

**Banco de México**  
**Documentos de Investigación**

**Banco de México**  
**Working Papers**

**N° 2009-14**

**Una Nota Acerca del Contenido Predictivo del INPP  
Respecto a la Inflación del INPC: El Caso de México**

**José Sidaoui**  
Banco de México

**Carlos Capistrán**  
Banco de México

**Daniel Chiquiar**  
Banco de México

**Manuel Ramos-Francia**  
Banco de México

Noviembre 2009

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

# Una Nota Acerca del Contenido Predictivo del INPP Respecto a la Inflación del INPC: El Caso de México\*

José Sidaoui<sup>†</sup>  
Banco de México

Carlos Capistrán<sup>‡</sup>  
Banco de México

Daniel Chiquiar<sup>§</sup>  
Banco de México

Manuel Ramos-Francia<sup>\*\*</sup>  
Banco de México

## Resumen

Esta nota estudia la relación de causalidad que podría existir entre el Índice Nacional de Precios Productor (INPP) y el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC). A diferencia de los resultados de estudios internacionales previos, los de este documento sugieren que, para el caso de México, la información del INPP al parecer es útil para mejorar los pronósticos de la inflación del INPC. En particular, la inflación del INPC responde significativamente a desequilibrios respecto a la relación de largo plazo entre los precios al consumidor y los precios productor. Estos resultados están basados en pruebas de causalidad à la Granger, tanto dentro de la muestra como fuera de la muestra, utilizando un modelo de corrección de errores.

**Palabras Clave:** Cointegración; Causalidad de Granger; Evaluación de pronósticos; Vector de corrección de error.

## Abstract

This note studies the causal relationship that may exist between the producer price index (PPI) and the consumer price index (CPI). In contrast with previous international studies, the results suggest that, in the case of Mexico, information on the PPI seems to be useful to improve forecasts of CPI inflation. In particular, CPI inflation responds significantly to disequilibrium errors with respect to the long-run relationship between consumer and producer prices. These results are based on in-sample and out-of-sample tests of Granger causality, using an error correction model.

**Keywords:** Cointegration; Forecast evaluation; Granger causality; Vector error correction.

**JEL Classification:** C32, C53, E31, E37.

---

\* Los puntos de vista y conclusiones expresadas en este documento son exclusivas de los autores y no necesariamente reflejan las del Banco de México. Agradecemos a Ana María Aguilar, José Antonio Murillo, Antonio Noriega y Alberto Torres por su ayuda y comentarios así como a Gabriel López-Moctezuma y Luis Adrián Muñiz por la excelente ayuda de investigación.

<sup>†</sup> Junta de Gobierno. Email: jsidaoui@banxico.org.mx.

<sup>‡</sup> Dirección General de Investigación Económica. Email: ccapistran@banxico.org.mx.

<sup>§</sup> Dirección General de Investigación Económica. Email: dchiquiar@banxico.org.mx.

\*\* Dirección General de Investigación Económica. Email: mrfran@banxico.org.mx.

## **1. Introducción**

Sería natural esperar que las perturbaciones a los precios productor, al transmitirse a lo largo de la cadena productiva, pudieran tener cierto efecto sobre los precios al consumidor, especialmente cuando existen perturbaciones de oferta en las etapas iniciales del proceso productivo. En consecuencia, los precios productor deberían causar a los precios al consumidor desde una perspectiva estadística (i.e. los precios productor deberían causar a la Granger a los precios al consumidor). En base a dichas consideraciones, la información contenida en los precios productor pudiera ser de utilidad para los bancos centrales para identificar las perturbaciones de oferta y mejorar los pronósticos de la inflación de precios al consumidor.

Sin embargo, la experiencia internacional parece sugerir que la relación entre los precios productor y los precios al consumidor no es tan cercana como las consideraciones anteriores implicarían. Por ejemplo, estudios empíricos para Estados Unidos, tales como los de Clark (1995) y Blomberg y Harris (1995), revelan que el índice de precios productor (INPP) no presenta un contenido predictivo significativo respecto a la evolución futura del índice de precios al consumidor (INPC). Para el caso de Canadá, Dion (1999) estudia varios indicadores de inflación subyacente y encuentra cierta evidencia de que los precios productor de productos eléctricos “contienen información que pudiera ser útil para fines de monitoreo” (p.1). Sin embargo, dicha evidencia se desvanece cuando analiza otros componentes del índice de precios productor del sector industrial.<sup>1</sup> Hasta donde sabemos, éstos son los únicos estudios que formalmente analizan la utilidad del INPP para pronosticar la inflación del INPC.

La falta de evidencia robusta sobre una relación causal entre los precios productor y los precios al consumidor, aunada al hecho de que la mayoría de los bancos centrales definen sus objetivos de inflación en términos de alguna medida de precios al consumidor, ha llevado a algunos bancos centrales a subestimar la importancia de los precios productor como un indicador relevante para identificar presiones inflacionarias. Este argumento se

---

<sup>1</sup> Dion (1999) analiza varios estudios que encuentran algún tipo de evidencia sobre la relación entre el INPP y el INPC en Canadá. Sin embargo, dichos estudios no se concentran en el contenido predictivo del INPP.

refuerza mediante una inspección casual a las publicaciones de 24 bancos centrales durante el periodo 2007-2009, las cuales incluyen informes sobre la inflación, comunicados y minutas. De estas publicaciones, 19 mencionan a los precios productor, pero sólo 6 se refieren a los precios productor como indicadores de presiones inflacionarias (e.g. presiones alcistas o inflación en la “tubería”).<sup>2</sup> Este hallazgo es revelador, considerando que durante el periodo 2007-2009, los precios de los insumos básicos (*commodities*) fluctuaron considerablemente.

