

# Crecimiento industrial y aumento de los precios de los bienes de consumo en México: un análisis econométrico

Víctor Manuel Cuevas Ahumada  
y Cuauhtémoc Calderón Villarreal<sup>1</sup>

## Resumen

Este trabajo emplea un modelo vectorial de corrección de errores para investigar los determinantes a largo plazo del crecimiento industrial y del aumento en los precios de los bienes de consumo en México en el período 2001-2016. El sustento teórico es un modelo de oferta y demanda agregadas que incorpora nuevas variables explicativas y mantiene al mínimo las restricciones *a priori* sobre los datos. La evidencia indica que la inflación de costos coexiste con la inflación de demanda y revela cuáles son las variables en juego en cada caso. Este estudio llena un vacío en la literatura empírica, al demostrar que la productividad laboral no solo impulsa el crecimiento industrial, sino que también disminuye el aumento en los precios de los bienes de consumo en el largo plazo. Esta conclusión tiene importantes implicaciones de política, dada la necesidad de dinamizar el crecimiento económico sin afectar la estabilidad de precios.

---

## Palabras clave

Producción industrial, inflación, bienes de consumo, análisis económico, modelos econométricos, México

## Clasificación JEL

C32, F41, J24

## Autores

Víctor Manuel Cuevas Ahumada es profesor investigador del Departamento de Economía de la Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Azcapotzalco (México). Correo electrónico: victorcuevasahumada@yahoo.com.mx.

Cuauhtémoc Calderón Villarreal es profesor investigador del Departamento de Estudios Económicos del Colegio de la Frontera Norte (México). Correo electrónico: calderón@colef.mx.

---

<sup>1</sup> Los autores desean agradecer los valiosos aportes y sugerencias realizados por un revisor anónimo.

## I. Introducción

En este trabajo se utiliza un modelo vectorial de corrección de errores (VEC) para estudiar los determinantes de largo plazo del crecimiento industrial y del aumento de los precios de los bienes de consumo en México en el período comprendido entre 2001 y 2016. El modelo VEC se basa en una especificación de oferta y demanda agregadas que incluye un amplio rango de variables, lo cual permite mantener en un mínimo las restricciones *a priori* sobre los datos. Esta especificación es consistente con una economía pequeña, abierta y con un tipo de cambio flexible. Además, captura algunos hallazgos previos en este ámbito de estudio y deja espacio para incorporar nuevas variables explicativas (por ejemplo, la productividad laboral, los salarios y el nivel de actividad económica en el exterior) de una manera plausible desde el punto de vista teórico.

La importancia del sector industrial en México se deriva de su contribución al producto, al empleo y a las exportaciones. En 2015, el sector industrial representó un 33,2 % del producto interno bruto (PIB), un 39,2 % del empleo y un 91,6 % del total de exportaciones de bienes. Dado que el sector industrial de México depende en gran medida de la importación de insumos intermedios, de capital y de tecnología, existe una estrecha relación entre la depreciación del tipo de cambio y el aumento en los precios de los bienes de consumo (es decir, la inflación en los precios de los bienes de consumo). Por otra parte, el punto de referencia para elegir el intervalo de estudio fue la adopción en México del sistema de metas de inflación en enero de 2001. Bajo un sistema de metas de inflación, el banco central asume el compromiso público de mantener la tasa de inflación dentro de un rango específico, con el objetivo fundamental de preservar la estabilidad de los precios. En aras de alcanzar este objetivo, el banco central funciona con independencia del gobierno federal y tiene un considerable margen de maniobra para formular y aplicar la política monetaria. Otra característica importante del sistema de metas de inflación es que el banco central se ajusta a elevados estándares de transparencia y rendición de cuentas, en particular en lo concerniente a los objetivos de la política monetaria y a los medios para alcanzarlos.

En ese sentido, y a fin de garantizar la credibilidad del banco central y la eficacia de la política monetaria, no basta con establecer metas factibles y márgenes de error realistas<sup>2</sup>, sino que es necesario elaborar periódicamente estudios econométricos sobre los determinantes de la inestabilidad de los precios y de las fluctuaciones en el producto. En estos estudios empíricos también deben abordarse problemas tales como el grado de sensibilidad de las principales variables a las políticas económicas adoptadas (por ejemplo, en qué medida se modifican la producción industrial y los precios de los bienes de consumo ante un aumento de cierta magnitud en las tasas de interés). A pesar de que este trabajo se centra en el análisis econométrico de largo plazo usando un modelo VEC, también se presta atención a las dinámicas de corto plazo. Este enfoque, aunado al conjunto de variables que se incluyen en el modelo, nos permite i) detectar numerosas relaciones empíricas congruentes con la teoría económica y con algunos de los principales aspectos de las investigaciones previas, y ii) ofrecer una comprensión más profunda sobre el comportamiento de la producción industrial y de los precios de los bienes de consumo. Entre otros aportes, este documento demuestra que a largo plazo i) el aumento de los salarios y la depreciación del tipo de cambio provocan inflación de costos, dado que los precios de los bienes de consumo aumentan y la producción industrial disminuye, y ii) una mayor productividad laboral puede ser fundamental no solo para estimular la producción industrial, sino también para estabilizar los precios de los bienes de consumo. Macklem y Yetman (2001) muestran que, en el caso de los Estados Unidos y el Canadá, la tasa de aumento de la productividad influye en el comportamiento de los precios, posiblemente al modificar la relación entre el producto y la inflación. Por ende, una contribución importante de este trabajo es demostrar que, en las economías

<sup>2</sup> Desde enero de 2003, la meta oficial de inflación anual establecida por el Banco de México ha sido del 3 %, con una variación de +/- 1 punto porcentual.

en desarrollo como México, las mejoras en la productividad laboral pueden ser un factor determinante no solo para estimular la producción industrial, sino también para estabilizar los precios de los bienes de consumo.

El presente estudio está estructurado como se indica a continuación. En la sección II se hace un repaso breve de la literatura empírica sobre el tema. En la sección III se desarrolla el modelo teórico. La sección IV se centra en el manejo de los datos, en la metodología econométrica y en la presentación de la evidencia empírica. Por último, en la sección V se interpreta la evidencia empírica y sus implicaciones de política económica.

## II. Análisis de la literatura

Aunque varios trabajos empíricos recientes analizan los determinantes de la inflación en México y en otros países de América Latina, solo unos cuantos examinan también las causas de las fluctuaciones en el producto. Sobre la base de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) de tres variables que incluye el déficit presupuestario real, el tipo de cambio real y la inflación, Dornbusch, Sturzenegger y Wolf (1990) aportan evidencia empírica sobre la respuesta de la inflación frente a perturbaciones de origen fiscal y cambiario en cinco economías de América Latina: la Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), el Brasil, México y el Perú. Los autores demuestran que la depreciación del tipo de cambio real es una de las principales causas de la inestabilidad de los precios en todos los países, con excepción del Estado Plurinacional de Bolivia. Por otro lado, una expansión fiscal real ocasiona inflación únicamente en el Estado Plurinacional de Bolivia, México y en el Perú. Por último, el Brasil y la Argentina exhiben marcadas señales de inflación inercial, dado que el comportamiento de los precios está en gran medida determinado por sus propios choques.

Rogers y Wang (1995) elaboran un modelo VAR para la economía mexicana sobre la base de cinco variables, a saber: el déficit fiscal, la masa monetaria real, el tipo de cambio real, los precios y el producto. Su conclusión es que la inflación exhibe una mayor sensibilidad a las perturbaciones fiscales y monetarias que a las perturbaciones cambiarias. Además, las fluctuaciones en el producto obedecen en primer término a las perturbaciones reales y a las fiscales y, en menor medida, a las monetarias y a las cambiarias. Es por ello que, en su opinión, las políticas monetarias y cambiarias son relativamente ineficaces a la hora de estimular la actividad económica.

Agénor y Hoffmaister (1997) analizan la inflación en cuatro economías en desarrollo, a saber, Chile, México, la República de Corea y Turquía. Para ello, los autores estiman un modelo VAR para cada país, demostrando así que una política monetaria laxa genera inflación. Cabe destacar que en el caso de México, aumentar la masa monetaria tiene efectos pasajeros sobre el producto, pero de largo alcance sobre los precios. Por último, con la excepción notable de la República de Corea, la depreciación del tipo de cambio produce inflación en todos los países.

Con base en diversas metodologías econométricas, Catalán y Galindo (2005) demuestran que en México existe una relación positiva entre la inflación y la masa monetaria, conclusión que se repite para los cuatro agregados monetarios. La evidencia presentada también respalda la noción de que la expansión monetaria puede estimular el producto, si bien los autores hacen hincapié en que la relación entre el dinero y el producto es considerablemente más tenue que la que existe entre el dinero y los precios.

Baqueiro, Díaz de León y Torres (2003) estiman el efecto traspaso del tipo de cambio a los precios. Sobre la base de una muestra de 16 economías pequeñas y abiertas (entre ellas México) con sistemas cambiarios flexibles, demuestran que el efecto traspaso se debilita a medida que la inflación disminuye en estas economías. En otras palabras, el efecto inflacionario de la depreciación del tipo

de cambio se debilita a medida que el proceso de estabilización se consolida. En este contexto, varios estudios concluyen que entre la década de 1990 y la década de 2000 el efecto traspaso en México se redujo (Capistrán, Ibarra y Ramos-Francia, 2012; Cortés, 2013; Guillermo y Rodríguez, 2014; Rodríguez, 2015). En particular, Rodríguez (2015) señala que, luego de la adopción del sistema de metas de inflación en México, el efecto traspaso disminuyó a tal grado que las depreciaciones súbitas de la moneda no modifican de manera apreciable la trayectoria del nivel de precios.

No obstante, el trabajo de Hernández (2015) plantea dudas razonables sobre la precisión de las conclusiones anteriores al señalar que, para estimar el modelo VAR y las funciones acumuladas de impulso-respuesta, tanto Capistrán, Ibarra y Ramos-Francia (2012) como Cortés (2013) utilizaron datos mensuales para la tasa de crecimiento anual de la inflación y la depreciación del tipo de cambio, lo que originó un desajuste entre la frecuencia de los datos y la periodicidad de la tasa de crecimiento de las variables bajo estudio. En opinión de Hernández, este desajuste termina ocasionando un sesgo a la baja en la estimación de la elasticidad de los precios con respecto al tipo de cambio.

