

Política monetaria de economías abiertas: el rol del tipo de cambio en México

Resumen: En este trabajo se analiza el rol del tipo de cambio en México durante el esquema de metas de inflación. El marco de referencia lo sustenta la Nueva Macroeconomía Keynesiana, y la evidencia empírica la estimación de un modelo de Vector de Corrección del Error, y el análisis estadístico de las metas de inflación en México y América Latina. Los resultados obtenidos describen a la política monetaria de México como un *sistema híbrido*, donde la tasa de interés nominal (*instrumento de política*) y las apreciaciones del tipo de cambio real (*instrumento intermedio*), tienen como primordial objetivo, la estabilización de la inflación dentro de una meta numérica.

Palabras clave: Modelos de series de tiempo; política monetaria; política cambiaria.

Clasificación JEL: C32; E52; F31.

Monetary policy in open economies: the role of the exchange rate in Mexico

Abstract: This paper analyzes the role of the exchange rate in Mexico during the inflation targeting regime. The framework is based on the New Keynesian Macroeconomics, and the empirical evidence in the estimation of a Vector Error Correction model, and the statistical analysis of the inflation targeting in Mexico and Latin America. The results describe the Mexico's monetary policy as a *hybrid system*, where the nominal interest rate (*policy instrument*) and appreciations of the real exchange rate (*intermediate instrument*), have as their primary objective, the stabilization of inflation within a numerical goal.

Keywords: Time series models; monetary policy; exchange policy.

1. Introducción

Durante las dos últimas décadas del siglo XX, el uso potencial de las prácticas keynesianas y la aplicación sin precedentes de la hipótesis de expectativas racionales, supusieron (en detrimento del modelo IS-LM) el surgimiento de la Nueva Macroeconomía Keynesiana (NMK) como paradigma dominante de la macroeconomía moderna (Clarida, Galí y Gertler, 1999). Bajo la aceptación de rigideces nominales en los precios (Calvo, 1983), en este consenso el nivel de inflación es determinado por la política monetaria, es decir, la tasa de interés (Blinder, 1999); y los valores de equilibrio de las variables reales, son afectados a corto plazo por su mecanismo de ajuste (Clarida, Galí y Gertler, 2001). Consecuentemente, el modelo eleva el control de los precios al rango de objetivo prioritario de los bancos centrales (Bernanke y Mishkin, 1997; Mishkin, 2000), en el entendido que una baja y estable tasa de inflación, es consistente con una tasa natural de desempleo (hipótesis NAIRU) (Arestis y Sawyer, 2003).

En su análisis técnico, la fijación de metas cuantitativas de inflación como marco operativo de los bancos centrales, constituye la piedra angular de la nueva macroeconomía. De conformidad con su funcionamiento, el régimen de metas de inflación presupone el uso de una regla monetaria de tasa de interés (Ball, 1997; Svensson, 1996; Taylor, 1993, 1998), como instrumento fundamental para estabilizar el nivel de precios (dentro de un objetivo/rango numérico). Para ello, además de que la política fiscal es concebida como un instrumento macroeconómico *ineficiente* (Mishkin, 2000, 2004), el régimen cambiario debe ser de libre flotación (Svensson, 2001); ya que una paridad flexible al no intervenir en el sistema monetario, le permite a la autoridad central el oportuno cumplimiento de sus objetivos (Masson, Savastano y Sharma, 1997).

La primera economía en adoptar esta estrategia fue Nueva Zelanda en 1990, al fijar un rango de inflación de 0 a 2%, que habría de mantenerse hasta el 31 de agosto de 1993 (BRNZ, 1990). Desde entonces, un número creciente de países industrializados y en vías de desarrollo, han visto con buenos ojos la adopción de las metas de inflación como su esquema predilecto de política monetaria (Carrasco y Schmidt-Hebbel, 2016; Hammond, 2012). En México, con la autonomía constitucional de su banca central y la libre flotación del tipo de cambio, en enero de 1999 se adoptó por vez primera una meta de inflación del 13%, siendo hasta el 2002, cuando se llega al actual objetivo de 3% +/- 1% (medido a través del cambio en el Índice Nacional de Precios al Consumidor, INPC) (Pérez-Laurraquiu, 2014).

Dado el alto grado de apertura comercial y a lo poco desarrollado que se encuentran los mercados de crédito en los países emergentes (De Paula y Ferrari-Filho, 2010), se vuelve muy tentador (hacia los banqueros centrales), la subordinación del tipo de cambio a los propósitos de la política monetaria (Chamon, Ghosh y Ostry, 2016). Con la eminente contradicción de política económica que ello implica, en los siguientes apartados se investiga «el rol del tipo de cambio real en México durante el esquema de metas de inflación». Los resultados obtenidos describen a la política monetaria del país como un *sistema híbrido*, donde la tasa de interés nominal (*instrumento de política*) y las apreciaciones del tipo de cambio real (*instrumento intermedio*), tienen como primordial objetivo, la estabilización de la inflación dentro de una meta numérica.

Posterior a esta sección introductoria, la estructura del trabajo es la siguiente. La sección 2 la componen los supuestos, control robusto y solución del modelo teórico. La sección 3 la revisión de la literatura, estimaciones econométricas para la economía mexicana, y evidencia estadística sobre el desempeño de las metas de inflación en México y América Latina. En las conclusiones se presentan las aportaciones de la investigación, y finalmente la bibliografía y el anexo estadístico.

2. Marco Teórico

2.1 Supuestos

Similar a Clarida, Galí y Gertler (2001) y Leitemo y Söderström (2008), el modelo supone dos tipos de países: uno pequeño (economía doméstica) que no influye en los niveles de producción, precios y tasa de interés del exterior; y uno grande (economía foránea) donde ocurre lo contrario. Los agentes (hogares y firmas) de ambos países, intercambian libremente activos financieros y bienes de consumo, y las rigideces nominales en los precios, permiten un *trade-off* inflación-producto de corto plazo (Calvo, 1983). Preservando su abstracción, todas las variables se expresan como la desviación porcentual de sus niveles de equilibrio a largo plazo.

En lo anterior, la política monetaria de la NMK para una economía doméstica representativa, se estiliza con las siguientes ecuaciones:

$$\tilde{\pi}_t = \alpha E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \beta \tilde{y}_t + \gamma e_t + \varepsilon_t^{\tilde{\pi}} \dots\dots\dots (1)$$

$$\tilde{y}_t = E_t \tilde{y}_{t+1} - \delta (i_t - E_t \pi_{t+1}) - \theta (E_t e_{t+1} - e_t) + \varepsilon_t^{\tilde{y}} \dots\dots\dots (2)$$

$$e_t = E_t e_{t+1} - (i_t - E_t \pi_{t+1}) + (i_t^* - E_t \pi_{t+1}^*) + \varepsilon_t^e \dots\dots\dots (3)$$

Donde $\tilde{\pi}_t$ es la brecha de inflación, \tilde{y}_t la brecha del producto, e_t el tipo de cambio real, i_t la tasa de interés nominal, π_{t+1} la tasa de inflación del siguiente periodo, $r_t = (i_t - E_t \pi_{t+1})$ la tasa de interés real, $\Delta E_t e_{t+1} = (E_t e_{t+1} - e_t)$ la tasa de variación esperada del tipo de cambio real, y $r_t^* = (i_t^* - E_t \pi_{t+1}^*)$ la tasa de interés real foránea. Así mismo, E_t es el operador valor esperado, $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ y θ parámetros positivos, y ε_t^j shocks estacionarios (i.i.d).

La ecuación (1) es esencialmente una curva de Phillips, que relaciona a la brecha de inflación con su valor esperado en $t + 1$, la brecha del producto, el tipo de cambio real, y un shock de oferta ($\varepsilon_t^{\tilde{\pi}}$) por variaciones de los costes de producción. La ecuación (2) es una curva IS para la brecha del producto, explicada por su valor esperado en $t + 1$, la tasa de interés real, la tasa de variación esperada del tipo de cambio real, y un shock de demanda ($\varepsilon_t^{\tilde{y}}$) por cambios imprevistos en la inversión y el gasto público. La ecuación (3) describe la paridad descubierta de tasas de interés, asociando al tipo de cambio real con su valor esperado en $t + 1$, la tasa de interés real doméstica, la tasa de interés real foránea, y un shock de tipo de cambio (ε_t^e) que denota su prima de riesgo.

Respecto a la política monetaria, si los bancos centrales consideran a la tasa de interés “nominal” como un instrumento *eficiente* de su plan de trabajo (Taylor, 1993),¹ se define una función de pérdida para sus objetivos de política:

$$\min_{\{i_t\}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} [\lambda_{\tilde{\pi}} \tilde{\pi}_t^2 + \lambda_{\tilde{y}} \tilde{y}_t^2] \dots\dots\dots (4)$$

$0 < \lambda_j \leq 1$

Donde los valores no-negativos de λ_j son la suma ponderada (parámetros de preferencia), que la autoridad central le da a la estabilización de la inflación *versus* la estabilización del producto. Por ejemplo, si $\lambda_{\tilde{\pi}} = \lambda_{\tilde{y}} = 1$, los movimientos de ambas variables se ponderan con la misma importancia; si $\lambda_{\tilde{\pi}} > \lambda_{\tilde{y}}$, hay menos aversión hacia $\tilde{\pi}_t$ respecto de \tilde{y}_t ; y lo contrario si $\lambda_{\tilde{y}} > \lambda_{\tilde{\pi}}$. Además, cuando $\lambda_{\tilde{\pi}} = 1$ y $\lambda_{\tilde{y}} \approx 0$, el banco central se rige por un estricto esquema de política: el control de la inflación como su única prioridad.

