

# Relación de causalidad entre el índice de precios al productor y el índice de precios al consumidor: Caso Ecuador

Causality relation between the producer price index and the consumer price index. Ecuador Case

Victor Quinde-Rosales\* y Rina Bucaram-Leverone\*\*

\* Facultad de Economía Agrícola de la Universidad Agraria del Ecuador (Ecuador)

\*\* Facultad de Economía Agrícola de la Universidad Agraria del Ecuador (Ecuador)

\* [vquinde@uagraria.edu.ec](mailto:vquinde@uagraria.edu.ec)

\*\* [rbucaram@uagraria.edu.ec](mailto:rbucaram@uagraria.edu.ec)

## Resumen

El presente documento de carácter investigativo con un tipo de razonamiento inductivo evaluó la relación de causalidad entre el índice de precios al productor (IPP) y el índice de precios al consumidor (IPC) en un periodo de análisis de enero de 1998 a diciembre del 2016. Bajo un paradigma empírico-analítico se utilizó la prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentada – DFA, se generó un modelo de vectores autorregresivos – VAR y se realizó la prueba de causalidad de Granger. Los resultados demuestran una tendencia positiva y estacionalidad en los datos de las variables, se obtuvo un modelo VAR de dos variables con un número de rezagos óptimo de catorce – VAR2(14) al cual se le realizó la prueba de causalidad demostrando una bidireccionalidad por parte de ambos índices.

Palabras Clave: índice de precios; causalidad; raíz unitaria; vector autorregresivo.

Código JEL: C32; C40; E31; E50.

## Abstract

The present document is an investigation with a type of inductive reasoning. It evaluated the relationship of causality between the producer price index (IPP), and the consumer price index (IPC) in a period from January 1998 to December 2016. The unit root test Dickey-Fuller Augmented (DFA) was used under an empirical-analytic paradigm, an autoregressive vector-VAR model was generated and the Granger causality test was performed. The results show a positive trend and seasonality in the data of the variables, a VAR model of two variables was obtained with a number of optimal remnants of fourteen VAR2 (14) to which the causality test was performed, demonstrating a bi-directionality of both indices.

Key words: price index; causality; unit root; autoregressive vector.

JEL Code: C32; C40; E31; E50.

## 1. Introducción

La variación de precios es uno de los principales detonantes de la inestabilidad en los mercados. Según Kalmanovitz (2003) citado por Pérez et al. (2014), estas fluctuaciones tergiversan la información acertada, generando

ineficiente asignación de recursos, variaciones en la competitividad y modificación en la libertad de las economías.

En el Ecuador, como en la mayoría de los países, se determina el índice de precios al productor (IPP) y el índice de precios al consumidor

(IPC), entendiendo que el primero es la evolución mensual de los precios del productor de los bienes ofrecidos para el mercado interno en su primer eslabón de comercialización, mientras que el segundo es el que mide los cambios en el tiempo a nivel general de los precios, correspondientes al consumo final de bienes y servicios de los hogares de los diferentes estratos de ingreso, residentes en el área urbana del país.

La importancia de los indicadores mencionados radica en el cálculo de la inflación y de su uso como insumos para la actualización de tarifas y precios, ajustar salarios e indexar gran cantidad de información económica. A pesar de que el Ecuador no posee moneda propia para el uso de política monetaria, es menester del Estado por medio de la política pública mantener una inflación baja y predecible que contribuya al ahorro, la inversión, al crecimiento de la actividad económica y la creación de empleos.

Es bajo esta premisa que el presente estudio pretende establecer si el IPP permite anticipar los cambios de tendencia de la actividad del IPC a lo largo del ciclo económico, entendiendo la causalidad del primer índice en la dinámica del segundo. De comprobar esta hipótesis, el Estado ecuatoriano puede establecer políticas de regulación de precios para el productor que generen un efecto en el precio para el consumidor y en la inflación.

El diseño de la presente investigación busca caracterizar la relación de causalidad que existe entre los índices estudiados mediante la revisión de literatura de autores que han desarrollado estudios similares, para luego presentar el marco metodológico a utilizar en el desarrollo del estudio: Posteriormente se presentan los resultados de la investigación surgidos de la implementación de un modelo de vectores autorregresivos, que muestran la simultaneidad de los índices de precios mencionados, y por último se realiza el test de Granger establecer la causalidad existente.

Las conclusiones contienen el análisis del entorno en el cual se desarrollaron los resultados de la investigación. Las referencias albergan el listado de las obras citadas en el presente documento y que han sido usadas para bosquejar el estudio y los resultados del mismo.

## 2. Desarrollo

### 2.1 Revisión de la literatura

La comparación de variables temporales es de uso importante para el análisis económico. Para la toma de decisiones los indicadores de corto plazo toman importancia al demostrar mediante la aplicación de estudios los constantes cambios en el tiempo ya sean estos históricos o actuales generando previsiones de su comportamiento en el futuro (INEC, 2016).

El índice de precios al productor (IPP) es calculado por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) desde 1998, aunque su cálculo se inicia en 1997 por pedido y desarrollo del Banco Central del Ecuador (BCE) con la asesoría del Fondo Monetario Internacional (FMI), teniendo como año base 1995.

