



EconoQuantum

ISSN: 1870-6622

equantum@cucea.udg.mx

Universidad de Guadalajara

México

Gomez Aguirre, Mario; Rodriguez, Jose Carlos

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, vol. 13, núm. 1, 2016, pp. 73-95

Universidad de Guadalajara

Zapopan, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=125043459004>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

Análisis de la relación de causalidad entre el índice de precios del productor y del consumidor incorporando variables que capturan el mecanismo de transmisión monetaria: El caso de los países miembros del TLCAN¹

MARIO GÓMEZ AGUIRRE²

JOSÉ CARLOS RODRÍGUEZ³

- **Resumen:** En este artículo se analiza la relación de causalidad entre el índice de precios del productor y del consumidor para el caso de los países miembros del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN), incorporando variables que capturen el mecanismo de transmisión monetaria (1996:01-2012:06). Para ello se utilizan pruebas de raíz unitaria (Dickey-Fuller 1979 y 1981; Phillips-Perron, 1988; Lee-Strazicich, 2003) y de causalidad (Toda y Yamamoto, 1995). Los resultados indican que la relación de causalidad es bidireccional, de los precios del productor a los del consumidor y de estos últimos a los primeros para el caso de México y Canadá, utilizando una medida de inflación; y en el caso de Estados Unidos también es bidireccional, utilizando el nivel de los índices de precios.
- **Palabras clave:** Precio; causalidad; raíz unitaria; TLCAN.
- **Clasificación JEL:** E31; E50; C32.
- **Abstract:** In this paper we analyze the causal relationship between the producer price index and the consumer index in the member countries of the Free Trade Agreement (NAFTA), incorporating variables that capture the monetary transmission mechanism (1994:01-2012:06). To do this, we use unit root tests (Dickey-Fuller 1979 and 1981; Phillips-Perron, 1988; Lee-Strazicich, 2003) and causality test (Toda and Yamamoto, 1995). The results indicate that there is a bidirectional causality, running from producer prices to consumers and the latter to the former in the case of Mexico

¹ Se agradecen los comentarios de los tres dictaminadores anónimos que ayudaron a mejorar la versión final del artículo. Los errores que puedan existir en el artículo son responsabilidad de los autores.

El Profesor Mario Gómez agradece al Profesor Aitor Ciarreta por el apoyo recibido durante la estancia posdoctoral en la Universidad del País Vasco, España. Esta investigación fue financiada por el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT).

² Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales. Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. E-mail: gomez_ininee@hotmail.com

³ Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales. Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. E-mail: jcrodriguez@umich.mx

and Canada, using a measure of inflation; and in the case of the United States, it is bidirectional, using prices index in levels.

- **Keywords:** Price; causality; unit root; Mexico.

- **JEL Classification:** E31; E50; C32.

- Recepción: 30/10/2014

- Aceptación: 11/02/2015

- *Introducción*

En la actualidad, no existe un consenso sobre la relación de causalidad entre el índice de precios al consumidor y al productor. Conocer esta relación de causalidad sería de gran utilidad para los bancos centrales, ya que uno de los objetivos más importantes es la estabilidad del poder adquisitivo de la moneda nacional, debido a que una inflación baja y predecible puede contribuir al ahorro, la inversión, al crecimiento de la actividad económica y a la creación de empleos. Por ejemplo, la información contenida en los precios del productor pudiera ser de utilidad, en el sentido de identificar las perturbaciones de oferta y mejorar los pronósticos de la inflación de precios del consumidor (Sidaoui *et al.*, 2009).

En la literatura sobre la relación de causalidad entre los precios del consumidor y productor existen dos mecanismos que explican la dirección de causalidad entre ellos, por el lado de la demanda y por el lado de la oferta, respectivamente. Por el lado de la oferta, las materias primas sirven como *inputs* para la producción de bienes intermedios que, a su vez, sirven como *inputs* para la producción de bienes finales. De esta manera, cambios en los precios de los materiales crudos afectan a los precios de los productos intermedios y estos, a su vez, influyen en los precios de los bienes finales y estos últimos, finalmente, afectan a los precios del consumidor (Clark, 1995; Roger 1998). Por el lado de la demanda, se entiende que la demanda de *inputs* entre usos en competencia es determinada por la demanda final de bienes y servicios (Akcay, 2011). De tal manera, que el costo de oportunidad de los recursos y bienes intermedios se vea reflejado en el costo de producción y, en consecuencia, reflejan la demanda de bienes y servicios finales (Caporale *et al.*, 2002). De esta manera, los precios del consumidor pueden afectar a los precios del productor. De acuerdo a lo anterior, la relación de causalidad puede ir en un sentido u otro o en ambos.

Para el caso de México, el trabajo de Sidaoui *et al.* (2009) señala que la relación de causalidad de precios va de los precios del productor a los precios del consumidor, mientras que Gómez y Navarro (2014) encuentran que la causalidad va de los precios del consumidor a los precios del productor, tomando en cuenta la presencia de cambios estructurales. Sin embargo, para el caso de México, a la fecha no se ha realizado un estudio de causalidad que haya incorporado variables omitidas que puedan capturar el mecanismo de transmisión de la política monetaria. Esto en el sentido de que la no cau-

salidad en el sentido de Granger en un sistema bivariado puede ser debido a variables omitidas (Granger, 1969; Lutkepohl, 1982). Conocer los efectos de las acciones de la autoridad monetaria sobre los precios y sobre la economía en general es sumamente importante. Normalmente, al estudio de estos canales se les conoce como mecanismos de transmisión de política monetaria y, de acuerdo con la literatura económica ortodoxa, existen cuatro (Mishkin, 1995): a) el canal de la tasa de interés; b) el canal del tipo de cambio; c) el canal de los precios de otros activos y d) el canal del crédito. Estos canales están incorporados en los mecanismos de transmisión monetaria del Programa Monetario (2013) del Banco de México, que además agrega el papel de las expectativas de inflación de los agentes económicos.

El objetivo de la presente investigación es analizar la relación de causalidad entre el índice de precios del productor y el índice de precios del consumidor, incorporando variables que capturan el mecanismo de transmisión de la política monetaria (tasa de interés, oferta monetaria e índice de producción industrial⁴) para el caso de México, Estados Unidos y Canadá. Lo anterior, debido a que estas economías forman parte del TLCAN y la evidencia sugiere una mayor integración entre estas economías. En el caso de México y Estados Unidos se refleja en el hecho de que el 80% de las exportaciones totales de México se destinan a Estados Unidos y alrededor del 48% de las importaciones totales provienen de ese país; mientras que respecto a Canadá sólo es el 2.6% de las exportaciones y el 2.3% de las importaciones (Instituto Nacional de Estadística y Geografía, INEGI. <http://www.inegi.org.mx>). También es importante comentar que el 19% de las exportaciones totales de Estados Unidos se destinan a Canadá, mientras que alrededor del 15.1% de las importaciones totales se realizan de este último al primero (United States, International Trade Data, <https://www.census.gov>). Esta mayor integración de los mercados también puede conducir a que movimientos de las variables de Estados Unidos pueden afectar a las variables de la economías de México y Canadá, por ejemplo, movimientos en la tasas de interés, los precios o el crecimiento de la actividad económica, etc.

