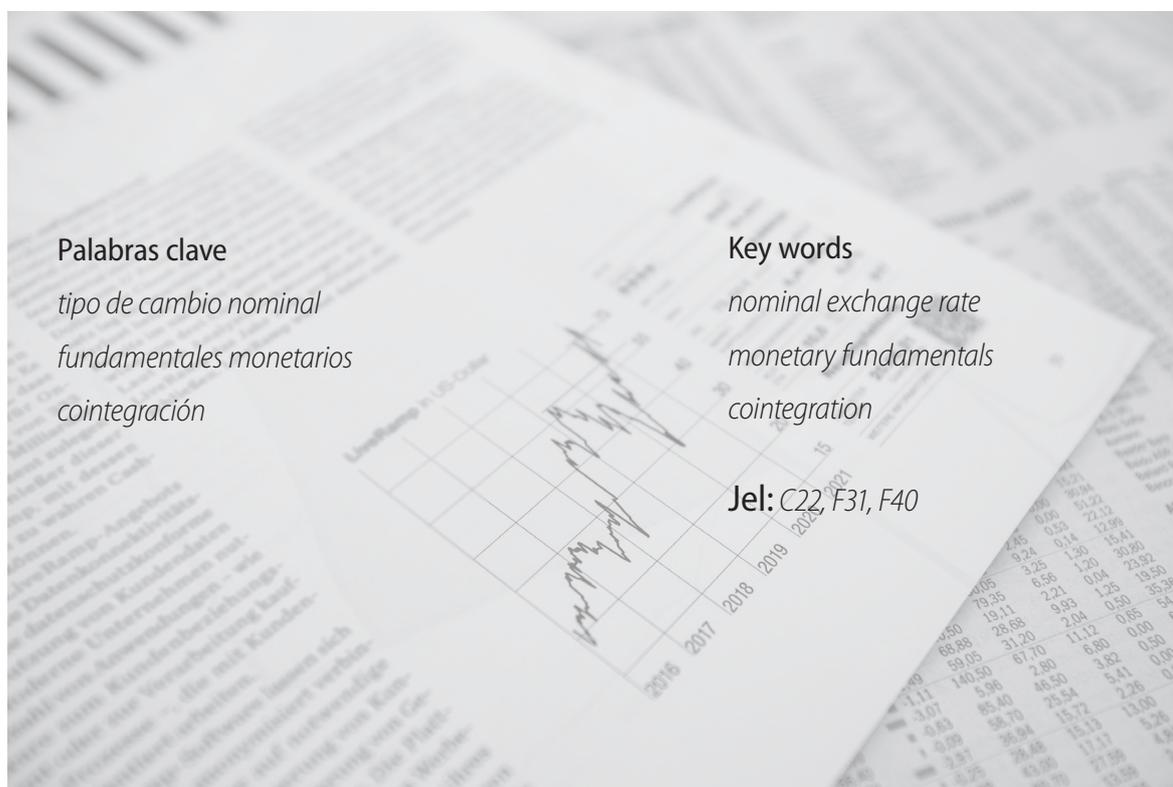


# Modelo Monetario del Tipo de Cambio. Un análisis de cointegración (*The Monetary Model of Exchange Rate. Cointegration Analysis*) Horacio Catalán Alonso\*

16



## Palabras clave

*tipo de cambio nominal*  
*fundamentales monetarios*  
*cointegración*

## Key words

*nominal exchange rate*  
*monetary fundamentals*  
*cointegration*

**Jel:** C22, F31, F40

\* Profesor de la Facultad de Economía de la UNAM.

## Resumen

Este artículo aplica el procedimiento de cointegración de Johansen para examinar la validez de cinco versiones del modelo monetario: el de precios flexibles, precios fijos, diferencial de tasa de inflación, diferencial de tasas de interés real y de expectativas hacia adelante. Para el caso del tipo de cambio pesos mexicanos por dólar de Estados Unidos, para el periodo 1994q1-2018q4. Los resultados muestran que se puede identificar un vector de cointegración entre el tipo de cambio y los fundamentales monetarios tradicionales (diferenciales de oferta de dinero, producción y tasas de interés), probando distintas restricciones en los coeficientes del vector de cointegración. Los coeficientes de cointegración estimados fueron teóricamente consistentes con el modelo monetario de precios flexibles.

## Abstract

This paper applies the Johansen cointegration technique to examine the validity of five versions of the monetary model: flexible price, sticky-price, inflation rate differential, real interest rate differential and forward-looking expectations, for case of the exchange rate mexican pesos per unit dollar of United States over the period 1994q1-2018q4. A single cointegrating vector is identified between the nominal exchange rate and the traditional monetary fundamentals (money supply, output and interest rate differentials), testing different restrictions on the coefficients of the cointegration vector. The estimated cointegrating coefficients were theoretically consistent with the flexible price monetary model.

## I. Introducción

Ante el colapso del sistema de Bretton Woods en 1971, se inicia una etapa de alta volatilidad de las principales monedas de las economías desarrolladas, las cuales implementan regímenes de tipo de cambio flexible. En este contexto, se desarrollan distintos modelos teóricos sobre la determinación del tipo de cambio nominal, con el objetivo de entender el mecanismo que gobierna su comportamiento y su relación con otras variables macroeconómicas. Uno de los principales modelos teóricos desarrollados, es el caso el modelo monetario del tipo de cambio nominal (Mussa, 1976; Bilson, 1978). El cual propone que los movimientos en el tipo de cambio nominal no pueden ser explicados a partir del análisis convencional de oferta y demanda de un bien; toda vez que influye la percepción que tienen los agentes sobre el valor de cada una de las monedas (Almekinders, 1995). Es decir, depende de la cantidad que los agentes desean mantener de cada moneda.

Bajo este enfoque, los determinantes del tipo de cambio nominal se deben analizar a partir de la oferta y demanda de dinero en cada uno de los países (Chinn, 2012). Bajo esta premisa, se han desarrollado distintas variantes del modelo monetario, como es el caso del modelo de precios rígidos (Dornbusch, 1976), el cual concluye que una política monetaria restrictiva genera que el tipo de cambio aumente por arriba de su valor de equilibrio (sobrerreacción), dado que los precios son rígidos el ajuste a la condición de PPP es lento. El modelo monetario de diferencial de tasas de interés reales (Frankel, 1979). El modelo monetario con expectativas (Mussa, 1982), donde las variaciones del tipo de cambio reflejan tanto los cambios esperados en las variables exógenas como las expectativas ocasionadas por nueva

información. Cada uno de estos modelos tiene implicaciones diferentes sobre los determinantes del tipo de cambio. Sin embargo, el núcleo de las distintas hipótesis asume que el tipo de cambio nominal es un fenómeno monetario, lo cual no implica que sólo sea monetario toda vez que toma en cuenta factores reales (como la producción) que operan a través de los canales monetarios.

La evidencia empírica sobre los modelos estructurales es bastante amplia desde, el trabajo seminal de Engel y West (2005), que utilizando información trimestral (1974q1-2001q3) para 6 economías industrializadas y aplicando el método de cointegración de Johansen (1988), concluyen que no hay suficiente evidencia a favor de los distintos modelos monetarios. Un resultado similar se reporta en Afat, Gómez-Puig y Sosvilla-Rivero (2015), que utilizando información para 35 países de OCDE con datos mensuales de 1994 a 2005, muestran que en la mayoría de los casos no existe relación entre el tipo de cambio y los fundamentales macroeconómicos. En cambio, Bahmani-Oskooee, Hosny y Kishor (2015), utilizando la misma información que Engel y West (2005), aplican modelos autorregresivos de rezagos distribuidos (ARDL), y concluyen que si existe cointegración entre el tipo de cambio y sus fundamentales monetarios. Chin y Azali (2012), utilizando información trimestral (1980q1-2008q1) para 4 países de Asia, aplican el procedimiento de Johansen (1988) asumiendo cambio estructural, e imponen restricciones en los coeficientes de los vectores de cointegración y no rechazan las hipótesis del modelo monetario de precios flexibles y la de paridad de poder de compra.

