

DOI: <https://doi.org/10.56712/latam.v4i2.785>

Análisis de la relación causal entre el Índice Nacional de Precios al Productor y el Índice Nacional de Precios al Consumidor: Caso México

Analysis of the causal relationship between the National Producer Price Index and the National Consumer Price Index: Mexico Case

Ulises Pérez Figueroa

ulip64@hotmail.com

<https://orcid.org/0000-0002-7198-6685>

Universidad Autónoma de Guerrero

Acapulco – México

Juan Villagómez Méndez

juanvillagomez2006@yahoo.com

<https://orcid.org/0000-0001-8385-8624>

Universidad Autónoma de Guerrero

Acapulco – México

Norberto Noé Añorve Fonseca

noeanorve@yahoo.com.mx

<https://orcid.org/0009-0002-5992-3603>

Universidad Autónoma de Guerrero

Acapulco – México

Artículo recibido: 21 de junio de 2023. Aceptado para publicación: 06 de julio de 2023.
Conflictos de Interés: Ninguno que declarar.

Resumen

Esta investigación tiene como objetivo determinar la relación de causalidad entre el Índice Nacional de Precios al Productor (INPP) y el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) en México, dentro del período de enero 2004 a octubre 2022. Se estabilizaron las series a través de las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada, para la prueba de cointegración se utilizó el estadístico de Engle y Granger y para la de causalidad, el de Vectores Autorregresivos. Para la estabilidad del modelo, se introdujeron variables Dummy en aquellos quiebres estructurales que fueron sometidos a prueba a través del estadístico de Chow. Los resultados indican que, hay una relación de causalidad que va del INPP al INPC.


Palabras clave: dickey-fuller aumentada, cointegración engle y granger, vectores autorregresivos

Abstract

This research aims to determine the causal relationship between the National Producer Price Index (INPP) and the National Consumer Price Index (INPC) in Mexico, within the period from January 2004 to October 2022. The series were stabilized at Through the Augmented Dickey-Fuller tests, the Engle and Granger statistic was used for the cointegration test and the Autoregressive Vector test for causality. For the stability of the model, dummy variables were

introduced in those structural breaks that were tested through the Chow statistic. The results indicate that there is a causal relationship that goes from the INPP to the INPC.

Keywords: augmented dickey-fuller, engle and granger cointegration, autoregressive vectors

Todo el contenido de LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y Humanidades, publicados en este sitio está disponibles bajo Licencia Creative Commons . 

Como citar: Pérez Figueroa, U., Villagómez Méndez, J., & Añorve Fonseca, N. N. (2023). Análisis de la relación causal entre el Índice Nacional de Precios al Productor y el Índice Nacional de Precios al Consumidor: Caso México. *LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y Humanidades* 4(2), 2681–2693. <https://doi.org/10.56712/latam.v4i2.785>

INTRODUCCIÓN

El INPC es un indicador que, es elaborado por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), diseñado para medir el cambio promedio de precios durante un determinado tiempo a través de, una canasta de 120, 454 bienes y servicios cotizados mensualmente en 55 ciudades representativas de las familias mexicanas. Es uno de los indicadores que más afecta a la población, se percibe en el incremento de precios y que, pega en los bolsillos de la población. La última inflación es la que, estamos viviendo aún y que, llegó en octubre del 2022 a 8.41 % anual.

Es de suma importancia conocer su comportamiento porque a partir de ahí, se diseña la política monetaria del Banco de México, contratos como alquileres de inmuebles y pensiones, es factor de actualización de créditos fiscales, auxiliar en la determinación de incrementos salariales, jubilaciones y prestaciones de seguridad social, entre otras (Banco de México, 2002).

El INEGI también da seguimiento al comportamiento del INPP, a través de la elaboración de un indicador que mide la evolución de los precios de una canasta de bienes representativa de la producción nacional por origen y de acuerdo a su destino, ya sea bienes intermedios y finales. Los últimos para el consumo, la formación de capital y las exportaciones.