A pesar de la falta de evidencia sobre su utilidad y el uso limitado que se le ha dado en bancos centrales, el tema de la importancia de identificar todas las presiones relevantes que inciden en la inflación merece ser revisado. Ello, en adición a la existencia de varias deficiencias en la literatura, tales como:

- i) En general, el rango de precios tanto del índice de precios productor como del índice de precios al consumidor difiere sustancialmente. Es común que la canasta del INPP incluya principalmente bienes, mientras que la del INPC incluya un amplio conjunto de bienes y servicios.
- ii) La literatura previa no ha dado importancia suficiente al papel que juegan las propiedades estadísticas y las interacciones dinámicas de series de tiempo del INPC y el INPP. La mayoría de los estudios previos han analizado la causalidad à la Granger entre ambos índices, utilizando modelos VAR en primeras diferencias. Sin embargo, este procedimiento se basa en dos supuestos: los niveles de precios son series I(1) y, por lo tanto, las tasas de inflación son estacionarias; y, b) los precios al consumidor y los precios productor no están cointegrados. Si ninguno de estos supuestos se cumple, la estimación de un VAR en diferencias no sería la herramienta adecuada para el análisis. En particular, si las series de precios son I(2), entonces el análisis de causalidad

---

<sup>2</sup> Los bancos centrales inspeccionados incluyen a la Reserva Federal de Estados Unidos, El Banco de Japón y 22 bancos centrales con esquemas de objetivos de inflación: Australia, Banco Central Europeo, Brasil, Canadá, Chile, Colombia, Corea del Sur, Filipinas, Hungría, Indonesia, Inglaterra, Israel, Noruega, Nueva Zelanda, Perú, Polonia, Sudáfrica, Suecia, Suiza, Tailandia, Turquía y República Checa.

debería considerar esta propiedad, lo que dificulta aún más el estudio. En lo que respecta a la cointegración, es bien sabido que si dos series están cointegradas, el VAR en primeras diferencias está sujeto a un sesgo de variable omitida, ya que no incluye el mecanismo de corrección de errores (MCE). Este sesgo puede hacer que las pruebas de causalidad de Granger generen conclusiones falsas (un asunto mencionado por Granger, 1988).

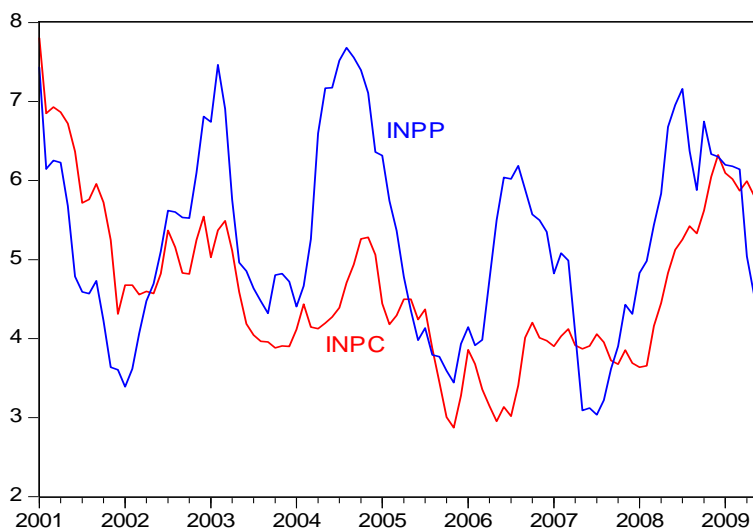
Este documento reconsidera la evidencia previa sobre la posibilidad de una relación causal entre el INPP y el INPC, utilizando información de ambos índices en México. Consideramos que este país es un caso apropiado para estudiar la relación dinámica entre ambos índices, ya que el INPP incluye los precios del sector servicios desde 1994, y la metodología para calcular ambos índices es homogénea. La evidencia que se presenta muestra que a partir de mediados de 2000, las tasas de inflación tanto del INPC como del INPP se volvieron estacionarias. Por lo tanto, el análisis se restringe al periodo en el que las tasas de inflación al consumidor y las tasas de inflación productor pueden asumirse ser  $I(0)$  con certeza. Se evita el sesgo implícito en utilizar un modelo VAR en diferencias. Primero mostramos evidencia de que las series tanto del INPP como del INPC parecen, en efecto, estar cointegradas y, por lo tanto, el análisis de causalidad se basa en un modelo de vector de corrección de error (VEC) que explícitamente considera el papel del MCE en las estimaciones. Se presenta evidencia dentro y fuera de la muestra para fundamentar nuestras conclusiones.

En contraste con estudios previos, los resultados sugieren que, en el caso de México, la información reciente sobre el INPP parece ser útil para mejorar los pronósticos de la inflación al consumidor. En particular, la inflación al consumidor responde significativamente a errores de desequilibrio con respecto a la relación de largo plazo entre los precios al consumidor y los precios productor (i.e. cuando los precios productor enfrentan una perturbación, la inflación al consumidor aumenta temporalmente hasta que el nivel de precios al consumidor se ajusta a su relación de largo plazo con el de los precios productor). Por lo tanto, la omisión de este mecanismo de transmisión dentro del análisis es precisamente lo que pudiera haber llevado a la literatura previa a concluir que el INPP no es

útil para predecir los cambios en el INPC. La experiencia más reciente del Banco de México con el INPP para el análisis de presiones inflacionarias sobre los precios al consumidor tiende a confirmar dichas conclusiones. En algunos de los episodios recientes en donde la trayectoria de la inflación al consumidor cambió, el INPP había advertido tempranamente sobre el punto de inflexión (ver Gráfica 1).