También destacan trabajos que analizan una relación bilateral, como es el caso de Cívcar (2003), que reporta evidencia a favor de cointegración para el modelo de tasas de inte-

rés reales utilizando datos para Turquía con relación al dólar de Estados Unidos. Por su parte, Hina y Qayyum (2015), imponen restricciones en el vector de cointegración y validan el modelo monetario para el caso de Pakistán respecto al dólar. Zhang (2014), analiza el caso del yen japonés respecto al dólar y el euro, con datos mensuales (1999m1-2007m6), también prueba restricciones en la ecuación de cointegración y demuestra la validez del modelo monetario de precios flexibles. Tawadros (2017) con información trimestral para Australia y Nueva Zelanda, estiman distintos vectores de cointegración utilizando la metodología ARDL, y presentan evidencia a favor del modelo monetario de precios flexibles.

En el caso de la economía mexicana no existen trabajos que estimen las distintas especificaciones de los modelos estructurales del tipo de cambio. En la investigación de Torre (2009), reporta análisis bivariado de cointegración, entre el tipo de cambio y sus fundamentales, pero no prueban restricciones. Loría, Sánchez y Salgado (2010), reportan cointegración a favor del modelo monetario de precios flexibles, pero no prueban restricciones en los coeficientes, en ambos casos no se estiman otras especificaciones del modelo monetario. El principal objetivo del presente trabajo es mostrar evidencia empírica a favor del modelo monetario de precios flexibles del tipo de cambio nominal, entre el peso mexicano y el dólar de Estados Unidos, utilizando el procedimiento de cointegración de Johansen (1988) y probando distintas restricciones en los coeficientes de la ecuación de largo plazo, las cuales están asociadas a distintas variantes del modelo monetario. El artículo se integra por cuatro secciones, la primera comprende la presente introducción; la segunda se presentan las distintas especificaciones del modelo monetario; en la tercera se reporta la evidencia

empírica para el caso de la economía mexicana y finalmente las conclusiones.

## II. Modelo monetario del tipo de cambio nominal

La especificación del modelo monetario del tipo de cambio se puede realizar asumiendo el caso de dos países, cuya demanda por dinero es una función estable de un número limitado de variables económicas, tanto en el país local como en el externo, como se definen en las siguientes ecuaciones (MacDonald y Taylor, 1992):

$$(1) \quad m_t = p_t + k_1 y_t - \lambda_1 i_t$$

$$(2) \quad m_t^* = p_t^* + k_2 y_t^* - \lambda_2 i_t^*$$

Donde  $m_t$ ,  $p_t$ ,  $y_t$  e  $i_t$  representan el logaritmo natural del agregado monetario, logaritmo del nivel de precios, logaritmo del ingreso y la tasa de interés nominal, respectivamente.<sup>1</sup> Las variables con asterisco denotan al país externo, en tanto que  $k$  y  $\lambda$  son los parámetros que miden la elasticidad ingreso y la semielasticidad de la tasa de interés.<sup>2</sup> Resolviendo las ecuaciones (1) y (2) para el nivel de precios en cada país:

$$(3) \quad p_t = m_t - k_1 y_t + \lambda_1 i_t$$

$$(4) \quad p_t^* = m_t^* - k_2 y_t^* + \lambda_2 i_t^*$$

1 El ingreso real y la oferta monetaria se determinan de manera exógena. Esta proposición está asociada a la teoría cuantitativa del dinero. En tanto que la oferta monetaria es controlada por el banco central. Además, el dinero en el largo plazo no afecta a las variables reales de la economía (es neutral).

2 Se asume una relación estable en el tiempo entre saldos reales el ingreso y la tasa de interés. Los coeficientes  $k_1$  y  $k_2$  miden la elasticidad ingresos de la demanda de dinero, y los parámetros  $\lambda_1$  y  $\lambda_2$  la semielasticidad de a tasa de interés.

El segundo supuesto relevante, es el cumplimiento de la hipótesis de paridad de poder de compra (PPP), la cual se define como la identidad entre el tipo de cambio nominal ( $s_t$ ) y la relación de precios internos y externos, que expresado en logaritmo natural se representa como:

$$(5) \quad s_t = p_t - p_t^*$$

Sustituyendo las ecuaciones (3) y (4) en la ecuación (5), se obtiene un modelo de largo plazo para el tipo de cambio nominal. Una versión simplificada de este modelo se puede especificar, asumiendo que la elasticidad ingreso y la semielasticidad de la tasa de interés respecto a la demanda por dinero son iguales tanto para el país local y el exterior ( $k_t = k_2$  y  $\lambda_1 = \lambda_2$ ), así queda definido el modelo monetario del tipo de cambio de precios flexibles (MMPF) (Mussa, 1976; Bilson, 1978; MacDonald y Taylor, 1992):

$$(6) \quad s_t = (m_t - m_t^*) - k(y_t - y_t^*) + \lambda(i_t - i_t^*)$$

La ecuación (6), indica que el tipo de cambio nominal es determinado, en el largo plazo, por los diferenciales de agregados monetario, nivel de ingreso y de tasas de interés nominal. Un incremento en la oferta monetaria en el país local, en una mayor proporción respecto al exterior, tiene como resultado un aumento de los precios nacionales, y asumiendo la hipótesis de PPP, la moneda local se depreciaría en esa misma proporción que el aumento de la oferta monetaria. Los efectos del ingreso y la tasa de interés están asociados con la demanda por dinero. Un aumento en el nivel de ingreso interno provoca una mayor demanda de dinero por motivo transacción, ante una oferta monetaria fija, el mercado de dinero presenta un exceso de demanda, para reestablecer el equilibrio el

nivel de precios debe descender, bajo la hipótesis de PPP, el tipo de cambio se aprecia a fin de mantener equilibrio entre la oferta y la demanda de saldos reales.<sup>3</sup>

Una modificación importante al modelo es propuesta por Frenkel (1976), incorporando los efectos de la inflación en el tipo de cambio. Considerando la paridad descubierta de tasas de interés (PDTI), la cual indica la condición de equilibrio en el mercado de bonos,<sup>4</sup> y relaciona el diferencial entre la tasa de interés nacional y externa con la variación esperada del tipo de cambio ( $E_t s_{t+1} - s_t$ ):

$$(7) \quad i_t - i_t^* = E_t s_{t+1} - s_t$$

Sustituyendo el diferencial de tasas de interés por la variación esperada del tipo de cambio en la ecuación (6) y asumiendo que se cumple PPP en todo momento, la variación esperada del tipo de cambio es igual al diferencial de tasas inflación esperadas en ambos países,<sup>5</sup> esto es  $E_t s_{t+1} - s_t = (\pi_t^e - \pi_t^{e*})$ , la ecuación del tipo de cambio se puede definir como:

$$(8) \quad s_t = (m_t - m_t^*) - k(y_t - y_t^*) + \lambda(\pi_t^e - \pi_t^{e*})$$

3 En el esquema del MMPF, tanto las políticas monetarias restrictivas y expansivas generan que el tipo de cambio se deprecie. De tal forma que, las fluctuaciones del tipo de cambio están determinado por los requerimientos de saldos reales y en consecuencia el mercado de bienes resulta irrelevante para explicar al tipo de cambio.

4 Se asume que los bonos en ambos mercados son homogéneos y que los rendimientos entre ambos países son iguales; indicando que el mercado de cambio es eficiente.

5 Considerando que se cumple PPP ( $s_t = p_t - p_t^*$ ), la variación esperada del tipo de cambio se puede expresar en términos de los niveles de precios  $E_t s_{t+1} - s_t = E_t (p_{t+1} - p_{t+1}^*) - (p_t - p_t^*)$ . Reordenando, se obtiene  $E_t s_{t+1} - s_t = E_t (p_{t+1} - p_t) - E_t (p_{t+1}^* - p_t^*) = \pi_t^e - \pi_t^{e*}$ .

La ecuación (8) mantiene como variables explicativas los diferenciales de oferta monetaria y producto; adicionando el diferencial en las expectativas de inflación<sup>6</sup> por lo cual se denomina el modelo monetario de tasas de inflación (MMINF) (Frenkel, 1976). Un aumento en la tasa inflación esperada doméstica, mayor a la externa, provoca una depreciación de la moneda local. En ambas especificaciones (MMPF y MMINF) se asume que la hipótesis de PPP se cumple de manera continua, lo cual permite que los precios se ajusten rápidamente.