En la misma línea de investigación, Carrasco y Ferreiro (2011) analizan el proceso de estabilización de la inflación en México y llegan a la conclusión de que el sistema de metas de inflación permitió al Banco de México controlar con mayor facilidad las expectativas inflacionarias. En el caso del Brasil, Caldas (2013) sostiene que las expectativas inflacionarias de los actores privados orientan sus decisiones económicas, por lo que tales expectativas se convierten en un importante factor de inestabilidad de los precios. Por ende, por la vía de la moderación de las expectativas inflación, un banco central con un régimen creíble de metas de inflación podrá mitigar los efectos negativos de la estabilización macroeconómica sobre las variables reales.

En resumen, la literatura empírica reciente señala que los déficits presupuestarios, la oferta monetaria, el tipo de cambio y las expectativas inflacionarias son las principales fuentes de inflación. Asimismo, la literatura econométrica hace hincapié en los siguientes aspectos: i) las perturbaciones cambiarias fueron una de las principales causas de la inestabilidad de los precios en los países latinoamericanos con elevadas tasas de inflación, como la Argentina, el Brasil y México “en la década de 1980” (Dornbusch, Sturzenegger y Wolf, 1990); ii) más recientemente, la expansión fiscal y monetaria ha generado más inflación que la depreciación del tipo de cambio (Rogers y Wang, 1995); iii) el efecto traspaso disminuye a medida que el proceso de estabilización macroeconómica se consolida (Baqueiro, Díaz de León y Torres, 2003; Capistrán, Ibarra y Ramos-Francia, 2012; Cortés, 2013; Guillermo y Rodríguez, 2014; Rodríguez, 2015); iv) sin embargo, el efecto traspaso del tipo de cambio a los precios, si bien ha disminuido en comparación con el pasado, probablemente ha sido subestimado (Hernández, 2015), y v) la política monetaria de metas de inflación ha sido útil para mantener a raya las expectativas inflacionarias en países en desarrollo como el Brasil y México (Carrasco y Ferreiro, 2011; Caldas, 2013). Del mismo modo, la actividad económica es sensible a las perturbaciones fiscales y las reales y, en menor medida, a las de tipo monetario y cambiario (Rogers y Wang, 1995). Por último, algunos autores sostienen que las políticas monetarias expansivas producen un aumento transitorio de la actividad económica y un incremento marcado y persistente en los precios (Agénor y Hoffmaister, 1997; Catalán y Galindo, 2005).

### III. El modelo de oferta y demanda agregadas

En esta sección se sientan las bases para un modelo VEC conformado por 10 variables: el gasto público, la masa monetaria, la tasa de interés, el tipo de cambio, los salarios, la productividad laboral, la capacidad instalada utilizada, los precios, la producción nacional y la producción foránea. La literatura econométrica reciente señala que la mayoría de estas variables son importantes determinantes de las fluctuaciones macroeconómicas, mientras que el modelo en sí mismo permite incorporar nuevas

variables, en particular los salarios y la productividad laboral. En los estudios económicos empíricos se suelen emplear variables reales, no nominales. No obstante, en este trabajo se sigue la recomendación general de Hoover, Johansen y Juselius (2008) y de Juselius (2011, pág. 350) de no deflactar las variables nominales, como la masa monetaria, la tasa de interés y el tipo de cambio, para “permitir que los datos hablen por sí mismos”. En opinión de estos autores, deflactar estas variables puede interferir con las señales fundamentales de las series de tiempo, lo que iría en detrimento de la confiabilidad de la evidencia empírica<sup>3</sup>. Además, Hoover, Johansen y Juselius (2008) sugieren que al trabajar con modelos VEC, como el que estimamos en este documento, debe priorizarse la evidencia empírica sobre la teoría económica *ex ante*.

## 1. Las ecuaciones de la demanda agregada

Aquí se utiliza un modelo IS-LM para obtener las ecuaciones de demanda. El modelo se fundamenta en dos hipótesis generales: i) el sistema cambiario es flexible y ii) la economía nacional es lo suficientemente pequeña como para que los precios extranjeros puedan tomarse como dados. Dos relaciones de comportamiento —una relacionada con el mercado de bienes y la otra con el mercado de dinero— reflejan la dinámica de la demanda agregada.

El equilibrio a largo plazo en el mercado de bienes queda representado por una función IS para una economía abierta:

$$y_t = a_0 + a_1 pb_t + a_2 i_t + a_3 q_t + a_4 y_t^* + \varepsilon_t^y \quad (1)$$

en la que  $y_t$  es el logaritmo del producto nacional,  $pb_t$  el logaritmo de una versión escalada del saldo del sector público,  $i_t$  la tasa de interés,  $q_t$  el logaritmo del tipo de cambio,  $y_t^*$  el logaritmo del producto foráneo y  $\varepsilon_t^y$  un término de error estocástico. Se escala el saldo del sector público para que refleje únicamente valores positivos y pueda expresarse en logaritmos naturales. Esta transformación en el saldo del sector público se ilustra en el anexo A1.

En una función IS convencional se utiliza el gasto público ( $g_t$ ) en vez del saldo del sector público ( $pb_t$ ), y  $g_t$  produce un efecto positivo sobre el producto nacional ( $y_t$ ). No obstante, como demuestra el anexo A2, la variable  $g_t$  resulta ser estacionaria alrededor de una tendencia determinística, por lo que es inadecuada para el análisis de cointegración. Además de ser una variable integrada de orden 1 y, por ende, idónea para realizar pruebas de cointegración, el saldo del sector público obtiene mejores resultados que el gasto público en lo referido al comportamiento de los residuales del modelo. Los signos previstos de los parámetros en esta función IS modificada son:  $a_1 < 0$ ,  $a_2 < 0$ ,  $a_3 > 0$  y  $a_4 > 0$ . En otras palabras,  $a_1 < 0$  debido a que un aumento en  $pb_t$  equivale a una contracción fiscal (es decir, una reducción en el gasto público, un aumento en los ingresos públicos, o ambos), mientras que una disminución en  $pb_t$  refleja una expansión fiscal (es decir, un aumento en el gasto público, una reducción en los ingresos públicos, o ambos).

Por último, Tanzi y Zee (1997) sostienen que en los trabajos empíricos se han utilizado tanto el déficit presupuestario como el gasto público, y que no existen pruebas concluyentes que favorezcan a un indicador de la política fiscal con respecto al otro.

A través de una ecuación LM es posible capturar el equilibrio a largo plazo en el mercado de dinero:

$$m_t = b_0 + b_1 i_t + b_2 p_t + b_3 y_t + \varepsilon_t^m \quad (2)$$

<sup>3</sup> También es importante tener en cuenta que la inflación en México ha sido relativamente baja desde que en 2001 el país instauró la política monetaria de metas de inflación.

donde  $m_t$  es el logaritmo de la masa monetaria,  $p_t$  es el logaritmo del nivel de precios y  $\varepsilon_t^m$  es un término que refleja las perturbaciones en la demanda de dinero. Obsérvese que el lado izquierdo de la ecuación (2) representa la oferta de dinero, mientras que el derecho representa el comportamiento de la demanda de dinero. Como resultado, los signos previstos en los parámetros son:  $b_0 > 0$ ,  $b_1 < 0$ ,  $b_2 > 0$  y  $b_3 > 0$ .

## 2. Las ecuaciones de la oferta agregada

Nos basamos en el trabajo clásico de Tobin (1972) para definir un mecanismo de precios y de salarios, el cual consta de una ecuación para fijar los salarios y de una ecuación para determinar el margen de beneficio (es decir, una ecuación de precios). Como se verá a continuación, la ecuación de precios puede interpretarse como la curva oferta invertida de las empresas, dado que describe el comportamiento del nivel de precios.

$$w_t = c_0 + c_1 i_t + c_2 cu_t + \varepsilon_t^w \quad (3)$$

$$p_t = d_0 + d_1 w_t + d_2 v_t + d_3 cu_t + d_4 q_t + \varepsilon_t^p \quad (4)$$

La ecuación (3) es una versión modificada de la ecuación de fijación de salarios de Tobin (1972). En términos generales, Tobin considera el aumento de los salarios nominales como una función de las expectativas inflacionarias y de la tasa de desempleo, que constituye un medidor indirecto de la demanda de mano de obra o “un valor representativo del nivel del producto frente a la capacidad instalada” (Blanchard y Fischer, 1990, pág. 543). Por otro lado, nuestra especificación empírica establece las variables en niveles, no en tasas de crecimiento o primeras diferencias, con el objetivo de trabajar con variables no estacionarias a fin de poder realizar un análisis de cointegración. En segundo lugar, en principio asumimos que la ecuación de Fisher<sup>4</sup> se cumple, de forma tal que la tasa de interés nominal refleje las expectativas inflacionarias. De esta manera, podemos establecer los salarios nominales como una función creciente de la tasa de interés nominal ( $i_t$ ). En tercer lugar, en la ecuación (3) la utilización de la capacidad instalada (representada por  $cu_t$ ) se usa en sustitución de la demanda de mano de obra. Según Blanchard y Fischer (1990, pág. 543), en las ecuaciones econométricas pueden usarse varios indicadores que sirven para tales efectos, por ejemplo, el porcentaje de capacidad instalada utilizada y la brecha de producto. Por ende, una mejora en la utilización de la capacidad instalada podría desplazar hacia la derecha la curva de la demanda de mano de obra, con lo que el desempleo disminuiría y aumentarían los salarios. En consecuencia, cabe esperar que todos los parámetros en la ecuación (3) sean de signo positivo. Por último,  $\varepsilon_t^w$  es un término de error estocástico que refleja cambios inesperados en otras variables relacionadas con el salario, por ejemplo, el grado de movilidad laboral, el tamaño del sector informal y el poder de negociación de los trabajadores frente a la gerencia.