El estudio consta de cinco secciones. Después de la introducción, en la segunda de ellas se desarrolla brevemente una descripción de los hallazgos empíricos sobre esta relación de causalidad, según los autores, más relevantes y recientes. En la tercera se describe la metodología de la prueba de causalidad de Toda y Yamamoto (1995) y la prueba de raíz unitaria de Lee y Strazicich (2003). En la sección siguiente se analizan los resultados obtenidos. Y se finaliza el estudio con una sección de conclusiones.

■ *Evidencia empírica*

En esta sección se hace una breve descripción de los hallazgos empíricos sobre el tema. Colclough y Lange (1982) utilizan las pruebas de causalidad de Sims (1972) y Granger

⁴ De acuerdo con el diagrama del mecanismo de transmisión de política monetaria del Banco de México (Programa Monetario, 2013), en esta investigación se incorporan la tasa de interés y la oferta monetaria como variables que afectan la demanda agregada; mientras que para la oferta agregada se considera el índice de producción industrial.

(1969) para analizar la relación de causalidad entre los precios del productor y consumidor en el caso de Estados Unidos. Los resultados indican que la causalidad va de los precios del consumidor a los del productor. En este mismo sentido, también para Estados Unidos, Jones (1986) muestra evidencia de que existe una causalidad bidireccional en los precios.

Caporale *et al.* (2002) analizan la relación de causalidad de los precios en los países del G7 para el periodo de enero de 1976 a abril de 1999. Ellos utilizan la prueba de causalidad de Toda y Yamamoto (1995) con un Vector Autorregresivo (VAR) de dos variables y encuentran una causalidad unidireccional, de los precios del productor a los precios del consumidor en Francia y Alemania, causalidad bidireccional para Italia, Japón, Reino Unido y Estados Unidos, y ninguna relación de causalidad para el caso de Canadá. Al utilizar un VAR con cinco variables (incorporando variables que permitan capturar el mecanismo de transmisión monetaria), los resultados indican que la causalidad es unidireccional de los precios del productor a los precios del consumidor para todos los países, excepto Estados Unidos, que es bidireccional con un nivel de significancia del 10%.

Ghazali *et al.* (2008) estudian la relación de causalidad de los precios del productor y consumidor para el caso de Malasia, durante el periodo de enero de 1986 a abril de 2007. Sus resultados muestran evidencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre los precios y una causalidad unidireccional, de los precios del productor a los precios del consumidor, utilizando las pruebas de causalidad de Granger (1969) y Toda y Yamamoto (1995). Sidaoui *et al.* (2009) estiman la relación de causalidad entre el índice nacional de precios al productor y el índice nacional de precios al consumidor, para el periodo de enero 2001 a junio de 2009. Con la prueba de causalidad à la Granger, los resultados indican que, al parecer, la información de los precios del productor es útil para mejorar los pronósticos de la inflación de los precios del consumidor, ya que la causalidad va de los precios del productor a los precios del consumidor.

Aviral y Shahbaz (2010) examinan la relación de causalidad entre los precios del productor y consumidor para el caso de India. Estos autores encuentran evidencia de causalidad bidireccional entre los precios tanto en el corto como en el largo plazo para el periodo 1950-2009. Shahbaz *et al.* (2010) trabajan sobre la relación de causalidad entre los precios del productor y del consumidor en el caso de Pakistán para datos mensuales de 1992 al 2007, y los resultados muestran que existe una relación de causalidad bidireccional. Aunque el impacto es más fuerte de los precios del productor a los precios del consumidor que de estos últimos a los primeros. Por su parte, Akcay (2011) explora la relación causal entre los índices de precios del consumidor y productor para cinco países europeos con datos mensuales ajustados estacionalmente, de agosto de 1995 a diciembre de 2007. Se emplea la prueba de causalidad de Toda y Yamamoto (1995) y sus resultados indican que hay causalidad del índice de precios del productor al índice de precios del consumidor para Finlandia y Francia, causalidad bidireccional en Alemania y, para el caso de Países Bajos y Suecia, no existe ninguna relación causal estadísticamente significativa. Shahbaz *et al.* (2012) analizan la relación de causalidad entre los precios del productor y los precios del consumidor de Pakistán con datos men-

suales para el periodo 1961-2010. Los resultados proveen evidencia de que existe una relación de cointegración de largo plazo entre los precios y una relación de causalidad que va de los precios del consumidor a los precios del productor.

Finalmente, Gómez y Navarro (2014) investigan la relación de causalidad entre los precios del productor y del consumidor para el caso de México durante el periodo 1994:01-2012:02. Los resultados indican que la relación de causalidad es unidireccional, de los precios del consumidor a los precios del productor. Como se puede observar en los trabajos revisados, la evidencia empírica muestra que la causalidad de los precios puede ir en uno u otro sentido o en ambos. Para el caso de México existen muy pocos trabajos sobre este tema, como el de Sidaoui *et al.* (2009) y Gómez y Navarro (2004), donde se encuentran resultados contradictorios y ninguno de ellos incorporan variables que puedan capturar los mecanismos de transmisión monetaria para los países que integran el TLCAN. Es en este sentido en el que el presente artículo pretende contribuir con evidencia empírica para los países que integran este bloque comercial.

■ *Prueba de raíz unitaria y de causalidad*

Para la realización de las pruebas de causalidad es necesario que las variables sean estacionarias para evitar obtener resultados espurios en regresiones con series de tiempo. Para ello se aplican la prueba Dickey-Fuller (DF) o Dickey-Fuller Aumentada (DFA) y Phillips Perron (PP), la prueba de Lee y Strazicich (2003)- LS que permite dos cambios estructurales. La importancia de incluir cambios estructurales en las pruebas de raíz unitaria radica en no incurrir en la diferenciación de las series cuando no es necesario ni correcto (Fernández, 1997, e Islam, 2001), puesto que las series pueden ser estacionarias al tomar en cuenta la tendencia determinística y/o los cambios estructurales existentes. Las pruebas de raíz unitaria DF o DFA y PP son muy conocidas en la literatura y no se describe en el documento, solamente la prueba LS. En términos econométricos, la estabilidad de los parámetros de un modelo de regresión es una de las hipótesis básicas en econometría, la cual es necesaria para la predicción y la inferencia econométrica. Cambio estructural o inestabilidad estructural ha sido interpretada comúnmente como cambios en los parámetros de un modelo de regresión (Maddala y Kim, 1998).