Una contribución en el análisis del tipo de cambio nominal fue desarrollada por Dornbusch (1976), cuya propuesta se centra en que la hipótesis de PPP sólo se cumple en el largo plazo. En este caso, el tipo de cambio responde de manera inmediata a los choques externos, el nivel de precios se mantiene rígido y presenta un ajuste lento, por lo tanto, el tipo de cambio no se ajusta a su valor de equilibrio, por el contrario, se presenta una sobre-reacción. La especificación de esta relación se obtiene, definiendo la variación esperada del tipo de cambio como una función de una brecha entre el tipo de cambio observado y su valor de equilibrio o de largo plazo ( $\bar{s}_t$ ):

$$(9) \quad E_t s_{t+1} - s_t = -\phi(\bar{s}_t - s_t) \quad \phi > 0 \text{ es la velocidad de ajuste}$$

Sustituyendo la variación esperada del tipo de cambio por el diferencial de tasas de interés en la ecuación (9), y despejando para el tipo de cambio (Sarno y Taylor, 2002):

$$(10) \quad s_t = \bar{s}_t - \frac{1}{\phi}(i_t - i_t^*)$$

6 Por esta razón también se le denomina Modelo Monetario con expectativas de inflación. Que es desarrollado en el contexto de hiperinflación.

El tipo de cambio de equilibrio ( $\bar{s}_t$ ) se define como el MMPF, es decir es igual a los diferenciales de oferta monetaria, ingreso y tasas de interés, y reordenado se obtiene el modelo monetario de precios rígidos (MMPR):

$$(11) \quad s_t = (m_t - m_t^*) - k(y_t - y_t^*) + \left(\lambda - \frac{1}{\phi}\right)(i_t - i_t^*)$$

El modelo MMPR (Dornbusch, 1976), establece que, en una situación inicial de equilibrio, con pleno empleo y una capacidad de producción constante, si la oferta monetaria se incrementa,<sup>7</sup> los precios se ajustan lentamente por lo tanto la oferta monetaria en términos reales tiende a aumentar. El efecto liquidez, vía la demanda de dinero, reduce la tasa de interés nominal, lo que incrementa la demanda de bienes. El equilibrio en el mercado de dinero se restablece cuando el tipo de cambio aumenta, pero dado que los precios son rígidos, el mercado de bienes no puede restablecer el equilibrio de manera inmediata y lo realiza gradualmente. Esta situación genera que el tipo de cambio primero aumente por arriba de su valor de equilibrio y que conforme los precios se incrementan regresa a su valor de largo plazo. De aquí se deduce que el tipo de cambio presenta una sobre reacción (overshooting), toda vez que aumenta en una mayor proporción que el incremento en la oferta monetaria. De tal forma, que la relación entre el tipo de cambio y el diferencial de tasas de interés, se espera que sea negativa  $(\lambda - 1/\phi) < 0$ .

Frankel (1979), extiende el modelo de Dornbusch (1976), para incorporar los efectos de corto plazo de la diferencia en las tasas de inflación esperadas, de esta manera combina los modelos de precios flexibles y de precios rígidos por medio de las tasas de interés real. Se

<sup>7</sup> Regularmente se sume que se origina por una intervención no esterilizada del banco central.

asume, que la PPP sólo se cumple en el largo plazo; se cumple PDTI; la variación esperada del tipo de cambio es una función del diferencial de tasas de inflación esperadas y la brecha entre el tipo de cambio observado y su valor de equilibrio:

$$(12) \quad E_t s_{t+1} - s_t = \phi(\bar{s}_t - s_t) + (\pi_t^e - \pi_t^{e*})$$

Sustituyendo el diferencial de tasas de interés por la variación esperada (PDTI) y resolviendo para el tipo de cambio nominal se obtiene la siguiente ecuación:

$$(13) \quad s_t = \bar{s}_t - \frac{1}{\phi} \left[ (i_t - i_t^*) - (\pi_t^e - \pi_t^{e*}) \right]$$

El tipo de cambio de equilibrio se define como la ecuación (8), es decir el MMINE, y sustituyendo en la ecuación (12), el resultado es Modelo de Diferencial de Tasas de Interés Real (MDTIR) (Frankel, 1979):

$$(14) \quad s_t = (m_t - m_t^*) - k(y_t - y_t^*) - \eta(i_t - i_t^*) + \phi(\pi_t^e - \pi_t^{e*})$$

Donde  $\eta = -1/\phi$  y  $\phi = \lambda + 1/\phi$ . El tipo de cambio nominal depende positivamente de la diferencia de los agregados monetarios y de las tasas de inflación, y negativamente en los diferenciales de los niveles de ingreso y de las tasas de interés. Esto debido a que en el corto plazo los precios se ajustan lentamente, así que las variaciones del tipo de cambio están determinadas por el diferencial de tasas de interés reales. En efecto, una tasa de interés real doméstica por arriba de la tasa de interés real externa tiene como resultado una apreciación de la moneda respecto a su valor de equilibrio. En tanto que, a largo plazo, los precios son completamente flexibles, por lo tanto, solo el diferencial de tasas de interés nominal influye en

el tipo de cambio y su efecto es positivo. Esta hipótesis se cumple si  $\eta > \varphi$  en valor absoluto.

Finalmente el modelo MMPF, se puede modificar incluyendo el supuesto de expectativas hacia adelante (forward-looking) por medio de sustituir la paridad descubierta de tasas de interés (PDTI) en la ecuación (6), es decir,  $s_t = (m_t - m_t^*) - k(y_t - y_t^*) + \lambda(E_t s_{t+1} - s_t)$ . Resolviendo para el tipo de cambio el modelo monetario puede ser expresado como (MacDonald y Taylor, 1992):

$$(15) \quad s_t = \frac{1}{(1+\lambda)} \left[ (m_t - m_t^*) - k(y_t - y_t^*) \right] + \frac{\lambda}{(1+\lambda)} E_t s_{t+1}$$

El desarrollo convencional utiliza la hipótesis de expectativas racionales, la cual postula que a partir de la información disponible los agentes no cometen errores sistemáticos en sus pronósticos y su expectativa están condicionadas a toda la información relevante disponible en el periodo anterior (Engel y West, 2005; Sarno y Taylor, 2002). La solución de la ecuación (15) se realiza aplicando valor esperado y adelantando un periodo. Sin embargo, el último término será el valor esperado del tipo de cambio en  $t+2$ . Así, la solución requiere una sustitución recursiva, cuyo resultado final se expresa en la siguiente ecuación:

$$(16) \quad s_t = \frac{1}{(1+\lambda)} \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{\lambda}{1+\lambda} \right)^i \left[ (m_{t+i} - m_{t+i}^*) - k(y_{t+i} - y_{t+i}^*) \right]$$

La ecuación (16) se define como el Modelo Monetario de Precios Flexibles de Expectativas Racionales (MMPF-ER), en este caso el tipo de cambio nominal está determinado por los valores actuales y esperados de los diferenciales en oferta monetaria y producto (Mussa, 1982; Engel y West, 2005). De esta manera, si se presenta la expectativa de un aumento en la oferta monetaria interna, bajo el supuesto de expectativas racionales, los agentes esperan

que el tipo de cambio aumentara en el futuro. MacDonald y Taylor (1993) muestran que la ecuación (16) se puede reescribir, restando en ambos lados de la ecuación los fundamentales en el periodo actual :

$$(17) \quad f_t = \left[ (m_t - m_t^*) - k(y_t - y_t^*) \right]$$

Dado que el error de pronóstico, bajo expectativas racionales es estacionario, y considerando que los fundamentales y el tipo de cambio son series no estacionarias de orden de integración I(1), el MMPF-ER se cumple si el tipo de cambio nominal cointegra respecto a los fundamentales  $f_t = [(m_t - m_t^*) - k(y_t - y_t^*)]$  (MacDonald y Taylor, 1993). Con el propósito de identificar una relación de largo plazo entre el tipo de cambio nominal y un conjunto de variables macroeconómicas, bajo las distintas especificaciones del modelo monetario, se puede especificar una ecuación general (Chin, Azali, y Matthews, 2007; Chin y Azali, 2012; Zhang, 2014; Bahmani-Oskooee, Hosny y Kishor, 2015; Afat, Gómez-Puig y Sosvilla-Rivero, 2015; Tawadros, 2017), en la cual se puede probar distintas restricciones asociadas a los modelos estructurales propuestos por la teoría económica:

$$(18) \quad s_t = \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(i_t - i_t^*) + \beta_4(\pi_t^e - \pi_t^{e*}) + u_t$$