Este índice es considerado por el INEC un indicador de alerta a la inflación, ya que mide la evolución de los precios de los bienes producidos para el mercado interno. Por ello podemos argumentar que el IPP contiene el comportamiento de los precios del primer eslabón de la cadena de comercialización de los sectores Agricultura, Ganadería, Silvicultura, Pesca y Manufactura. Estos precios se obtienen gracias a la toma de entrevistas y encuestas a los representantes de las empresas manufactureras, productores agropecuarios de los mercados mayoristas, y de las unidades de producción agropecuaria que conforman los segmentos muestrales de la base de la Encuesta de Superficie y Producción Agropecuaria Continua (ESPAC); y con los pesqueros en los puertos de desembarque y caletas (INEC, 2016).

Podemos definir que el precio al productor es el dinero recibido por mencionado eslabón, de parte del comprador, por la unidad de un bien obtenido por la producción, esto sin tomar en cuenta el impuesto al valor agregado (IVA) u otro tipo de impuesto indirecto facturado. Adicionalmente se excluye el cargo de transporte de los bienes que tuviera que facturarse por separado.

El actual marco metodológico del IPP dispone como base el año 2005, este indicador forma parte del Sistema de Indicadores de la Producción (SIPRO) los cuales evalúan la producción

nacional en tres dimensiones: valor de producción real, precios de los productos generados para el mercado interno y la oferta laboral desde la óptica de las empresas. Este indicador basa su cobertura en 44 de las 71 ramas de la actividad económica y 136 de 278 productos existentes en el Sistema de Cuentas Nacionales del Ecuador, cuya clasificación se correlaciona con la Clasificación Internacional (CIU) y a Clasificación Central de Productos (CPC) (INEC, 2016).

El índice de precios al consumidor (IPC) es de carácter nacional y se calcula con una frecuencia mensual. Este indicador busca evaluar los cambios de los precios de consumo final de bienes y servicios de los hogares residentes en los cascos urbanos del país y tomando en cuenta 9 ciudades representadas por una estructura de consumo fija y representativa del gasto de hogares urbanos generado mediante la aplicación de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares Urbanos y Rurales (ENIGHUR).

Este indicador es el mayor exponente de la inflación general, gracias a que hace referencia a los gastos de consumo final de los hogares, representando en gran parte al gasto final de la economía ecuatoriana. Podemos establecer que el IPC permite monitorear la variación en el nivel general de precios de la economía.

Bajo este criterio se define el objetivo de este indicador dentro de la economía, como un índice que sirve de medida de ajuste de los valores monetarios de ciertos pagos o existencias tales como: salarios, rentas de viviendas, prestaciones sociales, intereses, impuestos, valor del capital de activos y pasivos monetarios; convirtiendo al IPC en un indicador importante en el diseño de la política económica. De igual manera este indicador, guarda relación con las cuentas nacionales en el establecimiento del equilibrio entre lo ofertado y lo utilizado en la economía del país. Es bajo esta premisa que el IPC se convierte en un indicador de importancia macroeconómico de influencia económica, social, jurídica y política (INEC, 2015).

El índice de precios al consumidor se construye con la información del gasto de consumo de la población urbana nacional, sin exclusión de ningún segmento o estrato de la población. Las ciudades consideradas para la toma de in-

formación son Guayaquil, Esmeraldas, Machala, Manta, Santo Domingo de los Colorados, Cuenca, Loja, Ambato, Quito, y la población urbana de sus respectivas provincias, logrado una cobertura poblacional del 83 por ciento bajo el marco muestral de la ENIGHUR (INEC, 2015).

Tanto Martínez et al. (2012); como Gómez junto con Rodríguez (2012) y con Navarro (2012) coinciden en la determinación de un amplio estudio realizado para establecer la causalidad del IPP y el IPC entendiendo esto como una evidencia empírica que no determina la dirección de causalidad entre ambos índices en cada uno de los países estudiados por los autores.

Colclough et al. (1982) utilizan las pruebas de Sim (1972) y Granger (1969) para la causalidad entre los precios del productor y consumidor para el caso de Estados Unidos, estos indican que la causalidad va del consumidor al productor. Jones (1986) evalúa el mismo caso en Estados Unidos mostrando como evidencia una causalidad bidireccional en los precios.

Caporale et al. (2002) analizó la relación entre el IPP y el IPC de los países que conforman el G7 en un periodo de estudio entre enero 1976 y abril 1999. Para el desarrollo de este estudio se utilizó un modelo VAR bivalente con un análisis de causalidad en el sentido de Granger (1969). Los resultados muestran una sola dirección del IPP al IPC en Francia y Alemania. Para el caso de Italia, Japón, Reino Unido y los Estados Unidos se da en ambas direcciones; mientras que en Canadá no se encontró ningún tipo de causalidad.

Ghazali et al. (2008) usó datos mensuales de Malasia, dentro de un periodo de estudio de enero de 1986 a abril de 2007, buscando establecer el vínculo entre el IPP y el IPC. Estos autores usaron dos tipos de pruebas: el modelo de corrección de errores de Engle y Granger (1987) y la prueba de causalidad de Toda y Yamamoto (1995). En ambas pruebas se encontró una causalidad del IPP al IPC.