La elaboración del INPP es trascendental para la política económica del país ya que, por el lado de la oferta es un indicador de las tendencias inflacionarias, es factor de indexación para muchos contratos públicos y privados. También se emplea en la revisión de algunas tarifas del sector eléctrico y sirve como herramienta en la elaboración de Cuentas Nacionales, entre otras (Banco de México, 2003).

Se esperaría que, durante la cadena productiva los efectos inflacionarios dieran inicio en los precios al productor y que, dichas perturbaciones fueran escalando hacia los precios del consumidor, el anterior planteamiento indicaría que, la información de los precios al productor sería de gran importancia para identificar desequilibrios inflacionarios y mejorar los precios del consumidor; sin embargo, estudios previos hacen pensar que dicho postulado no es tan obvio como se describe.

De acuerdo con la revisión de la literatura, encontramos el trabajo de Losada & Murcia Arias (2018) en donde analizan la relación entre el Índice de Precios al Consumidor y el Índice de Precios al Productor de seis países de América del Sur: Brasil, Colombia, Ecuador, Perú, Paraguay y Uruguay. En este análisis se utilizan las pruebas estadísticas de causalidad de Toda y Yamamoto; los datos son anuales y los rangos de estudio para cada país son diferentes. Los resultados muestran que, no existe evidencia en la relación causal entre el Índice de Precios al Consumidor y el Índice de Precios al Productor para Brasil, Colombia, Ecuador y Uruguay y en cambio, hay una relación bidireccional entre estos indicadores para Perú y Paraguay.

Ozpolat (2020) realiza una investigación en donde analiza también la relación entre el Índice de Precios al Consumidor y el Índice de Precios al Productor para Europa del Este (Bulgaria, Croacia, República Checa, Hungría, Polonia, Rumania, República Eslovaca, Slovenia y Letonia), los datos se registran de manera anualizada de 1992 a 2017, los resultados arrojan que, existe una causalidad bilateral entre los dos indicadores.

En un estudio realizado en Turquía en el que, se investiga la relación causal entre el Índice de Precios al Consumidor y el Índice de Precios al Productor utilizando series de tiempo mensual para el período de 2003 a 2013. Los resultados arrojan que existe una relación unidireccional de largo plazo que va del Índice de Precios al Consumidor al Índice de Precios al Productor (Ulke & Ergun, 2013).

Aguirre & Rodríguez (2016) analizan la relación de causalidad entre los precios al productor y al consumidor para el caso de los países miembros del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN), el período de estudio comprende 1957-2011. En este trabajo, se utilizan pruebas de raíz unitaria y de causalidad. Los resultados muestran que, la causalidad va en ambos sentidos, es decir, de los precios del productor a los precios del consumidor y de estos últimos a los primeros.

En un estudio realizado por Donoso (2015) para Colombia y en donde busca encontrar la relación de causalidad entre el Índice de Precios al Productor y el Índice de Precios al Consumidor para este país sudamericano usando series estacionalizadas de enero 2003 a marzo 2013 y en donde aplica la prueba estadística de causalidad de Granger; encuentra que, hay una causalidad unidireccional entre los dos índices. La respuesta va del Índice de Precios al Productor al Índice de Precios al Consumidor.

En otro trabajo realizado para Ecuador por Quinde-Rosales & Bucaram-Leverone (2017) en donde se evalúa la relación de causalidad entre el Índice de Precios al Productor y el Índice de Precios al Consumidor durante el período de enero 1998 a diciembre de 2016, utilizando las pruebas estadísticas de a Dickey-Fuller Aumentada y la prueba de causalidad de Granger. Los resultados demuestran una tendencia positiva y estacionalidad en los datos de las variables y encontrando una bidireccionalidad por parte de ambos índices.