Como ya se señaló, la ecuación (4) es una ecuación de fijación de precios que puede considerarse como la curva de oferta invertida de las empresas, dado que refleja el comportamiento de los precios. En el trabajo de Tobin de 1972, la tasa de variación de los precios responde a la tasa de variación en los costos laborales unitarios y a la tasa de desempleo. Nuestra especificación difiere en al menos cuatro aspectos: i) las variables se expresan en niveles; ii) los costos laborales unitarios se reemplazan por los salarios y la productividad laboral, habida cuenta de que dichos costos disminuyen cuando la productividad laboral aumenta más rápidamente que los salarios, y viceversa; iii) no usamos la tasa de desempleo, sino la utilización de la capacidad instalada, y iv) los precios también son una función

<sup>4</sup> La versión ex ante de la ecuación de Fisher establece que  $i_t + r_t^e + \pi_t^e$ , donde  $r_t^e$  es la tasa de interés real esperada y  $\pi_t^e$  simboliza la tasa de inflación esperada en el período  $t$ .

del tipo de cambio ( $q_t$ ). Por último,  $\varepsilon_t^p$  es un término de error que refleja cambios estocásticos en las variables vinculadas con el nivel de precios que no fueron incorporadas de manera explícita. En este modelo, asumimos que los precios guardan una relación directa con los salarios, la utilización de la capacidad instalada ( $cu_t$ ) y el tipo de cambio ( $q_t$ ). En una coyuntura dada, cualquiera de estas variables podría ocasionar inflación. Por ejemplo, una depreciación del tipo de cambio podría aumentar el costo en moneda local de los insumos intermedios importados, de los bienes de capital y de la tecnología, lo que generaría inflación de costos. Por otro lado, una mayor productividad laboral ( $v_t$ ) aminora la presión inflacionaria al disminuir los costos laborales unitarios, con lo que  $d_2$  sería el único parámetro en (4) con un signo negativo. Por ende, la intuición detrás de la ecuación (4) es que: i) la interrelación entre todas las variables explicativas repercute en los costos unitarios de producción, y ii) las empresas fijan los precios por encima de los costos unitarios de producción y luego satisfacen cualquier demanda que pueda surgir por sus productos dentro de los límites de su capacidad instalada.

## IV. Análisis empírico

### 1. Descripción de los datos

En esta sección se realiza el análisis econométrico a corto y largo plazo. Con ese objetivo, primero se describe el espacio de información del modelo, el cual se refiere al número y la selección específica de variables. Sobre la base de la revisión de la literatura efectuada en la sección I, del modelo teórico especificado en la sección II, de la disponibilidad de datos mensuales y de una serie de pruebas y estimaciones empíricas, hemos seleccionado 10 variables observables: el saldo del sector público como un índice de la política fiscal, la masa monetaria, la tasa de interés, el tipo de cambio, los salarios, la productividad laboral, la utilización de la capacidad instalada, los precios, el producto nacional y el producto foráneo.

Hoover, Johansen y Juselius (2008) y Juselius (2011, pág. 350), entre otros, señalan que deflactar las variables nominales distorsiona las señales de la series de tiempo originales e impide que los datos hablen por sí mismos, lo que a su vez menoscaba la confiabilidad de los resultados empíricos. Además, Hoover, Johansen y Juselius (2008) sostienen que, cuando se trabaja con modelos de series de tiempo multivariadas, la evidencia empírica debe prevalecer sobre la teoría económica, no al revés. En este contexto, cabe hacer hincapié en lo siguiente: i) todas las variables del modelo han sido desestacionalizadas; ii) con la excepción de la tasa de interés y la utilización de la capacidad instalada, que se miden en porcentajes, las variables se expresan en logaritmos naturales, lo que permite estimar elasticidades a largo plazo, y iii) de conformidad con la recomendación general de Hoover, Johansen y Juselius (2008) y de Juselius (2011), las variables nominales del modelo (es decir, el saldo del sector público, la masa monetaria, la tasa de interés, el tipo de cambio y los salarios) no han sido deflactadas. Con estos antecedentes, procederemos a describir en detalle cada variable:

1. Como índice de la política fiscal, decidimos usar el saldo del sector público ( $pb_t$ ), es decir, la diferencia entre los ingresos y los egresos del gobierno federal, las empresas estatales sujetas a control presupuestal y el sector no presupuestal. El gasto público tuvo que descartarse porque, como se ve en el anexo A2, resultó ser una variable estacionaria alrededor de una tendencia determinística. Por último, para poder expresar el saldo del sector público en logaritmos, aplicamos un procedimiento simple de escalamiento, de modo que esta variable tome únicamente valores positivos (véase el anexo A1). Esto nos permitió estimar las elasticidades a largo plazo sin distorsionar los resultados del estudio econométrico.



2. La base monetaria se utilizó para medir la oferta de dinero ( $m_t$ ). Optamos por esta variable tras comparar su desempeño con el de todos los demás indicadores de la oferta monetaria, en particular en lo referente al comportamiento de los residuales del modelo. Una posible explicación para los resultados obtenidos es que la base monetaria es más sensible a los cambios en la política monetaria que los otros indicadores de la oferta de dinero.
3. En calidad de tasa de interés ( $i_t$ ), se eligió a la tasa de los Certificados de la Tesorería (CETES) de la Federación a 28 días, puesto que refleja de manera adecuada las condiciones generales imperantes en el mercado de dinero.
4. El tipo de cambio ( $q_t$ ) considerado es el interbancario, dado que la mayoría de las transacciones que involucran pesos mexicanos y dólares de los Estados Unidos se realizan según dicho tipo de cambio.
5. En vista de los problemas de disponibilidad de datos y de los resultados de las pruebas realizadas, para medir el costo de la mano de obra, decidimos utilizar el salario nominal promedio ( $w_t$ ) que perciben todos los trabajadores afiliados al Instituto Mexicano del Seguro Social.
6. Se incluyó la productividad laboral ( $v_t$ ) del sector manufacturero (el único indicador de productividad que se publica de manera mensual) a fin de poder estimar el efecto de esta variable sobre la producción industrial y sobre el precio de los bienes de consumo.
7. Reemplazamos la demanda de mano de obra con el porcentaje de utilización de la capacidad instalada ( $cu_t$ ) de la industria manufacturera debido a que, desde un punto de vista estadístico, esta variable tuvo un mejor desempeño que todos los demás indicadores de la brecha de producto.
8. Para medir los cambios en el nivel de precios ( $p_t$ ), utilizamos el índice subyacente de los precios de los bienes de consumo. Dicho de otro modo, no incluimos los precios de la energía ni de los alimentos, a fin de no introducir sesgos en la medición de los incrementos en precios de los bienes de consumo y de mejorar el comportamiento de los residuales del modelo.
9. Utilizamos el índice de producción industrial de México para medir el producto nacional ( $y_t$ ), dado que este trabajo analiza los determinantes de largo plazo del nivel de actividad industrial y de los precios de los bienes de consumo en México.
10. Dado que no hay datos mensuales disponibles sobre el PIB de los Estados Unidos, utilizamos el índice de producción industrial de ese país en reemplazo del índice de producción foránea ( $y_t^*$ ).

La estimación del modelo se basa en datos mensuales, provenientes del Instituto Nacional de Estadística y Geografía y del Banco de México, para cada variable entre diciembre de 2001 y mayo de 2016 (un total de 174 observaciones para cada variable). Como explicamos más adelante, el período muestral es una de las tres variables de decisión que utilizamos para ajustar adecuadamente el modelo. El período de la muestra se ajusta correctamente al espacio de información y a la estructura de rezagos del modelo. En este sentido, un aspecto importante a considerar es que a partir de enero de 2007 el Instituto Nacional de Estadística y Geografía de México amplió la cobertura de los datos estadísticos para el sector manufacturero. A raíz de esto, las nuevas series de tiempo para el porcentaje de utilización de la capacidad instalada ( $cu_t$ ) y para productividad laboral ( $v_t$ ) abarcan 240 clases de actividad económica (frente a las 205 clases de que constaban la series de tiempo anteriores), con base en el Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (Oficina del Censo de los Estados Unidos, 2007). No obstante, pudimos aplicar una técnica simple de encadenamiento de los datos, conocida como retropolación, habida cuenta de los siguientes tres hechos: i) las series de tiempo nuevas se encuentran altamente correlacionadas con las anteriores; ii) ambas series de



tiempo se miden con periodicidad mensual, y iii) las series de tiempo viejas y las nuevas se empalman durante el período comprendido entre 2007 y 2008. En pocas palabras, las nuevas series de tiempo fueron extendidas hacia atrás en niveles, replicando las sendas de crecimiento de las series de tiempo viejas. A raíz de este procedimiento, los datos sobre la utilización de la capacidad instalada y la productividad laboral pasaron a ser una combinación de dos componentes: i) la medición verdadera de cada variable en el período reciente (enero de 2007 a mayo de 2016), y ii) una proxy idónea para cada variable durante el período anterior (diciembre de 2001 a diciembre de 2006). Lo que es más importante, el usar series de tiempo más prolongadas para la utilización de la capacidad instalada y la productividad laboral no solamente permitió elaborar un modelo más apropiado desde el punto de vista estadístico, sino que aumentó la confiabilidad de las pruebas de cointegración.

## 2. Pruebas de raíz unitaria con cambio estructural y pruebas de estacionariedad

En esta sección se identifican las relaciones de equilibrio a largo plazo entre las variables del modelo. El primer paso para hacerlo es establecer el orden de integración de las variables utilizando dos tipos de pruebas: las pruebas Dickey-Fuller aumentadas (ADF) con cambio estructural, y las pruebas de estacionariedad de Kwiatkowski y otros (1992). De conformidad con la metodología de Hamilton (1994, pág. 501), la ecuación de prueba para cada variable se especifica de forma tal que refleje el comportamiento de la serie de tiempo bajo las hipótesis nula y alternativa. Las pruebas ADF con cambio estructural tienen tres características. En primer lugar, a partir de cada serie de tiempo se estima la fecha del cambio estructural. En segundo lugar, 4 de 10 variables no tienen una tendencia lineal, por lo que en estos cuatro casos los cambios estructurales solo adoptarán la forma de un cambio en el intercepto de la ecuación de prueba. En tercer lugar, en el caso de las variables con tendencias, se consideraron otras posibilidades en el contexto de la hipótesis alternativa: i) un cambio en la tendencia y ii) un cambio simultáneo en la tendencia y en el intercepto. Para simplificar, los resultados de las pruebas consignados aquí corresponden únicamente a un cambio en el intercepto (véase el cuadro 1)<sup>5</sup>.