Liping et al. (2008) establecieron la relación entre el IPP y el IPC mediante el uso de datos mensuales de China, encontrando la existencia de una relación a largo plazo entre ambos índices y una causalidad bidireccional, siendo más fuerte

aquella que va de los precios al productor hacia los precios al consumidor. Para establecer la relación de los indicadores se utilizó el enfoque de Johansen (1988, 1991), mientras que con la prueba de Toda y Yamamoto (1995) se determinó el tipo de causalidad entre las canastas.

Sidaoui et al. (2010) aplicaron un modelo de corrección de errores y la prueba de causalidad de Granger (1969), encontrando que en el caso de México las variaciones mensuales de los índices en estudio presentan una dinámica de cointegración de largo plazo y la causalidad es del IPP hacia el IPC. Aviral et al. (2010) en su estudio buscaron determinar la causalidad entre el IPP y el IPC en India, encontrando evidencias de bidireccionalidad en el corto y largo plazo.

Akçay (2011) en su documento examinó la causalidad entre el IPP y el IPC de cinco países europeos, para ello utilizó datos mensuales desestacionalizados dentro del periodo de estudio de agosto de 1995 a diciembre de 2007. La prueba de causalidad utilizada es la de Toda y Yamamoto (1995) obteniendo una causalidad unidireccional del IPP al IPC en el caso de Finlandia y Francia, y una causalidad bidireccional entre los índices de Alemania. Para el caso de los Países Bajos y Suecia no se detectó ninguna causalidad significativa.

Muhammad et al. (2012) usaron la causalidad en el sentido de Granger (1969), bajo la propuesta del dominio de las frecuencias de Lemmens et al. (2008), entre el índice de precios para el consumidor y el índice de precios al por mayor (IPM) de Pakistán usando como periodo de estudio de 1961 a 2010; encontrando que la relación de causalidad entre estos indicadores varía según el dominio de las frecuencias. Adicionalmente descubrieron que el IPC causa en el sentido de Granger al IPM en todos los niveles de frecuencia reflejando ciclos de largo, mediano y corto plazo en las cuales persiste la causalidad antes mencionada.

Gómez en dos de sus publicaciones busca establecer la relación de causalidad entre el IPP y el IPC incorporando cambios estructurales en los datos de México junto con Navarro (2012) y estudiando a los países miembros del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) junto con Rodríguez (2012). En ambos casos se

planteó evaluar la estacionalidad de los datos mediante el uso de las pruebas de Dickey-Fuller (1979 y 1981), Phillips-Perron (1988) y Lee-Strazicich (2003) en el caso de México. Al mismo tiempo se buscó establecer la relación de causalidad mediante la aplicación de la prueba de Granger (1969) para ambos casos y de Toda y Yamamoto (1995) en el caso de México. Los periodos de estudio varían según los mismos. En el caso de México fue de enero de 1994 a febrero del 2012, mientras que en el estudio del TLCAN el periodo de evaluación es de enero de 1957 a abril del 2011. Los resultados para el caso de México reflejan datos estacionarios con una causalidad unidireccional del IPC al IPP; mientras que en el estudio del TLCAN estos argumentan una causalidad bidireccional entre los índices antes mencionados.

Huertas et al. (2000) busca establecer una relación entre el IPP y el IPC de Colombia dentro de un periodo de estudio de diciembre de 1990 a diciembre de 1999 utilizando la relación de causalidad de Granger (1969) alterando los indicadores en dos instancias. En la primera instancia excluyó los componentes no comunes, servicios en IPC y consumo intermedio en IPP dando como resultado una causalidad de tipo bidireccional; mientras que en la segunda instancia generaron niveles más desagregados separando a los indicadores antes mencionados en alimentos y medicinas, hallando vínculos entre los indicadores.

Finalmente, Martínez et al. (2012) plantean explorar la relación entre el IPP y el IPC colombiano en un periodo de estudio que va desde enero de 1991 a junio del 2012. Para la obtención de sus resultados los autores plantearon establecer cuál de los dos indicadores es el índice líder bajo la prueba de Banerji (1999), determinando que el IPP puede por uno o inclusive por varios meses anticipar la evolución del IPC.

Podemos argumentar que la serie de autores que han evaluado la relación existente entre el índice de precios al productor y el índice de precios al consumidor usan como metodología en la mayor parte de ellos el modelo de vectores autorregresivos (VAR) o su versión de modelo de vectores autorregresivos bayesianos (BVAR) junto con el estudio de causalidad en el sentido Granger o la modificación de Toda y Yamamoto.

## 2.2 Metodología

La presente investigación se enmarca en un tipo de razonamiento inductivo con aplicación de pruebas econométricas para medir la probabilidad de los argumentos establecidos en función a la causalidad del IPP y del IPC. Se esboza como proceso de desarrollo de la investigación un proceso unimétodo con un paradigma empírico-analítico según Bacon (1949) citado por Duque (2015) que permite reflejar la realidad de la forma más fiel y neutral posible de la investigación realizada.

Para el diseño de investigación del documento se utilizó una base de datos de serie temporales de frecuencia mensual con un periodo de evaluación de enero de 1998 a diciembre del 2016 de las variables empalmadas<sup>1</sup> índices de precios al productor (IPP)<sup>2</sup> e índice de precios al consumidor (IPC)<sup>5</sup>, cuya base fue obtenida del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC). La propuesta metodológica de la investigación propone un análisis que determine la estacionariedad de las variables mediante el uso de la prueba Dickey-Fuller Aumentada (DFA) para evitar obtener resultados espurios<sup>4</sup> en regresiones con series de tiempo no estacionarias.