¹ Como la tasa de interés real es más una conjetura aritmética que una cantidad fija (al desconocerse el valor exacto de π_{t+1} en t), las presiones de inflación se eliminan incrementando la tasa de interés nominal en una forma más que proporcional al aumento de los precios (Taylor, *op. cit.*). De esta manera, el instrumento de política a considerar aquí en adelante, corresponde a i_t en sustitución de r_t .

En el primer esquema $[\beta/\lambda_{\tilde{y}}]$, el control de la brecha de inflación es directamente proporcional al valor de β : un alto (o bajo) valor del coeficiente, manifiesta un fuerte (o débil) control de la inflación vía la brecha del producto (curva de Phillips). Con $\lambda_{\tilde{y}}$, si su valor aumenta por la aversión del banco central hacia la brecha de inflación, existe un alto grado de compromiso en la estabilización del producto; pero si $\lambda_{\tilde{y}}$ disminuye por las razones opuestas, la función de pérdida (ecuación 4) se inclina por un robusto control de los precios. En ambos casos, $\beta/\lambda_{\tilde{y}}$ representa el *trade-off* inflación-producto de una economía cerrada, donde una baja tasa de inflación requiere (*propia natura*), de una tasa de sacrificio en la brecha del producto.

El segundo esquema $[\gamma/\lambda_{\tilde{y}}(\delta + \theta)]$, expresa simultáneamente los canales de transmisión de las políticas monetaria y cambiaria. Con la primera de ellas (parámetro δ), sigue prevaleciendo el *modus operandi* de una economía cerrada: una robusta (o laxa) tasa de interés, disminuye (o aumenta) la brecha del producto (curva IS), y en consecuencia, estabiliza (o no) a la brecha de inflación (curva de Phillips). Con la política cambiaria (parámetro θ), un alza de la tasa de interés que aprecia al tipo de cambio por la atracción de flujos de capital del exterior (ecuación 3), disminuye a la brecha de inflación ante la caída de la brecha del producto; y una política monetaria expansiva que deprecia los términos de intercambio, tiene el resultado opuesto en la economía.³ Así mismo, como el mecanismo de transmisión del parámetro γ se relaciona directamente con la brecha del producto (curva de Phillips), una apreciación cambiaria que abarata el precio de los bienes de consumo procedentes del exterior, estabiliza a la brecha de inflación ante la caída del nivel general de precios.

Como ambos tipos de política necesitan la contribución de la tasa de interés para cumplir con su cometido, el tipo de cambio real debe ser considerado un *instrumento intermedio* del banco central, y la tasa de interés nominal, el *instrumento de política* por excelencia.

2.3 Solución

Para formalizar las relaciones anteriores en una unívoca expresión, al sustituir en (2) a \tilde{y}_t de la ecuación (10) y resolviendo para la tasa de interés:

$$i_t = E_t \pi_{t+1} + \delta^{-1} A \tilde{\pi}_t - \delta^{-1} A E_t \tilde{\pi}_{t+1} - \delta^{-1} \theta (E_t e_{t+1} - e_t) + \delta^{-1} \varepsilon_t^{\tilde{y}} \dots \dots \dots (11)$$

Suponiendo nuevamente un *equilibrio discrecional*:

$$i_t = \delta^{-1} A \tilde{\pi}_t + \delta^{-1} \theta e_t + \delta^{-1} \varepsilon_t^{\tilde{y}} \dots \dots \dots (12)$$

La brecha de inflación y el shock de la brecha del producto tienen el signo esperado, y los movimientos del tipo de cambio real se asocian correctamente a la tasa de política: si la inflación efectiva disminuye por la apreciación cambiaria, la banca central puede mantener una laxa tasa de interés (sin que ello implique la desatención a su meta de inflación); y una depreciación cambiaria que aumenta el nivel general de precios, obliga a la autoridad central a robustecer su política monetaria.

Sustituyendo en (12) las formas reducidas de la brecha de inflación y tipo de cambio real (ecuaciones A.2 y A.4 del anexo estadístico), se llega a la expresión más depurada de la regla de política:

³ El efecto inverso del parámetro θ sobre la brecha del producto (curva IS), se da a través de una apreciación de e_t que al disminuir el valor global de $\Delta E_t e_{t+1}$, disminuye a su vez el valor de \tilde{y}_t . En otras palabras, un tipo de cambio real apreciado que deteriora los términos de intercambio, reduce la rentabilidad de la inversión privada en los sectores transables, propiciando con ello el efecto inverso del tipo de cambio sobre la brecha del producto.

$$i_t = f_{\tilde{\pi}} \varepsilon_t^{\tilde{\pi}} + f_{\tilde{y}} \varepsilon_t^{\tilde{y}} + f_e \varepsilon_t^e \dots\dots\dots (13)$$

$$f_{\tilde{\pi}} = [\delta^{-1}(Aa_{\tilde{\pi}} + \theta c_{\tilde{\pi}})]; \quad f_{\tilde{y}} = [\delta^{-1}(Aa_{\tilde{y}} + \theta c_{\tilde{y}} + 1)]; \quad f_e = [\delta^{-1}(Aa_e + \theta c_e)]$$

$$\forall f_j > 0$$

Donde $\varepsilon_t^{\tilde{\pi}}$ y $\varepsilon_t^{\tilde{y}}$ son los shocks tradicionales de una regla tipo Taylor (Ball, 1997; Svensson, 1996; Taylor, 1993, 1998), y ε_t^e la innovación del modelo: el manejo de la política monetaria *per se* un índice de cotizaciones monetarias (ICMs) que incluye a la tasa de interés nominal y tipo de cambio real (Ball, 1998; Svensson, 1998; Taylor, 2001).⁴

Finalmente, aunque la ecuación (13) no muestra a las variables del lado derecho de la igualdad en sus valores de estado, al efectuarse la estabilización del producto y la inflación por los mismos canales que suscribe la regla de Taylor, la expresión obtenida se considera una regla de política óptima (donde la determinación de los coeficientes f_j , está sujeta a las preferencias de los *policy makers*).

3. Marco Empírico

3.1 Revisión de la literatura

Desde su implementación en Nueva Zelanda, la valoración empírica del régimen de metas de inflación ha propiciado un debate internacional, a fin de examinar el rol de la política monetaria dentro de la nueva macroeconomía. En un primer acercamiento, al forjarse un vínculo de confianza entre banca central, gobierno y sector público, la fijación de metas de inflación reduce la tasa promedio y shocks de inflación (Roger y Stone, 2005; Sterne, 2001), además de promover un crecimiento económico con menor variabilidad en el producto (García-Solanes y Torrejón-Flores, 2012; Gonçalves y Salles, 2008). De forma anecdótica, Angeriz y Arestis (2009) señalan que la evidencia más fuerte sobre los buenos resultados de la estrategia, consiste en que los países que la siguen generalmente están complacidos con ella, pues hasta el momento, ninguno de ellos la ha abandonado (para una compilación al respecto, véase Carrasco y Schmidt-Hebbel, 2016; Hammond, 2012).

En un escenario menos alentador, al analizar Cecchetti y Ehrmann (1999) las preferencias de política de 23 economías (9 con metas de inflación y 14 sin ellas), no encuentran diferencias relevantes en sus coeficientes de aversión a la inflación; *ipso facto*: los buenos resultados del esquema son los propios de un periodo “friendly to increased price stability” (Neumann y Von Hagen, 2002: 129). Por el contrario, De Paula y Ferrari-Filho (2010) dan dos explicaciones bajo las cuales, dicha estrategia manifiesta un menor éxito en las economías emergentes: (i) como sus canales de crédito están muy poco desarrollados, la demanda agregada es igual de sensible a los mecanismos de transmisión de la política monetaria; y (ii) como su gasto en consumo no es del todo significativo frente al efecto riqueza, la tasa de interés no tiene repercusiones de importancia en el consumo de la gente.

Con la disponibilidad de periodos y estadísticas más extensas, diversas investigaciones han estudiado el comportamiento de los bancos centrales, a través del análisis econométrico de sus reglas de política. Por ejemplo, al estimar Corbo, Landerretche y Schmidt-Hebbel (2001) la regla de Taylor para 25 economías (Mínimos Cuadrados Ordinarios, MCO), prueban que únicamente en Australia y Colombia (con metas de inflación) y Estados Unidos y los Países Bajos (sin metas de inflación), la tasa de interés rezagada, la brecha de inflación y la brecha del

⁴ En el primer apartado del anexo estadístico se determinan los valores de a_j y c_j de la ecuación (13).

producto tienen coeficientes positivos y estadísticamente significativos. En la Unión Europea, Gerdesmeier y Roffia (2003) y Gerlach y Schnabel (2000) obtienen en la mayoría de sus regresiones (Método de los Momentos Generalizados, MMG), coeficientes de la brecha de inflación superiores a los de la brecha del producto, lo que presupone un mayor compromiso por la estabilidad de precios que por la actividad económica de la zona.