En el marco de la ecuación (18), se pueden probar diferentes restricciones en los coeficientes, las cuales mostrarían evidencia a favor de distintas hipótesis sobre el modelo monetario de tipo de cambio. Por ejemplo, no rechazar las restricciones:  $\beta_1 = 1$ ,  $\beta_2 < 0$  y  $\beta_3 > 0$  y  $\beta_4 = 0$  se cumple el MMPF; en cambio si el coeficiente del diferencial de tasas de interés es negativo  $\beta_3 < 0$  y  $\beta_4 = 0$  no se rechaza el modelo de precios rígidos de Dornbusch (1976); o bien que  $\beta_3 < 0$  y  $\beta_4 = 0$ , pero además  $|\beta_3| > |\beta_4|$ , se cum-

ple MDTIR. Por lo tanto, la ecuación (18) representa un marco general para probar distintas restricciones y obtener evidencia empírica a

favor de uno de los modelos estructurales para el caso de la economía mexicana, como se detallan en el Cuadro 1.

**Cuadro 1. Signos esperados en la ecuación de largo plazo**

Modelos	$m_t - m^*_t$	$y_t - y^*_t$	$i_t - i^*_t$	$\pi^e_t - \pi^{e*}_t$
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$
MMPF Bilson (1978)	+1	(-)	(+)	0
MMINF Frenkel (1976)	+1	(-)	0	(+)
MMPR Dornbusch (1976)	+1	(-)	(-)	0
MDTIR Frankel (1979)	+1	(-)	(-)	(+)
MMPF-ER Mussa (1982)	+1	(-)	0	0

### III. La evidencia empírica

La base de datos utilizada es información trimestral<sup>8</sup> para el periodo de 1994q1 a 2019q4. El modelo se estima considerando el tipo de cambio nominal interbancario pesos por dólar de Estados Unidos, para el último mes de cada trimestre ( $s_t$ ); las variables para el exterior corresponden a la economía de Estados Unidos. La diferencia entre los agregados monetarios M2 ( $m_t - m^*_t$ ); la brecha entre los niveles de ingreso fue aproximada por la diferencia en el PIB de ambos países ( $y_t - y^*_t$ ); como brecha de tasas de interés se utilizan las tasas de interés nominal de los bonos<sup>9</sup> a tres meses en los res-

pectivos gobiernos ( $i_t - i^*_t$ ). La diferencia entre las expectativas de inflación de cada país fue aproximada por la diferencia en las tasas de inflación anualizada registradas en cada trimestre ( $\pi_t - \pi^*_t$ ). Asumiendo que la expectativa de inflación es igual a la inflación observada como se realiza en otras investigaciones<sup>10</sup> (Cheung, Chinn y García-Pascual, 2005; Chin y Azali, 2012; Salim y Shi, 2019)

El Cuadro 2, reporta los resultados de las pruebas de raíz unitaria de Dickey Fuller Aumentada (ADF) (Dickey y Fuller, 1981), y de KPSS (Kwiatkowsky, et. al. 1992). La especificación de las pruebas ADF se basó en un procedimiento “de lo general a lo específico” a través de estimar en principio regresiones con constante y tendencia, verificando su significancia

de a los Certificados de Depósito (CEDES) a 3 meses.

<sup>10</sup> En otras investigaciones se utilizan el diferencial de las tasas de interés de los bonos a largo plazo (10 años), asumiendo que las tasas de interés de largo plazo es un buen predictor de la inflación.

<sup>8</sup> La información sobre las fuentes estadísticas y unidades de medida se presenta en el apéndice. Las variables con asterisco corresponden a la economía de los Estados Unidos. Con excepción de las tasas de interés y la inflación el resto de las variables se transformaron en logaritmo natural.

<sup>9</sup> Respecto a la variable tasa de interés, en el caso de México se utilizaron los CETES a 91 días, tomando el dato del último mes de cada trimestre. En tanto que, para los Estados Unidos, correspon-

estadística. El número de rezagos ( $k$ ) fue determinado mediante el criterio de significancia estadística de la prueba  $t$ , procedimiento que es conocido como  $t$ -sig (Ng y Perron, 1995). Por su parte, las pruebas KPSS, utiliza una corrección semiparamétrica de la varianza de los errores de la prueba, dicha corrección depende del tamaño de la muestra<sup>11</sup> (Kwiatkowski, *et al.* 1992). Es importante señalar, que la prueba ADF utilizan como hipótesis nula el que la serie tiene raíz unitaria a diferencia de la prueba KPSS, que tiene como hipótesis nula el que la serie es estacionaria lo que permite minimizar la posibilidad de realizar inferencias estadísticas equivocadas (Maddala y Kim, 1998).

Las pruebas ADF y KPSS indican que los componentes determinísticos son relevantes para caracterizar el proceso estocástico del tipo de cambio nominal, toda vez que se puede considerar como una serie estacionaria alrededor de una tendencia y una constante. Esto debido a que el tipo de cambio en el periodo de análisis, se caracteriza por cambios en el nivel y en la pendiente de la tendencia (Gráfica 1), pero claramente se observa una tendencia y de hecho los estadísticos de las pruebas de raíz unitaria sin considerar componentes determinísticos, indican que la serie es no estacionaria de orden de integración  $I(1)$ . En el caso del diferencial de los agregados monetarios los resultados de ambas pruebas no son concluyentes toda vez que ADF señala que es una serie  $I(1)$  en tanto que KPSS concluye que incluso puede ser una serie de orden de integración  $I(2)$ . (Ver cuadro 2).

En la Gráfica 1, se observa que la serie  $m_t$  tiene un rompimiento en la tendencia hacia el año 2000, lo cual puede afectar los resultados de las pruebas de raíz unitaria. El diferencial de tasas de interés en ambas pruebas se concluye que es una serie no estacionaria de orden de integración  $I(1)$ . Finalmente, el diferencial de tasas de inflación, los estadísticos de ADF reportan que debe ser considerada como una serie estacionaria es decir  $I(0)$ , en tanto que KPSS concluye que debe ser de orden de integración  $I(1)$ , debido a que en el inicio de la muestra la serie registra un fuerte aumento, esto debido a que en los años de 1995 a 2000 la economía mexicana registra tasas de inflación de dos dígitos. En este sentido, es importante señalar que, en el periodo de análisis, las variables muestran cambios bruscos en sus trayectorias como respuesta a periodos de crisis o inestabilidad macroeconómica lo cual afecta el resultado de las pruebas de raíz unitaria.

Los diferentes ordenes de integración de las series, sugieren utilizar un método de cointegración para comprobar que existe una relación de largo plazo entre las variables. Con base en esto resultados, se aplicó el procedimiento de Johansen (1988), el cual permite estimar las distintas relaciones de cointegración que pueden existir en un conjunto de variables, por medio de un modelo de vectores autorregresivos (VAR). El número de rezagos del modelo VAR se seleccionó de acuerdo con la prueba de razón de máxima verosimilitud (Cuadro A-1 anexo), que indica 5 rezagos, y a fin de comprobar el orden de los rezagos se aplicó una prueba de autocorrelación en los residuales del VAR, que confirma la especificación del modelo VAR con 5 rezagos<sup>12</sup> (Cuadro A-2 anexo).

11 En el caso de la prueba KPSS la corrección semiparamétrica de la varianza se debe elegir la función kernel que pondera los rezagos de la varianza de los errores. También debe seleccionarse el orden del rezago. En el presente artículo de utiliza la función Newey-West y la selección de rezagos es por medio de la función Bartlett.