De acuerdo con LS, se asume el proceso de generación de datos (pgd) siguiente:

$$(1) \quad y_t = \delta' Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde Z_t contiene variables exógenas y ε_t es *iid* $N(0, \sigma^2)$. Para esta prueba, en el Modelo A se permiten dos cambios estructurales en el nivel, mientras que en el Modelo C también se incluyen dos cambios estructurales en el nivel y en la pendiente. Para el caso del primer Modelo, $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$, donde $D_{jt} = 1$ para $t \geq T_{bj} + 1, j = 1, 2$ y 0 de otra forma, T_{bj} es el periodo de tiempo del cambio estructural. Para el Modelo C, $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$, donde $DT_{jt} = t$ para $t \geq T_{bj} + 1, j = 1, 2$ y 0 de otra forma. El pgd incorpora los cambios estructurales bajo la hipótesis nula (raíz unitaria) y la alternativa (estacionaria en tendencia) y se determinan endógenamente en función de

los datos, donde el estadístico t de la hipótesis nula de raíz unitaria es minimizado (el más negativo).

Para el caso del Modelo A se tiene que:

$$(2a) \text{ Hipótesis nula: } y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + v_{1t}$$

$$(2b) \text{ Hipótesis alternativa: } y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + v_{2t}$$

En donde v_{1t} y v_{2t} son términos de error estacionarios, $B_{jt} = 1$ para $t = T_{bj} + 1$, $j = 1, 2$ y 0 de otra forma, y $d = (d_1, d_2)'$. En el Modelo C habría que agregarse los términos D_{jt} a la ecuación (2a) y DT_{jt} a la (2b), respectivamente. Incluir los términos B_{jt} es necesario para asegurar que la distribución asintótica del estadístico de prueba no dependa de la magnitud de los quiebres estructurales bajo la hipótesis nula (Perron, 1989).

De acuerdo al principio LM (Lagrange Multiplier), la prueba estadística de raíz unitaria se obtiene de la siguiente regresión:

$$(3) \quad \Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t$$

Donde $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\varphi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, $t = 2, \dots, T$; $\tilde{\delta}$ son los coeficientes de la regresión de Δy_t sobre ΔZ_t ; y $\tilde{\varphi}_x$ es dada por $y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$. y_1 y Z_1 representan la primera observación de y_t y Z_t , respectivamente. La hipótesis nula de raíz unitaria es descrita por $\phi = 0$. Para corregir la autocorrelación en los errores se incluyen términos de $\Delta \tilde{S}_{t-j}$, $j = 1, \dots, k$, en la regresión (3) como en la prueba de DFA estándar.

Con relación a las pruebas de causalidad, existen varias, entre ellas la de Granger (1969), Sims (1972), Geweke *et al.* (1982) y la prueba de causalidad propuesta por Toda y Yamamoto (1995). Para las primeras tres pruebas se requiere que las variables sean estacionarias; mientras que para la última es importante conocer, solamente, el orden de integración de las series. En esta investigación se aplica la de Toda y Yamamoto, debido a que cerca de la mitad de las series son integradas de orden uno.

Toda y Yamamoto (1995) proponen una aproximación para evaluar la relación de causalidad independientemente del orden de integración y/o del rango de cointegración en el sistema VAR estimado a través del sistema SUR (*seemingly unrelated regressions*), es decir, esta prueba es robusta respecto a las propiedades de integración y cointegración. El procedimiento utiliza la prueba estadística modificada Wald (MWald) para la restricción de los parámetros en el VAR (k), donde k es el orden de los rezagos del sistema. El estadístico MWald tiene una distribución asintótica Chi-cuadrada cuando el VAR ($k+d_{\max}$) es estimado (donde d_{\max} es el máximo orden de integración que se espera pueda ocurrir en el sistema).

La prueba de causalidad de Toda y Yamamoto (1995) consiste en plantear el siguiente modelo:

$$(4) \quad IPC_t = a + \sum_{i=1}^k a_i IPC_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{\max}} b_j IPC_{t-j} + \sum_{i=1}^k c_i IPP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{\max}} d_j IPP_{t-j} + e_t$$

$$(5) \quad IPP_t = f + \sum_{i=1}^k g_i IPP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d \max} h_j IPP_{t-j} + \sum_{i=1}^k m_i IPC_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d \max} n_j IPC_{t-j} + e_{2t}$$

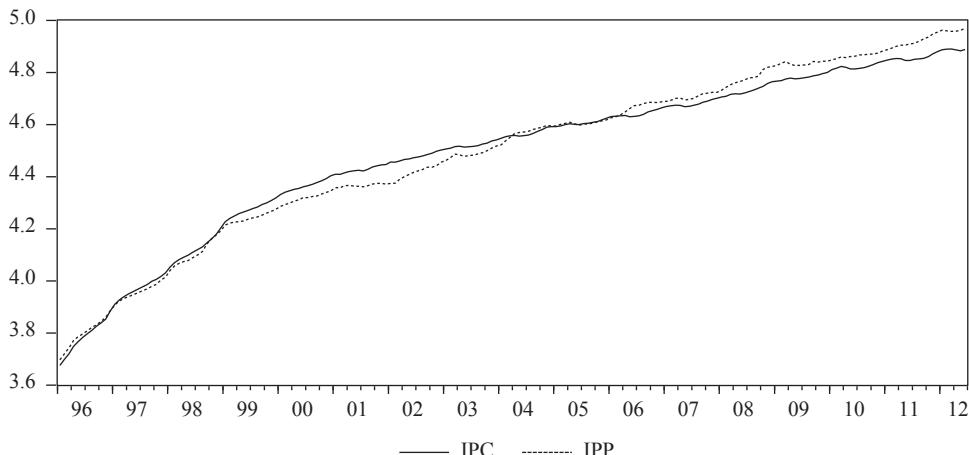
donde: e_{1t} y e_{2t} son los errores ruido blanco con media cero, varianza constante y no autocorrelación. IPP_t y IPC_t son el índice nacional de precios del productor (IPP) y del consumidor (IPC) respectivamente, expresadas en logaritmos naturales. La causalidad en el sentido de Granger va de IPP_t a IPC_t , si $c_i \neq 0, \forall i$ en la ecuación 4. De igual forma, para la ecuación 5 la causalidad en el sentido de Granger va de IPC_t a IPP_t , si $m_i \neq 0, \forall i$.

■ Análisis de resultados

Los datos de todas las variables para los tres países fueron tomados de las Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional. La información es mensual y está expresada en logaritmos naturales durante el periodo 1996:01-2012:06. Este periodo deja fuera la crisis mexicana de 1994-1995, para evitar los posibles efectos en la modelación econométrica de las variables económicas de México.

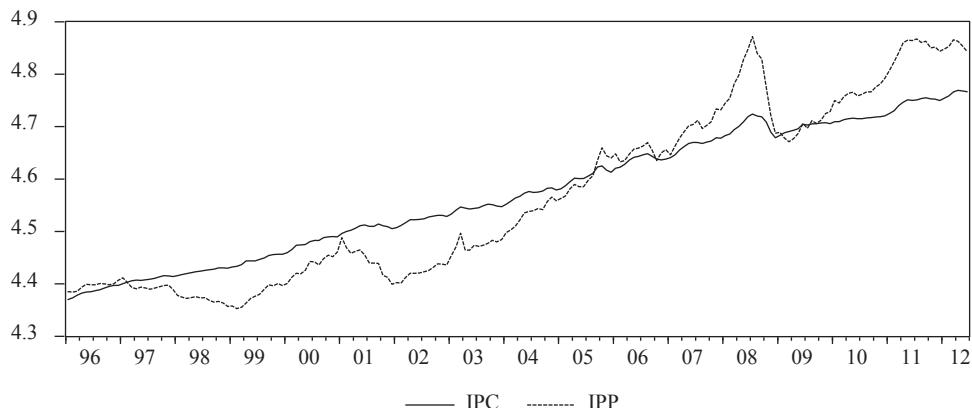
En el caso de México se observa una tendencia positiva y un comportamiento más estable, relativamente, en relación con los otros dos países, con un posible cambio estructural alrededor de 1999, que muestra una fuerte disminución del crecimiento de los precios después de la crisis de 1994-95 (gráfica 1).