La prueba de Dickey-Fuller (DF) simula los valores críticos de una selección de distintos tamaños muestrales entendiendo que el proceso estocástico subyacente a los datos es un modelo autorregresivo AR(1)<sup>5</sup> (Novales, 1993). La prueba DFA contempla otros esquemas de autocorrelación, evitando el incumplimiento de la condición de ruido blanco<sup>6</sup> para los residuos.

1. Procedimiento estadístico para hacer comparables series con diferentes años base.
2. Serie histórica empalmada para enlazar la base 1995=100 a la base: 2015 = 100; excluido el sector Minería.
3. Serie histórica empalmada para enlazar la base: 2004=100 a la base: 2014=100.
4. Espurio es la relación estadística de dos o más variables que aun así no poseen una relación de causalidad o coincidencia.
5. Modelo autorregresivo de un rezago.
6. Señal aleatoria que presenta valores en dos tiempos diferentes que no guardan correlación estadística.

Stock et al. (2012) menciona que el contraste DFA para una raíz unitaria autorregresiva contrasta la hipótesis nula  $H_0: \delta = 0$  frente a la hipótesis alternativa  $H_1: \delta < 0$  en la siguiente regresión:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Entendiendo que:

$H_0$ : La variable es no estacionaria; tiene raíz unitaria

$H_1$ : La variable es estacionaria; no tiene raíz unitaria

El DFA no posee una distribución estándar, por lo cual no puede utilizar los valores críticos habituales de la distribución normal para su contraste de raíz unitaria, en su lugar debe utilizarse un conjunto particular de valores críticos con base en la distribución del estadístico DFA con hipótesis nula (Stock et al., 2012). Wooldridge (2010) explica que ante el hecho de que la hipótesis alternativa de estacionariedad implica que en la ecuación antes descrita sea  $\delta < 0$ , el contraste es unilateral. Por lo tanto, el valor del estadístico t debe ser menor (más negativo) que los valores críticos unilaterales para rechazar  $H_0$  o hipótesis nula.

Adicionalmente MacKinnon (1996) estimó un conjunto de valores críticos los cuales permiten calcular los valores críticos del test DFA para distinto tamaño muestral y número de variables, entendiendo que dicho valor debe ser menor al 5% (0,05) para rechazar a la hipótesis nula.

Para establecer una relación entre el IPP y el IPC se usa el modelo de Vectores Autorregresivos (VAR). Sims (1980), citado por Gujarati et al. (2010), argumenta la existencia de simultaneidad entre el conjunto de variables a tratarse en igualdad de condiciones sin distinción de variables exógenas ni endógenas. Se denomina vector autorregresivo ante la existencia de un valor rezagado de la variable dependiente y la existencia de un vector de dos o más variables.

Novales (2011) describe que la aplicación del VAR presenta su utilidad ante la existencia de coincidencias entre un grupo de variables, esas relaciones deben ser generadas a lo largo de un determinado número de periodos (Pérez et al., 2014).

Para la aplicación del modelo VAR se toma en consideración las siguientes ecuaciones:

$$M_{1t} = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j M_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j R_{t-j} + \mu_{1t}$$

$$R_t = \alpha' + \sum_{j=1}^k \theta_j M_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j R_{t-j} + \mu_{2t}$$

Se plantean las siguientes hipótesis:

Hipótesis 1. La relación existente entre las variables es menor a un año siendo considerada de corto plazo.

Hipótesis 2. La relación existente entre las variables es mayor a un año siendo considerada de largo plazo.

La existencia de una relación entre variables no específica como tal un sinónimo de causalidad ni su tipo de orientación. Es más, aún persiste según manifiesta Gujarati (2010) un conflicto de índole filosófico el cual argumenta que el futuro no puede predecir el pasado. Bajo este criterio la prueba de Granger interpreta la causalidad como si una variable X causa en términos de Granger a la variable Y, las modificaciones en X deben augurar cambios en Y, y viceversa.

En términos de regresión podemos argumentar que si incluimos valores pasados o rezagos de X en la regresión de Y, contribuiría a una predicción de Y más significativa. Ante esta premisa podemos manifestar que X en términos de Granger causa a Y. Stock et al. (2012) coincide al decir que X es un predictor útil de Y.

Wooldridge (2010) agrega que la causalidad de Granger es una noción limitada que describe como los valores pasados de X son útiles en la predicción de valores futuros de Y después de ser controlados por los valores pasados de Y.

Según el test de Granger plantea las siguientes hipótesis.

Hipótesis 1. Causalidad unidireccional de IPP a IPC; rechazo de la hipótesis 1.

Hipótesis 2. Causalidad unidireccional de IPC a IPP; rechazo de la hipótesis 2.

Hipótesis 3. Causalidad bidireccional entre las variables; ambas hipótesis son rechazadas.

Hipótesis 4. Variables independientes; ambas hipótesis no son rechazadas.

Para probar las hipótesis se toma en cuenta la probabilidad de Fischer (Prob). Si el valor p se encuentra en el valor mínimo de rechazo, menor al 5% o 0,05 se rechaza una de las hipótesis. Bajo este criterio podemos describir los posibles resultados (Tabla 1).