Para México, encontramos dos estudios. Está el trabajo de Sidaoui, et al. (2009) en donde analiza la relación de causalidad entre el Índice de Precios al Productor y el Índice de Precios al Consumidor entre el período de 1994-2008, utilizando pruebas de cointegración y de causalidad de Granger. Los resultados muestran que, la información del INPP es útil para mejorar los pronósticos de la inflación del INPC.

Otra de las investigaciones para México en este tema, es el de Aguirre & Chávez (2012) quienes analizan la relación entre el Índice Nacional de Precios al Productor y el Índice Nacional de Precios al Consumidor durante el período enero 1994 a febrero del 2012 y en donde utiliza las pruebas estadísticas de raíz unitaria de Dickey-Fuller, Phillips-Perron y Lee-Strazicich y pruebas de causalidad de Granger, Toda y Yamamoto. Los resultados señalan que, tomando en cuenta cambios estructurales, la causalidad es unidireccional y va del INPC al INPP.

El objetivo fundamental de este estudio es conocer si existe una relación causal del INPP al INPC. En teoría se esperaría que, la inflación golpeará en un principio al INPP y en un lapso de tiempo al INPC. Bajo esta lógica, las instituciones gubernamentales encargadas de hacer los pronósticos, podrían prevenir el alza de precios al consumidor.

MÉTODO

Los datos del INPP e INPC, fueron tomados mensualmente (INEGI, 2023). El año base del INPC es del 2018 por lo que, fue necesario pasar el año base de esta serie al período 2019, igual que el INPP. El Software utilizado es el programa Gretl 2021. Para evitar sesgos en la investigación y evitar relaciones espurias utilizamos la metodología propuesta por Engle y Granger (Engle & Granger, 1987):

El primer paso que un economista debe afrontar cuando se trabaja con series de tiempo es que, la mayoría de éstas tienen tendencia y estén afectadas por diferentes circunstancias durante el proceso. Para resolver este problema, es muy recurrente probar si las series son estacionarias, estas pruebas son llamadas pruebas de raíz unitaria.

Para el análisis de estacionariedad, en este trabajo utilizamos la prueba Dickey-Fuller Aumentada (DFA). Esta prueba es una versión más sofisticada de la prueba de DF. Se utiliza para contrastar

muestras en series de tiempo aumentando valores rezagados de la variable dependiente ΔY_t en donde la hipótesis nula es $H_0: \delta = 0$, frente a la hipótesis alternativa $H_1: \delta < 0$, a través de la siguiente regresión (Gujarati & Porter, 2009):

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

Donde ε_t es un término de error puro de ruido blanco y donde $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$.

Interpretándose como:

H_0 : Existe raíz unitaria.

H_1 : No existe raíz unitaria.

La regla de decisión es: Se rechaza la hipótesis nula si existe un valor de p que sugiera significancia.

El segundo paso es la prueba de cointegración Engle y Granger, para ello es requisito fundamental que, cada serie individual tengan una raíz unitaria $I(1)$ y al hacerse estacionarias sean del mismo orden y que, una combinación lineal entre ellas sea $I(0)$. Así, la prueba se hace en dos etapas. La primera involucra una regresión de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) (Noriega & Ventosa, 2006):

$$Y_t = \hat{\alpha} + \hat{\delta} X_t + \hat{U}_t$$

La anterior regresión captura la relación de largo plazo entre dichas variables. Para la segunda etapa, los residuales \hat{U}_t , son usados para contrastar la prueba de Dickey-Fuller Aumentada:

$$\Delta \hat{U}_t = \hat{\gamma} \hat{U}_{t-1} + \hat{\eta}_t$$

Si la hipótesis $\gamma = 1$ entonces habrá una raíz unitaria en los residuales, lo anterior nos indica que, las series X_t y Y_t no están cointegradas. En cambio, cuando el estadístico t , el cual se usa para probar la hipótesis que $\gamma < 1$, es el valor crítico, los residuales son estacionarios, lo que nos indica que hay cointegración entre X_t y Y_t . En otras palabras, en caso de que, los residuales sean $I(0)$, no se podrá rechazar la hipótesis nula de no cointegración.