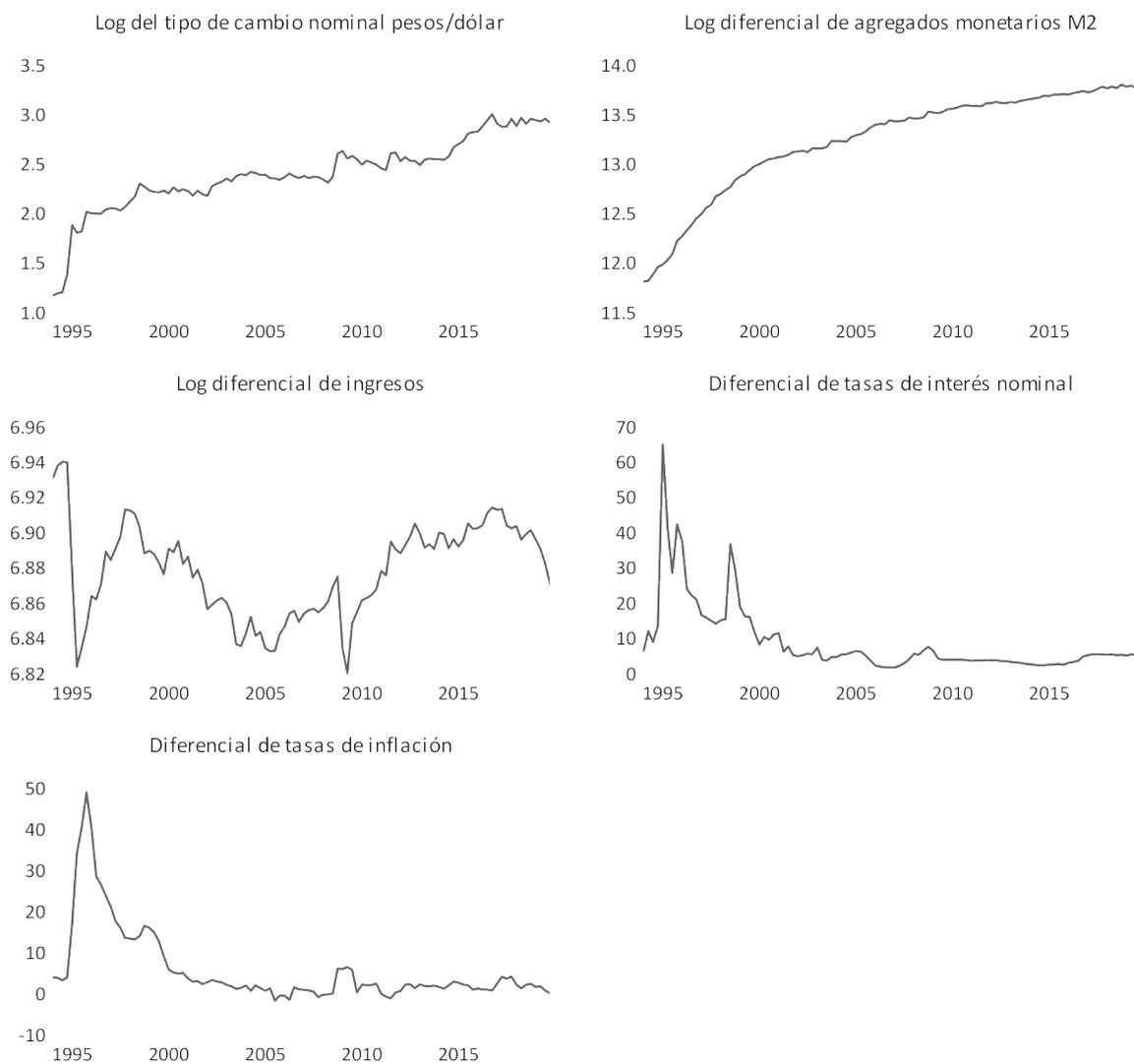
12 Si bien se aplicaron criterios de información, estos indicaban la especificación de un rezago. A fin de distinguir entre ambas especificaciones se aplicó la prueba de autocorrelación en los residuales del VAR, la cual confirmo que el número de rezagos debería ser 5. El software utilizado fue el Eviews 10.

## Cuadro 2. Pruebas de raíz unitaria

Variables	ADF			KPSS	
	A	B	C	$\eta(t)$	$\eta(\mu)$
$S_t$	-4.692**(8)	-3.501**(0)	1.810(0)	0.1331(1)	1.1566(8)**
$\Delta s_t$	-9.779**(0)	-9.562**(0)	-9.155**(0)	0.1431(2)	0.3279(3)
$(m_t - m^*_t)$	-5.192**(4)	-4.487**(4)	0.421**(8)	0.2765(8)**	1.1244(8)**
$\Delta(m_t - m^*_t)$	-2.340(7)	-2.828(7)	-3.602**(7)	0.1927*(8)	0.8682(8)**
$(y_t - y^*_t)$	-2.928(0)	-2.765(0)	-0.506(0)	0.2378(8)**	0.2843(8)
$\Delta(y_t - y^*_t)$	-7.848**(0)	-7.853**(0)	-7.871**(0)	0.0930(11)	0.1430(10)
$(i_t - i^*_t)$	-3.012(2)	-2.006(2)	-3.465**(8)	0.2381(7)**	0.7612(8)**
$\Delta(i_t - i^*_t)$	-11.32**(1)	-11.37**(1)	-11.43**(1)	0.0469(2)	0.0449(2)
$(\pi_t - \pi^*_t)$	-3.942**(8)	-5.448**(8)	-5.887**(8)	0.1979(7)*	0.6283(8)*
$\Delta(\pi_t - \pi^*_t)$	-7.887**(7)	-6.632**(7)	-3.832**(8)	0.0554(5)	0.0540(5)

Nota: (\*) indica rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. El valor entre paréntesis en ADF indica el número de rezagos (t-sig). Los valores críticos al 5% ADF (T=100), son de -3.45 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2.89 únicamente la constante (modelo B) y -1.95 sin constante y sin tendencia (modelo C), (Maddala y Kim, 1998, p. 64). El valor entre paréntesis en KPSS indica el orden de rezago utilizado en la corrección de la varianza de los errores. Los valores críticos al 5% para KPSS son 0.146 para el modelo de constante y tendencia ( $\eta_t$ ) y de 0.463 modelo que incluye sólo la constante ( $\eta\mu$ ) (Kwiatkowski *et. al.* 1992, p. 166)

## Gráfica 1 Variables utilizadas en el modelo econométrico



26

Fuente: elaboración propia con base en información de INEGI y de la Reserva Federal de Estados Unidos.

En el Cuadro 3, se reportan los resultados de aplicar el método de Johansen (1988). La prueba de la traza indica la presencia de al menos dos vectores de cointegración. Los resultados de las pruebas de raíz unitaria muestran que el conjunto de variables consideradas en el modelo no tiene el mismo orden de integración lo que dificulta identificar una relación estable de largo plazo (Maddala y Kim, 1998). Una posible explicación de la presencia de dos vectores de cointegración es que uno de ellos está asociado al modelo monetario del tipo de cambio, y el segundo vector podría ser una ecuación relativa de demanda de dinero, donde solo intervienen el diferencial de agregados,

ingreso y tasas de interés (Chin y Azali, 2012). El resultado de la prueba de la traza es similar a la reportada por Afat, Gómez-Puig y Sosvilla-Rivero (2015), para la economía mexicana, así como en la investigación de Loría, Sánchez y Salgado (2010) con dos vectores de cointegración. Sin embargo, el estadístico del valor característico máximo ( $\lambda$ Max) concluye que es posible identificar un solo vector de cointegración. Es decir, es posible identificar una relación estable en el tiempo entre el nivel de tipo de cambio nominal y sus fundamentales, definidos por el modelo monetario del tipo de cambio (Hwang, 2003; Chin y Azali, 2012; Tawadros, 2017; Hossain, Kibria y Hossain, 2018).