Tabla 1. Contraste de Hipótesis Prueba de Granger

Hipótesis nula	Hipótesis 1	Hipótesis 2	Hipótesis 3	Hipótesis 4
IPC no causa a IPP	< 5%	> 5%	< 5%	> 5%
IPP no causa a IPC	> 5%	< 5%	< 5%	> 5%

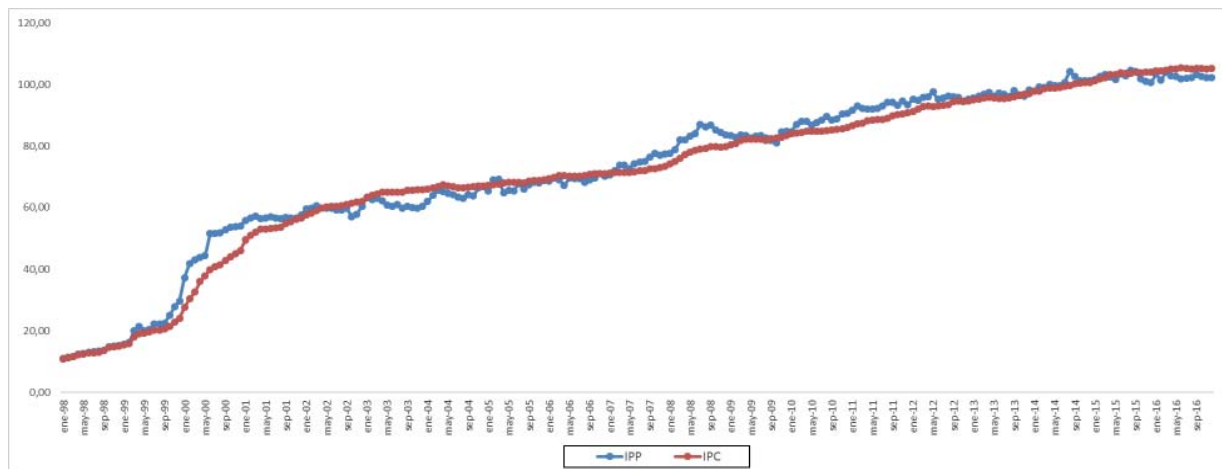
Para el análisis de los datos que persigue el presente documento se utilizó como software econométrico el Eviews 9, el cual presento los resultados de los contrastes para el desarrollo de los resultados.

### 3. Resultados y Discusión

El índice de precios al productor (IPP) el índice de precios al consumidor (IPC) presentan una tendencia positiva durante el periodo de estudio de enero de 1998 a diciembre del 2016. El mencionado comportamiento de las variables es similar salvo periodos como el de octubre de 1999 a septiembre del 2001, marzo del 2003 a febrero del 2004, junio del 2007 a marzo del 2009, y febrero del 2010 a agosto del 2012 donde la diferencia del IPP no es notoria, pero persiste durante el periodo de estudio. Huertas et al. (2000) manifiestan que esta posible diferencia es debido a la medición distinta de precios, entendiendo que el IPC es un precio de compra mientras que el IPP es un precio de oferta (Figura 1).

Para determinar el criterio de tendencia determinística o estocástica se realizó la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (DFA). Los resultados de esta prueba muestran que en ambos indicadores se rechaza la hipótesis nula, por lo que podemos concluir que tanto el IPP como el IPC son series que no tienen raíz unitaria siendo estas estacionarias (Tabla 2).

Fig. 1. Índice de precios al Productor e Índice de precios al Consumidor



Fuente: elaboración propia

Tabla 2. Prueba de Raíz Unitaria al IPP e IPC

Variable	Prueba DFA		Prob*
	Test critical values: 5% level	t-Statistic	
IPP	-2.874	-3.293	0.016
IPC	-2.874	-3.013	0.035

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values

Para el proceso de estimación del vector autorregresivo (VAR) es necesario establecer

la longitud máxima de rezago sobre el cual se determine la relación de las variables IPP e IPC entendiendo este criterio como el rezago óptimo. Para ello utilizaremos la prueba de razón de verosimilitud, los criterios de Error de Predicción Final y los estadísticos de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn Estos criterios presentan una discrepancia al momento de establecer el rezago. Los dos últimos criterios resaltan al segundo rezago como el óptimo, mientras que las primeros tres pruebas resaltan al rezago catorce (Tabla 3).