**Cuadro 1**

Pruebas de raíz unitaria con cambio estructural y pruebas de estacionariedad, diciembre de 2001 a mayo de 2016

Variable	Especificación de la ecuación de prueba	Estadística de la prueba ADF de raíz unitaria con cambio estructural ( $H_0$ : raíz unitaria)	Estadística de la prueba KPSS ( $H_0$ : estacionariedad)	Orden de integración
$pb_t$	C	-3,27	1,11***	1
$\Delta pb_t$	C	-12,72***	0,15	0
$m_t$	C y T	-3,31	0,25***	1
$\Delta m_t$	C	-8,89***	0,08	0
$i_t$	C	-4,16	1,4***	$\geq 1$
$\Delta i_t$	C	-6,21***	0,37***	?
$\Delta^2 i_t$	C	-7,52***	0,16	0

<sup>5</sup> En las pruebas de raíz unitaria aplicadas también se tiene en cuenta que los cambios estructurales pueden ocurrir de forma súbita o paulatina. Se especificaron observaciones atípicas aditivas para cambios estructurales súbitos, y observaciones atípicas innovadoras para cambios estructurales graduales. Las observaciones atípicas aditivas se utilizaron en los casos concretos de la tasa de interés, el tipo de cambio, los salarios, la utilización de la capacidad instalada y el producto nacional, dado que estas variables experimentaron modificaciones radicales en algún momento durante el período de referencia. En los demás casos, las pruebas de raíz unitaria se realizaron bajo la opción de observaciones atípicas innovadoras.

Cuadro 1 (conclusión)

Variable	Especificación de la ecuación de prueba	Estadística de la prueba ADF de raíz unitaria con cambio estructural ( $H_0$ : raíz unitaria)	Estadística de la prueba KPSS ( $H_0$ : estacionariedad)	Orden de integración
$q_t$	C y T	-4,07	0,18***	1
$\Delta q_t$	C	-11,86***	0,07	0
$w_t$	C y T	-1,83	0,43***	$\geq 1$
$\Delta w_t$	C	-21,03***	1,71***	?
$\Delta^2 w_t$	C	-14,5***	0,18	0
$v_t$	C y T	-2,92	0,22***	1
$\Delta v_t$	C	-14,82***	0,34	0
$cu_t$	C	-3,12	0,81***	1
$\Delta cu_t$	C	-14,74***	0,04	0
$p_t$	C y T	-3,66	0,32***	$\geq 1$
$\Delta p_t$	C	-4,28***	0,65***	?
$\Delta^2 p_t$	C	-16,21***	0,04	0
$y_t$	C y T	-4,0	0,12***	1
$\Delta y_t$	C	-7,32***	0,07	0
$y_t^*$	C	-3,65	0,54***	1
$\Delta y_t^*$	C	-6,98***	0,07	0

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y del Banco de México.

**Nota:** C se refiere a constante y T a tendencia. Los símbolos  $\Delta$  y  $\Delta^2$  son los operadores de primeras y segundas diferencias, respectivamente. Los asteriscos \*, \*\* y \*\*\* denotan el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 10%, 5 % y 1 %, respectivamente. Los resultados de la prueba ADF de raíz unitaria con quiebre estructural se basan en los valores  $p$  unilaterales asintóticos de Vogelsang (1993). El número de rezagos de la ecuación de prueba se determina usando el criterio de información de Akaike. El tipo de quiebre que se considera en el cuadro es un cambio de nivel, pero se exploraron otras posibilidades. La fecha de quiebre se determinó a partir de la serie de tiempo, maximizando la probabilidad de rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria. Los resultados de la prueba KPSS (Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin) se basan en los valores críticos propuestos por Kwiatkowski y otros (1992). Para controlar el ancho de banda, se utilizan el método de selección de ancho de banda de Newey–West y el núcleo de Bartlett.

Tanto la prueba de raíz unitaria con cambio estructural como la prueba de estacionariedad indican que las siguientes siete variables son integradas de orden 1 en niveles: saldo del sector público ( $pb_t$ ), masa monetaria ( $m_t$ ), tipo de cambio ( $q_t$ ), productividad laboral ( $v_t$ ), utilización de la capacidad instalada ( $cu_t$ ), producto nacional ( $y_t$ ) y producto foráneo ( $y_t^*$ ). Sin embargo, no es infrecuente que los resultados de las pruebas de raíz unitaria y de estacionariedad sean contradictorios, como sucede con las otras tres variables, a saber, la tasa de interés ( $i_t$ ), los precios ( $p_t$ ) y los salarios ( $w_t$ ). En el caso de los precios y de la tasa de interés, nuestra conclusión es que ambas variables son integradas de orden 1 por los siguientes motivos:

- La evidencia empírica previa para México sugiere que el nivel de precios es una variable integrada de orden 1, y que la tasa de inflación (es decir, la tasa de variación en el nivel de precios) es estacionaria, por lo menos desde finales de 2000 o principios de 2001 (Chiquiar, Noriega y Ramos-Francia, 2010, pág. 4; Noriega y Ramos-Francia, 2009, págs. 9 a 14). Por su parte, la tasa de interés ha sido tan volátil como el tipo de cambio y más volátil que cualquiera de los agregados monetarios (Torres, 2000, pág. 15). En este contexto, utilizamos un indicador de dispersión normalizado e insesgado, conocido como

coeficiente de variación<sup>6</sup>, para demostrar que la tasa de interés ( $i_t$ ) también fue mucho más volátil que la tasa de inflación y que el nivel de precios ( $p_t$ ) durante el período de referencia. Los coeficientes de variación estimados fueron de 0,35 para la tasa de interés, 0,21 para la tasa de inflación y 0,04 para el nivel de precios.

- Esquivel y Razo (2003, pág. 189), sobre la base de los datos mensuales para la economía mexicana correspondientes al período transcurrido entre enero de 1989 y octubre de 2000, concluyen que tanto la tasa de interés de los Certificados de la Tesorería de la Federación a 28 días como el índice de precios al consumidor son variables integradas de orden 1. Cavazos y Rivas-Aceves (2009, págs. 118-119), a partir de los datos mensuales para el período comprendido entre enero de 1994 y octubre de 2006, llegan a la misma conclusión, lo que implica que en México tanto la tasa de interés como el nivel de precios son variables integradas de orden 1. Por último, Garcés (2008, pág. 688) llega a la misma conclusión, aunque utilizando datos trimestrales para el período transcurrido entre 1980 y 2000.
- Cuando se reproducen las pruebas utilizando una muestra más grande (enero de 1994 a marzo de 2016) se llega a la conclusión de que tanto la tasa de interés como los precios son variables integradas de orden 1 en niveles.

Los datos disponibles para los salarios nominales no son suficientes para realizar las pruebas de raíz unitaria con cambio estructural y las de estacionariedad con muestras todavía más grandes, pero es probable que esta variable también sea integrada de orden 1 debido a que: i) las pruebas de raíz unitaria utilizadas aquí llevan consistentemente a dicha conclusión bajo diferentes hipótesis de cambio estructural; ii) los resultados de otras pruebas de raíz unitaria, como las pruebas Phillips-Perron y las pruebas Dickey-Fuller aumentadas, son congruentes con los de las pruebas de raíz unitaria con cambio estructural, y iii) otros indicadores salariales sugieren que desde el último decenio esta variable ha tenido el mismo orden de integración que los precios y la masa monetaria (es decir, ha sido una variable integrada de orden 1). Por ende, cabe concluir que todas las variables del modelo son integradas de orden 1 en niveles.

### 3. Pruebas de cointegración de Johansen

A fines de establecer cuáles son las relaciones de equilibrio a largo plazo entre las variables objeto de estudio, deben aplicarse las pruebas de cointegración de Johansen (Johansen, 1995; Juselius, 2007). El primer paso para realizar estas pruebas consiste en estimar un modelo de autorregresión vectorial (VAR) no restringido que sea apropiado desde el punto de vista estadístico. Se utilizaron tres variables de decisión para mejorar el comportamiento de los residuales del modelo en la mayor medida de lo posible: el espacio de información, el número de rezagos y el intervalo de tiempo. Ya se ha explicado que el espacio de información del modelo consta de las 10 variables no estacionarias descritas anteriormente, y que el período muestral va desde diciembre de 2001 a mayo de 2016. En lo referido a la estructura de rezagos del modelo VAR, elegimos seis rezagos para cada variable en cada ecuación. El modelo está representado en la ecuación (5):

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \psi X_t + \eta_t \tag{5}$$

donde  $Y_t = [pb_t, m_t, i_t, q_t, w_t, v_t, cu_t, p_t, y_t, y_t^*]$  es un vector de variables endógenas de dimensión 10x1 y  $X_t$  es un vector de regresores determinísticos de dimensión 2x1, que incluye un 1 y una tendencia

<sup>6</sup> El coeficiente de variación estimado para una variable dada, por ejemplo  $Y$ , se calcula de la siguiente manera:  $EVC = (S/\bar{Y}) (1+1/4T)$ , donde  $S$  es la desviación estándar muestral de  $Y$ ,  $\bar{Y}$  es el promedio muestral de  $Y$  y  $T$  es el tamaño de la muestra. Por tanto, en este caso, el factor de corrección del sesgo para muestras pequeñas propuesto por Rohlf y Sokal (1995) es  $(1+1/4T)$ . De esa forma obtenemos un indicador de dispersión normalizado e insesgado para una muestra de tamaño  $T$ .

temporal, denotada como  $t$ . El 1 sirve para designar el término constante en cada ecuación, mientras que la tendencia temporal  $t$  da cuenta del hecho de que algunas variables tienden a crecer a través del tiempo. Además,  $\eta_t$  representa un vector de innovaciones de dimensión  $10 \times 1$ ,  $A_i$  es una matriz de coeficientes de dimensión  $10 \times 10$  en la que  $i = 1, 2, \dots, 6$ ,  $\Psi$  es una matriz de coeficiente de dimensión  $10 \times 2$ , y el valor del subíndice  $p$ , que refleja el número de rezagos del modelo, equivale a 6.

El primer paso para evaluar las propiedades estadísticas de este modelo es aplicar las pruebas multivariadas de correlación serial, basadas en el multiplicador de Lagrange (LM). Según las estadísticas LM y los valores de probabilidad (o valores  $p$ ) que figuran en el cuadro 2, la hipótesis nula de ausencia de correlación serial no se rechaza a un nivel de significancia de 5% ni de 10%, hasta el rezago 10.

### Cuadro 2

Pruebas multivariadas de correlación serial del multiplicador de Lagrange, diciembre de 2001 a mayo de 2016

Orden de rezago $p$	Estadísticas del multiplicador de Lagrange	Probabilidad <sup>a</sup>
1	103,3748	0,3886
2	96,36808	0,5842
3	116,3448	0,1262
4	77,56845	0,9530
5	117,0113	0,1176
6	113,1726	0,1736
7	91,04501	0,7276
8	113,6089	0,1664
9	82,93674	0,8916
10	99,76945	0,4877

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y del Banco de México.

<sup>a</sup>  $H_0$ : No existe correlación serial hasta el rezago  $p$ . Probabilidades de la distribución chi cuadrada con 81 grados de libertad.