El resto del documento está organizado de la siguiente manera: la Sección 2 analiza las propiedades estadísticas de las series del INPC y el INPP en el tiempo, particularmente su grado de persistencia. La Sección 3 describe la metodología utilizada para determinar la utilidad del INPP para pronosticar la inflación al consumidor. La Sección 4 sintetiza los resultados empíricos dentro de la muestra. La Sección 5 presenta evidencia fuera de la muestra. Finalmente, la Sección 6 incluye algunas observaciones finales sobre lecciones que pudieran obtenerse de la experiencia mexicana sobre el uso de índices basados en la producción para analizar presiones inflacionarias.

**Gráfica 1**  
**Inflación Anual: INPC vs. INPP**



Fuente: Banco de México.

## 2. Cambios en la Persistencia del INPC y del INPP

Para analizar los cambios en la persistencia tanto del INPC como del INPP, es necesario identificar primero las propiedades de sus series de tiempo. Dichas propiedades son la base para análisis posteriores. Particularmente importante es identificar el orden de integración de los datos; esto es, analizar si las tasas de inflación del INPP e INPC son o no procesos estacionarios  $I(0)$ . Como ya se mencionó, si las tasas de inflación siguen un proceso no estacionario  $I(1)$ , el nivel de precios debería seguir un proceso  $I(2)$ , y sería más difícil identificar el traspaso de las perturbaciones sobre los precios productor a los precios al consumidor.

Identificar si las tasas de inflación son o no estacionarias se dificulta aún más cuando cambios de régimen monetario, entre otros factores, propician que las tasas de inflación cambien de un régimen no estacionario a uno estacionario, y viceversa. Sin embargo, recientemente se han desarrollado diversas pruebas para descomponer la muestra en segmentos estacionarios y no estacionarios. En lo que respecta a la economía mexicana, la evidencia basada en este tipo de pruebas confirma la idea de que alrededor del año 2000, la inflación de precios al consumidor cambió de un régimen no estacionario a uno estacionario (ver Chiquiar *et al.* 2007). Esta fecha casi coincide con el periodo en el que el Banco de México adoptó el régimen de objetivos de inflación.

Los últimos desarrollos de esta metodología se basan en una prueba de cambios múltiples en persistencia de Leybourne, Kim y Taylor (2007), que a su vez permite estimar las fechas de dichos cambios de manera consistente. Su prueba identifica todos los periodos estacionarios de la muestra, clasificando la información en submuestras estacionarias (o  $I(0)$ ) o no estacionarias (o  $I(1)$ ). Cuando no se detecta un comportamiento  $I(1)$ , la serie es estacionaria. Los periodos identificados como  $I(0)$  o  $I(1)$  pueden analizarse en términos de tiempos y reglas de operación de política monetaria.

Los resultados de la prueba para la inflación mensual utilizando tasas de inflación del INPC e INPP en México sugieren que, en ambos casos, la inflación cambió de un régimen no estacionario a uno estacionario a mediados del año 2000. El Cuadro 1 muestra los

resultados de manera sintetizada. La segunda columna se refiere a la muestra a la que se le aplicó la prueba. La siguiente columna reporta la fecha identificada por el procedimiento como el inicio de la submuestra  $I(0)$ . Por ejemplo, en el caso del INPC, la prueba identifica un periodo  $I(0)$  a partir de mayo de 2000. Esto significa que, de 1994:02 a 2000:04, la inflación al consumidor al parecer se comportó de manera no estacionaria (i.e. como un proceso  $I(1)$ ), mientras que de 2000:05 en adelante, la prueba sugiere que esta tasa de inflación siguió un proceso estacionario. Conclusiones muy similares se obtienen respecto a la inflación del INPP. Aparentemente, desde el inicio de la muestra hasta el año 2000, los datos se comportan de manera no estacionaria, mientras que de mediados de 2000 en adelante, los índices de inflación se comportan de manera estacionaria. El nivel de significancia para todos los cambios en persistencia es de 1%. Estos hallazgos son consistentes con los reportados por Capistrán y Ramos Francia (2009), y Chiquiar *et al.* (2007).<sup>3</sup>

**Cuadro 1**  
**Prueba de Cambio en la Persistencia**

Series	Muestra	Fecha inicial para periodo $I(0)$
Inflación INPC	1994:02- 2009:06	2000:05
Inflación INPP	1994:02- 2009:06	2000:04

Fuente: Cálculos de los autores preparados con información del Banco de México.

La Gráfica 2 muestra los resultados. Las gráficas muestran las dos series de inflación junto con líneas horizontales que indican el periodo estacionario, según lo identificado por la prueba de cambios en persistencia. Para mayor facilidad, estas líneas se trazaron en la media de inflación, en el periodo  $I(0)$  identificado por la prueba.

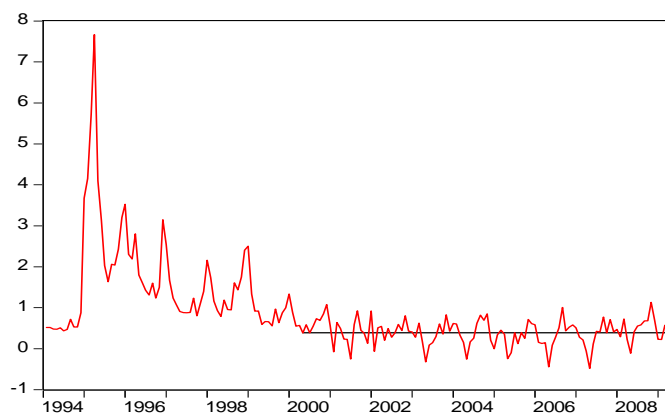
Para concluir, las dos medidas de inflación analizadas parecen cambiar de un proceso no estacionario a uno estacionario en el año 2000. Considerando que la inflación es la diferencia entre los índices de precios (log), de 2001 en adelante, ambos índices pueden

<sup>3</sup> Para evidencia sobre cambios en la persistencia de la inflación en otros países, ver Noriega y Ramos-Francia (2009).