Tabla 3. Criterios de Selección del Orden de Retrasos – VAR IPP IPC

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1.4567	NA	4231.7	14.026	14.058	14.039
1	-4.5598	1972.58	0.2912	4.4422	4.5384	4.4811
2	-4.3055	49.6510	0.2370	4.2360	4.3965*	4.3009*
3	-4.2687	7.10622	0.2377	4.2391	4.4638	4.3300
4	-4.243.	4.75427	0.2412	4.2537	4.5425	4.3705
5	-4.1960	9.07032	0.2394	4.2461	4.5991	4.3889
6	-4.1765	3.66162	0.2442	4.2658	4.6830	4.4345
7	-4.1411	6.55580	0.2453	4.2703	4.7517	4.4650
8	-4.0899	9.40921	0.2428	4.2595	4.8051	4.4801
9	-4.0771	2.17644	0.2495	4.2865	4.8962	4.5330
10	-4.0294	8.72237	0.2475	4.2783	4.9522	4.5508
11	-4.0072	3.97246	0.2519	4.2953	5.0334	4.5937
12	-3.9702	6.48001	0.2528	4.2983	5.1006	4.6227
13	-3.8230	25.6326	0.2281	4.1952	5.0616	4.5455
14	-3.7297	16.0488*	0.2169*	4.1440*	5.0746	4.5203
15	-3.7065	3.95541	0.2206	4.1601	5.1549	4.5623
16	-3.6916	2.51141	0.2262	4.1842	5.2432	4.6124
17	-3.6661	4.23669	0.2296	4.1982	5.3214	4.6523
18	-3.6397	4.33154	0.2329	4.2113	5.3987	4.6914
19	-3.6341	0.91873	0.2411	4.2443	5.4959	4.7504
20	-3.6182	2.55547	0.2471	4.2675	5.5832	4.7995

\* indicates lag order selected by the criterion. LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level). FPE: Final prediction error. AIC: Akaike information criterion. SC: Schwarz information criterion. HQ: Hannan-Quinn information criterion.

Tabla 4. Estimación de Parámetros de las Ecuaciones – VAR IPP IPC

Parámetro	R <sup>2</sup>	F-statistic	Akaike AIC	Schwarz SC
IPP (-2)	0.997	19095.3	3.436	3.512
IPC (-2)	0.999	224387.9	1.008	1.083
IPP (-14)	0.996	1.869.6	3.521	3.977
IPC (-14)	0.999	25691.4	0.968	1.425

Para establecer el rezago óptimo debemos evaluar las estimaciones de los parámetros de las ecuaciones generadas para el IPP y para el IPC en 2 rezagos y 14 rezagos. Se busca verificar la precisión del pronóstico del VAR ajustado. El análisis de los coeficientes de forma colectiva para establecer la significancia mediante el uso de la prueba F registra un valor alto, evidenciando términos de rezago estadísticamente significativos (Tabla 4).

Caso similar sucede con el coeficiente de determinación o R<sup>2</sup>, el cual tanto en el modelo de dos rezagos como en el de catorce rezagos muestra un valor alto de cobertura al momento de predecir futuros resultados (Tabla 4). No cabe evaluar los criterios de Akaike, ni el de Schwarz ante la evaluación anterior del rezago óptimo (Tabla 3).

Ante la ambigüedad de los resultados en el proceso de estimación del VAR entre las variables estudiadas se realizó el análisis de correlograma

como test de residuos, el cual evalúa el comportamiento de los mismos dentro de los intervalos de confianza; entendiendo la capacidad de evaluar a los residuales en términos de relevancia o de explicación del modelo determinado. El correlograma destaca como modelo adecuado el que presenta 14 rezagos en cada variable (Figura 2).

Entendiendo que el rezago óptimo del VAR entre el IPP y el IPC es de catorce rezagos – VAR2(14) se determina que los indicadores presentan respuesta a los shocks entre variables y entre si mismas propagándose en el largo plazo.

Para establecer la causalidad se realizó una prueba de Granger cuyos resultados muestran una causalidad bidireccional, rechazando la hipótesis nula que el IPC no causa en el sentido de Granger al IPP y que el IPP no causa en el sentido de Granger al IPC. Esto se evidencia al observar los valores p en la Tabla 5 esto es, tomando en cuenta la probabilidad de Fischer (Prob), que se encuentra en el valor mínimo de rechazo.

Tabla 5. Prueba de Causalidad de Granger – VAR IPP IPC de 14 Rezagos

Hipótesis nula	Test de Granger		
	Chi-sq	df	Prob.
IPC no causa a IPP	3.297	14	0.0029
IPP no causa a IPC	2.509	14	0.0336