A continuación, se realiza la prueba de heterocedasticidad de White en su versión multivariada. Según el resultado de la prueba conjunta que figura en el cuadro 3, la hipótesis nula de homocedasticidad no puede rechazarse ni en el nivel de significancia de 5% ni en el de 10%. Por ende, es razonable concluir que, en líneas generales, los residuales del modelo VAR están libres de correlación serial y de heterocedasticidad.

### Cuadro 3

Prueba de heterocedasticidad de White para los residuales del modelo VAR, diciembre de 2001 a mayo de 2016

Estadística chi cuadrada ( $\chi^2$ )	Grados de libertad	Probabilidad <sup>a</sup>
6713,739	6655	0,3038

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y del Banco de México.

<sup>a</sup>  $H_0$ : homocedasticidad. Este resultado corresponde a la prueba conjunta, que se realiza únicamente para los niveles y los cuadrados (no se incluyen términos cruzados).

Debido a los episodios de volatilidad, en particular durante los años de la crisis financiera mundial, los residuales del modelo VAR distan de ser normales. Si bien es procedente usar variables cualitativas de la forma 0, 1 para capturar las observaciones atípicas derivadas de dichos episodios de volatilidad (Patterson, 2000, pág. 616; Clements y Mizon, 1991), esta opción no produjo los resultados previstos. En estas circunstancias, vale recordar que si bien es necesario que los residuales sean normales para poder aplicar con claridad la teoría de la máxima verosimilitud a la identificación y la estimación de los vectores de cointegración (Mackinnon, Haug y Michelis, 1999, pág. 563), dicha teoría resulta un tanto restrictiva en los trabajos empíricos. En este contexto, Gonzalo (1994)

muestra que los estimadores de máxima verosimilitud usados en los análisis de cointegración generan inferencias asintóticamente válidas aun cuando el supuesto de normalidad no se verifique, mientras que Johansen (1995, pág. 20) flexibiliza el requisito de que los residuales sigan una distribución normal multivariada para realizar pruebas de cointegración.

El siguiente paso es reescribir la ecuación 5), que representa un modelo VAR no restringido, como un modelo VEC. Esto es necesario para aplicar las pruebas de cointegración de Johansen:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{(p-1)} \Delta Y_{t-(p-1)} + \psi X_t + \eta_t \tag{6}$$

donde  $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ ,  $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$ , y  $\eta_t$  es un vector *i.i.d.* de innovaciones con media cero y varianza  $\Omega$ . Como puede apreciarse, un modelo VAR de orden  $p$  da origen a un modelo VEC de orden  $(p-1)$ , por lo que las pruebas de cointegración se realizan con un modelo VEC de cinco rezagos. El fundamento de las pruebas de cointegración multivariadas es el teorema de representación de Granger (Engle y Granger, 1987). La cuarta implicación de este teorema asume que i) las variables de un vector de dimensión  $k$  son todas integradas de orden 1, y ii) el rango de la matriz de coeficientes  $\Pi$  es reducido (es decir,  $r < k$ , donde  $r$  representa el rango de  $\Pi$  y  $k$  la dimensión de  $\Pi$ , que equivale al número de variables en el modelo). Si los dos supuestos mencionados se cumplen, puede afirmarse que las matrices de coeficientes  $\alpha$  y  $\beta$  (ambas de dimensión  $k \times r$  y de rango  $r$ ) de hecho existen y tienen características tales que: i)  $\Pi = \alpha\beta'$  y ii)  $\beta'Y_{t-1}$  es un sistema estacionario. Por lo tanto, la ecuación (6) puede reformularse de la siguiente manera:

$$\Delta Y_t = \alpha\beta'Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{(p-1)} \Delta Y_{t-(p-1)} + \psi X_t + \eta_t \tag{7}$$

donde  $\beta$  es una matriz de coeficientes a largo plazo y  $\beta'Y_{t-1}$  es un sistema estacionario de dimensión  $r \times 1$ . Además,  $\alpha$  es una matriz de coeficientes de ajuste que, junto con las matrices de coeficientes  $\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_{(p-1)}$ , describe las respuestas dinámicas a corto plazo tras una perturbación (es decir, un cambio no anticipado en uno de los elementos del vector  $\eta_t$ ).

Para aplicar las pruebas de cointegración de Johansen sobre la base de la ecuación (7), se incluye un intercepto en el espacio de cointegración para no forzar las relaciones económicas de largo plazo a pasar a través del origen (Patterson, 2000, pág. 625). El modelo VAR proporciona el espacio de los datos, al cual puede incluirse una tendencia temporal, dado que la mayoría de las variables, cuando se expresan en niveles, incorporan una constante y una tendencia lineal. En la misma línea, las pruebas de cointegración de Johansen consisten en dos tipos de pruebas basadas en el cociente de verosimilitud: la prueba de la traza, cuyas estadísticas están denotadas por  $\lambda_{trace}$ , y la prueba del valor característico, cuyas estadísticas están denotadas por  $\lambda_{max}$ .

A un nivel de significancia del 5%, las pruebas de traza indican que existen cuatro relaciones de cointegración, mientras que las pruebas de valor característico sugieren que existen solo tres. Cuando los resultados de las pruebas de traza y de valor característico presentan discrepancias, Johansen (1995) aconseja resolver la contradicción eligiendo el número de ecuaciones de cointegración que tengan la interpretación económica más plausible. Otra consideración importante es que las pruebas de valor característico tienen mayor poder que las de traza (Patterson, 2000, págs. 620–621). Tras aplicar varias normalizaciones a los vectores de cointegración, se llegó a la conclusión de que tres de ellos eran congruentes con la teoría económica, lo que armoniza con los resultados de las pruebas de valor característico. En aras de la brevedad, presentamos únicamente los resultados de las pruebas de valor característico (véase el cuadro 4)<sup>7</sup>.

<sup>7</sup> Los resultados de las pruebas de traza están disponibles bajo solicitud.

Cuadro 4

Pruebas de cointegración de Johansen basadas en la estadística de valor característico, diciembre de 2001 a mayo de 2016

Hipótesis nula	Hipótesis alternativa	Estadística $\lambda_{t \max}$	Valor crítico 5%	Probabilidad
$r = 0^*$	$r = 1$	114,8932	64,50472	0,0000
$r \leq 1^*$	$r = 2$	78,31435	58,43354	0,0002
$r \leq 2^*$	$r = 3$	57,33698	52,36261	0,0143
$r \leq 3$	$r = 4$	44,55066	46,23142	0,0750
$r \leq 4$	$r = 5$	24,82795	40,07757	0,7781
$r \leq 5$	$r = 6$	18,68832	33,87687	0,8405
$r \leq 6$	$r = 7$	15,41935	27,58434	0,7144
$r \leq 7$	$r = 8$	12,71395	21,13162	0,4789
$r \leq 8$	$r = 9$	9,951978	14,26460	0,2151
$r \leq 9$	$r = 10$	0,289676	3,841466	0,5904

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y del Banco de México.

**Nota:** La letra  $r$  representa el número de ecuaciones de cointegración. El número de rezagos del modelo VEC es de 5. Se incluyen una constante en el espacio de cointegración y una tendencia lineal en el espacio de datos, y se utilizan los valores  $p$  de MacKinnon y otros (1999). Las pruebas de valor característico indican la existencia de tres ecuaciones de cointegración a un nivel de significancia del 5%. Los asteriscos \* se refieren al rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5%.

## 4. Las ecuaciones de largo plazo

Respecto de las ecuaciones (6) y (7) y del cuadro 4, cabe destacar que la matriz  $\Pi (= \alpha\beta')$  no tiene una identificación única. Eso implica que existen varias combinaciones de  $\alpha$  y  $\beta'$  que pueden dar origen a  $\Pi$  y que es fundamental aplicar la teoría económica no solamente para definir el número de las ecuaciones de cointegración, como se hizo en el apartado anterior, sino también para precisar su forma. Para ilustrar las relaciones económicas de largo plazo en el marco de un modelo VEC, debemos recordar que la expresión  $\beta'Y_{t-1}$  de la ecuación (7) es un sistema estacionario o un vector de términos de corrección de errores. Formalmente,  $\beta'Y_{t-1} = [ECT1_{t-1}, ECT2_{t-1}, ECT3_{t-1}]'$ , donde  $ECT1_{t-1}$  ha sido normalizado para ajustarse a los precios de los bienes de consumo,  $ECT2_{t-1}$  a la producción industrial y  $ECT3_{t-1}$  al saldo del sector público. En el cuadro 5 figuran las estimaciones de estos tres vectores de cointegración.

Cuadro 5

Estimaciones de máxima verosimilitud de los vectores de cointegración (matriz  $\beta$ ), diciembre de 2001 a mayo de 2016

Variable	$ECT1_{t-1}$	$ECT2_{t-1}$	$ECT3_{t-1}$
$p_{t-1}$	-1	0	0
$y_{t-1}$	0	-1	0
$pb_{t-1}$	0	0	-1
$cu_{t-1}$	0,08***	0,01***	0,15***
$m_{t-1}$	1,74***	0,28***	1,36
$i_{t-1}$	-0,02***	-0,0002	-0,01
$q_{t-1}$	0,28***	-0,14***	-0,16
$w_{t-1}$	6,55***	-0,48***	-3,18
$v_{t-1}$	-5,93***	0,28**	-5,93
$y_{t-1}^*$	-0,52***	0,30***	1,09
Interceptos	26,55	-1,17	12,57

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y del Banco de México.

**Nota:** Los niveles de significancia para los interceptos no están disponibles. Los asteriscos \*, \*\* y \*\*\* indican que los parámetros de largo plazo son estadísticamente significativos a un nivel de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

En el largo plazo,  $ECT1_{t-1}$ ,  $ECT2_{t-1}$  y  $ECT3_{t-1}$  son iguales a cero (es decir, se mantiene el equilibrio a largo plazo), y estos tres términos de corrección de errores pueden reformularse como ecuaciones de largo plazo para los precios, para el producto y para el saldo del sector público, respectivamente.