Traducido lo anterior:

H_0 : Las series no están cointegradas.

H_1 : Las series están cointegradas.

La regla de decisión es: rechazar la hipótesis nula cuando el valor de p es significativo.

El último paso de la metodología de cointegración de largo plazo, es corroborar a través de la prueba de Engle y Granger.

En donde:

H0: Las series no están cointegradas a largo plazo.

H1: Las series están cointegradas a largo plazo.

La regla de decisión es: rechazar la hipótesis nula cuando el valor de p muestra significancia.

Por último, analizaremos la prueba de causalidad. Una metodología es la de utilizar el modelo de Vectores Autorregresivos (VAR). Sims (1980) quien es citado por Gujarati & Porter (2009) plantea las siguientes dos ecuaciones:

$$INPC_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i INPP_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j INPC_{t-j} + U_{1t} \quad (1)$$

$$INPP_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i INPP_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j INPC_{t-j} + U_{2t} \quad (2)$$

Donde, el INPC_t e INPP_t son el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) y al productor (INPP). La ecuación (1) postula que el INPC actual se relaciona con los valores pasados del INPC mismo, al igual que con los de INPP, y (2) postula un comportamiento similar para INPP_t.

Gujarati & Porter (2009) señalan como resultado los siguientes casos:

- Hay causalidad unidireccional de INPP hacia INPC si los coeficientes α_i estimados sobre la INPP rezagada en (1) son estadísticamente diferentes de cero y el conjunto de coeficientes δ_j estimados sobre el INPC rezagado en (2) no es estadísticamente diferente de cero.
- Hay causalidad unidireccional de INPC hacia INPP si el conjunto de coeficientes α_i de INPP rezagada en (1) no es estadísticamente diferente de cero y el conjunto de coeficientes δ_j del INPC rezagado en (2) es estadísticamente diferente de cero.
- Hay causalidad bilateral, cuando los conjuntos de coeficientes de INPP y de INPC son estadísticamente significativos, diferentes de cero, en ambas regresiones.
- Hay independencia cuando los conjuntos de coeficientes de INPP y de INPC no son estadísticamente significativos en ambas regresiones.

Para contrastar los 4 casos se parte de la prueba F (Fischer) en donde se rechaza la hipótesis nula, si el valor de p muestra significancia. Para establecer la longitud máxima de rezagos en las pruebas de cointegración y en la de Vectores Autorregresivos, se utilizarán los estadísticos de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, dando preferencia al criterio de Akaike.

RESULTADOS

Iniciaremos observando el comportamiento de las dos variables. Las dos series tienen una tendencia ascendente y no parecen desviarse mucho entre sí, lo anterior nos da una señal que, pueden tener una relación de equilibrio a largo plazo y que, estén cointegradas. Puede apreciarse que tienen tendencia por lo que, es posible que no sean estacionarias (Figura 1). Para verificar lo anterior se realizaron las pruebas de raíces unitarias a través del estadístico de Dickey-Fuller Aumentada. Los resultados para esta prueba indican que, efectivamente las series tienen raíz unitaria por lo que, son no estacionarias (Tabla 1).