Gráfica 1
México: índice de precios al productor y consumidor



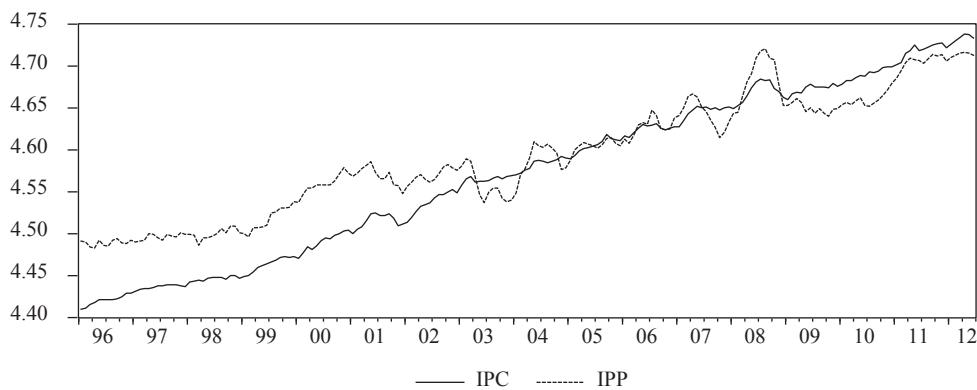
En el caso de Estados Unidos y Canadá se puede observar que existe también una tendencia positiva en los índices del consumidor y productor, con fuertes cambios alrededor del 2008-2009, sobre todo en el índice de precios del productor donde el comportamiento es, relativamente, similar entre los dos países.

Gráfica 2
Estados Unidos: índice de precios al productor y consumidor



Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional.

Gráfica 3
Canadá: índice de precios al productor y consumidor



Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional.

Para distinguir si se trata de una tendencia determinística o estocástica se aplican las pruebas de raíz unitaria. Es importante comentar que se agregan las variables de tasa de interés (tasa del mercado de dinero, R), índice de producción industrial (IPI) y oferta de dinero (M1) que permitan capturar el mecanismo de transmisión de la política monetaria.

Los resultados de las pruebas de raíz unitaria se muestran en el Cuadro 1, 2 y 3. Para el caso de México, las series de IPP y M1 en niveles, se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria con la prueba DF o DFA a un nivel de significancia del 5%, y del 10% respectivamente, y todas son estacionarias en primeras diferencias. Con la prueba PP, la serie de IPC, IPP y M1 son estacionarias en niveles, con un nivel del 1 y 10% de significancia, respectivamente, el resto de las variables son estacionarias en primeras diferencias.

Cuadro 1
Resultado de las pruebas de raíz unitaria para México⁵

Variable en nivel	Parámetros determinísticos incluidos en la prueba	Prueba DF o DFA	Prueba PP
		Nivel	Nivel
IPC	Constante y Tendencia	-2.560	-7.136a
IPP	Constante y Tendencia Constante y	-3.971b	-4.952a
R	Tendencia Constante y Tendencia	-2.350	-2.680
IPI	Constante y Tendencia	-2.662	-2.734
M1		-3.185c	-3.370c
		1ra diferencia	1ra diferencia
IPC	Constante	-3.480a	-5.126a
IPP	Constante	-7.413a	-7.248a
R		-12.294a	-12.343a
IPI	Constante	-15.352a	-15.610a
M1	Constante	-3.139b	-16.473a

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

Fuente: resultados con base en la muestra analizada.

Con relación a Estados Unidos, el IPC en niveles rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria con la prueba DF o DFA al 1% de significancia, mientras que el resto de las variables son estacionarias en primeras diferencias, con las dos pruebas con un nivel de significancia del 1%.

⁵ Los cálculos de las pruebas de raíz unitaria sin cambio estructural se realizaron en el programa *Eviews* 7.0.

Cuadro 2
Resultado de las pruebas de raíz unitaria Estados Unidos

Variable en nivel	Parámetros determinísticos incluidos en la prueba	Prueba DF o DFA	Prueba PP
		Nivel	Nivel
IPC	Constante y Tendencia	-4.134a	-3.056
IPP	Constante y Tendencia Constante y Tendencia	-2.702	-2.625
R	Constante y Tendencia Constante y Tendencia	-1.877	-1.645
IPI		-2.879	-2.686
M1		0.153	0.034
		1ra diferencia	1ra diferencia
IPC	Constante	-9.034a	-7.240a
IPP	Constante	-9.614a	-9.767a
R		-8.101a	-8.048a
IPI	Constante	-3.802a	-13.129a
M1	Constante	-5.375a	13.495a

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

Fuente: resultados con base en la muestra analizada.

Respecto a Canadá, con la prueba DF o DFA, las series de IPC, R e IPP son estacionarias en niveles, con un nivel de significancia del 5% para las dos primeras variables y del 1% para la última variable, el resto de las variables son estacionarias en primeras diferencias. Con la prueba PP, en ambos precios se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria al 5% de significancia, las otras variables solo son estacionarias en primeras diferencias. Sin embargo, es posible que estos resultados para los tres países sean diferentes al incorporar cambios estructurales y, por consiguiente, se pueda mejorar la especificación de las pruebas de raíz unitaria.

Cuadro 3
Resultado de las pruebas de raíz unitaria Canadá

Variable en nivel	Parámetros determinísticos incluidos en la prueba	Prueba DF o DFA	Prueba PP
IPC	Constante y Tendencia	Nivel	Nivel
IPP	Constante y Tendencia Constante y Tendencia Constante y	-3.514b	-3.260b
R	Tendencia Constante y Tendencia	-4.305a	-3.695b
IPI		-3.253b	-2.302
M1	Constante	-1.875	-1.265
		-1.566	-1.684
		1ra diferencia	1ra diferencia
IPC	Constante	-11.581a	-11.351a

Variable en nivel	Parámetros determinísticos incluidos en la prueba	Prueba DF o DFA	Prueba PP
IPP	Constante	-9.862a	-9.648a
R	Constante	-4.471a	-9.457a
IPI		-4.782a	-14.466a
M1		-14.595a	-14.583a

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%.

Fuente: resultados con base en la muestra analizada.

Para tomar en cuenta la posible presencia de cambios estructurales, se procedió a aplicar la prueba LS y los resultados se presentan en los Cuadros 4, 5 y 6. Para el caso México se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria de la R al 10% de significancia.