Los parámetros estimados deben considerarse como elasticidades de largo plazo, habida cuenta del hecho de que todas las variables están expresadas en logaritmos naturales, con la excepción de  $i_{t-1}$  y  $cu_{t-1}$ , que se miden en porcentajes. En el caso de estas dos variables, los coeficientes estimados deben considerarse como semielasticidades. Todos los parámetros estimados con significancia estadística tienen una interpretación económica razonable. El cuadro 5 demuestra que en el largo plazo:

1. Una mayor utilización de la capacidad instalada ( $cu_{t-1}$ ) aumenta los precios de los bienes de consumo y la producción industrial, lo que armoniza con la noción de inflación de demanda. Además, la utilización de la capacidad instalada guarda una relación positiva con la versión escalada del saldo del sector público ( $pb_{t-1}$ ). Como ya se mencionó, se utilizó un procedimiento sencillo de escalamiento con el objetivo de que el saldo del sector público solo reflejase valores positivos, que posteriormente pudiesen transformarse en logaritmos naturales. En el anexo A1 se muestra el comportamiento de esta variable transformada (es decir, el comportamiento de  $pb_{t-1}$ ) en millones de pesos a precios corrientes y en logaritmos naturales. Se considera que el mecanismo de transmisión funciona de la siguiente manera: una mayor actividad económica (es decir, una mayor utilización de la capacidad instalada) fortalece los ingresos públicos, lo que mejora la versión escalada del saldo del sector público. En la versión original o no escalada del saldo del sector público, los ingresos públicos aumentan y el déficit presupuestal disminuye (o el superávit presupuestal aumenta). A la inversa, una menor actividad económica (es decir, una menor utilización de la capacidad instalada) disminuye los ingresos públicos, lo que da lugar a una reducción de  $pb_{t-1}$ . En la versión original o no escalada del saldo del sector público, los ingresos públicos disminuyen y el déficit presupuestal aumenta (o el superávit presupuestal disminuye).
2. Una expansión monetaria (es decir, un aumento en  $m_{t-1}$ ) tiene efectos positivos tanto en la producción industrial como en los precios, lo que parece indicar que el dinero no es neutral.
3. Las tasas de interés parecen ser una herramienta eficaz para mantener la estabilidad de los precios, dado que la tasa de interés a 28 días para los Certificados de la Tesorería de la Federación mantiene una relación negativa con los precios de los bienes de consumo.
4. Tanto la depreciación del tipo de cambio como el aumento de los salarios generan inflación de costos. Como es bien sabido, la depreciación del tipo de cambio aumenta el costo en moneda local de los insumos intermedios importados, de los bienes de capital y de la tecnología de importación, lo que a su vez acelera la inflación de los precios de los bienes de consumo y disminuye la producción industrial. Si todo lo demás permanece constante, el aumento en los salarios también presiona al alza los costos unitarios de producción y tiene un efecto similar sobre los precios y la producción.
5. Una mayor productividad laboral disminuye los precios de los bienes de consumo y estimula la producción industrial. Macklem y Yetman (2001) señalan que tal es el caso en los Estados Unidos y el Canadá, y explican que el aumento de la productividad estabiliza el nivel de precios al mejorar la relación entre la actividad económica y la inflación.  $ECT1_{t-1}$  y  $ECT2_{t-1}$  en el cuadro 5 demuestran el papel fundamental que la productividad laboral puede desempeñar a largo plazo en México. Como se analizará más adelante, esta conclusión en particular sugiere que aumentar la calificación y la productividad de la mano de obra puede ser sumamente útil para asegurar la estabilidad de precios y el crecimiento del producto.



6. La producción industrial de los Estados Unidos no solo afecta la producción industrial en México, sino también los precios de los bienes de consumo.  $ECT1_{t-1}$  y  $ECT2_{t-1}$  indican que una mayor actividad industrial en los Estados Unidos disminuye las presiones inflacionarias en México y estimula la producción industrial.

Cuando ocurre una perturbación, las variables en  $ECT1_{t-1}$ ,  $ECT2_{t-1}$  y  $ECT3_{t-1}$  se apartan de sus relaciones de cointegración, es decir, de sus equilibrios de largo plazo. No obstante, se considera que este alejamiento es transitorio, dado el proceso de ajuste que se pone en marcha a través de la matriz de coeficientes  $\alpha$ , que en este caso en particular es una matriz de dimensión 10x3 (véase el cuadro 6).

Cuadro 6

Matriz de coeficientes de ajuste estimados (matriz  $\alpha$ ), diciembre de 2001 a mayo de 2016

Ecuación	$ECT1_{t-1}$	$ECT2_{t-1}$	$ECT3_{t-1}$
$\Delta p_t$	-0,01***	0,06***	-0,00001
$\Delta y_t$	-0,05***	-0,33***	-0,00002
$\Delta pb_t$	0,39	-1,85	-2,06***
$\Delta cu_t$	1,49	21,07***	0,37
$\Delta m_t$	-0,07***	0,40***	-0,004
$\Delta i_t$	0,30	7,66	-0,004
$\Delta q_t$	-0,06	-0,95***	0,01
$\Delta w_t$	0,01***	-0,02	0,0003
$\Delta v_t$	-0,08***	0,59***	0,005
$\Delta y_t^*$	0,06***	0,13	0,004***

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y del Banco de México.

**Nota:** Los asteriscos \*, \*\* y \*\*\* indican que los parámetros estimados son estadísticamente significativos a un nivel de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

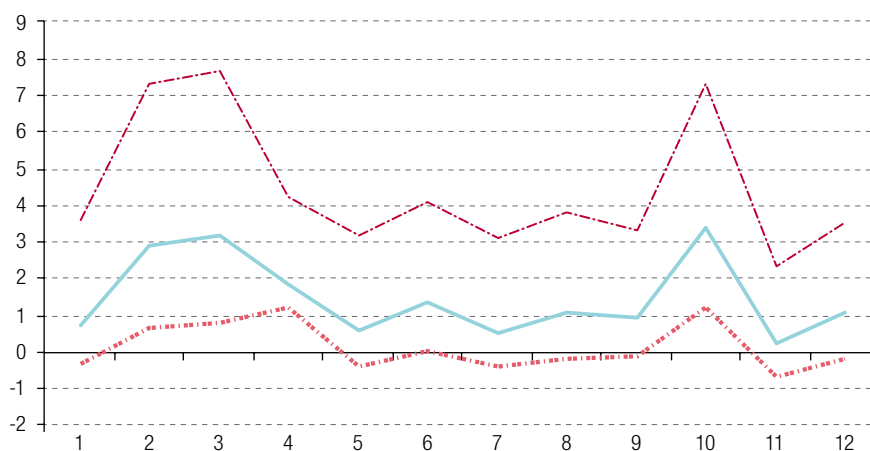
En líneas generales, el panorama que surge del cuadro 6 es que tras una perturbación todas las variables, con excepción de la tasa de interés ( $i_t$ ), se ajustan a algún tipo de equilibrio de largo plazo. Por tanto, la tasa de interés debería considerarse como débilmente exógena para los parámetros relevantes  $\alpha$  y  $\beta$ . La exogeneidad débil de la tasa de interés responde al hecho de que todos los coeficientes de ajuste estimados en la matriz  $\alpha$  carecen de significancia estadística para esta variable, lo que implica que no se ve afectada por los desequilibrios rezagados (es decir, por las desviaciones con respecto a  $\beta Y_{t-1}$ ). Otra consecuencia es que, de conformidad con la metodología general de Johansen, esta variable sigue siendo parte de las ecuaciones de cointegración, pero no puede ser parte del análisis de impulso-respuesta, que se realiza sobre la base de un sistema parcial (Johansen, 1995; Patterson, 2000, págs. 674–676).

## 5. Análisis de sensibilidad de corto plazo

El siguiente paso es estimar las respuestas dinámicas de corto plazo de los precios de los bienes de consumo y de la producción industrial ante cambios inesperados en las variables del modelo VEC. Esta tarea se realiza mediante un conjunto de funciones de impulso-respuesta, que se estiman con base en el modelo VEC, que son ortogonales y que cuentan con intervalos de 95 % de confianza. Las funciones de impulso-respuesta y los intervalos de confianza se estiman por medio del método de replicación *bootstrap* desarrollado por Hall (1992). Presentamos únicamente las funciones de impulso-respuesta que tienen importancia desde el punto de vista teórico y que adquieren significancia estadística en algún punto durante el horizonte de 12 meses. Los gráficos 1 y 2 ilustran el efecto

que tendría una perturbación en la producción industrial de los Estados Unidos sobre la producción industrial y los precios en México, respectivamente. Una perturbación en una variable dada debe considerarse como un aumento inesperado equivalente a una desviación estándar y cuya duración es de un mes. Por ende, puede apreciarse que una perturbación en la producción industrial de los Estados Unidos aumenta la producción industrial de México entre el primer y el quinto mes y entre el noveno y el undécimo mes, y que tiende a disminuir el nivel de precios alrededor de los meses primero, tercero y quinto. Las funciones de impulso-respuesta adquieren significancia estadística durante dichos periodos. Además, el gráfico 3 muestra que una depreciación en el tipo de cambio (es decir, una perturbación en el tipo de cambio) ejerce presión sobre el nivel de precios alrededor del segundo mes, mientras que en el gráfico 4 se aprecia que un aumento en los salarios tiene efectos limitados, pero positivos, en los precios alrededor del segundo y el cuarto mes. Por último, el gráfico 5 muestra que las perturbaciones relacionadas con la utilización de la capacidad instalada producen efectos inflacionarios alrededor del cuarto mes. En suma, todas estas funciones de impulso-respuesta son congruentes con las ecuaciones de cointegración.

**Gráfico 1**  
 Respuesta de la producción industrial de México a una perturbación  
 en la producción industrial de los Estados Unidos  
 (Puntos porcentuales con un horizonte de 12 meses)

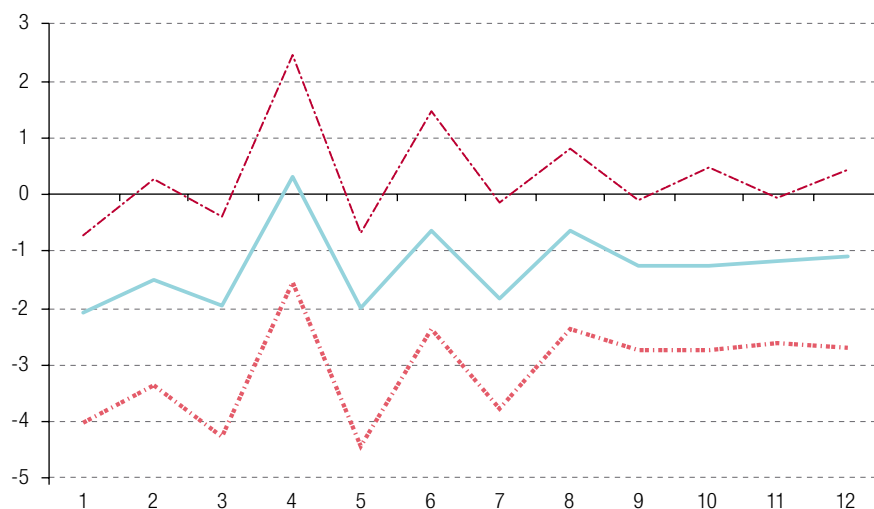


**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y del Banco de México.

**Nota:** Las líneas punteadas denotan un intervalo de confianza del 95%.

**Gráfico 2**

Respuesta de los precios a una perturbación en la producción industrial de los Estados Unidos  
(Puntos porcentuales con un horizonte de 12 meses)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y del Banco de México.