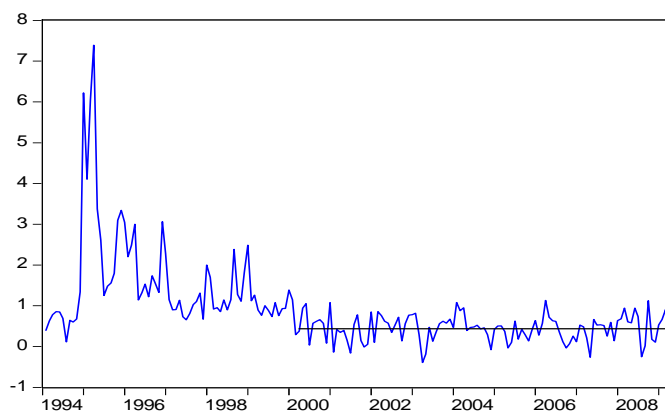


considerarse como variables  $I(1)$ . En base a lo anterior, para el resto del documento la muestra se reducirá al periodo de enero de 2001 a junio de 2009, para asegurar que las variables son estacionarias en diferencias ( $I(1)$  en niveles) y, por lo tanto, que es válido utilizar el análisis de cointegración convencional.<sup>4</sup>

**Gráfica 2**  
**Inflación Mensual del INPC e INPP**  
**(a) INPC**



**(b) INPP**



Fuente: Banco de México.

<sup>4</sup> Las pruebas Dickey-Fuller aumentadas (Dickey y Fuller, 1979) no rechazan la hipótesis de raíz unitaria en cada índice de precios al 1% en este periodo. Las pruebas se realizaron utilizando una constante y una tendencia lineal, y se seleccionó el número de rezagos utilizando el Criterio Bayesiano de Información (*Bayesian Information Criterion*, BIC) a partir de 18 rezagos.

### 3. Metodología para evaluar el contenido predictivo del INPP en el INPC

En esta sección se utiliza la metodología propuesta por Granger (1969) y posteriormente popularizada por Sims (1972) para analizar si el INPP puede ayudar a pronosticar el INPC (i.e. si el INPP causa à la Granger al INPC).

Se lleva a cabo la prueba comúnmente utilizada de causalidad de Granger, mejor conocida en los libros de texto de econometría y de software como “Prueba de Causalidad à la Granger”, utilizando un vector autorregresivo (VAR, por sus siglas en inglés) bivariado y una prueba de exclusión conjunta. Para analizar la habilidad predictiva de la inflación de precios productor en la inflación del INPC, la ecuación relevante del VAR sería:

$$\pi_t^{INPC} = \mu_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \pi_{t-j}^{INPC} + \sum_{j=1}^p \beta_j \pi_{t-j}^{INPP} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

donde  $\varepsilon_t$  es ruido blanco. El VAR usualmente se estima por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), y el número de rezagos por lo general se determina utilizando un criterio de información como el Criterio Bayesiano de Información (*Bayesian Information Criterion*, BIC). Posteriormente se realiza la prueba de la hipótesis nula:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0, \quad (2)$$

ya sea con la prueba F o con su variante de Wald.<sup>5</sup> Si la hipótesis nula se rechaza, entonces puede concluirse que la inflación de precios productor efectivamente causa à la Granger a la inflación de precios al consumidor. Este tipo de pruebas han sido utilizadas en la literatura para analizar la relación entre la inflación del INPP y el INPC (e.g. Clark, 1995).

Sin embargo, Engle y Granger (1987) muestran que si las variables sujetas a investigación son I(1), y una combinación lineal de éstas es I(0), esto es, si las variables están cointegradas, entonces las series serán generadas por un modelo de corrección de error.

---

<sup>5</sup> La prueba F aplica cuando  $\varepsilon_t$  se asume Gaussiano. Sin embargo, incluso en ese caso, la distribución F aplicaría únicamente de manera asintótica ya que asumir que las variables dependientes rezagadas que aparecen como regresores son fijos, es insostenible.

Considerando el logaritmo natural de los índices de precios ( $p^{INPC} = \ln(\text{INPC})$  y  $p^{INPP} = \ln(\text{INPP})$ ), su primera diferencia sería la tasa de inflación mensual. La primera ecuación de la representación VEC sería:

$$\begin{aligned}\pi_t^{INPC} &= \mu_0 + \gamma_1(z_{t-1}) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \pi_{t-j}^{INPC} + \sum_{j=1}^q \beta_j \pi_{t-j}^{INPP} + \eta_t, \\ z_{t-1} &= p_{t-1}^{INPC} - \phi_0 - \phi_1 p_{t-1}^{INPP}\end{aligned}\tag{3}$$

donde  $\eta_t$  es ruido blanco,  $z_{t-1}$  es el término de corrección de error, que puede ser interpretado como el grado en el que el sistema se encuentra fuera de equilibrio de la relación de largo plazo entre las series,  $\gamma_1$  es la velocidad de ajuste, y  $\phi_1$  es el coeficiente de cointegración. Después de comparar las ecuaciones (1) y (3) es evidente que si los índices de precios están cointegrados, la ecuación (1) no incluye el término de corrección de error y, por lo tanto, está mal especificada.

