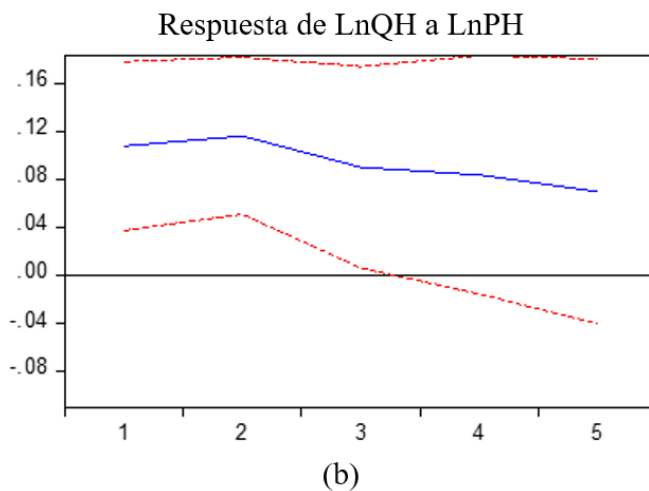
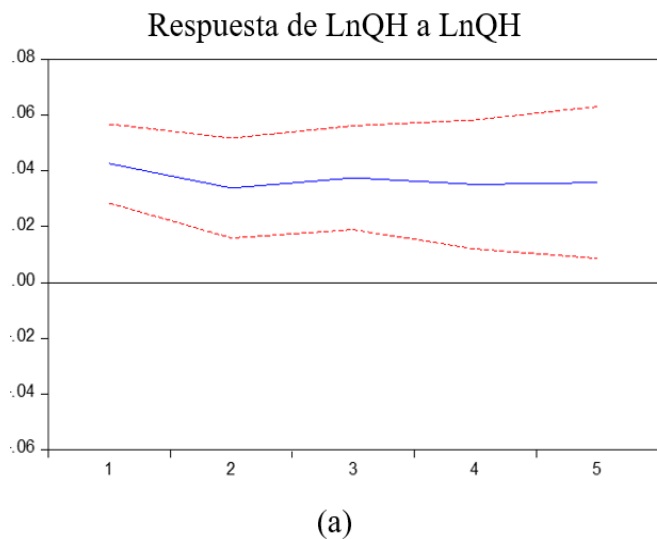


Figura 2. Funciones impulso-respuesta

Finalmente, en la Tabla V se presenta la descomposición de la varianza de las series de tiempo para un periodo de cinco años. De los resultados se observa que la producción es la fuerza dominante de su propia variabilidad por el cual representa un porcentaje promedio del 81%, seguido del precio del maíz con 16.39% y por último de su propio precio con el 2.44% de variabilidad. Esto demuestra que el precio del huevo y del maíz no son los principales recursos para explicar los futuros cambios en la producción, a pesar de que ambas variables presentaron relación de causalidad de Granger frente a la oferta de huevos. En este sentido, se infiere que las políticas de precios no serían un instrumento muy eficaz para aumentar la producción.



Tabla V. Descomposición de la Varianza

Descomposición de la varianza LnQH				
Periodo (años)	S.E.	LnQH	LnPH	LnPM
1	0.037678	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.057176	74.89879	2.804991	22.29622
3	0.069314	78.24532	2.645743	19.10894
4	0.081111	76.25675	3.152702	20.59055
5	0.091405	76.64245	3.364431	19.99311

## Conclusiones

El presente estudio examinó la respuesta de la oferta de huevos a cambios en su precio y del precio del maíz en Colombia por medio de la estructura VAR y sus elementos de análisis. En este sentido, los resultados indicaron que las series de tiempo planteadas fueron integradas de orden uno, estadísticamente significativas e inelásticas, asimismo presentaron los signos esperados donde la oferta de huevos se encuentra positivamente relacionado con su propio precio y negativamente con el precio rezagado del maíz. Igualmente, se evidenció que ambas variables poseen una relación de causalidad de Granger con la producción de huevos.

Por otra parte, bajo el análisis de las funciones de impulso respuesta y la descomposición de la varianza se encontró que la respuesta de la oferta de huevo ante sus propias innovaciones y de los choques de su propio precio y del precio del maíz son coherentes con los supuestos económicos. Sin embargo, para el caso colombiano el precio del huevo no constituye el principal recurso que explica los subsecuentes movimientos de la oferta de huevos. Es así que es fundamental comprender la relación entre la oferta y las variables que la afectan una vez que los avicultores necesitan herramientas eficientes para la toma de decisiones y los gobiernos para definir políticas públicas de desarrollo productivo. Por lo consiguiente, en vista de la reducida respuesta de la oferta a variaciones en los precios se infiere que las aplicaciones de políticas públicas de precio podrían no ser eficaces.

De hecho, deberían más bien estar orientadas a mejorar el proceso productivo de los avicultores por medio de la adopción de tecnologías, asociatividad e inclusión financiera para, así, reducir los costos de producción y por ende incrementar la rentabilidad económica de las unidades productivas de huevos.

Finalmente, es evidente que los hallazgos del presente estudio resultan de interés para los avicultores, gremios e investigadores, sin embargo, se recomienda para futuras investigaciones incluir factores adicionales no relacionados con los precios con el fin de evaluar cómo éstos influyen en la respuesta de la oferta de huevos.