**Cuadro 3.** *Prueba de cointegración del procedimiento de Johansen*

Valores propios	H0: r=r0	Traza (calculado)	Traza 5% (tablas)	$\lambda$ Max (calculado)	$\lambda$ Max 5% (tablas)
0.324	0	81.200*	60.061	37.373*	30.440
0.206	1	43.827*	40.175	22.720	24.159
0.168	2	21.106	24.276	17.359	17.797
0.038	3	3.746	12.321	3.634	11.225
0.001	4	0.112	4.130	0.112	4.130

Nota: (\*) rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Periodo 1994q1-2019q4

Asumiendo la presencia de un solo vector de cointegración y normalizando respecto al tipo de cambio, se obtiene la ecuación de largo plazo del tipo de cambio:

$$(21) \quad s_t = 0.867(m_t - m_t^*) - 1.470(y_t - y_t^*) + 0.442(i_t - i_t^*) - 0.192(\pi_t - \pi_t^*)$$

El diferencial de agregados monetarios muestra el signo correcto pero la elasticidad es menor a la unidad, así que un incremento en diferencial de agregados monetarios genera una depreciación de la moneda local, pero en una menor proporción. La diferencia en los niveles de producto reporta una elasticidad negativa, pero en este caso mayor a la unidad por lo tanto el tipo de cambio se aprecia más que proporcional a la variación de la brecha del ingreso, resultados similares se reportan en otras investigaciones recientes para distintos países (Chin y Azalazi, 2012; Bahmani-Oskooee, Hosny y Kishor, 2015; Tawadros, 2017), indicado que un mayor nivel de ingreso fortalece a la moneda local.

La diferencia en tasas de interés reporta un efecto positivo que es consistente con la hipótesis del MMPF (Bilson, 1978), este resultado sugiere que un aumento de la tasa de interés en México, por encima de la tasa de interés de los Estados Unidos, genera una depreciación del peso. Por otra parte, la diferencia en las tasas de inflación tiene signo negativo, un aumento en la inflación doméstica superior a la externa tendría un efecto de apreciar el peso mexicano, lo cual es contrario a la conclusión de la hipótesis de paridad de poder de compra. Estos dos últimos resultados rechazarían los modelos de precios rígidos y el MDTIR especificado por

Frankel (1979), el cual propone que un aumento de la inflación interna debería generar una depreciación de la moneda

Las restricciones en los parámetros del vector cointegración pueden formularse (Johansen, 2010) suponiendo que existen  $r$  vectores de cointegración y que la normalización es impuesta a un elemento de cada  $\beta_i$  con un valor igual a 1. Así, la condición de orden establece que al menos deben existir  $r - 1$  restricciones independientes en cada vector de cointegración (Patterson, 2000; Johansen, 2010). Esto es, el número de restricciones lineales en el vector de cointegración debe ser  $g_i \geq r - 1$ , es decir cuando menos igual o mayor que  $r - 1$ , y en el caso en que sea menor a este valor el vector de cointegración no puede ser identificado.

Asumiendo la presencia de un vector de cointegración normalizado respecto al tipo de cambio nominal, se deben probar diferentes restricciones, que corresponden a los modelos estructurales del tipo de cambio. El Cuadro 4, muestra las restricciones impuestas en el vector de cointegración, en todos los casos se impone una restricción de igualdad y al menos una restricción de exclusión (Chin, Azali y Matthews, 2007; Chin y Azali, 2012). En este sentido, las restricciones cumplen con la condición de orden y están sobre-identificadas (Patterson, 2000).

**Cuadro 4.** Restricciones a probar el vector de cointegración

Modelos	$s_t$	$m_t - m^*_t$	$y_t - y^*_t$	$i_t - i^*_t$	$\pi^e_t - \pi^{e*}_t$
MMPF Bilson (1978)	-1	1	*	*	0
MMINF Frenkel (1976)	-1	1	*	0	*
MMPR Dornbusch (1976)	-1	1	*	*	0
MDTIR Frankel (1979)	-1	1	*	*	*
MMPF-ER Mussa (1982)	-1	1	*	0	0

La comprobación empírica de la restricción, en el contexto del procedimiento de Johansen (1996 y 2010) se realiza por medio de una prueba de razón de máxima verosimilitud. Utilizando, el determinante de la matriz de varianza-covarianza de los residuales de la estimación con y sin restricciones, el estadístico de prueba se distribuye como una ji-cuadrada con grados de libertad igual al número de restricciones en el vector de cointegración. La primera restricción (Cuadro 4), analiza el modelo monetario de precios flexibles (MMPF), imponiendo elasticidad unitaria en la diferencia de agregados monetarios y excluyendo el diferencial de tasas de inflación. El estadístico de ji-cuadrada no rechaza las restricciones impuestas (Cuadro 5), presentando evidencia a favor del MMPF, con signo negativo en el diferencial de ingresos y signo positivo en el diferencial de tasas de interés, concluyendo que

el diferencial de tasas de inflación puede ser excluido de la ecuación de largo plazo.

La segunda restricción (Cuadro 4) busca probar si la brecha de tasas de inflación tiene un impacto positivo en el tipo de cambio y en consecuencia un aumento en la inflación doméstica mayor a la externa tiene como consecuencia una depreciación del peso, por medio de excluir el diferencial de tasas de interés. El resultado del estadístico ji-cuadrada, indica que la restricción en los coeficientes es ampliamente rechazada (Cuadro 5). No se debería excluir la brecha de tasas de interés del vector de cointegración ya que es relevante para explicar la trayectoria del tipo de cambio a largo plazo. Además, el signo del coeficiente del diferencial de tasas de inflación es negativo, lo cual no es consistente con la hipótesis teórica del MMINF (Frenkel, 1976).

**Cuadro 5.** *Resultados de las restricciones aplicadas*

Modelo	$m_t - m_t^*$	$y_t - y_t^*$	$i_t - i_t^*$	$\pi_t^e - \pi_t^{e*}$	Estadístico
MMPF Bilson (1978)	1	-1.640	0.206	0	$X^2(2) = 3.08 (0.215)$
MMINF Frenkel (1976)	1	-1.693	0	-0.225	$X^2(2) = 14.43 (0.001)$
MMPR Dornbusch (1976)	1	-1.640	0.206	0	$X^2(2) = 3.08 (0.215)$
MDTIR Frankel (1979)	1	-1.723	0.423	-0.182	$X^2(1) = 0.012 (0.909)$
MMPF-ER Mussa (1982)	1	-1.615	0	0	$X^2(3) = 20.22 (0.000)$

30

El modelo de precios rígidos al igual que el MMPF excluye el diferencial de tasas de inflación de la ecuación de largo plazo (Cuadro 4), pero asume que un aumento de la tasa de interés doméstica por arriba de la tasa de interés externa atrae capitales externos a la economía local, en consecuencia, la moneda se aprecia y por lo tanto el coeficiente en la brecha de tasas debería presentar signo negativo. Esta misma restricción se probó en la primera hipótesis del modelo MMPF, si bien no se rechaza que el diferencial de tasas de inflación puede excluirse del vector de cointegración (Cuadro 5), el signo del diferencial de tasas de interés es positivo, por lo tanto, no se cumple la hipótesis del modelo de precios rígidos propuesto por Dornbusch (1976).

En el caso del modelo MDTIR propuesto por Frankel (1979), impone elasticidad unitaria en la diferencia de agregados monetarios y el resto de los coeficientes se estiman libremente. El estadístico de prueba no rechaza las restricciones (Cuadro 5), sin embargo, los signos de los coeficientes de los diferenciales de tasas de interés y de tasas de inflación son contrarios a la hipótesis teórica. La última restricción co-

rresponde al modelo de expectativas racionales (Mussa, 1982), que impone elasticidad unitaria en la brecha de los agregados y excluye las brechas de tasas de interés y de inflación (Cuadro 4). Si bien, el coeficiente de la diferencia en los niveles de ingreso es negativo, el estadístico de prueba (Cuadro 5), rechaza la restricción impuesta en los coeficientes, por lo tanto, no hay evidencia empírica que apoye el modelo de expectativa racionales (MMPF-ER), donde el tipo de cambio se explica únicamente por las brechas de agregados monetarios y de ingreso, es necesario incluir otras variables.