Al respecto, Granger (1988) muestra que una consecuencia del modelo de corrección de error es que por lo menos una de las variables en el sistema puede ser originada por  $z_{t-1}$ , (la cual es una función de los precios rezagados). Por lo tanto, si dos variables están cointegradas, la causalidad de Granger debe darse por lo menos en una dirección. Granger y Lin (1995) definen claramente la existencia de dos fuentes importantes de causalidad en el modelo de corrección de error (3). Una surge del efecto del término de corrección de error (i.e. de la relación de largo plazo) si  $\gamma_1$  es diferente a cero, y la otra, de los rezagos de la tasa de inflación de los precios productor (i.e. de la dinámica de corto plazo), si las  $\beta$ s son diferentes de cero. Por consiguiente, la primera se denomina causalidad a la Granger de largo plazo, mientras que la segunda, causalidad a la Granger de corto plazo. Si el INPC y el INPP están cointegrados, entonces puede existir causalidad de corto plazo, largo plazo o ambas del INPP al INPC. También puede no existir causalidad del INPP al INPC, aunque ello implicaría la existencia de, por lo menos, causalidad de largo plazo del INPC al INPP.

En vista de que los resultados de la sección previa sugieren que ambos índices de precios son variables I(1) en la muestra desde 2001, es importante enfatizar que si las dos series

están cointegradas, el modelo en la ecuación (1) estaría mal especificado si  $z_{t-1}$  no se utiliza de manera explícita. En este caso, si se utiliza la ecuación (1), el INPP pudiera dejar de ser relevante (en niveles de significancia) como indicador del INPC. En un caso extremo, si ambas variables están cointegradas y sólo existe causalidad de largo plazo del INPP al INPC, esta especificación incorrecta pudiera llevar al investigador a concluir que el INPP no es útil para pronosticar la inflación del INPC cuando en realidad lo es.

#### **4. Causalidad de Granger del INPP al INPC: resultados empíricos**

En esta sección se utiliza el modelo de corrección de error (3) para analizar la relación causal entre el INPP y el INPC, tanto en el corto como en el largo plazo. Primero, se realizan pruebas de cointegración en las series. Una vez obtenida la evidencia de cointegración, se estima la ecuación (3). Finalmente, se realizan pruebas de significancia en  $\gamma_1$  y en las  $\beta$ s para analizar la causalidad del INPP al INPC. Todas las estimaciones consideran el periodo de junio 2000 a junio 2009, una submuestra caracterizada por la estacionariedad de las variaciones mensuales tanto del INPC como del INPP (ver sección 2).

Para realizar las pruebas de cointegración se empleó la metodología propuesta por Engle y Granger (1987). Se corrió una regresión del log INPC en una constante, el log INPP, así como 11 variables *dummy* estacionales (centradas). Posteriormente se aplicó una prueba Dickey-Fuller aumentada con 1 rezago, seleccionado de acuerdo con el BIC de un máximo de 3 rezagos, a los residuales de dicha regresión (ver Cuadro 2). La hipótesis nula de que tanto el INPC como el INPP no están cointegrados se rechaza con un nivel de significancia de 10%.

**Cuadro 2**  
**Prueba de Cointegración**

Variables	ADF estadístico-t <sup>a/</sup>
INPC - INPP	-3.3391*

a/ Prueba de Engle-Granger (1987). Valores críticos: 1% : -3.96, 5%: -3.41, 10%: -3.12 (en base a Hansen, 1992). Modelo con constante y con 11 variables *dummy* estacionales (centradas).

Fuente: Cálculos de los autores preparados con información del Banco de México.

Una vez obtenidos dichos resultados, se estima el coeficiente de cointegración,  $\phi_I$ , utilizando el estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos propuesto por Stock y Watson (1993). Dicho estimador es un procedimiento simple que produce valores-t que asintóticamente se distribuyen como una normal estándar, de tal manera que la inferencia en  $\phi_I$  puede realizarse de forma usual.<sup>6</sup> El estimador puntual es 0.8196, con un error estándar de 0.0047. Con los estimados anteriores, la hipótesis nula de que el coeficiente de cointegración es 1 puede rechazarse en un nivel de 1%. Un coeficiente de cointegración menor a uno implica que, en el largo plazo, el mecanismo de transmisión de los precios productor a los precios al consumidor no es completo, aunque existe una considerable transmisión en equilibrio. Este escenario pudiera surgir, por ejemplo, en una situación de competencia monopolística con costos fijos importantes.

Dado que no se rechaza la hipótesis de que los índices de precios están cointegrados, es más apropiado estimar la ecuación (3) que la (1). Los resultados de la estimación del correspondiente VEC bivariado (en donde la ecuación (3) es la primera ecuación del VEC) se muestran en el Cuadro 3, con el número de rezagos seleccionados utilizando el BIC de un máximo de 3.<sup>7</sup> Inmediatamente se observa que la estimación del coeficiente de cointegración nuevamente es alrededor de 0.8. La estimación de interés corresponde a la ecuación (3), en donde el VEC reportado en el Cuadro 3 corresponde a la primera columna y al comportamiento de la inflación del INPC. Como puede apreciarse, el término de

<sup>6</sup> El procedimiento propuesto por Stock y Watson consiste en aumentar la ecuación en niveles utilizada en las pruebas Engle-Granger, con adelantos y rezagos, así como la variable contemporánea de la diferencia del (log) INPP. En este caso, se utilizaron 3 adelantos e igual número de rezagos, seleccionados de acuerdo con el BIC, de un máximo de 3 rezagos (o adelantos).