Figura 1

Tendencias de las series INPP e INPC

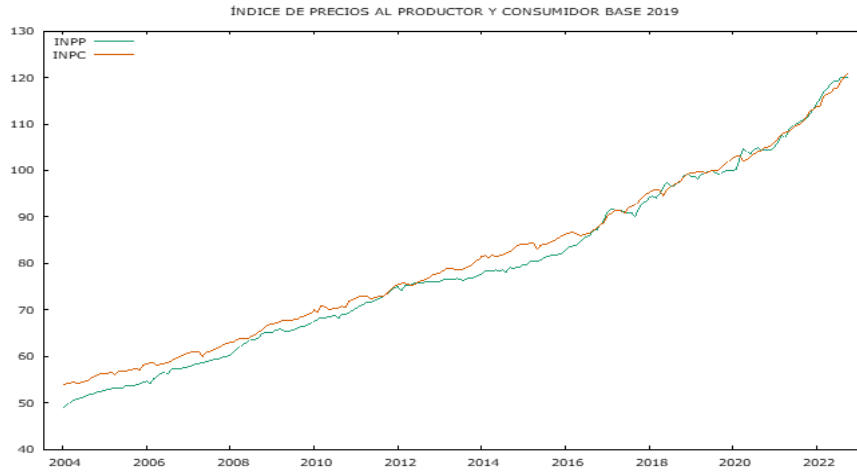


Tabla 1

Prueba de Raíz Unitaria

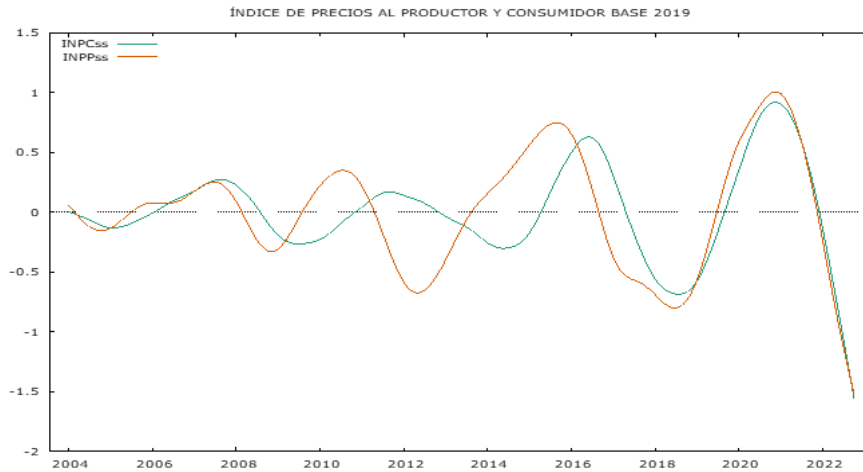
Variable	Valor P
INPC	1
INPP	0.9994

Nota: Elaboración propia con base en los datos de la muestra.

Otra aproximación que, nos puede brindar un acercamiento en el comportamiento de las dos series es el Filtro de Hodrick-Prescott, este filtro extrae y separa los elementos tendenciales y cíclicos de las series de tiempo y obteniendo una serie suavizada (Figura 2). Se puede apreciar que, a partir del año 2008 los movimientos del ciclo para la variable INPP son antes que el ciclo del INPC. Es decir, hay un seguimiento en los movimientos de los precios al consumidor a los precios al productor.

Figura 2

Comportamiento suavizado de las series INPP e INPC



Para evitar relaciones espurias entre las dos series, el siguiente paso es llevar a cabo la prueba de cointegración Engle y Granger. Las series deben ser estacionarias del mismo orden, ser integradas en sus niveles I (0) y por último, deben ser cointegradas. Los resultados se muestran en la tabla número 2. En la prueba de estacionariedad, las raíces unitarias para las dos series, se rechaza la hipótesis nula si el valor de p muestra significancia. Observamos que, nuestras variables son estacionarias en I (2). La prueba a los residuos de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) es I (0) en sus niveles por lo que, hay señales de cointegración. Para corroborar lo anterior efectuamos la prueba de cointegración Engle y Granger y con un óptimo de rezagos de 1, como se especifica en la tabla 3. El resultado señala que, nuestras series están cointegradas.

Tabla 2

Prueba de Estacionariedad y Cointegración

Variable	Prueba de estacionariedad	Orden	Prueba a los residuos	Prueba de cointegración
INPC	$p = 5.931e-19$	I(2)	$p = 1.482e-05$	$p = 0.002102$
INPP	$P = 3.989e-15$	I(2)	I(0)	

Nota: Elaboración propia con base en los datos de la muestra.