En el caso particular de las economías emergentes, su mayor sensibilidad a los movimientos del tipo de cambio, requiere que sus reglas de política sean las de una economía abierta. Con Schmidt-Hebbel y Werner (2002), los coeficientes (por MCO) de las reglas de Taylor para Brasil, Chile y México, muestran que sus tipos de cambio nominales no tienen ningún efecto significativo sobre las tasas de interés (aún y cuando sus esterilizaciones cambiarias dan pie al fenómeno documentado como “miedo a flotar”).⁵ En contrapartida, al realizar De Mello y Moccero (2007) modelos de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) para Brasil, Chile, Colombia y México, concluyen que únicamente en el último su tasa de política responde significativamente a las variaciones del tipo de cambio nominal; sin importar que durante la segunda mitad del periodo analizado, su esquema monetario corresponda (enteramente) al de metas de inflación.

Entre los trabajos que analizan exclusivamente a la economía mexicana, se encuentran Ramos-Francia y Torres (2005) y Cermeño, Orellana y Villagómez (2012). En el primero, al estimar en seis ocasiones a su regla de política con modelos de Vectores Autorregresivos (VAR): su meta de inflación y la brecha de sus expectativas siempre son significativas y mayores a la unidad, la brecha del producto solo es relevante en dos ocasiones (y menor a la unidad), y la depreciación cambiaria peso-dólar en cuatro (con coeficientes que oscilan entre 0.67-0.84).⁶ Con Cermeño, Orellana y Villagómez (2012), al analizar por MMG un periodo de estudio más reciente (1998-2008), los coeficientes de la brecha del producto y la desviación esperada del tipo de cambio real, son significativos pero menores a la unidad (0.63 y 0.23, respectivamente), mientras que la meta de inflación y la brecha de sus expectativas, tienen nuevamente los valores más altos (1.15 y 1.18).

Finalmente, salvo algunos matices en la determinación de los objetivos de política, la evidencia aquí presentada (particularmente en los modelos autorregresivos), supone la manipulación deliberada de la trayectoria del tipo de cambio en México durante el esquema de metas de inflación: “the case for using two policy instruments (the policy interest rate and FX market intervention) under an IT [inflation targeting] regime” (Chamon, Ghosh y Ostry, 2016: 4). En este sentido, más que una flotación intervenida o “miedo a flotar”, algunos autores consideran al caso de México como un “miedo a depreciar”: intervención asimétrica del mercado cambiario, combatiendo con mayor intensidad las depreciaciones de su tipo de cambio (Barbosa-Filho, 2015; Ros, 2015). Esto último, difiere notablemente de la experiencia mercantilista del este y sureste de Asia (Pontines y Siregar, 2012a, 2012b, 2015), donde el “miedo a apreciar” o “flotación a la inversa” (Gluzmann, Levy-Yeyati y Sturzenegger, 2013; Levy-Yeyati y Sturzenegger, 2007), permite conservar un tipo de cambio competitivo en protección de los

⁵ Al estudiar las variaciones del tipo de cambio en una muestra de 39 economías (1970-1999), Calvo y Reinhart (2000) observaron que su baja volatilidad en los países que presuponen una libre flotación, obedece a un accionar de políticas que pretenden estabilizar el valor de sus monedas. A este caso epidémico de las economías del mundo (sobre todo las emergentes), Calvo y Reinhart lo nombraron el “miedo a flotar” (*fear of floating*). Para la economía mexicana, véase Ball y Reyes (2004) y Best (2013).

⁶ Tomando al caso de México como una regla de Taylor para economía cerrada, Pérez-Laurrabaquio (2012) también niega (con modelos VAR), la significancia de la brecha del producto durante el periodo 2002-2012.

sectores exportables (Guzmán, Ocampo y Stiglitz, 2017; Levy-Yeyati y Sturzenegger, 2009; Libman, 2017; Rapetti, Razmi y Skott, 2012).

3.2 Estimaciones econométricas

Tomando como marco de referencia la regla de política de la segunda sección y la revisión de la literatura previamente descrita, en este apartado se estima bajo la metodología de un modelo SVAR cointegrado, «el rol del tipo de cambio real en México durante el esquema de metas de inflación». Para la construcción de las bases de datos, exceptuando al tipo de cambio real obtenido del Banco de México (BANXICO, 2017b), la tasa de interés nominal, el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC), y el Índice Global de la Actividad Económica (IGAE) provienen del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI, 2017).⁷ Por su parte, la elaboración de las brechas de inflación y del producto, requieren que se satisfagan las siguientes ecuaciones: $\tilde{\pi}_t = (INPC - MI)$ y $\tilde{y}_t = (IGAE - T^{HP})$, donde MI es la meta de inflación o tendencia de los precios, y T^{HP} la tendencia del producto generada con el filtro Hodrick-Prescott (HP).

Aunque el inicio y consolidación de las metas de inflación en el país tienen como puntos de partida los años 1999 y 2002, respectivamente (véase tabla 7), después de realizarse diversas estimaciones a partir de diferentes lapsos de tiempo, el periodo de estudio a considerar por la significancia de sus resultados, empieza en octubre de 2003 y termina en enero de 2015: $t = 2003M10 - 2015M01$. En lo tocante a la frecuencia de las series, como la producción económica es la única variable disponible mensual y trimestralmente, se ha preferido optar por la primera (por el IGAE), para así preservar en el resto de la información estadística su estado original (además de que un mayor número de observaciones tiene la particularidad de generar estimaciones más consistentes).

De esta manera, la expresión matemática de la ecuación (13) en su estructura de modelo VAR, se plantea como sigue:

$$x_t = H_1 x_{t-1} + H_2 x_{t-2} + \dots + H_p x_{t-p} + K z_t + \epsilon_t \dots \dots \dots (14)$$

$$x_t = [i_t, \tilde{y}_t, e_t, \tilde{\pi}_t]$$

Donde x_t es un vector de m variables endógenas (ordenadas de izquierda a derecha por su mayor endogeneidad), z_t un vector de n variables exógenas, H y K las matrices de los coeficientes a estimar, y ϵ_t el vector de innovaciones no correlacionado con sus rezagos ni con las variables de la derecha. Así mismo, como los retardos de x_t únicamente aparecen a un lado de la igualdad, la estimación por MCO no deriva en problemas de simultaneidad (Wooldridge, 2016: cap. 16); por lo que sus estimadores además de eficientes, son equivalentes a los de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) (EViews, 2015: cap. 38).

Para llevar a cabo el análisis de cointegración propuesto, lo primero a realizar supone la determinación de la estacionariedad de las variables, es decir, que sus distribuciones de probabilidad no dependan del tiempo (Artís, *et al.*, 1995: cap. 2). Para ello, al aplicarse en las cuatro series involucradas las pruebas de raíz unitaria de la tabla 1, se determina al 95% de confianza, la estacionariedad de las mismas en su primera diferencia: series $I(1)$ o integrables de orden 1. En presencia de procesos con raíz unitaria, la inferencia clásica del VAR se plantea a través de un modelo de Vector de Corrección del Error (VEC), dejando para su correspondiente elaboración, las tres siguientes etapas: (i) selección del número de rezagos óptimos; (ii)

⁷ El tipo de cambio real es un índice ponderado con los precios al consumidor de 111 economías, y la tasa de interés nominal el promedio ponderado de instrumentos de deuda de corto plazo a 28 días.

construcción de su polinomio determinístico; y (iii) determinación del rango de cointegración (Johansen, 1995).

Tabla 1
Prueba KPSS de raíz unitaria

$I(0)$	Modelo	t_{prueba}	$t_{0.05}$	$I(1)$	Modelo	t_{prueba}	$t_{0.05}$
i_t^a	I y T	0.21	0.15	Δi_t^a	I y T	0.07	0.15
	I	2.00	0.46		I	0.18	0.46
\tilde{y}_t^b	I y T	0.50	0.15	$\Delta \tilde{y}_t^b$	I y T	0.04	0.15
	I	0.52	0.46		I	0.05	0.46
e_t^b	I y T	5.70	0.15	Δe_t^b	I y T	0.00	0.15
	I	19.68	0.46		I	0.00	0.46
$\tilde{\pi}_t^b$	I y T	3.29	0.15	$\Delta \tilde{\pi}_t^b$	I y T	0.00	0.15
	I	5.48	0.46		I	0.00	0.46

Δ = Primera diferencia.
I = Intercepto.
T = Tendencia lineal.
 H_0 = Raíz unitaria; H_a = Serie estacionaria.
^{a/} Espectral: Bartlett kernel (4 rezagos).
^{b/} Espectral: MCO (4 rezagos).

Fuente: elaboración propia.

En la selección del número de rezagos, por los criterios de información de índice de probabilidad modificado (LR en inglés), error de predicción final (FPE), Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn (Lütkepohl, 2005: cap. 4), se establece la existencia de hasta cuatro posibles escenarios para la discriminación de los retardos del modelo (tabla 2). Al probarse en cada uno de ellos la significancia de sus resultados, el criterio de Akaike con 27 rezagos, arroja los únicos estimadores que además de satisfactorios en su interpretación económica, cumplen con las pruebas de estabilidad requeridas (véase más adelante tablas A.1, A.2 y A.3 del anexo estadístico).