<sup>7</sup> Estimación realizada en base a Johansen (1995).

corrección de error es significativamente diferente de cero con un nivel de 5% en la ecuación de la inflación del INPC.<sup>8</sup> Por lo tanto, existe evidencia de causalidad à la Granger de largo plazo del INPP al INPC. La velocidad de ajuste es -0.0691, lo que significa que una perturbación a la relación de equilibrio se corrige en cerca de 7% cada mes, por lo que el efecto total se desvanece en aproximadamente un año. En base al resultado de la prueba-t relacionada con el primer rezago de la inflación de precios productor en la ecuación para los precios al consumidor (el valor-p es 0.7387), no se encuentra causalidad à la Granger de corto plazo del INPP al INPC. Este resultado sugiere que si se hubiera estimado un VAR en primeras diferencias sin incluir el término MCE, se hubiera concluido erróneamente que el INPP no ejerce causalidad en la inflación de precios al consumidor. Finalmente, la R cuadrada ajustada de esta regresión es levemente inferior a 0.6, lo que implica que este modelo explica en poco menos de 60% la variación total de la inflación mensual del INPC.

**Cuadro 3**  
**Estimación del Vector de Corrección de Error<sup>a/</sup>**

Muestra (ajustada): 2000M10 2009M06		
Variables endógenas: INPC - INPP		
Ecuación de Cointegración		
<b>Eq cointegración:</b>	<b>EqCoint1</b>	
<b>LINPC(-1)</b>	1	
<b>LINPP(-1)</b>	-0.8203	
	[-46.6313]	
<b>C</b>	-0.8873	
<b>Corrección de error:</b>	<b>D(LINPC)</b>	<b>D(LINPP)</b>
<b>EqCoint1</b>	-0.0691	0.0336
	[-2.2793]	[ 0.7067]
<b>D(LINPC(-1))</b>	0.1962	-0.3147
	[ 1.8727]	[-1.9156]
<b>D(LINPP(-1))</b>	0.0452	0.2727
	[ 0.6395]	[ 2.4599]
<b>C</b>	0.0029	0.0043
	[ 6.2179]	[ 5.9508]
<b>R cuadrada ajustada</b>	0.6443	0.1968
<b>Criterio de Schwarz</b>	-17.2298	

a/ Estadístico-t en corchetes. Cada ecuación incluye 11 variables *dummy* estacionales (centradas).

Fuente: Cálculos de los autores preparados con información del Banco de México.

<sup>8</sup> Dado que todas las variables en la ecuación son estacionarias, la inferencia en el VEC puede realizarse de manera usual.

Los resultados de las estimaciones del VEC y sus correspondientes pruebas de causalidad de Granger sugieren que los precios productor son útiles para predecir la inflación de los precios al consumidor en México. En particular, aunque las pruebas de causalidad de Granger que se resumen en el Cuadro 3 sugieren que la inflación de precios productor no es significativa para predecir la inflación de precios al consumidor en el corto plazo, ésta última responde significativamente a errores de desequilibrio con respecto a la relación de largo plazo entre los precios al consumidor y los precios productor. Lo anterior significa que, cuando los precios productor enfrentan una perturbación (i.e. una perturbación por el lado de la oferta), la inflación de precios al consumidor aumenta de manera temporal hasta que el nivel de precios al consumidor se ajusta completamente a su relación de largo plazo con el de los precios productor. En efecto, como puede observarse en los resultados que se resumen en el Cuadro 3, el mecanismo de corrección de error es significativo en las ecuaciones de precios al consumidor, mientras que su coeficiente en la ecuación de la inflación de precios productor es insignificante. Ello sugiere que, en el largo plazo, son los precios al consumidor los que responden a perturbaciones sobre los precios productor y no viceversa, lo que a su vez significa que la información sobre perturbaciones a los precios productor es útil para predecir los cambios futuros en la inflación de precios al consumidor.

##### **5. Causalidad de Granger del INPP al INPC: evidencia fuera de la muestra**

Mientras que las pruebas de regresión muestran que el INPP rezagado contribuye a explicar los movimientos en el INPC, si la cadena de producción vincula los precios al consumidor con los precios productor, entonces los precios productor deberían ser útiles para pronosticar los precios al consumidor fuera de la muestra (Clark, 1995). De acuerdo con la evidencia dentro de la muestra presentada anteriormente, los precios productor deberían ser útiles para predecir los precios al consumidor en el largo plazo. Con el propósito de mostrar evidencia adicional sobre la relación entre los precios productor y los precios al consumidor, en esta sección se realizan pruebas de causalidad à la Granger fuera de la muestra.

Las pruebas à la Granger dentro de la muestra, como la presentada en la sección anterior, tienen por lo menos dos deficiencias en comparación con la idea original de causalidad à la Granger. La primera es que son pruebas dentro de la muestra, mientras que la causalidad de Granger es un concepto de pronóstico que debería probarse fuera de la muestra. La segunda es que el horizonte de pronóstico,  $h$ , está normalmente restringido a ser de un periodo hacia delante. Para superar dichas deficiencias, se realiza una prueba de causalidad à la Granger fuera de la muestra que incluye horizontes de pronóstico múltiples.