Figura 2: Correlogramas Autocorrelations with 2 Std.Err. Bounds

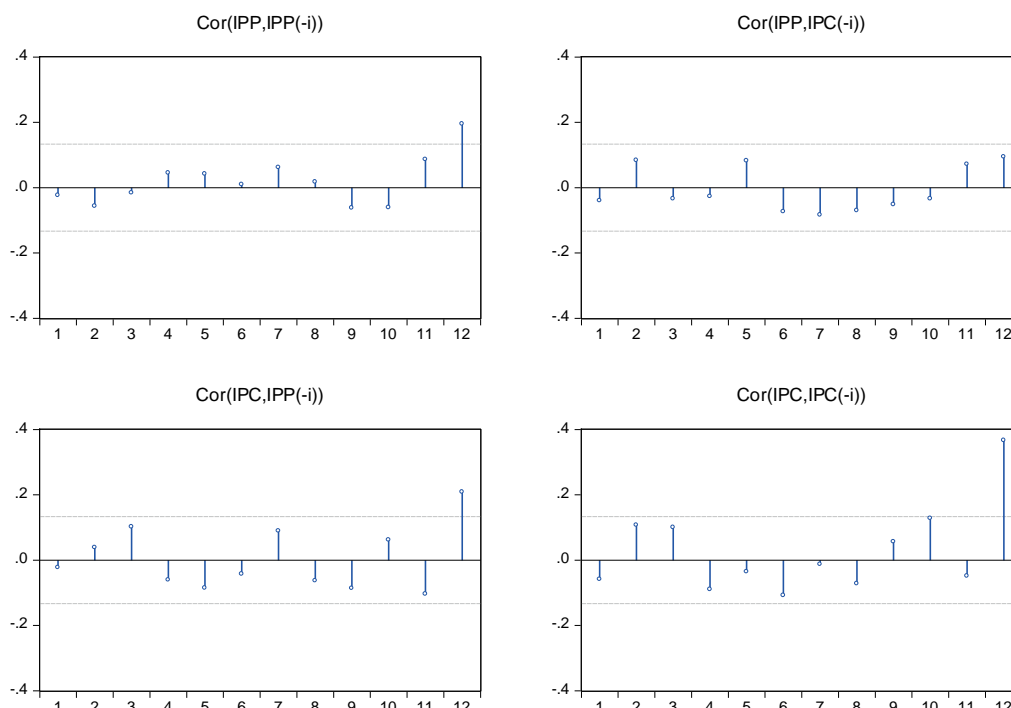
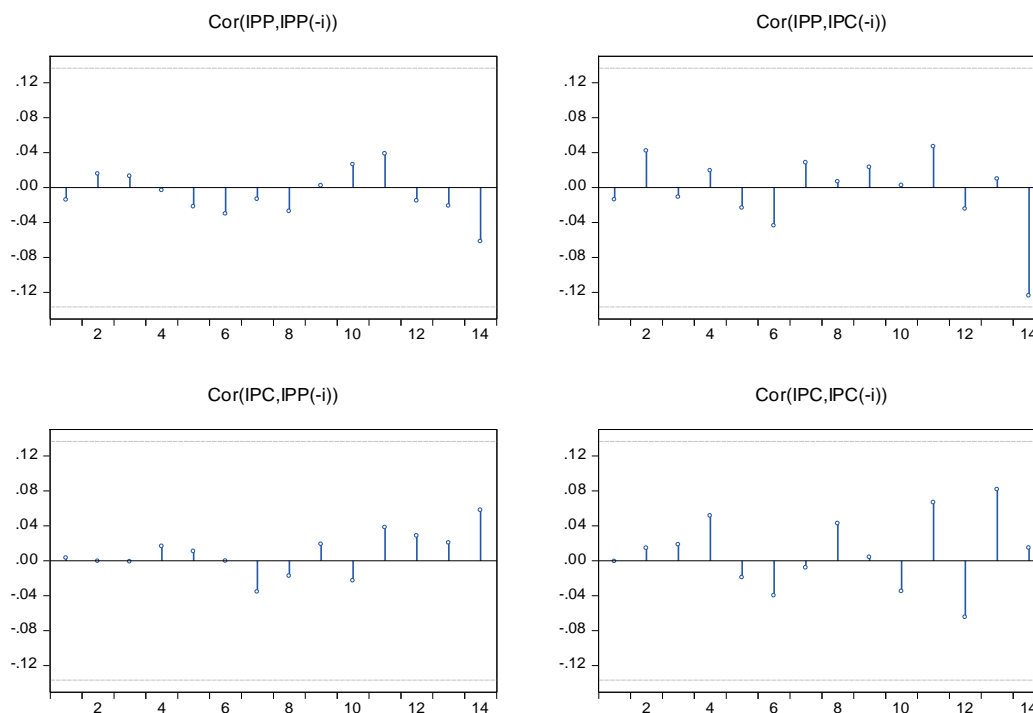




Figura 2: Correlogramas (continuación)

Autocorrelations with 2 Std.Err. Bounds



#### 4. Conclusiones

Establecer la relación de causalidad entre el índice de precios al productor (IPP) y el índice de precios al consumidor (IPC) representa un interés para el desarrollo de la política pública del Ecuador que pretende mantener una inflación baja en beneficio del ahorro familiar, la inversión y la creación de empleos.

Existen diferencias no significativas entre el IPP y el IPC las cuales pueden estar dadas por la metodología de medición de precios; como por la generalización del estudio que no diferencia el comportamiento del mercado alimentario, del de salud, ni del de servicios.

Al estudiar la relación de causalidad entre el IPP y el IPC se determinó que ambos indicadores son de tendencia positiva, estacionarios, determinísticos; que su base mensualizada generó un modelo VAR2(14), el que explica como rezago óptimo la relación entre las variables estudiadas y entre sí mismas. En términos de causalidad se determinó que según la prueba de Granger el modelo presenta una bidireccionalidad en términos de causalidad de Granger.

Los resultados siguen contribuyendo al desarrollo empírico del tema ante la diversidad de respuestas encontradas en otros estudios. Es necesario generar otros estudios del tema con diversas metodologías que fortalezcan el desarrollo empírico en favor del tema.

#### 5. Referencias

- Akcay, J. (2011). "The causal relationship between producer price index and consumer price index: empirical evidence from selected european countries", *International Journal of Economics and Finance* 3 (6), pp. 227-232.
- Aviral, T. y S. Muhammad (2010). "Modelling the relationship between whole sale price and consumer price indices: cointegration and causality analysis for India", MPRA Paper No. 27333.
- Bacon, F. (1949). *Novum Organum*. Buenos Aires: Losada. (Versión Original 1620)
- Banerji, A. (1999). "The lead profile and others non-parametrics tools to evaluate survey series as leading indicators", Economic Cycle Research Institute, CIRET Conference, New Zealand.
- Caporale, G. M., M. Katsimi y N. Pittis (2002). "Causality links between consumer and producer prices: some empirical evidence", *Southern Economic Journal* 68, pp. 703-711.