## Referencias

- Alves, J., Melo, S., Lima, T. y Sobral, M. (2018). A influencia da taxa de cambio na exportacao de carne bovina e frango. *Revista Agroalimentaria*, 24(7), 77-90.
- Ávila, F. (2020). *El temor al libre comercio: Una experiencia vivida*. Bogotá: Federación Nacional de Avicultores de Colombia. Documentos Avícolas No. 15. <https://fenavi.org/publicaciones-programa-economico/documentos-avicolas-no-15/>
- Balanay, R. (2015). Analyzing price volatility and supply response of duck eggs in the Philippines for industry development implications relative to climate change adaptation. *Annals of Studies in Science Humanities*, 1(1), 35-45.
- Barrientos -Marin, J. y Vasco-Correa, C. (2020).

- Producción de biocombustibles y empleo rural en Colombia 2009-2015 *Apuntes del Cenes*, 39 (70), 233 - 260.
- Bojnec, S. y Fertő, I. (2022). Do different types of Common Agricultural Policy subsidies promote farm employment? *Land Use Policy*, 112, 1-12.
- Borisova, V., Terentyev, S., Stefanova, I., Sazonova, E. y Kramlikh, O. (2022). Enrichment study of chopped half-finished poultry meat with calcium by introducing nutrients of animal and vegetable origin. Conference Series: Earth and Environmental Science. 949. doi: 10.1088/1755-1315/949/1/012140
- Bula, A. (2020). *Importancia de la agricultura en el desarrollo socio-económico*. Rosario: Puente Académico N. 16, Universidad Nacional del Rosario.
- Correa, U., Ribeiro, B., Carvalho, F., Benedicto, G., Correa, E. y Correa, B. (2017). Chicken price transmission elasticity in Sao Paulo state market. *Holos*, 8, 76-88. doi:10.15628/holos.2017.4528
- Dickey, W y Fuller, D. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431. doi:https://doi.org/10.2307/2286348
- Federación Nacional de Avicultores de Colombia. (2020). Boletín Fenaviquin. Programa de Estudios Económicos. Bogotá: Federación Nacional de Avicultores de Colombia. Documento No. 304.
- Feisali, M. y Niknami, M. (2021). Towards sustainable rural employment in agricultural cooperatives: Evidence from Iran's desert area. *Journal of the Saudi Society of Agricultural Sciences*, 20 (7), 425-432.
- Granger, C. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. doi:https://doi.org/10.2307/1912791
- Gujarati, D. (2009). Basic Econometrics. New York: McGraw-Hill.
- Hernández, R., Fernández, C. y Baptista, P. (2010). *Metodología de la investigación*. México: McGraw-Hill Interamericana.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics*, 12(2), 231-254. doi:https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 52, 169-210. doi:https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x
- Lutkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Times Series Analysis*. New York: Springer.
- Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural. (2020). *Cadena Avícola*. Bogotá. <https://sioc.minagricultura.gov.co/Avicola/Documentos/2020-06-30%20Cifras%20Sectoriales.pdf>
- Mose, L., Burger, K. y Kuvyenhoven, A. (2007). Aggregate supply response to price incentives: the case of smallholder maize production in Kenya. *African Crop Science*, 8, 1271-1275.
- Nerlove, M. (1958). *The Dynamics of supply response: Estimation of farmers's response to price*. California: Johns Hopkins Press.
- Noelle, A., Durán, E. y Valenzuela, C. (2020). Huevos de tinamou (*nothoprocta perdicaria*):

- una nueva alternativa en Chile. *Revista chilena de nutrición*, 47(1), 135-14
- Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura. (2020). FAO Stats. Recuperado el 10 de diciembre de 2020, de <http://www.fao.org/faostat/es/#data>
- Ozkan, B., Rahmive, C. y Kizilay, H. (2011). Supply response for wheat in Turkey. *New Medit*, 10, 34-38.
- Phillips, P. y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometricka*, 75(2), 335-346. doi:<https://doi.org/10.2307/2336182>
- Ramírez, M., Martínez, H., Ortiz, L., González, F. y Barrios, C. (2004). *Relaciones de precios entre los diferentes eslabones de las cadenas productivas en Colombia*. Bogotá: Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural de Colombia.
- Sánchez, G. (2001). Transmisión de precios y cointegración en la industria avícola peruana. *Debate Agrario*, 53, 163-184.
- Sanjuán, A. (2006). *Metódos de predicción aplicados a series de precios agrarios*. Aragón: Centro de Investigación Agroalimentaria de Aragón.
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48, 1- 48.
- Stock, J. y Watson, M. (2001). Vector autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, 15(14), 101-115. doi: 10.1257/jep.15.4.101
- Tripathi, A. y Prasad, A. (2009). Estimation of agricultural supply response by cointegration approach. *The Indian Economic Journal*, 57(1), 106-131. doi:<https://doi.org/10.1177%2F0019466220090106>
- Trujillo, H. (2010). La metodología del vector autorregresivo: presentacion y algunas aplicaciones. *Scientia*, 2(2), 103-108.
- Utrera, G. (2004). Vectores autorregresivos e identificación de shocks de política monetaria en Argentina. *Revista de Economía y Estadística, Cuarta Época*, 42(2), 105-126.
- Vanany, I., Hajar, G., Cyntia Utami, N y Muhamad Jaelani, L. (2021). Modelling food security for staple protein in Indonesia using system dynamics approach. *Cogent Engineering*, 8:1. doi: <https://doi.org/10.1080/23311916.2021.2003945>