Para analizar el poder predictivo marginal del INPP en el INPC, se pronostica la variación anualizada  $h$  meses hacia delante del INPC,

$$\pi_{t+h}^{INPC,h} = \left[ \log(p_{t+h}^{INPC}) - \log(p_t^{INPC}) \right] \frac{100}{h},$$

utilizando dos modelos diferentes. El primer modelo que se estima es:

$$\pi_{t+h}^{INPC,h} = \mu_1 + \sum_{j=0}^p \delta_j \pi_{t-j}^{INPC} + \upsilon_{t+h}, \quad (\text{Modelo 1})$$

donde  $\upsilon_{t+h}$  es un proceso de ruido blanco. Este modelo es un modelo autorregresivo simple para la inflación del INPC, que ha probado ser un buen parámetro para pronosticar este tipo de inflación (véase, por ejemplo, Capistrán *et al*, 2009). El segundo modelo que se estima es un modelo autorregresivo aumentado con información del INPP:

$$\pi_{t+h}^{INPC,h} = \mu_2 + \sum_{j=0}^p \phi_j \pi_{t-j}^{INPC} + \sum_{j=0}^q \gamma_j \pi_{t-j}^{INPP} + \lambda_1 p_t^{INPC} + \lambda_2 p_t^{INPP} + \xi_{t+h}, \quad (\text{Modelo 2})$$

donde  $\xi_{t+h}$  es un proceso de ruido blanco. Se incluyen los niveles actuales tanto del INPC como del INPP (en logs) para considerar el término de corrección de error de la ecuación (3). Nótese que ambos modelos usan un enfoque directo para pronósticos de pasos múltiples, esto es, se utilizan modelos lineales de horizontes específicos en donde la variable dependiente es la variable de interés de horizontes múltiples hacia delante.



Los modelos se estiman mediante MCO, utilizando muestras móviles.<sup>9</sup> Posteriormente, se generan los pronósticos de  $h$ -periodos hacia delante para un periodo que intencionalmente no se incluyó en la estimación. Finalmente, se calcula la Raíz del Error de Pronóstico Cuadrático Medio (REPCM) (RMSFE, por sus siglas en inglés), para cada modelo y horizonte de pronóstico.

La hipótesis nula de no causalidad à la Granger fuera de la muestra es similar a la hipótesis nula de una prueba de habilidad predictiva (Diebold y Mariano, 1995):

$$H_0 : E[e(M1,h)^2] = E[e(M2,h)^2] , \quad (6)$$

donde  $e(MI,h)$  es el error de pronóstico fuera de la muestra del modelo 1 para el horizonte  $h$ . La hipótesis nula corresponde a cero diferencia en habilidad predictiva entre los modelos, en el sentido de que el error cuadrático medio es el mismo. Por lo tanto, bajo la hipótesis nula, la información del INPP no sería útil para pronosticar la inflación del INPC. Dado que el modelo 1 está anidado en el modelo 2, se utilizaron las pruebas propuestas por Giacomini y White (2006), las cuáles pueden ser fácilmente utilizadas para realizar este tipo de prueba de causalidad à la Granger fuera de la muestra.<sup>10</sup> Nótese que esta prueba puede a su vez interpretarse como una prueba fuera de la muestra de exogeneidad fuerte en el sentido de Engle *et al* (1983).

El Cuadro 4 presenta los resultados utilizando un periodo fuera de la muestra de junio 2003 a junio 2009. Los pronósticos son para horizontes de 1, 4, 8, 12, y 16 meses hacia delante. Los resultados se presentan en términos de la REPCM para cada modelo y horizonte. El cociente de la REPCM también se muestra, con la cantidad que corresponde al modelo 1 en el denominador. Los valores-p que corresponden a la prueba Giacomini-White también se presentan. Un cociente de la REPCM inferior a uno implica que el modelo 2, i.e. el modelo aumentado con información del INPP, tiene una REPCM más pequeña. Si dicho cociente

---

<sup>9</sup> Las primeras  $R$  observaciones se utilizan para construir un conjunto inicial de estimados que posteriormente se utilizan para la primera predicción. La segunda predicción se obtiene utilizando un conjunto de estimaciones basadas en una muestra que corre de la observación 2 a  $R+1$ , y de ahí, en adelante.

<sup>10</sup> Para una discusión sobre pruebas de causalidad à la Granger fuera de la muestra, ver también McCracken (2007).

está acompañado de un valor-p reducido, entonces dicha diferencia puede considerarse estadísticamente significativa. El Cuadro 4 muestra los resultados al utilizar una ventana móvil de 4 años en el panel (a) y una ventana móvil de 5 años en el panel (b).<sup>11</sup>

**Cuadro 4**  
**Evaluación de Pronóstico Fuera de la Muestra<sup>a/</sup>**

Muestra: 2003M06 2009M09					
Panel (a): ventana móvil a 4 años					
Horizonte	1	4	8	12	16
REPCM M1	0.2181	0.2731	0.1982	0.1462	0.1395
REPCM M2	0.2432	0.3635	0.1597	0.1067	0.1315
Cociente REPCM	1.1148	1.3312	0.8057	0.7296	0.9426
GW valor-p	0.2004	0.0008	0.1942	0.0283	0.8146
N Obs	73	70	66	62	58
Panel (b): ventana móvil a 5 años					
Horizonte	1	4	8	12	16
REPCM M1	0.2070	0.3176	0.1938	0.1605	0.1954
REPCM M2	0.2318	0.3587	0.1691	0.1063	0.1320
Cociente REPCM	1.1196	1.1293	0.8725	0.6619	0.6757
GW valor-p	0.1665	0.2093	0.2898	0.0611	0.1798
N Obs	73	70	66	62	58

a/ Cada modelo incluye 11 variables *dummy* estacionales (centradas).

Fuente: Cálculos de los autores preparados con información del Banco de México.