Tabla 2
Selección de rezagos

Rezagos	LR	FPE	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
1	-	0.30	10.14	10.48*	10.28
2	58.29	0.24	9.92	10.61	10.20*
16	28.32*	0.11*	8.83	14.32	11.06
27	18.32	0.19	7.38*	16.63	11.14

* indica el número de rezagos.

Fuente: elaboración propia.

En la determinación del polinomio y rango de cointegración, por los criterios de información de la tabla 3 y las pruebas de traza y máximo valor propio de la tabla 4, se confirma la significancia de *al menos* tres relaciones de cointegración (\dot{x}_3), con intercepto y tendencia cuadrática en común (I y T^2 , respectivamente):

$$x_{4,t} = \vartheta \dot{x}_{3,t} \dots \dots \dots (15)$$

Resolviendo para cada variable:

$$\begin{aligned}
\Delta i_{1,t} &= \varphi_1(x_{4,t} - \vartheta \dot{x}_{3,t} - I - T^2) + \epsilon_{1,t} \\
\Delta \tilde{y}_{2,t} &= \varphi_2(x_{4,t} - \vartheta \dot{x}_{3,t} - I - T^2) + \epsilon_{2,t} \\
\Delta e_{3,t} &= \varphi_3(x_{4,t} - \vartheta \dot{x}_{3,t} - I - T^2) + \epsilon_{3,t} \\
\Delta \tilde{\pi}_{4,t} &= \varphi_4(x_{4,t} - \vartheta \dot{x}_{3,t} - I - T^2) + \epsilon_{4,t}
\end{aligned}
\tag{16}$$

$$0 > \varphi_j < -1$$

Donde los φ_j correctores del error tienden a cero, conforme las relaciones de largo plazo de las cuatro variables endógenas, se ajustan parcialmente.

Tabla 3
Polinomio del modelo

Akaike						Schwarz					
Modelo VAR	-	-	T	T	T ²	Modelo VAR	-	-	T	T	T ²
Ecn(s). de cointegración	-	I	I	I	I	Ecn(s). de cointegración	-	I	I	I	I
	-	-	-	T	T ²		-	-	-	T	T ²
0	7.61	7.61	7.58	7.58	7.39	0	16.86	16.86	16.92	16.92	16.82
1	7.10	7.08	7.06	6.27	6.06	1	16.52	16.53	16.57	15.80	15.66
2	6.96	6.95	6.93	5.77	5.61	2	16.55	16.59	16.61	15.49	15.37
3	6.92	6.93	6.92	5.67	5.56*	3	16.68	16.76	16.77	15.59	15.50*

I = Intercepto.
T = Tendencia lineal.
T² = Tendencia cuadrática.
* indica el tipo de modelo.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 4
Rango de cointegración

Rango	Traza		Máx. valor propio	
	t_{prueba}	$t_{0.05}$	t_{prueba}	$t_{0.05}$
0	297.26	55.25	196.59	30.82
1	100.66	35.01	78.08	24.25
2	22.58	18.40	22.54	17.15
3	0.04	3.84	0.04	3.84

Se acepta la hipótesis nula, cuando $t_{prueba} < t_{0.05}$.

Fuente: elaboración propia.

Una vez especificada la estructura del modelo, al ser los residuales de su primer vector los únicos que cumplen con las hipótesis básicas de MCO (tablas A.1, A.2 y A.3), el sistema de información de la ecuación (15) se reduce al mismo número de relaciones cointegrantes:

$$x_{4,t} = \vartheta \dot{x}_{1,t} \tag{17}$$

Como el corrector del error de la tasa de interés (φ_1) es el único parámetro de ajuste que además de significativo tiene el valor esperado (tabla 5), la normalización de sus resultados es la siguiente:

$$\Delta i_{t-1} = 0.26 - 0.30(i_{t-1}) + 0.07(\tilde{y}_{t-1}) + 0.04(e_{t-1}) + 0.38(\tilde{\pi}_{t-1}) - 0.01(T^2) \tag{18}$$

Donde un incremento del 1% en el tipo de cambio real y la brecha de inflación, suponen un crecimiento del 0.04 y 0.38% de la tasa de interés nominal, respectivamente; mientras que la brecha del producto (por su estadístico t), no tiene una significancia de importancia en la determinación de la política monetaria (véase nuevamente tabla 5).

En cuanto a los demás resultados, el valor del intercepto en la ecuación (18) refleja la tasa de interés real de la economía (0.26), la tendencia cuadrática el crecimiento de Δi_{t-1} a través del tiempo (-0.01), y el parámetro de ajuste el tiempo que le toma a la tasa de interés nominal (ante un shock externo), en regresar a su estado de equilibrio (*i.e.*, 0.30% de mes).

Tabla 5
Modelo VEC

Ecuación de cointegración		Parámetros de ajuste	
i_{t-1}	1.00	φ_1	-0.30 (0.16) [-1.84]
\tilde{y}_{t-1}	-0.23 (0.25) [-0.92]	φ_2	2.57 (0.78) [3.27]
e_{t-1}	-0.12 (0.02) [-7.66]	φ_3	1.77 (1.32) [1.34]
$\tilde{\pi}_{t-1}$	-1.27 (0.21) [-6.09]	φ_4	0.05 (0.16) [0.30]
I	-0.87		
T^2	0.04		
I = Intercepto. T ² = Tendencia cuadrática. Errores estándar: (). Estadístico t: []. $ t_{0.10\%} \leq 1.66$; $ t_{0.05\%} \leq 1.98$; $ t_{0.01\%} \leq 2.63$.			

Fuente: elaboración propia.

En su análisis estructural, al ortogonalizar (por descomposición de Cholesky) la varianza de i_t en los shocks del vector de variables endógenas (ecuación 14), se obtienen los porcentajes en que cada una de ellas explican a la tasa de política (tabla 6). Durante los primeros seis meses, la varianza de la tasa de interés es la variable de mayor importancia en la determinación de su propio comportamiento (72.64%), seguida de la brecha de inflación (14.66%), el tipo de cambio real (9.46%), y finalmente la brecha del producto (3.24%). Del séptimo mes en adelante, la brecha de inflación y tipo de cambio real intercambian de posición, mientras que la tasa de interés y brecha del producto, se mantienen en sus respectivos lugares.⁸

⁸ Aunque el análisis estructural del VEC se compone también de sus funciones impulso-respuesta, estas fueron omitidas por su similitud con los resultados de descomposición de la varianza.

Tabla 6
Varianza de la tasa de interés nominal (%)

Meses	Errores estándar	i_t	\tilde{y}_t	e_t	$\tilde{\pi}_t$
1	0.26	100.00	0.00	0.00	0.00
2	0.42	92.39	0.79	0.08	6.74
3	0.57	88.63	0.50	1.04	9.83
4	0.73	80.54	0.39	3.42	15.65
5	0.90	75.26	1.83	7.15	15.75
6	1.14	72.64	3.24	9.46	14.66
7	1.37	68.54	5.50	12.33	13.62
8	1.60	64.22	8.79	15.23	11.76
9	1.80	62.64	9.88	16.65	10.83

Fuente: elaboración propia.

En este contexto, los resultados obtenidos tanto por el análisis de cointegración (largo plazo) como por el de descomposición de la varianza (corto plazo), son consistentes con una política monetaria que además de priorizar la estabilidad de precios (frente a la producción económica), se mantiene *inflexible* a través del tiempo; es decir, la función de reacción del Banco de México, supone un anclaje intertemporal de sus metas de inflación, con la tasa de interés nominal y tipo de cambio real como sus instrumentos de trabajo.

3.3 Evidencia estadística

Para tener en una mejor perspectiva los resultados anteriores, a continuación se comparan algunos datos relevantes sobre las metas de inflación en México, así como del resto de economías en América Latina que siguen la estrategia. Empezando con sus intervalos de inflación (tabla 7), Brasil y Guatemala tienen los rangos más flexibles, Chile, Colombia y México están en la media de la muestra, y Perú es la economía que permite la menor discrecionalidad. Si se contabilizan los años en que cada país ha mantenido su nivel general de precios en los intervalos deseados, Colombia es la economía con los mejores resultados (64.71%), Brasil, Chile y Perú (el menos flexible) tienen una efectividad cercana al 50%, y México y Guatemala son las economías con los peores resultados (47.06 y 41.18%, respectivamente) (véase nuevamente tabla 7).