Cuadro 4
Prueba secuencial de raíz unitaria LS⁶ para México

Variables	Tipo de modelo	Cambios estructurales	Estadístico LM	k	Nivel de significancia
IPC	Modelo C	1999:06*/2005:08*	-3.657	24	10%
IPP	Modelo C	1999:08*/2010:02*	-4.164	24	
R	Modelo C	2001:03*/2004:12*	-5.004	23	
IPI	Modelo C	2001:09*/2008:02*	-4.223	6	
M1	Modelo C	1999:11*/2006:06*	-4.925	24	

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98 respectivamente para el Modelo C (Lee y Strazicich, 2003). * Indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo de al menos el 10% de significancia. Fuente: resultados con base en la muestra analizada.

Con relación a Estados Unidos, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria para las series del IPC e IPI a un nivel de significancia del 1%, mientras que para R se rechaza al 10% de significancia. Para el resto de las variables no se puede rechazar la hipótesis nula en ningún nivel.

Cuadro 5
Prueba secuencial de raíz unitaria LS para Estados Unidos

Variables	Tipo de modelo	Cambios estructurales	Estadístico LM	k	Nivel de significancia
IPC	Modelo C	2007:01*/2008:08*	-6.141	24	1%
IPP	Modelo C	2004:08*/2008:06*	-5.223	24	10%
R	Modelo C	2004:05*/2008:08*	-5.205	23	10%

⁶ Los cálculos de las pruebas de raíz unitaria con cambio estructural se realizaron en el programa RATS 6.0.

Variables	Tipo de modelo	Cambios estructurales	Estadístico LM	<i>k</i>	Nivel de significancia
IPI	Modelo C	2001:09*/2008:07*	-4.619	24	
M1	Modelo C	2002:06*/2007:03*	-3.985	24	

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98 respectivamente para el Modelo C (Lee y Strazicich, 2003). * Indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo de al menos el 10% de significancia. Fuente: resultados con base en la muestra analizada.

Finalmente, para Canadá se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria de la R e IPI al 1% de significancia y para M1 e IPC se rechaza al 5 y 10%, respectivamente. En resumen, de acuerdo con las pruebas de raíz unitaria el orden máximo de integración de las series sería de grado uno, información importante que debe ser tomada en cuenta en la especificación de la prueba de causalidad.

Cuadro 6
Prueba secuencial de raíz unitaria LS para Canadá

Variables	Tipo de modelo	Cambios estructurales	Estadístico LM	<i>k</i>	Nivel de significancia
IPC	Modelo C	2002:04*/2009:01*	-5.005	16	10%
IPP	Modelo C	2004:12/2009:03*	-4.722	4	
R	Modelo C	2005:07*/2008:11*	-6.075	24	1%
IPI	Modelo C	1999:07*/2008:06*	-5.893	21	1%
M1	Modelo C	2004:06*/2009:05*	-5.585	12	5%

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98, respectivamente para el Modelo C (Lee y Strazicich, 2003). * Indica que el cambio estructural es estadísticamente significativo, de al menos el 10% de significancia. Fuente: resultados con base en la muestra analizada.

Debido a que alrededor de la mitad de las variables tienen raíz unitaria, se aplicará la prueba de causalidad de Toda y Yamamoto (1995), ya que esta prueba es robusta ante diferentes niveles de integración de las series, sin necesidad de transformar los datos en primeras diferencias o aplicar pruebas de cointegración. Para eliminar la tendencia determinística e incorporar los cambios estructurales, para cada serie se estimó la ecuación siguiente (Fernández, 1997; Islam, 2001):

$$(6) \quad y_t = \mu + \beta t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + d_3 DT_{1t} + d_4 DT_{2t} + y_t^*$$

donde la variable y_t son cada una de las series de tiempo que se están estudiando, las variables dummy D_{1t} , D_{2t} , DT_{1t} y DT_{2t} son definidas de acuerdo a los cambios estructurales identificados en los Cuadros 4, 5 y 6, y la variable y_t^* representa cada una de las variables, una vez que se han tomado en cuenta los cambios estructurales y la tendencia determinística. Es importante comentar que la incorporación de las variables en la ecuación (5) fue con base en su significancia estadística, es decir, se eliminaron del

modelo las variables que no fueron significativas con, al menos, el 10% en la prueba *t student*.

Es importante mencionar que el número de rezagos en la prueba se seleccionó con base en los criterios AIC (*Akaike information criterion*), SC (*Schwarz information criterion*) y HQ (*Hannan-Quinn information criterion*), en donde el rezago elegido fue el que la mayoría de los criterios seleccionaba como adecuado o en el que los tres criterios coincidían. Los resultados de la prueba de causalidad se presentan enseguida. Para el caso de México, los resultados muestran que la causalidad es bidireccional con un nivel de significancia del 5% en un sistema bivariado (Cuadro 7). De esta manera se confirma que existe información importante en el IPC que precede al comportamiento del IPP y de este último al primero. Sin embargo, podría ser que este VAR esté mal especificado. En este sentido, la relación de causalidad puede ser afectada por la omisión de una tercera variable, cuando esta cause a cualquiera de las dos variables del sistema (Granger, 1969; Lutkepohl, 1982), y la condición más general para que el modelo seleccionado sea invariante al resultado es cuando esta tercer variable no causa a cualquiera de las variables en el sistema bivariado (Caporale y Pettis, 1997). En este artículo se considera que la inclusión de la R, IPI y M1 ayudan a capturar el mecanismo de transmisión monetario de la política monetaria y se asume que no hay otras variables omitidas que puedan afectar al sistema.

Cuadro 7
Prueba de causalidad⁷: México

Hipótesis nula (dos variables)	Toda y Yamamoto
IPC no causa a IPP	7.829b (3 rezagos)
IPP no causa a IPC	10.172b (3 rezagos)
Hipótesis nula (cinco variables)	Toda y Yamamoto
IPC no causa a IPP	3.957 (2 rezagos)
IPP no causa a IPC	7.302b (2 rezagos)
M1 no causa IPP	6.327b (2 rezagos)
M1 no causa IPC	2.842 (2 rezagos)
IPI no causa a IPP	0.469 (2 rezagos)
IPI no causa a IPC	5.735c (2 rezagos)
R no causa IPP	1.652 (2 rezagos)
R no causa IPC	2.163 (2 rezagos)

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 10%.

Fuente: resultados con base en la muestra analizada.

⁷ Los cálculos de la prueba de causalidad se realizaron en el programa *Rats* 6.0.

El resultado cambia al considerar las cinco variables, es decir, ahora la causalidad es unidireccional, el IPP causa al IPC a un nivel de significancia del 5% y no existe relación de causalidad significativa del IPC al IPP. También se encuentra que la M1 causa al IPP a un nivel de significancia del 5%, y de que el IPI causa al IPC con un nivel de significancia del 10%. Sin embargo, considerando que tanto México como Canadá tienen una política monetaria basada en objetivos explícitos de inflación y no en el nivel de precios, en el Cuadro 8 se reestima nuevamente la prueba de causalidad incorporando las tasas de crecimiento de los precios para México.