Los resultados de las restricciones en el vector de cointegración muestran que el tipo de cambio nominal pesos por dólar de Estados Unidos, mantiene una relación de equilibrio respecto a los diferenciales de agregados monetario, de ingreso y de tasas de interés, consistente con el modelo monetario de precios flexibles (Mussa, 1976; Bilson, 1978). El diferencial de tasas de inflación no resulta relevante para explicar el tipo de cambio nominal a largo plazo. En el trabajo de Loría, Sánchez y Salgado (2010), con información trimestral (1994q1-2007q4) para la economía mexicana-

na, y utilizando el procedimiento de Johansen (1988) reportan cointegración<sup>13</sup> entre el tipo de cambio los diferenciales de oferta monetaria, ingreso y tasa de interés cuyos signos son consistentes con los resultados de la presente investigación. De tal forma, que la evidencia empírica muestra que en el caso de la economía mexicana el tipo de cambio nominal a largo plazo se ajusta a sus fundamentales monetarios, donde el diferencial de tasas de interés juega un papel relevante a largo plazo, debe ser tomado en cuenta en la formulación de la política monetaria. Garantizar la estabilidad del tipo de cambio a largo plazo implica, que las autoridades monetarias del país aseguren la estabilidad de precios y de las condiciones monetarias.

#### IV. Conclusiones

La evidencia empírica reportada confirma que es posible estimar un vector de cointegración entre el tipo de cambio nominal y sus fundamentales monetarios que corresponden a los diferenciales de: oferta monetaria, ingreso, tasas de interés y tasas de inflación. En el marco de la ecuación del tipo de cambio en su forma reducida, se probaron diferentes restricciones de igualdad y exclusión en el vector de cointegración, que corresponden a cinco variantes del modelo monetario. Se confirma la hipótesis del modelo monetario de precios flexibles (MMPF), rechazando los modelos de expectativas racionales (MMPF-ER) y de diferencial de tasas de inflación (MMINF). En el caso del modelo de diferencial en tasas de interés reales (MDTIR), no se rechaza que exista cointegración entre las variables, pero los signos de los coeficientes correspondientes al diferencial de tasas de interés y de tasas de inflación no son

consistentes a la propuesta teórica. Un resultado similar se reporta para el caso del modelo de precios rígidos (MMPR) donde se espera que el signo del diferencial de tasas de interés sea negativo, pero los resultados de las pruebas de restricción rechazan esta hipótesis.

Por otra parte, la elasticidad del diferencial del PIB en todas las estimaciones se mantiene con el signo negativo, pero en valor absoluto mayor a la unidad. Es un resultado que en otros trabajos recientes también se reporta (Chin y Azalazi, 2012; Bahmani-Oskooee, Hosny y Kishor, 2015; Tawadros, 2017), indicado que un mayor nivel de ingreso genera una apreciación del tipo de cambio. En la especificación del MMPF y MDTIR no se rechaza la restricción de elasticidad unitaria en el diferencial de la oferta monetaria, por lo tanto, se cumple proporcionalidad y en consecuencia el tipo de cambio a largo plazo cambia en la misma proporción al cambio en la brecha de agregados monetarios. Las pruebas de restricción en los coeficientes del vector de cointegración señalan que el diferencial de tasas de inflación no es relevante para explicar el tipo de cambio pesos por dólar a largo plazo, esta variable puede ser excluida. En cambio, el diferencial de tasas de interés si aporta información en la ecuación de largo plazo.

El tipo de cambio nominal pesos por dólar de Estados Unidos, se determina a largo plazo por los diferenciales de agregado monetario, del PIB y de tasas de interés nominal. Lo cual, también es evidencia indirecta de que en el tiempo se ajusta al diferencial de precios, asociados a condiciones estructurales de la economía mexicana y la condición PPP. Las autoridades monetarias del país deben asegurar la estabilidad de precios y de las condiciones monetarias a fin de lograr un tipo de cambio estable. De igual forma los participantes en el mercado de divisas pueden monitorear y pro-

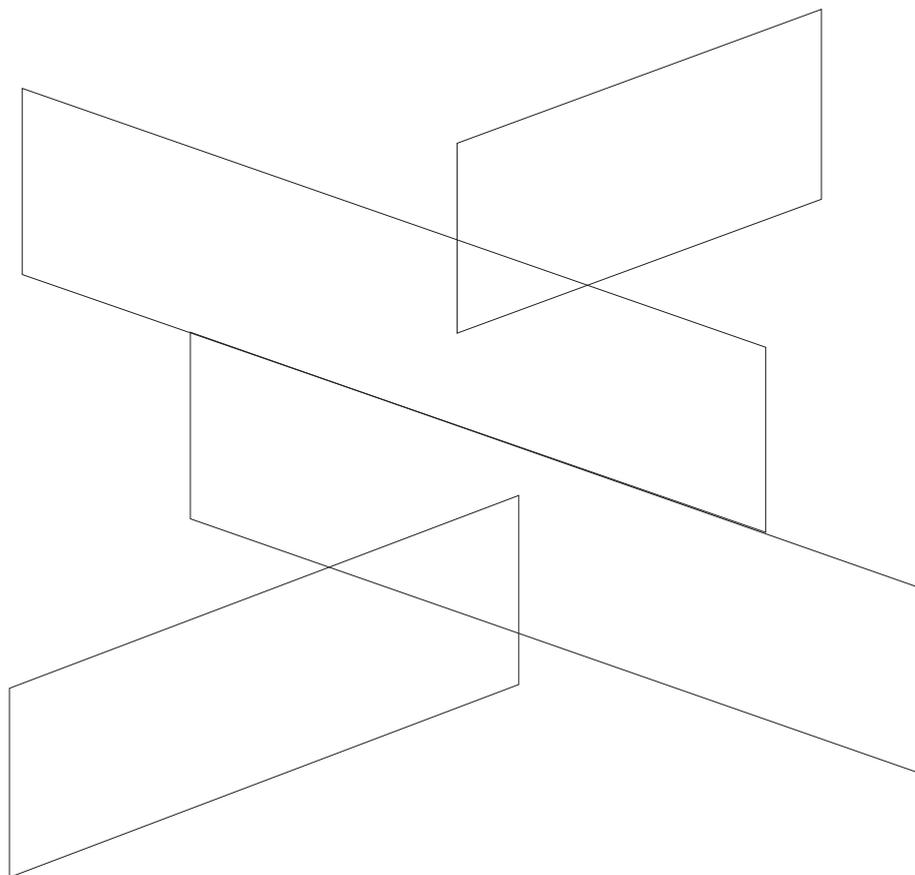
13 El vector de cointegración estimado:  $st = 0.697 (m_t - m^*_t) - 0.132 (y_t - y^*_t) + 0.209 (i_t - i^*_t)$

nosticar los movimientos futuros del tipo de cambio utilizando las variables de oferta monetaria, ingresos y tasas de interés. Si bien el enfoque monetario proporciona una explicación útil del comportamiento del del tipo de cambio. Es importante señalar, que la relación a corto plazo entre el tipo de cambio y sus fundamentos no es muy clara.

En el caso de México a partir de 1995 se modifica el régimen de tipo de cambio de bandas a uno flexible, además se implementa el esquema de metas de inflación (2002) y desde 2008 se estableció la tasa interés objetivo, que juega un papel relevante en regular la liquidez del mercado por medio de influir en las expectativas de inflación. A corto plazo, el tipo de cambio se deprecia ante una política monetaria restrictiva, de igual forma el Banco de México ante los “*shocks*” externos responde con movimientos en la tasa de interés domés-

tica, a fin de mantener estable la trayectoria del tipo de cambio nominal y con ello evitar presiones inflacionarias. Lo cual puede implicar una correlación positiva entre tasa de interés y tipo de cambio, haciendo difícil identificar la respuesta a corto plazo del tipo de cambio a los “*shocks*” externos de política monetaria.