Tabla 7
Metas de inflación (MI) y nivel general de precios (INPC) en América Latina

Años	Brasil ^a		Chile ^b		Colombia ^c		Guatemala ^d		México ^e		Perú ^f	
	MI	INPC	MI	INPC	MI	INPC	MI	INPC	MI	INPC	MI	INPC
1999	8±2	4.86	3±1	3.33	15	10.87	5-7	5.22	13	16.59	-	3.47
2000	6±2	7.04	3±1	3.84	10	9.22	5-7	5.98	10	9.49	-	3.76
2001	4±2	6.84	3±1	3.57	8	7.97	4-6	7.28	6.5	6.37	-	1.98
2002	3.5±2	8.45	3±1	2.49	6	6.35	4-6	8.13	3±1	5.03	2.5±1	0.19
2003	3.25±2	14.72	3±1	2.81	5.5±0.5	7.13	4-6	5.60	3±1	4.55	2.5±1	2.26
2004	3.75±2.5	6.60	3±1	1.05	5.5±0.5	5.90	4-6	7.58	3±1	4.69	2.5±1	3.66
2005	4.5±2.5	6.87	3±1	3.06	5±0.5	5.05	4-6	9.11	3±1	3.99	2.5±1	1.62
2006	4.5±2	4.18	3±1	3.39	4.5±0.5	4.30	6±1	6.56	3±1	3.63	2.5±1	2.00
2007	4.5±2	3.64	3±1	4.41	4±0.5	5.54	5±1	6.82	3±1	3.97	2±1	1.78
2008	4.5±2	5.68	3±1	8.72	4±0.5	7.00	5.5±1.5	11.36	3±1	5.12	2±1	5.79

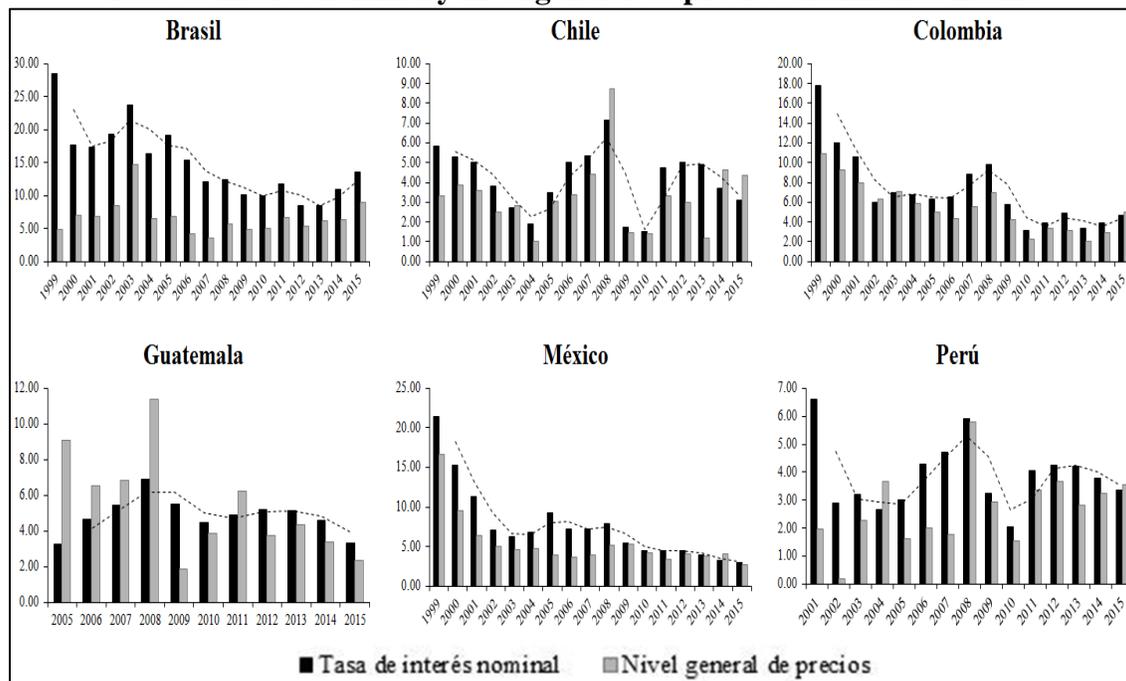
2009	4.5±2	4.89	3±1	1.48	5±0.5	4.20	5±1	1.86	3±1	5.30	2±1	2.94
2010	4.5±2	5.04	3±1	1.41	3±1	2.27	5±1	3.86	3±1	4.16	2±1	1.53
2011	4.5±2	6.64	3±1	3.34	3±1	3.42	4.5±1	6.22	3±1	3.41	2±1	3.37
2012	4.5±2	5.40	3±1	3.01	3±1	3.17	4±1	3.78	3±1	4.11	2±1	3.66
2013	4.5±2	6.20	3±1	1.21	3±1	2.02	4±1	4.34	3±1	3.81	2±1	2.81
2014	4.5±2	6.33	3±1	4.61	3±1	2.90	4±1	3.42	3±1	4.02	2±1	3.25
2015	4.5±2	9.03	3±1	4.35	3±1	4.99		2.39	3±1	2.72	2±1	3.55
Efect.	10/17=58.82%		9/17=52.94%		11/17=64.71%		7/17=41.18%		8/17=47.06%		7/14=50.00%	
Para las metas de inflación, véase BCB (2017) ^a , BCCh (2007) ^b , BANREP (2017) ^c , BANGUAT (2015, 2017) ^d , BANXICO (2017a) ^e , Pérez-Laurrabaquio (2014) ^e y BCRP (2002, 2007) ^f . Si no existe un rango de inflación, el éxito de la estrategia se contabiliza cuando el INPC es menor (o igual) a su meta numérica.												

Fuente: elaboración propia con datos de la CEPAL.

En la fijación de sus tasas de política hacia el oportuno cumplimiento de las metas de inflación (figura 1), Brasil es el único país que en todo momento mantiene a su tasa de interés por encima de la inflación general, México no logra hacerlo en 2014, Perú en 2004 y 2015, Colombia en 2002-2003 y 2015, Chile en 2003, 2008 y 2014-2015, y Guatemala en 2005-2008 y 2011.⁹ Incluyendo en el análisis a sus tasas de crecimiento económico (tabla 8), Chile, Colombia, Guatemala y Perú tienen los mejores resultados (superiores al 3.5%), Brasil se halla en el penúltimo sitio (2.91%), y finalmente se encuentra México (2.52%). En este sentido, a pesar de que economías como la brasileña mantienen una estricta política monetaria, la tasa de crecimiento de su PIB supera lo mostrado por países como México, donde una tasa de interés más baja (y relativamente estable), no tiene los resultados esperados en el estímulo de su actividad económica.

⁹ La importancia de mantener a la tasa de política por encima del nivel general de precios, radica en que un adecuado manejo de la misma, supone que las presiones de inflación se eliminen con incrementos más que proporcionales por parte de la tasa de interés nominal (véase nuevamente apartado 2.1).

Figura 1
Tasa de interés nominal y nivel general de precios en América Latina



Fuente: elaboración propia con datos de la CEPAL.

Tabla 8
Crecimiento del PIB a precios constantes en América Latina (%)

Años	Brasil	Chile	Colombia	Guatemala	México	Perú
2000	4.39	4.49	2.92	3.61	6.59	2.69
2001	1.39	3.38	1.68	2.33	-0.03	0.62
2002	3.05	2.18	2.50	3.87	0.77	5.45
2003	1.14	3.92	3.92	2.53	1.39	4.17
2004	5.76	6.04	5.33	3.15	4.21	4.96
2005	3.20	5.56	4.71	3.26	3.08	6.29
2006	3.96	4.59	6.70	5.38	4.98	7.53
2007	6.07	4.60	6.90	6.30	3.22	8.52
2008	5.09	3.66	3.55	3.28	1.38	9.13
2009	-0.13	-1.04	1.65	0.53	-4.74	1.10
2010	7.53	5.75	3.97	2.87	5.20	8.33
2011	3.91	5.84	6.59	4.16	3.92	6.33
2012	1.92	5.46	4.04	2.97	4.04	6.14
2013	3.01	3.98	4.87	3.70	1.41	5.85
2014	0.10	1.88	4.39	4.17	2.25	2.35
2015	-3.85	2.31	3.08	4.15	2.61	3.25
Promedio	2.91	3.91	4.18	3.52	2.52	5.17

Unidades en millones de dólares.

Fuente: elaboración propia con datos de la CEPAL.