Tabla 3

Selección del orden de retardos para la prueba de Cointegración

RETARDOS	LOG.VEROS	P(RV)	AIC	BIC	HQC
1	-252.47202		2.559129*	2.657394*	2.598887*
2	-249.80768	0.25520	2.572353	2.736129	2.638617
3	-248.01756	0.46578	2.594233	2.823519	2.687003
4	-242.49182	0.02599	2.579127	2.873923	2.698402
5	-241.03633	0.57283	2.604320	2.964626	2.750101
6	-238.22805	0.22967	2.616119	3.041936	2.788405
7	-232.48030	0.02152	2.598815	3.090142	2.797607
8	-228.12565	0.06879	2.595304	3.152141	2.820601
9	-226.61274	0.55351	2.619928	3.242275	2.871731
10	-225.08148	0.54742	2.644371	3.332229	2.922680
11	-218.81325	0.01378	2.621913	3.375281	2.926727
12	-215.06561	0.11192	2.624412	3.443290	2.955732
13	-209.16415	0.01888	2.605586	3.489974	2.963411
14	-204.92981	0.07584	2.603265	3.553164	2.987596
15	-199.04519	0.01915	2.584606	3.600015	2.995442
16	-195.78165	0.16309	2.591898	3.672817	3.029239
17	-189.53899	0.01408	2.569693	3.716122	3.033540
18	-189.00647	0.89978	2.604024	3.815964	3.094377
19	-186.04712	0.20530	2.614328	3.891778	3.131186
20	-185.77383	0.96881	2.651226	3.994186	3.194590
21	-183.37969	0.30972	2.667126	4.075596	3.236995
22	-181.04232	0.32233	2.683587	4.157568	3.279963
23	-174.81420	0.01426	2.661527	4.201018	3.284408
24	-162.18194	0.00004	2.576059	4.181060	3.225445

En el último paso, llevamos a cabo la prueba de causalidad. Antes, identificamos los quiebres estructurales que, para nuestro período de estudio fueron tres (2008, 2017 y 2020) (Figura 3), dichos quiebres fueron sometidos a la prueba de Chow. Sólo el período del 2017 no pasó la prueba de choque estructural; derivado de lo anterior, introducimos una variable artificial dummy para darle estabilidad a nuestro modelo al utilizar los Vectores Autorregresivos. El número de rezagos óptimos para nuestro modelo es de 22, como se describe en la tabla 4. La prueba de especificación de los residuales de nuestro modelo, cumple ligeramente con el supuesto de normalidad de los residuos y no existe autocorrelación (Tabla 5).