**Nota:** Las líneas punteadas denotan un intervalo de confianza del 95%.

**Gráfico 3**

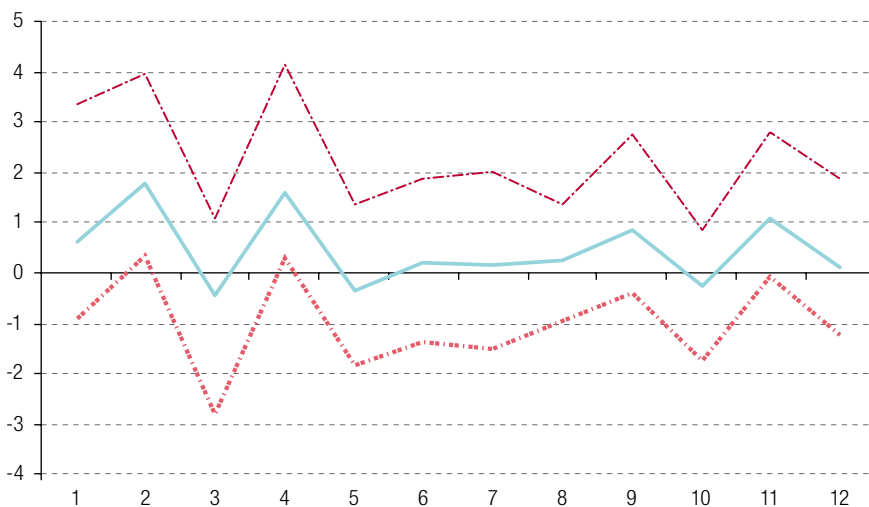
Respuesta de los precios a una depreciación del tipo de cambio  
(Puntos porcentuales con un horizonte de 12 meses)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y del Banco de México.

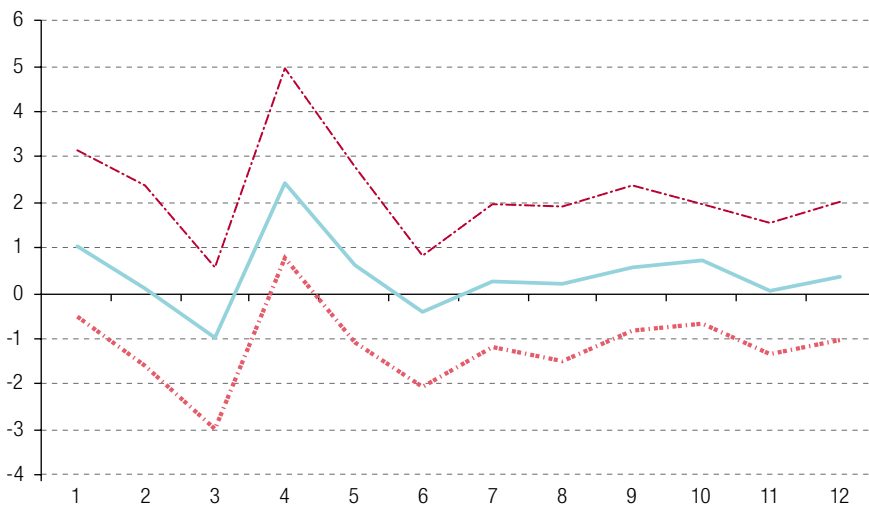
**Nota:** Las líneas punteadas denotan un intervalo de confianza del 95%.

**Gráfico 4**  
 Respuesta de los precios a una perturbación en los salarios  
 (Puntos porcentuales con un horizonte de 12 meses)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y del Banco de México.  
**Nota:** Las líneas punteadas denotan un intervalo de confianza del 95%.

**Gráfico 5**  
 Respuesta de los precios ante una perturbación en la utilización de la capacidad instalada  
 (Puntos porcentuales durante un horizonte de 12 meses)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y del Banco de México.  
**Nota:** Las líneas punteadas denotan un intervalo de confianza del 95%.

## V. Conclusiones

En este trabajo se utiliza un modelo VEC de oferta y demanda agregadas para estudiar los determinantes de largo plazo de los precios de los bienes de consumo y de la producción industrial, analizando asimismo las dinámicas de corto plazo. Incluir una gama de variables relativamente amplia y adoptar un enfoque de largo plazo nos permitió hacer lo siguiente: i) establecer diversas relaciones empíricas congruentes con la teoría económica y con algunos hallazgos de investigaciones previas, y ii) ofrecer nuevas perspectivas sobre el comportamiento de las variables estudiadas, en particular al incluir la productividad laboral, los salarios y la producción industrial de los Estados Unidos.

Según la literatura empírica previa, el déficit presupuestal, la masa monetaria y el tipo de cambio, entre otras variables, son las principales fuentes de inflación en México. Esta investigación demuestra que en la economía mexicana existen presiones inflacionarias tanto de oferta como de demanda, y que una mayor productividad laboral puede ser un factor clave para aumentar el producto y bajar la inflación. La evidencia de largo plazo sobre la existencia de inflación de demanda radica en que tanto el aumento en la utilización de la capacidad instalada como la expansión monetaria (es decir, el aumento de la base monetaria) tienen un efecto positivo sobre los precios y la producción.

El análisis de cointegración también demuestra que aumentar las tasas de interés es una manera eficaz de mitigar la presión inflacionaria, dado que la inflación en el rubro de los bienes de consumo disminuye cuando aumenta la tasa a 28 días de los Certificados de la Tesorería de la Federación. Asimismo, las elasticidades de largo plazo indican que los aumentos de salarios y la depreciación del tipo de cambio no solo aumentan los precios de los bienes de consumo, sino que desalientan la actividad industrial. Respecto de la depreciación del tipo de cambio, la conclusión es que un tipo de cambio sistemáticamente infravalorado aumenta los costos en moneda local de los insumos intermedios importados, de los bienes de capital y de la tecnología, lo que genera inflación de costos. El análisis de sensibilidad a corto plazo, que se realiza a través de un conjunto de funciones de impulso-respuesta con intervalos de 95% de confianza, estimados mediante el método de replicación *bootstrap*, también indica que la depreciación del tipo de cambio constituye una fuente de presión inflacionaria. Si bien se redujo con respecto a la década de 1990, el efecto traspaso de las variaciones del tipo de cambio a los precios podría seguir siendo un motivo de preocupación en el largo plazo debido a los reiterados ataques especulativos contra el peso mexicano. En este sentido, una conocida recomendación de política es la reducción del contenido importado de la producción nacional mediante: i) la mejora de la eficiencia y de la capacidad de producción de las industrias de sustitución de importaciones, y ii) el fortalecimiento de las cadenas de la oferta y la demanda entre estas industrias y el resto de la economía, en particular el sector exportador. Además, la política cambiaria debería estar orientada al logro de un equilibrio entre la estabilidad requerida para mantener la inflación bajo control y el margen de maniobra necesario para hacer frente a las perturbaciones de origen externo.

Otra contribución importante de este trabajo es que a través de evidencia de largo plazo se demuestra que mejorar la productividad laboral no solo estimula la actividad industrial, sino que reduce las presiones inflacionarias. Como ya se señaló, Macklem y Yetman (2001) llegaron a una conclusión similar respecto de las economías de los Estados Unidos y el Canadá, tras explicar que el aumento de la productividad estabiliza el nivel de precios al mejorar la relación entre la actividad económica y la inflación. Si bien hace falta una investigación más detallada para definir a través de qué canal o canales la productividad de los trabajadores influye en los precios, una posible interpretación de este efecto es que una fuerza laboral más productiva y calificada incrementa la competitividad internacional de la economía, disminuyendo así su vulnerabilidad a las perturbaciones internas y externas. Para mejorar la productividad de su fuerza laboral, México debe, entre otras cosas, aumentar las inversiones en sus sistemas de educación formal de largo plazo, en los programas de capacitación de corto plazo

y en la totalidad del proceso de transferencia de conocimientos. Impulsar la mejora sistemática de la productividad de los trabajadores no debe verse únicamente como un medio para aumentar la producción industrial, sino también como una forma de promover la estabilidad de los precios en la economía mexicana.

Por último, la producción industrial de los Estados Unidos ejerce una profunda influencia en la producción industrial de México, tanto a corto como a largo plazo. El cuadro 5 y el gráfico 1 muestran que la producción industrial estadounidense es el principal motor de la actividad industrial nacional, lo que refleja el alcance y la fortaleza de las cadenas de producción y los flujos comerciales entre los Estados Unidos y México.