Retomando el análisis de economías abiertas, al contabilizar el número de años en que cada país ha mantenido su tipo de cambio real apreciado, Guatemala se encuentra en la cima con catorce de dieciséis ocasiones, le sigue Brasil con nueve, Chile y Perú con siete, y Colombia y México con seis (tabla 9). En el caso que nos compete, aunque la variación del tipo de cambio en México es la única que mantiene una trayectoria depreciativa a lo largo de la muestra (figura 2), sus escasas apreciaciones cambiarias tienen una de las mayores incidencias en el cumplimiento de las metas de inflación: del total de años en los que se ha apreciado su tipo de cambio, en el 66.76% de ellos se ha cumplido con las metas de inflación (parámetro τ de la tabla 9).¹⁰ Por consiguiente, a diferencia del resto de economías en América Latina que siguen la estrategia, las políticas monetaria y cambiaria de México conservan una regularidad de importancia: el cumplimiento de sus metas de inflación es consistente con la apreciación de los términos de intercambio; en otras palabras: el tipo de cambio real en México se manifiesta (nuevamente) como un *instrumento intermedio* del banco central

Tabla 9
Apreciación cambiaria y cumplimiento de las metas de inflación en América Latina

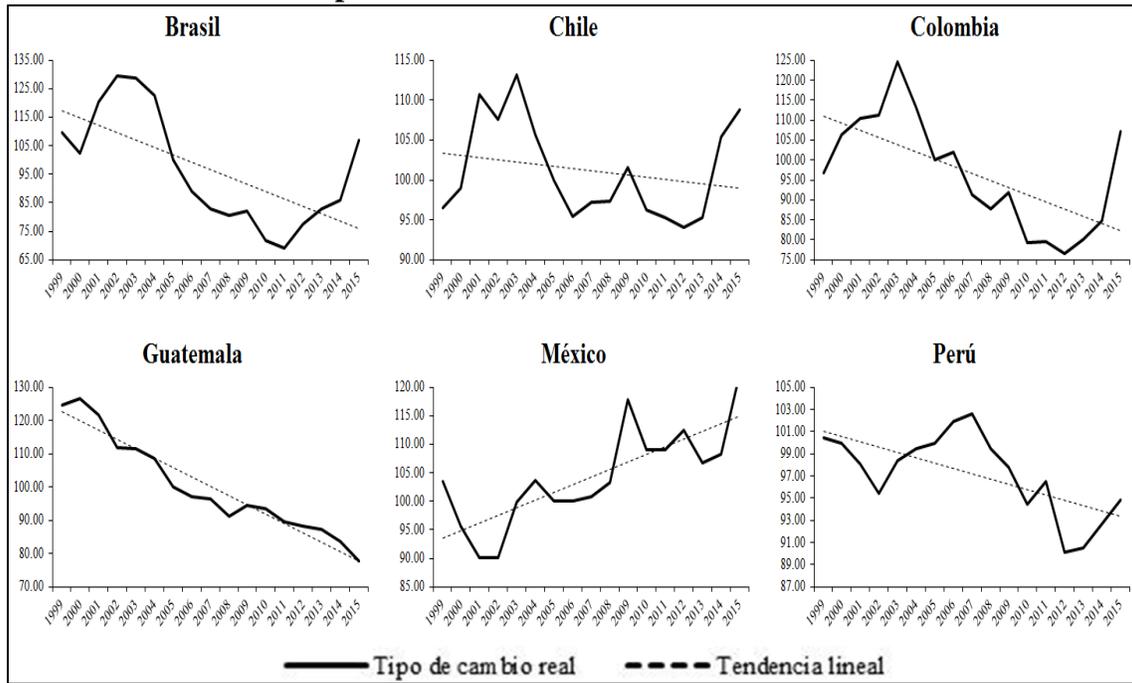
Años	Brasil		Chile		Colombia		Guatemala		México		Perú	
	e_t	MI	e_t	MI								
1999	109.51	✗	96.56	✓	96.73	✓	124.57	✓	103.48	✗	100.43	-
2000	102.30	✓	98.97	✓	106.40	✓	126.53	✓	95.70	✓	99.93	-
2001	120.56	✗	110.71	✓	110.48	✓	121.72	✗	90.17	✓	98.12	-
2002	129.50	✗	107.53	✓	111.26	✗	112.00	✗	90.03	✗	95.41	✗
2003	128.96	✗	113.14	✓	124.55	✗	111.66	✓	99.94	✗	98.42	✓
2004	122.59	✗	105.64	✗	113.07	✓	108.49	✗	103.72	✗	99.44	✗
2005	100.00	✓	100.00	✓	100.00	✓	100.00	✗	100.00	✓	100.00	✓
2006	89.01	✓	95.46	✓	101.87	✓	97.05	✓	100.02	✓	101.91	✓
2007	82.78	✓	97.15	✗	91.37	✗	96.42	✗	100.88	✓	102.60	✓
2008	80.41	✓	97.30	✗	87.79	✗	91.23	✗	103.37	✗	99.49	✗
2009	82.30	✓	101.61	✗	91.76	✗	94.38	✗	117.94	✗	97.78	✓
2010	71.98	✓	96.25	✗	79.29	✓	93.52	✗	109.06	✗	94.42	✓
2011	69.17	✗	95.26	✓	79.46	✓	89.49	✗	109.06	✓	96.55	✗
2012	77.66	✓	94.01	✓	76.51	✓	88.31	✓	112.59	✗	90.14	✗
2013	83.08	✓	95.24	✗	80.10	✓	87.24	✓	106.78	✓	90.56	✓
2014	85.79	✓	105.36	✗	84.81	✓	83.83	✓	108.25	✗	92.68	✗
2015	106.88	✗	108.85	✗	107.32	✗	77.86	✗	122.43	✓	94.80	✗
↓ e_t	9		7		6		14		6		7 (5) ^a	
τ		6		5		4		5		4		2
Efect. (τ)	6/9=66.67%		5/7=71.43%		4/6=66.67%		5/14=35.71%		4/6=66.67%		2/5=40.00%	

En **obscuro** las apreciaciones del tipo de cambio (↓ e_t).
 τ = Años en los que el cumplimiento de las metas de inflación coincide con la apreciación del tipo de cambio.
^a/ Apreciaciones cambiarias con el régimen de metas de inflación.

Fuente: elaboración propia con datos de la CEPAL.

¹⁰ Si se contabilizan los años 2006 y 2011 en los que presumiblemente se sigue en México un “miedo a flotar”, la efectividad de su política cambiaria sería del 75%, lo cual la colocaría como la primera de la lista.

Figura 2
Tipo de cambio real en América Latina



Fuente: elaboración propia con datos de la CEPAL.

4. Conclusiones

En la contribución del análisis de economías abiertas con imperfecta movilidad de capitales, en este trabajo se investigó «el rol del tipo de cambio real en México durante el esquema de metas de inflación». Tomando como marco de referencia la política monetaria de la Nueva Macroeconomía Keynesiana, en la sección 2 se construyó una regla monetaria de tasa de interés, propia de una economía como la mexicana: pequeña, abierta, con tipo de cambio intervenido (*de facto*) y banca central independiente. Entre sus particularidades, la función de reacción incorpora a la brecha de inflación y brecha del producto como sus objetivos de política monetaria, y a la tasa de interés nominal y tipo de cambio real como sus instrumentos de trabajo.

Para su tratamiento empírico, con la selección de los modelos autorregresivos como el mecanismo de validación más apropiado en la estimación de las reglas de política, en la sección 3 se estimó un Vector de Corrección del Error para el periodo 2003M10-2015M01. En su análisis de cointegración (tabla 5), la tasa de interés nominal responde significativamente a las variaciones de la brecha de inflación y tipo de cambio real, mientras que la brecha del producto, no tiene una significancia estadística en la determinación de la política monetaria. En su análisis de descomposición de la varianza (tabla 6), la brecha de inflación y tipo de cambio real son las variables de mayor importancia en la determinación de la tasa de interés, y en última instancia se encuentra la brecha del producto.

En relación a la evidencia estadística (1999-2015), al compararse el funcionamiento de las metas de inflación en el país con el resto de economías en América Latina que siguen la estrategia, se encuentra lo siguiente: (i) el éxito de las metas de inflación en México se asume como moderado (del 47%), ya que países como Brasil, Chile, Colombia y Perú, tienen una mayor

efectividad en el cumplimiento de sus rangos de inflación (tabla 7); (ii) con una tasa de interés relativamente baja y estable (figura 1), la política monetaria de México no tiene los resultados esperados en el estímulo de su actividad económica (tabla 8), lo que si ocurre en economías como la brasileña, a pesar de mantener una estricta política monetaria; y (iii) con una sobresaliente depreciación de los términos de intercambio (figura 2), las escasas apreciaciones del tipo de cambio en México, tienen una de las mayores incidencias en el cumplimiento de sus metas de inflación (tabla 9).

Por consiguiente, tanto en su enfoque econométrico como estadístico, la evidencia aquí presentada describe al régimen de metas de inflación en el país como un *sistema híbrido*, donde la tasa de interés nominal (*instrumento de política*) y las apreciaciones del tipo de cambio real (*instrumento intermedio*), tienen como primordial objetivo, la estabilización de la inflación dentro de una meta numérica.

Finalmente, aunque en años recientes las recurrentes apreciaciones del tipo de cambio en América Latina han sido documentadas bajo el nombre de “miedo a depreciar” (Barbosa-Filho, 2015; Ros, 2015), lo que parece prevalecer en la política cambiaria de México es más bien una flotación *acomodaticia*: apreciación (o depreciación) del tipo de cambio, dependiendo de la situación económica en vigencia. Pero, como es lógico, para formalizar adecuadamente estas observaciones, haría falta analizar con mayor detalle, en qué medida el Banco de México ha pretendido estabilizar a su tipo de cambio, así como las actuaciones que ha emprendido para conseguirlo.