Cuadro 8
Prueba de causalidad:⁸ México
(Incluyendo tasas de crecimiento en los precios)

Hipótesis nula (cinco variables)	Toda y Yamamoto
<i>IPC</i> no causa a <i>IPP</i>	7.31b (2 rezagos)
<i>IPP</i> no causa a <i>IPC</i>	7.00b (2 rezagos)
<i>M1</i> no causa <i>IPP</i>	1.52 (2 rezagos)
<i>M1</i> no causa <i>IPC</i>	8.53b (2 rezagos)
<i>IPI</i> no causa a <i>IPP</i>	1.53 (2 rezagos)
<i>IPI</i> no causa a <i>IPC</i>	1.70 (2 rezagos)
<i>R</i> no causa <i>IPP</i>	2.89 (2 rezagos)
<i>R</i> no causa <i>IPC</i>	1.75 (2 rezagos)

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%.

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 5%.

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 10%.

Fuente: resultados con base en la muestra analizada.

Los resultados se muestran que la causalidad es bidireccional con un nivel de significancia del 5% en un sistema de cinco variables (Cuadro 8). De esta manera se confirma que existe información importante en el IPC que precede al comportamiento del IPP y de este último al primero.

Es sabido que uno de los objetivos más importantes de los bancos centrales es la estabilidad del nivel de precios, a través del diseño de una política monetaria apropiada. El análisis de la descomposición de varianza puede permitir medir, en diferentes horizontes del tiempo, el porcentaje de volatilidad que registra una variable por choques de las demás (Loría, 2007). En este sentido, dicho análisis puede ser útil para un apropiado diseño de la política monetaria.

Analizando el Cuadro A1 (ver anexo) se observa que el IPC tiene un fuerte comportamiento autorregresivo, inicia con el 99.65% en el primer mes y después de 60 meses, alcanza el 80.00% de la varianza, debido a un choque de una desviación estándar, atri-

⁸ Los cálculos de la prueba de causalidad se realizaron en el programa *Rats* 6.0.

buida al mismo IPC, mientras que R explica el 3.28%, M1 el 2.93%, el IPI con 3.50% y finalmente el IPP con el 10.13% de la varianza. Esto muestra una participación relativamente importante del IPP en la explicación y confirma los resultados de la prueba de causalidad. En el Cuadro A2 (ver anexo) se observa que el IPP inicia también con un comportamiento autorregresivo, que va disminuyendo hasta alcanzar después de 60 meses, el 71.46% de la varianza atribuida a choques de ella misma, mientras que el IPC explica un 16.81%, la R cobra relevancia y explica el 9.71% de la varianza, con menores porcentajes, 0.36% el IPI y del 0.71% la M1. Esto confirma los resultados de la prueba de causalidad, de que el IPC también causa al IPP.

En este mismo sentido, en el Cuadro 9 se muestran los resultados para Estados Unidos, en donde existe una causalidad bidireccional, lo que indica que la información de los precios del productor es útil para mejorar los pronósticos de los precios del consumidor y de estos últimos a los primeros. Estos resultados no cambian al considerar las otras variables que ayudan a capturar el mecanismo de transmisión de la política monetaria. El IPI causa al IPP y R causa al IPP a un nivel de significancia del 1 y 10% de significancia, respectivamente.

Cuadro 9
Prueba de causalidad: Estados Unidos

Hipótesis nula	Toda y Yamamoto
<i>IPC</i> no causa a <i>IPP</i>	17.648a (3 rezagos)
<i>IPP</i> no causa a <i>IPC</i>	17.915a (3 rezagos)
<i>IPC</i> no causa a <i>IPP</i>	12.157a (3 rezagos)
<i>IPP</i> no causa a <i>IPC</i>	15.259a (3 rezagos)
<i>M1</i> no causa <i>IPP</i>	2.851 (3 rezagos)
<i>M1</i> no causa <i>IPC</i>	0.327 (3 rezagos)
<i>IPI</i> no causa a <i>IPP</i>	18.988a (3 rezagos)
<i>IPI</i> no causa a <i>IPC</i>	5.658 (3 rezagos)
<i>R</i> no causa <i>IPP</i>	6.309c (3 rezagos)
<i>R</i> no causa <i>IPC</i>	1.500 (3 rezagos)

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%

Fuente: resultados con base en la muestra analizada.

En el Cuadro A3 (ver anexo) se observa que el IPC alcanza, después de 60 meses, el 37.34% de la varianza, debido a un choque, explicada por el mismo IPC, mientras que IPP, R, IPI y M1 explican el 36.68, el 10.32, 14.82 y 0.82% de la varianza. Esto muestra la fuerte participación de IPP en la explicación. De igual forma, en el Cuadro A4 se observa que el IPP alcanza el 50.93% de la varianza, debido a un choque, atribuida a la misma serie después de 60 meses, mientras que el IPC, R, IPI y M1 explican un 17.30, 12.92, 15.12 y 3.71% de la varianza, respectivamente.

Para el caso de Canadá, también la causalidad es bidireccional en el sistema bivariado, a un nivel de significancia del 1 y 5% (Cuadro 10). Lo que indica que ambos precios contienen información útil que ayudan a predecir su comportamiento. También es importante comentar que estos resultados cambian al considerar las otras variables que ayudan a capturar el mecanismo de transmisión de la política monetaria. Es decir, ahora sólo el IPP causa al IPC, con un nivel de significancia del 1% para las dos series, mientras que la R causa al IPP e IPC a un nivel del 5 y 1% de significancia, respectivamente.

Cuadro 10
Prueba de causalidad: Canadá

Hipótesis nula	Toda y Yamamoto
<i>IPC</i> no causa a <i>IPP</i>	16.458a (3 rezagos)
<i>IPP</i> no causa a <i>IPC</i>	7.948b (3 rezagos)
<i>IPC</i> no causa a <i>IPP</i>	1.410 (2 rezagos)
<i>IPP</i> no causa a <i>IPC</i>	12.257a (2 rezagos)
<i>M1</i> no causa <i>IPP</i>	1.647 (2 rezagos)
<i>M1</i> no causa <i>IPC</i>	2.354 (2 rezagos)
<i>IPI</i> no causa a <i>IPP</i>	3.830 (2 rezagos)
<i>IPI</i> no causa a <i>IPC</i>	3.729 (2 rezagos)
<i>R</i> no causa <i>IPP</i>	6.305b (2 rezagos)
<i>R</i> no causa <i>IPC</i>	9.588a (2 rezagos)

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%

Fuente: resultados con base en la muestra analizada.

Al considerar las tasas de crecimiento de los precios, los resultados siguen mostrando una causalidad bidireccional entre IPP e IPC, con un nivel de significancia del 1% de significancia, mientras que la R causa al IPC a un nivel del 1% de significancia.