## Bibliografía

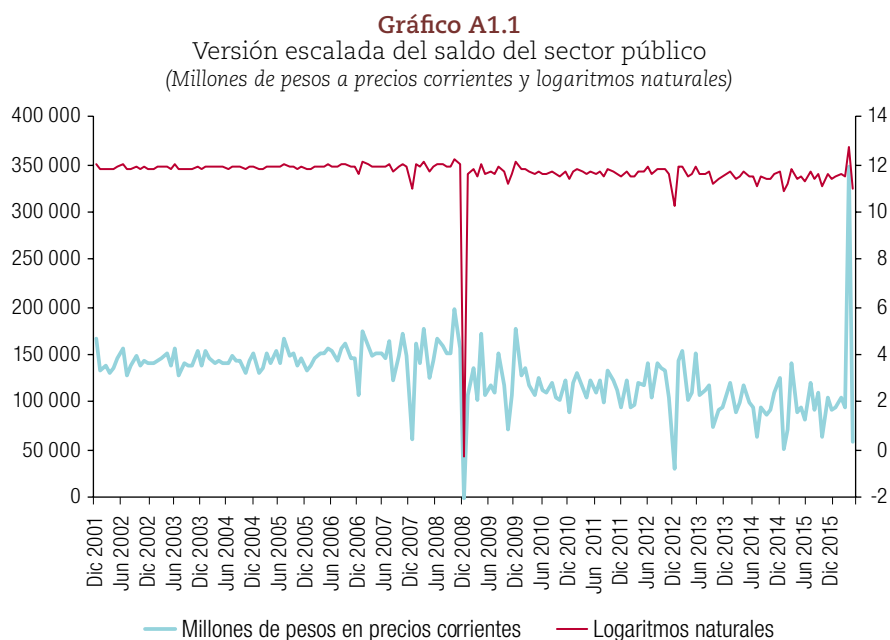
- Agénor, P. y A. Hoffmaister (1997), "Money, wages and inflation in middle-income developing countries", *IMF Working Paper*, N° 174, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Baqueiro, A., A. Díaz de León y A. Torres (2003), "¿Temor a la flotación o a la inflación? La importancia del traspaso del tipo de cambio a los precios", *Documento de Investigación*, N° 2, Ciudad de México, Banco de México.
- Blanchard, O. y S. Fischer (1990), *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge, MIT Press.
- Caldas, G. (2013), "Credibility and monetary transmission channels under inflation targeting: an econometric analysis from a developing country", *Economic Modelling*, vol. 30, Ámsterdam, Elsevier.
- Capistrán, C., R. Ibarra y M. Ramos-Francia (2012), "El traspaso de movimientos del tipo de cambio a los precios: un análisis para la economía mexicana", *El Trimestre Económico*, vol. 79, N° 316, Ciudad de México, Fondo de Cultura Económica.
- Carrasco, C. y J. Ferreiro (2011), "Inflation targeting and economic performance: the case of Mexico", *Panoeconomicus*, vol. 58, N° 5, Serbia, Savez Ekonomista Vojvodine.
- Catalán, H. y L. Galindo (2005), "Los efectos de la política monetaria en el producto y los precios en México: un análisis econométrico", *Economía, Sociedad y Territorio*, vol. 5, N° Especial, El Colegio Mexiquense.
- Cavazos, G. y S. Rivas-Aceves (2009), "Relación entre la inflación y tasas de interés en México y Estados Unidos", *Problemas del Desarrollo*, vol. 40, N° 157, Ciudad de México, Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM).
- Cheung, Y. W. y K. Lai (1993), "Finite-sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 55, N° 3, Hoboken, Wiley.
- Chiquiar, D., A. Noriega y M. Ramos-Francia (2010), "A time-series approach to test a change in inflation persistence: the Mexican experience", *Applied Economics*, vol. 42, N° 24, Abingdon, Taylor & Francis.
- Clements, M. y G. Mizon (1991), "Empirical analysis of macroeconomic time series: VAR and structural models", *European Economic Review*, vol. 35, N° 4, Ámsterdam, Elsevier.
- Cortés, J. (2013), "Una estimación del traspaso de las variaciones en el tipo de cambio a los precios en México", *Documento de Investigación*, N° 2, Ciudad de México, Banco de México.
- Dornbusch, R., F. Sturzenegger y H. Wolf (1990), "Extreme inflation: dynamics and stabilization", *Brookings Papers on Economic Activity*, N° 2, Washington, D.C., The Brookings Institution.
- Engle, R. y C. Granger (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing", *Econometrica*, vol. 55, N° 2, Nueva York, The Econometric Society.
- Esquivel, G. y R. Razo (2003), "Fuentes de la inflación en México, 1989-2000: un análisis multicausal de corrección de errores", *Estudios Económicos*, vol. 18, N° 2, Ciudad de México, El Colegio de México.
- Garcés, D. (2008), "Efectos de los cambios de la política monetaria en las dinámicas del tipo de cambio, el dinero y los precios en México (1945-2000)", *El Trimestre Económico*, vol. 75, N° 299, Ciudad de México, Fondo de Cultura Económica.
- Gonzalo, J. (1994), "Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships", *Journal of Econometrics*, vol. 60, N° 1-2, Ámsterdam, Elsevier.
- Guillermo, S. y M. Rodríguez (2014), "Analyzing the exchange rate pass-through in Mexico: evidence post inflation targeting implementation", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 32, N° 74, Ámsterdam, Elsevier.
- Hall, P. (1992), *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*, Nueva York, Springer.

- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press.
- Hernández, J. (2015), "Revisión de algunas estimaciones recientes del traspaso del tipo de cambio a los precios en México", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 33, N° 78, Ámsterdam, Elsevier.
- Hoover, K., S. Johansen y K. Juselius (2008), "Allowing the data to speak freely: the macroeconometrics of the cointegrated vector autoregression", *American Economic Review*, vol. 98, N° 2, Nashville, American Economic Association.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford, Oxford University Press.
- Juselius, K. (2011), "The long swings puzzle: what the data tell when allowed to speak freely", *Palgrave Handbook of Econometrics*, vol. 2, T. Mills y K. Patterson (eds.), Nueva York, Palgrave Macmillan.
- \_\_\_\_\_(2007), *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford, Oxford University Press.
- Kwiatkowski, D. y otros (1992), "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?", *Journal of Econometrics*, vol. 54, N° 1-3, Ámsterdam, Elsevier.
- MacKinnon, J., A. Haug y L. Michelis (1999), "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, N° 5, Hoboken, Wiley.
- Macklem, T. y J. Yetman (2001), "Productivity growth and prices in Canada: what can we learn from the US experience?", *BIS Papers*, N° 3, Basilea, Banco de Pagos Internacionales (BPI).
- Noriega, A. y M. Ramos-Francia (2009), "Sobre la dinámica de la persistencia de la inflación alrededor del mundo", *Documento de Investigación*, N° 2, Ciudad de México, Banco de México.
- Oficina del Censo de los Estados Unidos (2007), *North American Industry Classification System (NAICS)*, Maryland.
- Patterson, K. (2000), *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*, Londres, MacMillan Press Ltd.
- Rodríguez, M. (2015), "Tipo de cambio e inflación en México: evidencia del mecanismo de transmisión de precios", *Equilibrio Económico*, vol. 11, N° 1, Saltillo, México, Universidad Autónoma de Coahuila.
- Rogers, J. y P. Wang (1995), "Output, inflation, and stabilization in a small open economy: evidence from Mexico", *Journal of Development Economics*, vol. 46, N° 2, Ámsterdam, Elsevier.
- Rohlf, F. y R. Sokal (1995), *Statistical Tables*, Nueva York, Freeman.
- Tanzi, V. y H. Zee (1997), "Fiscal policy and long-run growth", *IMF Staff Papers*, vol. 44, N° 2, Washington D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Tobin, J. (1972), "Wealth, liquidity and the propensity to consume", *Human Behavior in Economic Affairs. Essays in Honor of George Katona*, G. Katona y otros, Ámsterdam/Nueva York, Elsevier.
- Torres, A. (2000), "Estabilidad en variables nominales y el ciclo económico: el caso de México", *Documento de Investigación*, N° 3, Ciudad de México, Banco de México.
- Vogelsang, T. (1993), "Essays on testing for nonstationarities and structural change in time series models", tesis para optar al grado de doctor, Princeton, Princeton University.



## Anexo A1

Este anexo tiene por objeto mostrar la transformación del saldo del sector público que se describió anteriormente (véase el gráfico A1.1).



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y del Banco de México.

## Anexo A2

Para demostrar que el gasto público ( $g_t$ ) es una variable estacionaria alrededor de una tendencia determinística, primero debemos descomponer la tendencia y el componente cíclico de la variable usando el filtro Hodrick-Prescott (HP). Si el gasto público es una variable de tendencia estacionaria, su tendencia en el largo plazo será determinística, y su componente cíclico, que se obtiene eliminando la tendencia de la serie de tiempo, deberá ser estacionario o integrado de orden 0. Por el contrario, cuando una serie de tiempo no es estacionaria, es necesario diferenciarla una vez para lograr la estacionariedad (véase el gráfico A2.1).



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y del Banco de México.

El siguiente paso consiste en realizar pruebas de raíz unitaria con cambio estructural y de estacionariedad para el gasto público y su componente cíclico, al cual se hace referencia como  $(g_t^{cycle})$ . Como se ve en el cuadro A2.1, si bien los dos tipos de pruebas producen resultados contradictorios cuando se aplican al gasto público ( $g_t$ ), apuntan a la misma conclusión en lo relacionado con el componente cíclico de ese gasto ( $g_t^{cycle}$ ). La prueba de raíz unitaria con cambio estructural sugiere que el gasto público es estacionario, pero la prueba de estacionariedad no es congruente con este resultado, dado que rechaza la hipótesis nula de estacionariedad para el gasto público. Sin embargo, tanto la prueba de raíz unitaria con cambio estructural como la de estacionariedad indican que el componente cíclico del gasto público ( $g_t^{cycle}$ ) es estacionario o integrado de orden 0. La hipótesis nula de que existe una raíz unitaria queda rechazada a nivel del 1% en la primera prueba, mientras que la hipótesis nula de estacionariedad queda lejos de ser rechazada en la segunda prueba. Por lo tanto, cabe concluir que el gasto público es una variable de tendencia estacionaria.

**Cuadro A2.1**

Pruebas de raíz unitaria con cambio estructural y pruebas de estacionariedad,  
diciembre de 2001 a mayo de 2016

Variable	Especificación de la ecuación de prueba	Estadística de prueba ADF de raíz unitaria con quiebre estructural ( $H_0$ : raíz unitaria)	Estadística de prueba KPSS ( $H_0$ : estacionariedad)	Orden de integración
$g_t$	C y T	-5,6***	0,19***	?
$(g_t^{cycle})$	C	-6,16***	0,02	0

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y del Banco de México.

**Nota:** C se refiere a constante y T a tendencia.  $(g_t^{cycle})$  se refiere al componente cíclico del gasto público. Los resultados de la prueba ADF de raíz unitaria con cambio estructural se basan en valores  $p$  unilaterales asintóticos de Vogelsang (1993). El número de rezagos de la ecuación de prueba se determina usando el criterio de información de Akaike. El tipo de quiebre que se considera en los resultados del cuadro es un cambio de nivel, pero se exploraron otras posibilidades. La fecha de quiebre se determinó a partir de la serie de tiempo para maximizar la probabilidad de que la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria sea rechazada. Los resultados de la prueba KPSS se basan en los valores críticos propuestos por Kwiatkowski y otros (1992). Para controlar el ancho de banda, se utilizan el método de selección de ancho de banda de Newey-West y el núcleo de Bartlett. Los asteriscos \*, \*\* y \*\*\* denotan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 10%, 5% y 1%, respectivamente.