5. Bibliografía

1. ANGERIZ, Á., Arestis, P. (2009). Objetivo de inflación: evaluación de la evidencia. *Investigación Económica*, 68(SPE.), 21-46.
2. ARESTIS, P., Sawyer, M.C. (2003). Inflation targeting: a critical appraisal. Levy Economics Institute of Bard College, Working Paper 388.
3. ARTÍS, M., López, E., Sansó, A., Suriñach, J. (1995). *Análisis económico regional: nociones básicas de la teoría de la cointegración*. Antoni Bosch editor, Barcelona.
4. BALL, C.P., Reyes, J. (2004). Inflation targeting of fear of floating in disguise: the case of Mexico. *International Journal of Finance & Economics*, 9(1), 49-69.
5. BALL, L.M. (1997). Efficient rules for monetary policy. National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper 5952.
6. BALL, L.M. (1998). Policy rules for open economies. NBER, Working Paper 6760.
7. BANGUAT (Banco Central de Guatemala). (2015). Evaluación de la política monetaria, cambiaria y crediticia, a noviembre de 2015, y perspectivas económicas para 2016. <http://www.banguat.gob.gt/inc/main.asp?id=121516&aud=1&lang=1> [Accedido Junio 25, 2017].
8. BANGUAT. (2017). Evaluaciones de política monetaria, cambiaria y crediticia 1998-2014. <http://www.banguat.gob.gt/inc/main.asp?id=119371&aud=1&lang=1> [Accedido Junio 25, 2017].
9. BANREP (Banco de la República-Colombia). (2017). Meta de inflación. <http://www.banrep.gov.co/es/meta-inflacion> [Accedido Junio 25, 2017].
10. BANXICO. (2017a). Esquema de objetivos de inflación. <http://www.banxico.org.mx/divulgacion/politica-monetaria-e-inflacion/politica->

- monetaria-inflacion.html#Esquemadeobjetivosdeinflacion [Accedido Diciembre 25, 2017].
11. BANXICO. (2017b). Índice de tipo de cambio real. <http://www.banxico.org.mx/SieInternet/consultarDirectorioInternetAction.do?sector=6&accion=consultarCuadro&idCuadro=CR60&locale=es> [Accedido Diciembre 25, 2017].
 12. BARBOSA-FILHO, N.H. (2015). Monetary policy with a volatile exchange rate: the case of Brazil since 1999. *Comparative Economic Studies*, 57(3), 401-425.
 13. BCB (Banco Central de Brasil). (2017). Histórico das metas para inflação. <http://www.bcb.gov.br/pt-br/#!/n/SISMETAS> [Accedido Junio 25, 2017].
 14. BCCh (Banco Central de Chile). (2007). La política monetaria del Banco Central de Chile en el marco de metas de inflación. https://books.google.com.mx/books/about/La_pol%C3%ADtica_monetaria_del_Banco_Central.html?id=zOi2AAAAIAAJ&redir_esc=y [Accedido Junio 25, 2017].
 15. BCRP (Banco Central de Reserva del Perú). (2002). Programa monetario para el año 2002: enero 2002. <http://www.bcrp.gob.pe/politica-monetaria/notas-informativas-del-programa-monetario.html> [Accedido Junio 25, 2017].
 16. BCRP. (2007). Nota informativa: BCRP reduce meta de inflación a 2,0 por ciento. <http://www.bcrp.gob.pe/politica-monetaria/notas-informativas-del-programa-monetario.html> [Accedido Junio 25, 2017].
 17. BERNANKE, B.S., Mishkin, F.S. (1997). Inflation targeting: a new framework for monetary policy? NBER, Working Paper 5893.
 18. BEST, G. (2013). Fear of floating or monetary policy as usual? A structural analysis of Mexico's monetary policy. *The North American Journal of Economics and Finance*, 24, 45-62.
 19. BLINDER, A.S. (1999). *El banco central: teoría y práctica*. Antoni Bosch editor, Barcelona.
 20. BRNZ (Banco de la Reserva de Nueva Zelanda). (1990). Policy targets agreement for 1990. <http://www.rbnz.govt.nz/monetary-policy/policy-targets-agreements/pta1990-mar> [Accedido Diciembre 25, 2017].
 21. CALVO, G.A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
 22. CALVO, G.A., Reinhart, C.M. (2000). Fear of floating. NBER, Working Paper 7993.
 23. CÁMARA DE DIPUTADOS. (1993) [1917]. *Constitución Política de los Estados Unidos Mexicanos*. <http://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/ref/cpeum.htm> [Accedido Diciembre 25, 2017].
 24. CARRASCO, M., Schmidt-Hebbel, K. (2016). The past and future of inflation targeting: implications for emerging-market and developing economies. En: Ghate, C., Kletzer, K.M. (Eds.), *Monetary policy in India: a modern macroeconomic perspective*. Springer, Nueva Delhi. pp. 583-622.
 25. CECHETTI, S.G., Ehrmann, M. (1999). Does inflation targeting increase output volatility? An international comparison of policymakers' preferences and outcomes. NBER, Working Paper 7426.
 26. CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe). (2017). Estadísticas e Indicadores. http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/WEB_CEPALSTAT/estadisticasIndicadores.asp?idioma=e [Accedido Junio 25, 2017].

27. CERMEÑO, R., Orellana, J., Villagómez, F.A. (2012). Monetary policy rules in a small open economy: an application to Mexico. *Journal of Applied Economics*, 15(2), 259-286.
28. CHAMON, M., Ghosh, A.R., Ostry, J.D. (2016). Two targets, two instruments: monetary and exchange rate policies in emerging market economies. *Journal of International Money and Finance*, 60, 172-196.
29. CLARIDA, R.H., Galí, J., Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. NBER, Working Paper 7147.
30. CLARIDA, R.H., Galí, J., Gertler, M. (2001). Optimal monetary policy in closed versus open economies: an integrated approach. NBER, Working Paper 8604.
31. CORBO, V., Landerretche, O., Schmidt-Hebbel, K. (2001). Assessing inflation targeting after a decade of world experience. *International Journal of Finance & Economics*, 6(4), 343-368.
32. DE MELLO, L., Moccero, D. (2007). Monetary policy and macroeconomic stability in Latin America: the cases of Brazil, Chile, Colombia and Mexico. OCDE-Departamento de Economía, Working Paper 545.
33. DE PAULA, L.F., Ferrari-Filho, F. (2010). Arestis and Sawyer's criticism on the New Consensus Macroeconomics: some issues related to emerging countries. En: Fontana, G., McCombie, J., Sawyer, M.C. (Eds.), *Macroeconomics, finance and money: essays in honour of Philip Arestis*. Palgrave Macmillan, Hampshire. pp. 19-34.
34. EViews. (2015). *EViews 9 user's guide II*. IHS Global Inc, Irvine-CA.
35. GARCÍA-SOLANES, J., Torrejón-Flores, F. (2012). La fijación de metas de inflación da buenos resultados en América Latina. *Revista CEPAL*, (106), 37-55.
36. GERDESMEIER, D., Roffia, B. (2003). Empirical estimates of reaction functions for the euro area. Banco Central Europeo, Working Paper 206.
37. GERLACH, S., Schnabel, G. (2000). The Taylor rule and interest rates in the EMU area. *Economics Letters*, 67(2), 165-171.
38. GLUZMANN, P.A., Levy-Yeyati, E., Sturzenegger, F. (2013). Fear of appreciation. *Journal of Development Economics*, 101, 233-247.
39. GONÇALVES, C.E.S., Salles, J.M. (2008). Inflation targeting in emerging economies: what do the data say? *Journal of Development Economics*, 85(1), 312-318.
40. GUZMÁN, M., Ocampo, J.A., Stiglitz, J.E. (2017). Real exchange rate policies for economic development. NBER, Working Paper 23868.
41. HAMMOND, G. (2012). State of the art of inflation targeting. Banco de Inglaterra, Handbook 29.
42. INEGI. (2017). Banco de Información Económica. <http://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/> [Accedido Diciembre 25, 2017].
43. JOHANSEN, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press, Oxford.
44. LEITEMO, K., Söderström, U. (2008). Robust monetary policy in a small open economy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(10), 3218-3252.
45. LEVY-YEYATI, E., Sturzenegger, F. (2007). Fear of floating in reverse: exchange rate policy in the 2000s. LACEA-LAMES Annual Meetings.
46. LEVY-YEYATI, E., Sturzenegger, F. (2009). (The effect of) monetary and exchange rate policies (on development). Escuela de Negocios-Universidad Torcuato Di Tella, Documento de Trabajo 03/2009.
47. LIBMAN, E. (2017). Una nota sobre la devaluación contractiva bajo un esquema de metas de inflación. *El Trimestre Económico*, 84(336), 869-898.