Analizando la descomposición de varianza, en el Cuadro A5 (ver anexo) se observa que el IPC, después de 60 meses, alcanza el 77.46% de la varianza atribuida a la misma variable, mientras que el IPP explica un 16.28% y con un porcentaje menor del 3.89% la R, del resto de las variables su participación es muy pequeña. Esto confirma los resultados de la prueba de causalidad, de que IPP sí causa al IPC.

En el Cuadro A6 también se muestra el IPP con un fuerte comportamiento autoregresivo, que va disminuyendo hasta alcanzar después de 60 meses el 89.89% de la varianza explicada por ella misma, mientras que el IPC tiene relativamente poca participación con un 3.73%, la R con 2.61% y M1 con 0.81%. Estos resultados van en el mismo sentido que los de la prueba de causalidad, es decir, IPC causa al IPP.

Los resultados de causalidad entre el IPP y el IPC, para el caso de Estados Unidos, coinciden con lo encontrado por Caporale *et al.* (2002), quienes toman en cuenta variables que ayudan a capturar el mecanismo de transmisión de la política monetaria, es

Cuadro 11
Prueba de causalidad: Canadá
(Incluyendo las tasas de crecimiento de los precios)

Hipótesis nula	Toda y Yamamoto
<i>IPC</i> no causa a <i>IPP</i>	8.800a (2 rezagos)
<i>IPP</i> no causa a <i>IPC</i>	10.839a (2 rezagos)
<i>M1</i> no causa <i>IPP</i>	1.786 (2 rezagos)
<i>M1</i> no causa <i>IPC</i>	2.881 (2 rezagos)
<i>IPI</i> no causa a <i>IPP</i>	2.964 (2 rezagos)
<i>IPI</i> no causa a <i>IPC</i>	2.656 (2 rezagos)
<i>R</i> no causa <i>IPP</i>	3.655 (2 rezagos)
<i>R</i> no causa <i>IPC</i>	11.992a (2 rezagos)

a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 1%

b Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 5%

c Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10%

Fuente: resultados con base en la muestra analizada.

decir, existe una relación de causalidad entre los precios en ambas direcciones. Para el caso de Canadá, los resultados son diferentes; en este estudio se encontró una causalidad bidireccional, mientras que en el estudio de Caporale *et al.* (2002) se presenta evidencia de que existe una relación de causalidad unidireccional, del IPP al IPPC. Es importante mencionar que estos resultados son sensibles al periodo de muestra seleccionado debido a que se realizaron las pruebas para el periodo 1994:01-2012:06 y los resultados (los cuales no se muestran en esta investigación) fueron diferentes para los tres países, en relación con los encontrados para el periodo 1996:01-2012:06. Se asumió que la modelación econométrica puede ser mejor, dejando fuera de la muestra el efecto de la crisis económica de 1994-95 en las variables económicas, sobre todo en el caso de México.

■ Conclusiones

Conocer la relación de causalidad entre el IPC e IPP es de gran utilidad para los bancos centrales de los países, ya que uno de los objetivos importantes es la estabilidad del poder adquisitivo de la moneda nacional, debido a que una inflación baja y predecible puede contribuir al ahorro, a la inversión, al crecimiento de la actividad económica y a la creación de empleos. En la literatura sobre la relación de causalidad entre IPC e IPP existen dos mecanismos que explican la dirección de causalidad entre ellos, por el lado de la demanda y por el lado de la oferta, respectivamente. Por el lado de la oferta, la causalidad va de los precios del productor a los precios del consumidor, mientras que, por el lado de la demanda, la causalidad va de los precios al consumidor a los precios del productor. De esta manera, la relación de causalidad puede ir en un sentido u otro o en ambos.

En la presente investigación se analizó la relación de causalidad entre el IPC y el IPP para el caso de México, Estados Unidos y Canadá, incorporando cambios estructurales y variables que ayuden a capturar el mecanismo de transmisión de la política monetaria. Los resultados indican que, considerando todas las variables, cerca de la mitad son integradas de orden cero y la otra mitad son integradas de orden uno. El análisis de la relación de causalidad muestra que es bidireccional para el caso de México, con un nivel de significancia del 5% considerando el sistema bivariado y también del 5% considerando el sistema con cinco variables (dicha relación de causalidad entre IPC e IPP no cambia al incorporar las cinco variables al sistema). El IPC tiene información de utilidad para mejorar los pronósticos de los precios del productor y de estos últimos a los primeros. Estos resultados de causalidad entre IPP e IPC coinciden con el estudio de Gómez y Navarro (2014), cuando el presente estudio considera las cinco variables sin incorporar las tasas de crecimiento de los precios, pero al incluirlas los resultados son diferentes.

Para el caso de Estados Unidos, los resultados de la relación de causalidad entre el IPC e IPP se da en ambos sentidos (con un nivel de significancia del 1%), los cuales son similares a los de Sidaoui *et al.* (2009). En relación con Canadá, la relación de causalidad va del IPP al IPC y de este último al primero con un nivel de significancia del 1%, considerando el sistema con dos y cinco variables (considerando las tasas de crecimiento de los precios). Es importante comentar que, en los tres casos, dicha relación de causalidad se confirmó con el análisis de la descomposición de varianza. Estos resultados son sensibles al periodo de muestra seleccionado debido a que se realizaron las pruebas para el periodo 1994:01-2012:06 y los resultados fueron diferentes en los tres países, con relación a los encontrados para el periodo 1996:01-2012:06. Se consideró que la modelación econométrica puede ser mejor, dejando fuera de la muestra el efecto de la crisis económica de 1994-95 en las variables económicas, sobre todo en el caso de México. Para una investigación futura sería muy interesante analizar el rol que desempeñan las variables de un país del TLCAN respecto a otro país del mismo bloque comercial; se esperaría que entre mayor sea la integración más influencia pueden tener las variables entre los países que lo integran.

■ Anexo

Cuadro 1
Descomposición de varianza de IPC: México
(Incluyen tasas de crecimiento de los precios)

Periodo	IPC	IPP	IPI	R	M1
1	99.65	0.00	0.00	0.00	0.34
5	89.29	4.15	3.02	0.86	2.66
10	83.83	8.06	2.79	2.65	2.64
15	81.30	9.50	2.94	3.27	2.95
20	80.45	10.00	2.94	3.27	3.32
25	80.20	10.12	2.94	3.26	3.46
35	80.13	10.13	2.93	3.28	3.50
50	80.13	10.13	2.93	3.28	3.50
60	80.13	10.13	2.93	3.28	3.50

Fuente: resultados con base en la muestra analizada.

Cuadro A2
Descomposición de varianza de IPP: México
(Incluye tasas de crecimiento de los precios)

Periodo	IPC	IPP	R	IPI	M1
1	11.15	79.72	9.28	0.00	0.00
5	16.93	72.05	10.71	0.21	0.70
10	16.82	71.51	9.56	0.35	0.71
15	16.82	71.46	9.49	0.36	0.71
20	16.81	71.46	9.58	0.36	0.71
25	16.81	71.46	9.66	0.36	0.71
35	16.81	71.46	9.71	0.36	0.71
50	16.81	71.46	9.71	0.36	0.71
60	16.81	71.46	9.71	0.36	0.71

Fuente: resultados con base en la muestra analizada.