Figura 3

Prueba de CUSUM para identificar Cambios Estructurales

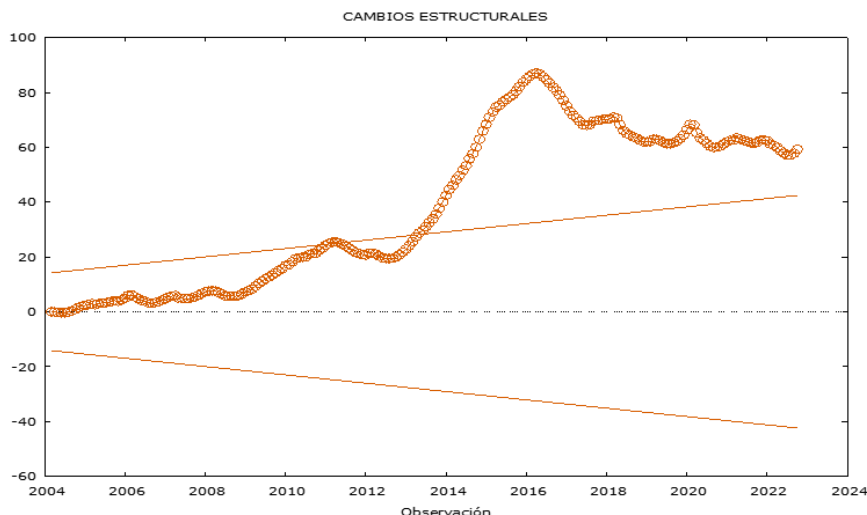


Tabla 4

Selección del Orden de Retardos para la Prueba de Causalidad

RETARDOS	LOG. VEROS	P(RV)	AIC	BIC	HQC
1	-331.70319		3.397032	3.528965	3.450423
2	-308.02744	0.00000	3.200274	3.398173	3.280361
3	-295.40350	0.00004	3.114035	3.377900*	3.220817
4	-289.35673	0.01667	3.093567	3.423399	3.227045
5	-283.36809	0.01752	3.073681	3.469479	3.233854
6	-279.47594	0.09981	3.074759	3.536524	3.261628
7	-268.37085	0.00018	3.003709	3.531439	3.217273
8	-265.04029	0.15492	3.010403	3.604100	3.250663
9	-255.53129	0.00078	2.955313	3.614976	3.222269
10	-242.06283	0.00002	2.860628	3.586258	3.154280
11	-229.38134	0.00004	2.773813	3.565410	3.094160*
12	-224.79718	0.05703	2.767972	3.625534	3.115014
13	-220.18701	0.05582	2.761870	3.685399	3.135608
14	-217.79512	0.31021	2.777951	3.767446	3.178385
15	-204.45996	0.00002	2.684600	3.740061	3.111729
16	-202.22764	0.34676	2.702276	3.823704	3.156101
17	-197.02655	0.03417	2.690266	3.877660	3.170786
18	-196.06835	0.75113	2.720684	3.974044	3.227899
19	-194.07863	0.40880	2.740786	4.060113	3.274698
20	-191.90889	0.36201	2.759089	4.144382	3.319696
21	-185.36699	0.01087	2.73367	4.184930	3.320973
22	-175.65198	0.00065	2.676520*	4.193746	3.290518
23	-175.16531	0.91381	2.711653	4.294845	3.352347
24	-170.19530	0.04145	2.701953	4.351112	3.369342

Tabla 5

Pruebas de Especificación

Prueba	Resultado
Normalidad de residuales	$p = 0.07432$
Autocorrelación	$P = 0.5860$

Nota: Elaboración propia con base en los datos de la muestra.

Los estadísticos para la prueba de causalidad se encuentran en la tabla 6. El resultado señala que, hay una relación unidireccional del INPP al INPC. Se puede observar que, para el caso INPP no causa a INPC, lo anterior indica que, se rechaza la hipótesis nula, al nivel de $p = 0.0008$, lo que indica que, el INPP ayuda en los pronósticos del INPC.

Tabla 6

Prueba de Causalidad

Prueba de Causalidad	Probabilidad
INPC no causa a INPP	0.1687
INPP no causa a INPC	0.0008

Nota: Elaboración propia con base en los datos de la muestra.

DISCUSIÓN


Los altos índices inflacionarios que se han presentado en México en los últimos meses, hacen pensar en este estudio como de gran relevancia para la política monetaria del país que, como cualquier otra nación pretenda mantener índices inflacionarios bajos. Conocer la relación de causalidad entre el índice de Precios al Productor y el índice de Precios al Consumidor entonces es de gran interés.

Para el caso de México sólo encontramos los trabajos relacionados con este tema el de Sidaoui et al. (2009) y el de, Aguirre & Chávez (2012). El primero señala que, la causalidad va del INPP a INPC, en segundo introduce cambios estructurales en su modelo y los resultados van del INPC a INPP. El desarrollo de nuestro trabajo abarca 3 choques estructurales: la crisis financiera del 2008, la crisis del 2017 provocada por el incremento de precios de energéticos entre ellos, gasolina y gas y la crisis que inició en el 2020 como consecuencia de la pandemia y de la Guerra Rusia-Ucrania.