48. LÜTKEPOHL, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer, Berlín.
49. MASSON, P.R., Savastano, M.A., Sharma, S. (1997). The scope for inflation targeting in developing countries. Fondo Monetario Internacional (FMI), Working Paper 97/130.
50. MISHKIN, F.S. (2000). Inflation targeting in emerging market countries. NBER, Working Paper 7618.
51. MISHKIN, F.S. (2004). Can inflation targeting work in emerging market countries? NBER, Working Paper 10646.
52. NEUMANN, M.J.M., Von Hagen, J. (2002). Does inflation targeting matter? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 84(4), 127-148.
53. PÉREZ-LAURRABAQUIO, O. (2012). Un estudio empírico de la Regla de Taylor para México. *Economía Informa*, (375), 55-67.
54. PÉREZ-LAURRABAQUIO, O. (2014). Relación no lineal entre la inflación y crecimiento económico: la experiencia de México. *Problemas del Desarrollo*, 45(177), 141-167.
55. PONTINES, V., Siregar, R.Y. (2012a). Exchange rate asymmetry and flexible exchange rates under inflation targeting regimes: evidence from four East and Southeast Asian countries. *Review of International Economics*, 20(5), 893-908.
56. PONTINES, V., Siregar, R.Y. (2012b). Fear of appreciation in East and Southeast Asia: the role of the Chinese renminbi. *Journal of Asian Economics*, 23(4), 324-334.
57. PONTINES, V., Siregar, R.Y. (2015). Do Asian countries fear appreciation against the renminbi? En: Corbett, J., Xu, Y. (Eds.), *Rebalancing economies in financially integrating East Asia*. Routledge-ERIA Studies in Development Economics, Abingdon y Nueva York. pp. 75-101.
58. RAMOS-FRANCIA, M., Torres, A. (2005). Reducing inflation through inflation targeting: the Mexican experience. BANXICO, Documento de Trabajo 2005-01.
59. RAPETTI, M., Razmi, A., Skott, P. (2012). The real exchange rate and economic development. *Structural Change and Economic Dynamics*, 23(2), 151-169.
60. ROGER, S., Stone, M.R. (2005). On target? The international experience with achieving inflation targets. FMI, Working Paper 05/163.
61. ROS, J. (2015). Central bank policies in Mexico: targets, instruments, and performance. *Comparative Economic Studies*, 57(3), 483-510.
62. SCHMIDT-HEBBEL, K., Werner, A. (2002). Inflation targeting in Brazil, Chile, and Mexico: performance, credibility, and the exchange rate. BCCh, Documento de Trabajo 171.
63. STERNE, G. (2001). Inflation targets in a global context. BCCh, Documento de Trabajo 114.
64. SVENSSON, L.E.O. (1996). Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets. NBER, Working Paper 5797.
65. SVENSSON, L.E.O. (1998). Open-economy inflation targeting. NBER, Working Paper 6545.
66. SVENSSON, L.E.O. (2001). Independent review of the operation of monetary policy in New Zealand: report of the Minister of Finance. <https://www.rbnz.govt.nz/monetary-policy/about-monetary-policy/independent-review-of-the-operation-of-monetary-policy-2> [Accedido Diciembre 25, 2017].
67. TAYLOR, J.B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.

68. TAYLOR, J.B. (1998). An historical analysis of monetary policy rules. NBER, Working Paper 6768.
69. TAYLOR, J.B. (2001). The role of the exchange rate in monetary-policy rules. *American Economic Review*, 91(2), 263-267.
70. WOOLDRIDGE, J.M. (2016). *Introductory econometrics: a modern approach*. South-Western, Mason.

6. Anexo Estadístico

6.1 Regla de política

Tomando a los shocks de $\tilde{\pi}_t$, \tilde{y}_t y e_t como las variables de estado de las ecuaciones (1), (2) y (3), se forma el siguiente sistema matricial:

$$\begin{bmatrix} \tilde{\pi}_t \\ \tilde{y}_t \\ e_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{\tilde{\pi}} & a_{\tilde{y}} & a_e \\ b_{\tilde{\pi}} & b_{\tilde{y}} & b_e \\ c_{\tilde{\pi}} & c_{\tilde{y}} & c_e \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{\tilde{\pi}} \\ \varepsilon_t^{\tilde{y}} \\ \varepsilon_t^e \end{bmatrix} \dots\dots\dots (A.1)$$

Resolviendo para cada variable:

$$\tilde{\pi}_t = a_{\tilde{\pi}}\varepsilon_t^{\tilde{\pi}} + a_{\tilde{y}}\varepsilon_t^{\tilde{y}} + a_e\varepsilon_t^e \dots\dots\dots (A.2)$$

$$\tilde{y}_t = b_{\tilde{\pi}}\varepsilon_t^{\tilde{\pi}} + b_{\tilde{y}}\varepsilon_t^{\tilde{y}} + b_e\varepsilon_t^e \dots\dots\dots (A.3)$$

$$e_t = c_{\tilde{\pi}}\varepsilon_t^{\tilde{\pi}} + c_{\tilde{y}}\varepsilon_t^{\tilde{y}} + c_e\varepsilon_t^e \dots\dots\dots (A.4)$$

Las expresiones (A.2), (A.3) y (A.4) son las formas reducidas de la brecha de inflación, brecha del producto y tipo de cambio real.

Para definir los valores de a_j y c_j presentes en la regla de política de la ecuación (13), se empieza por sustituir a \tilde{y}_t de la ecuación (10) en (1), y a i_t de la ecuación (11) en (3):

$$B\tilde{\pi}_t = \alpha E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \gamma e_t + \varepsilon_t^{\tilde{\pi}} \dots\dots\dots (A.5)$$

$$B \equiv (1 + \beta A) > 0$$

$$De_t = DE_t e_{t+1} - C\tilde{\pi}_t + CE_t \tilde{\pi}_{t+1} + (i_t^* - E_t \pi_{t+1}^*) - \delta^{-1} \varepsilon_t^{\tilde{y}} + \varepsilon_t^e \dots\dots\dots (A.6)$$

$$C \equiv (\delta^{-1} A) > 0; \quad D \equiv (1 + \delta^{-1} \theta) > 0$$

Con la persistencia de los valores futuros y de las variables del exterior como exógenas:

$$B\tilde{\pi}_t = \gamma e_t + \varepsilon_t^{\tilde{\pi}} \dots\dots\dots (A.7)$$

$$De_t = -C\tilde{\pi}_t - \delta^{-1} \varepsilon_t^{\tilde{y}} + \varepsilon_t^e \dots\dots\dots (A.8)$$

Para eliminar a la brecha de inflación y tipo de cambio real de las ecuaciones (A.7) y (A.8), se sustituye en cada una de ellas las expresiones (A.2) y (A.4):

$$B(a_{\tilde{\pi}}\varepsilon_t^{\tilde{\pi}} + a_{\tilde{y}}\varepsilon_t^{\tilde{y}} + a_e\varepsilon_t^e) = \gamma(c_{\tilde{\pi}}\varepsilon_t^{\tilde{\pi}} + c_{\tilde{y}}\varepsilon_t^{\tilde{y}} + c_e\varepsilon_t^e) + \varepsilon_t^{\tilde{\pi}} \dots\dots\dots (A.9)$$

$$D(c_{\tilde{\pi}}\varepsilon_t^{\tilde{\pi}} + c_{\tilde{y}}\varepsilon_t^{\tilde{y}} + c_e\varepsilon_t^e) = -C(a_{\tilde{\pi}}\varepsilon_t^{\tilde{\pi}} + a_{\tilde{y}}\varepsilon_t^{\tilde{y}} + a_e\varepsilon_t^e) - \delta^{-1} \varepsilon_t^{\tilde{y}} + \varepsilon_t^e \dots\dots\dots (A.10)$$

Por el método de coeficientes indeterminados:

$$a_{\tilde{\pi}} = \frac{\gamma c_{\tilde{\pi}}}{B} + \frac{1}{B}; \quad a_{\tilde{y}} = \frac{\gamma c_{\tilde{y}}}{B}; \quad a_e = \frac{\gamma c_e}{B} \dots\dots\dots (A.11)$$

$$c_{\tilde{\pi}} = -\frac{a_{\tilde{\pi}} C}{D}; \quad c_{\tilde{y}} = -\frac{a_{\tilde{y}} C}{D} - \frac{\delta^{-1}}{D}; \quad c_e = -\frac{a_e C}{D} + \frac{1}{D} \dots\dots\dots (A.12)$$

Combinando ambas expresiones, se obtienen finalmente los valores deseados:

$$a'_{\tilde{\pi}} = \frac{D}{E}; \quad a'_{\tilde{y}} = -\frac{\gamma \delta^{-1}}{E}; \quad a'_e = \frac{\gamma}{E} \dots\dots\dots (A.13)$$

$$c'_{\tilde{\pi}} = -\frac{C}{E}; \quad c'_{\tilde{y}} = -\frac{\delta^{-1} B}{E}; \quad c'_e = \frac{B}{E} \dots\dots\dots (A.14)$$

$$E \equiv (\gamma C + BD) > 0$$

Donde a'_{π} , a'_e y c'_e son positivos, y $a'_{\tilde{y}}$, c'_{π} y $c'_{\tilde{y}}$ negativos.

6.2 Modelo VEC

Tabla A.1
Autocorrelación

Rezagos	Est. LM	Rezagos	Est. LM
1	0.55	7	0.90
2	0.65	8	0.80
3	0.72	9	0.03
4	0.07	10	0.67
5	0.17	11	0.51
6	0.18	12	0.33

H₀ = No correlación serial.

Fuente: elaboración propia.

Tabla A.2
Normalidad

Residuales	Lütkepohl
ϵ_t^i	0.21
$\epsilon_t^{\tilde{y}}$	0.35
ϵ_t^e	0.08
ϵ_t^{π}	0.30
Conjunta	0.13

H₀ = Normalidad multivariante.

Fuente: elaboración propia.

Tabla A.3
Heteroscedasticidad

Residuales	Wald (chi ²)
ϵ_t^i	0.00
$\epsilon_t^{\tilde{y}}$	0.00
ϵ_t^e	0.00
ϵ_t^{π}	0.00

H₀ = Caminata aleatoria.

Fuente: elaboración propia.