Cuadro A3
Descomposición de varianza de IPC: Estados Unidos

Periodo	IPC	IPP	R	IPI	M1
1	49.44	24.34	0.32	25.78	0.10
5	41.39	40.98	1.83	15.63	0.14
10	37.35	38.13	9.06	14.85	0.58
15	37.11	36.93	10.32	14.86	0.75
20	37.30	36.73	10.33	14.82	0.79

Periodo	IPC	IPP	R	IPI	M1
25	37.34	36.69	10.32	14.82	0.81
35	37.34	36.68	10.32	14.82	0.82
50	37.34	36.68	10.32	14.82	0.82
60	37.34	36.68	10.32	14.82	0.82

Fuente: resultados con base en la muestra analizada.

Cuadro A4
Descomposición de varianza de IPP: Estados Unidos

Periodo	IPC	IPP	R	IPI	M1
1	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00
5	4.12	84.29	0.83	9.36	1.37
10	14.50	58.03	8.29	16.11	3.04
15	16.62	52.27	12.11	15.49	3.50
20	17.06	51.24	12.86	15.17	3.65
25	17.23	51.01	12.93	15.11	3.70
35	17.29	50.93	12.92	15.12	3.71
50	17.30	50.93	12.92	15.12	3.71
60	17.30	50.93	12.92	15.12	3.71

Fuente: resultados con base en la muestra analizada.

Cuadro A5
Descomposición de varianza de IPC: Canadá
(Incluye tasa de crecimiento de los precios)

Periodo	IPC	IPP	R	IPI	M1
1	85.65	14.34	0.00	0.00	0.00
5	78.95	16.26	3.38	0.29	1.10
10	77.81	16.36	3.90	0.83	1.10
15	77.51	16.28	3.89	1.18	1.11
20	77.47	16.28	3.88	1.20	1.13
25	77.46	16.28	3.89	1.21	1.14
35	77.46	16.28	3.89	1.21	1.14
50	77.46	16.28	3.89	1.21	1.14
60	77.46	16.28	3.89	1.21	1.14

Fuente: resultados con base en la muestra analizada.

Cuadro A6
Descomposición de varianza de IPP: Canadá
(Incluye tasa de crecimiento de los precios)

Periodo	IPC	IPP	R	IPI	M1
1	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00
5	3.74	91.77	1.76	2.01	0.70
10	3.72	90.40	2.93	2.22	0.70
15	3.72	90.03	2.94	2.54	0.74
20	3.73	89.91	2.94	2.59	0.78
25	3.73	89.91	2.94	2.60	0.79
35	3.73	89.89	2.94	2.61	0.80
50	3.73	89.89	2.94	2.61	0.81
60	3.73	89.89	2.94	2.61	0.81

Fuente: resultados con base en la muestra analizada.

■ *Bibliografía*

- 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): 227-232.
- Aviral, T. y Shahbaz, M. (2010). Modelling the Relationship between Whole Sale Price and Consumer Price Indices: Cointegration and Causality Analysis for India. *MPRA Paper No. 27333*.
- Banco de México. Informes Anuales, Varios Años. <http://www.banxico.org.mx>
- Banco de México. Programa Monetario (2013 y 2014). <http://www.banxico.org.mx>
- Caporale, G. M., Katsimi, M. y Pittis, N. (2002). Causality Links between Consumer and Producer Prices: Some Empirical Evidence. *Southern Economic Journal* 68(3): 703-711.
- Colclough, W. G. y Lange, M. D. (1982). Empirical Evidence of Causality from Consumer to Wholesale Prices. *Journal of Econometrics* 19(2-3): 379-384.
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74: 427-431.
- (1981). Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica* 49: 1057-1072.
- Clark, T. (1995). Do Producer Prices Lead Consumer Prices? *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*: 25-39.
- Fernandez, D. G. (1997). Breaking Trends and the Money-Output Correlation. *The Review of Economics and Statistics* 79(4): 674-679.
- Geweke, J., Meese, R. y Dent, W. (1982). Comparing Alternatives Tests of Causality in Temporal Systems. *Journal of Econometrics* 21(2): 161-194.

- Ghazali, M. F., Yee, O. A. y Muhammed, M. Z. (2008). Do Producer Prices Cause Consumer Prices? Some Empirical Evidence. *International Journal of Business and Management* 3(11): 78-82.
- Gómez, M. y Navarro, J. C. L. (2014). 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): 179-196.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross Spectral Methods. *Econometrica* 37(3): 424-438.
- INEGI. Balanza Comercial, <http://www.inegi.org.mx>).
- Islam, M. Q. (2001). Structural Break, Unit Root, and the Causality between Government Expenditures and Revenues. *Applied Economics Letters* 8(8): 565-567.
- Jones J. D. (1986). Consumer Prices, Wholesale Prices, and Causality. *Empirical Economics* 11(1): 41-55.
- Lee, J. y Strazicich, M. (2001). Break Point Estimation and Spurious Rejections with Endogenous Unit Root tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 63(5): 535-558.
- (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics* 85(4): 1082-1089.
- Loria, E. (2007). *Econometría con aplicaciones*, México: Prentice Hall.
- Lumsdaine, R. y Papell, D. (1997). Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis. *The Review of Economics and Statistics* 79(2): 212-218.
- Lutkepohl, H. (1982). Non-causality Due to Omitted Variables. *Journal of Econometrics* 19 (2-3):367-378.
- Maddala, G. S. y Kim, In-M. (1998). *Unit Root, Cointegration and Structural Change*, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Mishkin, F. (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *Journal of Economics Perspectives* 9(4): 3-10.
- Perron, P. (1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics* 80(2): 355-385.
- Phillips, P. C. B. y Perron, P. (1988). Testing for a Unit Roots in a Time Series Regression. *Biometrika* 75 (2): 335-346.
- Rogers, R. M. (1998). A Primer on Short-Term Linkages Key Economics Data Series. *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*: 40-54.
- Shahbaz, M., Wahid, A. N. M. y Hider, A. (2010). Empirical Psychology between Wholesale Price and Consumer Price Indices: The Case of Pakistan. *The Singapore Economic Review* 55(3): 537-551.
- Shahbaz, M., Kumar, A. T. K. y Mohammad, I. T. (2012). Does CPI Granger-Cause WPI? New Extensions from Frequency Domain Approach in Pakistan. MPRA. Disponible en: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/38816/>
- Sidaoui J., Capistrán, C., Chiquiar, D. y Ramos-Francia, M. (2009). Una Nota Acerca del Contenido Predictivo del INPP Respecto a la Inflación del INPC: El Caso de México. *Documento de Investigación 2009-14 Banco de México*: 1-19.

- Sims, C. A. (1972). Money, Income and Causality. *American Economic Review* 62(4): 540-552.
- Toda, H. Y. y Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics* 66(1-2): 225-250.
- United States. International Trade Data. <https://www.census.gov>
- Zivot, E. y Andrews, D. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics* 10(3): 251-270.