Realizamos la prueba Chow para los tres choques estructurales y sólo el período de 2017 no pasó. Introducimos una variable artificial al modelo y los resultados de nuestro trabajo arrojan que, hay una relación de causalidad unidireccional que va del INPP al INPC. Incluso probamos introduciendo tres variables artificiales y el resultado no cambió. Lo anterior, nos permite afirmar que, el INPP contempla un alto contenido predictivo sobre el INPC.

REFERENCIAS

- Aguirre, M. G., & Chávez, J. C. (2012). Relación de causalidad entre el índice de precios del productor y el índice de precios del consumidor incorporando cambios estructurales. El caso México. *Contaduría y Administración*, 59(2), 179-196. Obtenido de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5205430>
- Aguirre, M. G., & Rodríguez, J. C. (2016). Analisis de la relacion de causalidad entre el indice de precios del productor y del consumidor incorporando variables que capturan el mecanismo de transmision monetaria: El caso de los paises miembros del TLCAN. *EconoQuantum*, 13(1), 73-95. Obtenido de <http://www.redalyc.org/articuloa?id=125043459004>
- Banco de México. (2002). El Índice Nacional de Precios al Consumidor: Características y Actualización de su Base al Año 2002. Obtenido de <file:///C:/Users/ECONOMIA/Documents/INPC%20BANCO%20DE%20M%C3%8BXICO.pdf>
- Banco de México. (2003). El Índice Nacional de Precios al Productor: Características y Actualización de su Base a Diciembre de 2003. Obtenido de https://www.snieg.mx/DocAcervolNN/documentacion/inf_nvo_acervo/SNIE/PRECIOS/INPP_AntesLEY/INPPcaracteristicas2003.pdf
- Donoso, S. V. (1 de enero de 2015). Universidad de la Sabana. Obtenido de <http://hdl.handle.net/10818/12955>
- Engle, R. F., & Granger, C. (1987). Cointegración y corrección de errores: representación, estimación y prueba. *Econometría*, 55(2), 251-276. doi:<https://doi.org/10.2307/1913236>
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Econometría*. Mc Graw Hill.
- INEGI. (2023). Temas, Precios. Obtenido de <https://www.inegi.org.mx/temas/>
- Losada, O. H., & Juan Pablo Murcia Arias, J. C. (2018). Relationship between the Consumer Price Index and the Producer Price Index for Six South American Countries. *Apuntes del CENES*, 37(66), 39-74. doi:<https://doi.org/10.19053/01203053.v37.n66.2019.6601>
- Noriega, A. E., & Ventosa-Santaularia, D. (2006). Cointegración Espuria: La Prueba de Engle-Granger bajo la Presencia de Cambios Estructurales. Banco de México.
- Ozpolat, A. (2020). Causal Link Between Consumer Prices Index and Producer Prices Index: An Evidence From Central and Eastern European Countries (CEECs). *ADAM AKADEMI Sosyal Bilomler Dergisi*, 10(2), 319-332. doi:10.31679/adamakademi.594508
- Quinde-Rosales, V., & Bucaram-Leverone, R. (2017). Relación de causalidad entre el índice de precios al productor y el índice de precios al consumidor: Caso Ecuador. *Actualidad Económica*(93), 5-14. Obtenido de <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/acteconomica/index>
- Sidaoui, J., Capistrán, C., Chiquiar, D., & Ramos-Francia, M. (2009). Una Nota Acerca del Contenido Predictivo del INPP Respecto a la Inflación del INPC: El Caso de México. Banco de México.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48. doi:<https://doi.org/10.2307/1912017>
- Ulke, V., & Ergun, U. (2013). The Relationship between Consumer Price and Producer Price Indices in Turkey. *MPRA Paper*(59437), 1-18. Obtenido de <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/59437/>

Todo el contenido de **LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y Humanidades**, publicados en este sitio está disponibles bajo Licencia [Creative Commons](#) .