Los resultados indican que para horizontes cortos (menores a 8 meses), el modelo aumentado con información del INPP no es útil para mejorar los pronósticos del autorregresivo simple y, por lo tanto, se rechaza la causalidad à la Granger fuera de la muestra. Sin embargo, y en línea con los resultados previos (dentro de la muestra), el modelo 2 parece arrojar predicciones con una REPCM más pequeña, para horizontes superiores a 8 meses. De hecho, el panel (b) muestra que en horizontes de 12 meses en adelante, la REPCM presenta una mejoría superior a 30% y es estadísticamente significativa al 10%.<sup>12</sup>

<sup>11</sup> Dado que se tiene diferente número de observaciones para cada horizonte, las REPCM pueden compararse para un determinado horizonte, pero no entre horizontes.

<sup>12</sup> Existe un caso en donde es mejor utilizar exclusivamente información del INPC que del INPP, y la diferencia es estadísticamente significativa: horizonte 4 en panel (a).

A partir de ello se puede concluir que el INPP es útil para pronosticar la inflación del INPC en horizontes mayores a 8 meses, siempre y cuando los niveles de ambos índices se incluyan en la ecuación de pronóstico.

## **6. Consideraciones finales**

Esta nota presenta evidencia de México que sugiere que el INPP puede tener un contenido predictivo significativo para el desarrollo subsecuente de la inflación del INPC. La relación de causalidad del INPP al INPC que aquí se identifica no proviene de coeficientes asociados con la dinámica de corto plazo, sino más bien de la respuesta de largo plazo de los precios al consumidor a las perturbaciones a los precios productor, lo que genera una tasa de inflación temporalmente alta hasta que la relación de equilibrio de largo plazo entre ambos índices se satisface nuevamente. Por lo tanto, encontrar una relación causal importante del INPP al INPC en otros países con características de determinación de precios similares a las de México, pudiera también requerir la especificación de un modelo estadístico para estas dos series que agregue una relación de cointegración de largo plazo a la dinámica de corto plazo. En este sentido, la experiencia mexicana que se describe en esta nota pudiera ser útil para otros bancos centrales que buscan descubrir la relación dinámica entre los precios productor y los precios al consumidor.

En contraste con los hallazgos en otros países, en el caso de México se ha encontrado lo que parece ser un canal de transmisión importante de los precios productor a los precios al consumidor, que aparentemente mejora la habilidad predictiva de éstos últimos en horizontes largos. Sin embargo, no afirmamos que el modelo que aquí se presenta es el más eficiente para producir pronósticos de inflación. La información sobre el desarrollo de los precios productor debe combinarse con otros predictores relevantes de inflación para producir pronósticos eficientes. El enfoque aquí mostrado sólo indica que, dentro del conjunto de indicadores que pueden considerarse, el INPP parece ser una fuente de información valiosa para identificar presiones inflacionarias.

## Referencias

- Blomberg, S. B. y E.S. Harris (1995). "The Commodity-Consumer Price Connection: Fact or Fable?". *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, v.1, n.3.
- Capistrán, C., C. Constandse y M. Ramos-Francia (2009). "Using Seasonal Models to Forecast Short-Run Inflation in Mexico". Documento de Investigación del Banco de México 2009-05.
- Capistrán, C. y M. Ramos-Francia. (2009). "Inflation Dynamics in Latin America". *Contemporary Economic Policy*, 27(3), 349-362.
- Chiquiar, D., A. E. Noriega y M. Ramos-Francia (2007). "A Time Series Approach to Test a Change in Inflation Persistence: The Mexican Experience". Documento de Investigación del Banco de México 2007-01. Próximo a publicarse en *Applied Economics*.
- Clark, T. (1995). "Do Producer Prices Lead Consumer Prices?". *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* (Third Quarter).
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Diebold, F. X. y R. S. Mariano (1995). "Comparing Predictive Accuracy". *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 134-144.
- Dion, R. (1999). "Indicator Models of Core Inflation for Canada". Bank of Canada Working Paper 99-13.
- Engle, R. F. y C.W.J. Granger (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, 55, 251-276.
- Engle R. F., D.F. Hendry, y J. F. Richard (1983). "Exogeneity". *Econometrica*, 51, 277-304.
- Giacomini, R. y H. White (2006). "Tests of Conditional Predictive Ability". *Econometrica*, 74, 1545-1578.
- Granger, C. W. J. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Methods and Cross Spectral Methods". *Econometrica*, 37, 424-438.
- Granger, C. W. J. (1988). "Some Recent Developments in a Concept of Causality". *Journal of Econometrics*, 39, 199-211.
- Granger, C. W. J. y J. Lin (1995). "Causality in the Long Run". *Econometric Theory*, 11, 530-536.
- Hansen, B. E. (1992) "Efficient Estimation and Testing of Cointegrating Vectors in the Presence of Deterministic Trends". *Journal of Econometrics*, 53, 87-121.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press, Oxford:US.
- Leybourne, S., T. Kim y A. M. Taylor (2007). "Detecting Multiple Changes in Persistence". *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 11(3), 1-32.
- McCracken, M. (2007) "Asymptotics for Out of Sample Tests of Granger Causality". *Journal of Econometrics*, 140, 719-752.
- Noriega, A. E. y M. Ramos-Francia (2009). "On the Dynamics of Inflation Persistence Around the World". Documento de Investigación del Banco de México 2009-02.

Sims, C. (1972). "Money, Income and Causality". *American Economic Review*, 62, 540-552.

Stock, J. H. y M. W. Watson (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems". *Econometrica*, 61, 783-820.