- Colclough, W. G. y M. D. Lange (1982). "Empirical evidence of causality from consumer to wholesale prices", *Journal of Econometrics* 19, pp. 379-384.
- Dickey, D., W. Fuller (1979). "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association* 74, pp. 427-431.
- Dickey, D. A., W. A. Fuller (1981). "Likelihood ratio tests for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica* 49, pp. 1057-1072.
- Duque, E. (2015). Seminario Metodología de la Investigación, Universidad Nacional de Colombia
- Engle, R., y Granger, C. (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Ghazali, M. F., O. A. Yee y M. Z. Muhammed (2008). "Do producer prices cause consumer prices? some empirical evidence", *International Journal of Business and Management* 3 (11), pp. 78-82
- Gómez, M. y Navarro J. (2012). "Relación de causalidad entre el índice de precios del productor y el índice de precios del consumidor incorporando cambios estructurales. El caso de México", *Contaduría y Administración* 59 (2) pp. 179-196
- Gómez, M. y Rodríguez J. (2012). "Análisis de la relación de causalidad entre el índice de precios del productor y del consumidor en los países miembros del TLCAN", *Revista Nicolaita de Estudios Económicos*, Vol. 7, N. 1.
- Granger, C. W. J. (1969). "Investigating causal relations by econometrics models and cross spectral methods", *Econometrica* 37, pp. 424-438.
- Gujarati, D. y Porter D. (2010). *Econometría*, México D.F. México, The McGraw-Hill.
- Huertas, C. y Munir, J. B. (2000). "Relación entre el Índice de precios del productor (IPP) y el Índice de precios al consumidor (IPC)", Borradores de Economía No 144, Banco de la República de Colombia.
- INEC, Instituto Nacional de Estadística y Censo (2016). Metodología del Índice de Precios al Productor de Disponibilidad Nacional (IPP-DN), Quito-Ecuador.
- INEC, Instituto Nacional de Estadística y Censo (2016). Metodología del Índice de Precios al Consumidor (IPC) Base Anual: 2014=100, Quito – Ecuador.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* Vol. 12. No. 2-3, pp. 231-254.
- Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica* 59 (6), pp. 1551-1580.
- Jones J. D. (1986). "Consumer Prices, Wholesale Prices, and Causality", *Empirical Economics* 11, pp. 41-55.
- Kalmanovitz, S. (2003). "El Banco de la República como institución independiente", en *Ensayos sobre Banca Central: comportamiento, independencia e historia*, Grupo Editorial Norma, pp. 51-70.
- Lee, J. y M. Strazicich (2003). "Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks", *Review of Economics and Statistics* 85, pp. 1082-1089.
- Lemmens, A., Croux, C. y Dekimpe, M. G. (2008). "Measuring and testing Granger causality over the spectrum: An application European production expectation surveys", *International Journal of Forecasting*, 24, pp. 414-431.
- Liping, H., Gang F. y Jiani H. (2008). "CPI vs. PPI: Which Drives Which?", *Economic Research Journal* 43 (11), pp. 16-27.
- MacKinnon, J. G. (1996). "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests", *Journal of Applied Econometrics*, 601-618.
- Martínez, W., Caicedo E. y Tique E. (2012). "Explorando la relación entre el IPC e IPP: El caso colombiano", Borradores de Economía No 737, Banco de la República de Colombia.
- Muhammad, S., Kumar, A. y Mohammad, I. T. (2012). "Does CPI Granger-Cause WPI? New Extensions from Frequency Domain Approach in Pakistan", Munich Personal RePEc Archive, Paper No. 38816.
- Novales, A. (1998) *Econometría*. 2ª ed. Madrid, España. The McGraw-Hill
- Novales, A. (2011). "Modelos vectoriales autoregresivos (VAR)", Madrid - España, Universidad Complutense.
- Pérez, J. y Trespalacios A. (2014). "Simulación Modelo VAR IPP-IPC", *Cuadernos de Administración*, Universidad del Valle, Vol. 30 N° 52.
- Phillips, P. (1988). "Regression Theory for Near-Integrated Time Series", *Econometrica* 56 (5), pp. 1021-1043.
- Sidaoui, J., Capistrán C., Chiquiar, D. y M. Ramos-Francia (2010). "On the predictive content of the PPI on CPI inflation: the case of Mexico", Bank for International Settlements Papers No:49, pp.249257.
- Sim, C. A. (1972). Money, income and causality, *American Economic Review* 62 (4), pp. 540-552.
- Sims, C.A. (1980). *Macroeconomics and Reality*, *Econometrica* Vol. 48, pp. 1-48.
- Stock, J. y Watson M. (2012) *Introducción a la Econometría*. 3ª ed. Madrid, España. Pearson.
- Toda, H. Y. y T. Yamamoto (1995). Statistical inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes, *Journal of Econometrics* 66, pp. 225-250.
- Wooldridge, J. (2010) *Introducción a la Econometría Un Enfoque Moderno*. 4ª ed. México DF, México. Cengage Learning.