Así, en cuanto a la relevancia para la formulación de políticas, solo se debe considerar el modelo monetario como un referente útil para comprender la evolución del tipo de cambio en el largo plazo. Sin embargo, no debe utilizarse como una herramienta definitiva para analizar su evolución a corto plazo, especialmente en este periodo de alta volatilidad, donde existe una serie de variables, incluso no observadas (como la incertidumbre), que influyen en las expectativas cambiarias. Ello limita las opciones de la política monetaria para poder incidir en el tipo de cambio a corto plazo. 🌐



## Bibliografía

- Afat, D., Gómez-Puig, M y Sosvilla-Rivero, S. (2015). "The failure of the monetary model of exchange rate determination", *Applied Economics*, 47(43), 4607-4629 <https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1031878>
- Almekinders, G. J. (1995). *Foreign Exchange Intervention. Theory and Evidence*, Gran Bretaña, Edward Elgar
- Bahmani-Oskooee, M., Hosny, A., y Kishor, N. K. (2015). "The exchange rate disconnect puzzle revisited", *International Journal of Finance & Economics*, 20(2), 126-137 <https://doi.org/10.1002/ijfe.1504>
- Bilson, J. F. O., (1978). "The monetary approach to the exchange rate: some empirical evidence". *International Monetary Fund Staff Papers*, 25(1), Marzo, 48-75
- Cheung, Y-W., Chinn M. D., y García-Pascual A., (2005). "Empirical exchange rate models of the nineties: are any fit to survive?", *Journal of International Money and Finance*, 24(7), 1150-1175 <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.08.002>
- Chin, L., y Azali, M., (2012). "Testing the validity of the monetary model for ASEAN with structural break", *Applied Economics*, 44(25), 3229-3236 <https://doi.org/10.1080/00036846.2011.570726>
- Chin, L., Azali, M. y Matthews, K. G., (2007). "The monetary approach to exchange rate determination for Malaysia", *Applied Financial Economics Letters*, 3(2), 91-94 <https://doi.org/10.1080/17446540600993845>
- Chinn, M. D., (2012). "Macro approaches to foreign exchange determination" en James, J., Marsh I.W., y Sarno L. (Editores), *Hand Book of Exchange Rates*, New Jersey, John Wiley & Sons, 45-71
- Civcir, I., (2003). "The monetary model of the exchange rate under high inflation. The case of the Turkish lira/US dollar", *Czech Journal of Economics and Finance*, 53(3-4), 113-129
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49(4), 1057-1077 <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Dornbusch, R. (1976). "Expectations and exchange rate dynamics". *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176 <https://doi.org/10.1086/260506>
- Engel, Ch. y West, K. D., (2005). "Exchange rates and fundamentals", *Journal of Political Economy*, 113(3), 485-517 <https://doi.org/10.1086/429137>
- Frankel, J. A. (1979). "On the mark: a theory of floating exchange rates based on real interest differentials". *The American Economic Review*, 69(4), 610-622
- Frenkel, J. A., (1976), "A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence". *The Scandinavian Journal of Economics*, 78(2), 200-224 <https://doi.org/10.2307/3439924>
- Hina, H. y Qayyum, A. (2015). "Exchange rate determination and out of sample forecasting: cointegration analysis", *Skyline Business Journal*, 11(1), 32-45
- Hossain, M., Kibria, M. y Hossain, M. I., (2018). "The monetary approach to the exchange rate of Bangladesh: a cointegration approach", *Journal of Economics and Sustainable Development*, 9(18), 220-225
- Hwang, J-K., (2003). "Dynamic forecasting of sticky-price monetary exchange rate model", *Atlantic Economic Journal*, 31(1), 103-114 <https://doi.org/10.1007/bf02298466>
- Johansen, S. (2010). "Some identification problems in the cointegrated vector autorregressive model". *Journal of Econometrics*, 158(2), 262-273 <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.01.007>

- Johansen, S. (1996). *Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, New York, Oxford University Press
- Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12(2), 231-254 [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., y Shin, Y., (1992). "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root". *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178 [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Loría, E., Sánchez, A., y Salgado, U., (2010). "New evidence on the monetary approach of exchange rate determination in Mexico 1994-2007: A cointegrated SVAR model", *Journal of International Money and Finance*, 29(3), 540-554 <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.07.007>
- MacDoland, R. (2007). *Exchange Rate Economics. Theories and evidence*. London, Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203380185>
- MacDoland, R. y Taylor, M. P., (1993). "The monetary approach to the exchange rate: rational expectations, long-run equilibrium, and forecasting", *IMF Staff Papers*, 40(1), 89-107 <https://doi.org/10.2307/3867378>
- MacDonald, R., y Taylor, M. P., (1992). "Exchange rate economics: a survey". *IMF Staff Papers*, 39(1), 1-57 <https://doi.org/10.2307/3867200>
- MacKinnon, J. G., Haug, A. A., y Michelis, L. (1999). "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 563-577 [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199909/10\)14:5<563::AID-JAE530>3.0.CO;2-R](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199909/10)14:5<563::AID-JAE530>3.0.CO;2-R)
- Maddala, G., y Kim, I. M., (1998). *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, New York, Cambridge University Press <https://doi.org/10.1017/CBO9780511751974>
- Mussa, M. (1982). "A model of exchange rate dynamics". *Journal of Political Economy*, 90(1), 74-104
- Mussa, M., (1976). "The exchange rate, the balance of payments and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating", *The Scandinavian Journal of Economics*, 78(2), 229-248 <https://doi.org/10.2307/3439926>
- Ng, S., y Perron, P. (1995). "Unit root tests in ARMA models with data depend methods for the selection of the truncation lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90(429), 268-281 <https://doi.org/10.1080/01621459.1995.10476510>
- Patterson, K. D. (2000), *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*, New York, St. Martin Press
- Salim, A., y Shi, K., (2019). "A cointegration of the exchange rate and macroeconomic fundamentals: the case of the Indonesian Rupiah vis-à-vis currencies of primary trade partners", *Journal of Risk and Financial Management*, 12(2), 1-17, <https://doi.org/10.3390/jrfm12020087>
- Sarno, L., y Taylor, M. P., (2002). *The Economics of Exchange Rates*, New York, Cambridge University Press <https://doi.org/10.1017/CBO9780511754159>
- Tawadros, G. B., (2017). "Revisiting the exchange rate disconnect puzzle", *Applied Economics*, 49(36), 3645-3668 <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1265077>
- Torre, L. E., (2009). "Tipo de cambio y determinantes monetarios en el periodo de flotación en México", *EconoQuantum*, 5(2), 47-71 DOI: <https://doi.org/10.18381/eq.v5i2.94>
- Zhang, G., (2014). "Exchange rates and monetary fundamentals: what do we learn from linear and nonlinear regressions?", *Economics Research International*, vol. 2014, 1-14 <http://dx.doi.org/10.1155/2014/746956>

**ANEXO**

*Cuadro A-1 Selección de rezagos del VAR prueba LR y criterios de información*

Rezago	LogL	Prueba LR	AIC	SC
0	-225.6538	NA	5.014213	5.151267
1	355.2157	1085.973	-7.069907*	-6.247584*
2	373.5763	32.33056	-6.925571	-5.41798
3	393.8348	33.47066	-6.822496	-4.629637
4	415.4988	33.43793	-6.749975	-3.871847
5	443.8109	40.62166*	-6.821976	-3.258579
6	458.0386	18.86719	-6.587796	-2.339131
7	474.7047	20.28913	-6.406624	-1.47269
8	490.7734	17.81534	-6.212466	-0.593263

Nota: LogL= log de máxima verosimilitud. LR = razón de máxima verosimilitud.  
AIC = criterio de información de Akaike. SC =Criterio de información de Schwarz

*Cuadro A-2 Prueba de autocorrelación aplicada al VAR*

Rezago	VAR(1)		VAR(5)	
	Rao F-stat	Prob.	Rao F-stat	Prob.
1	2.490778	0.000	1.475935	0.074
2	1.076112	0.368	0.998834	0.469
3	2.207383	0.001	1.091888	0.353
4	1.313464	0.148	1.200654	0.241

Prueba LM, asume como hipótesis nula no autocorrelación en el rezago 4 y la probabilidad esta referida a una distribución F

## Variables y fuentes estadísticas

S = Tipo de cambio interbancario (venta) pesos por dólar de Estados Unidos, correspondiente al valor de cierre del último mes de cada trimestre, Banco de México.

P = índice nacional de precios al consumidor (base 2018=100), INEGI.

M2 = Agregado monetario M2 en miles de pesos corrientes, Banco de México

Y = PIB en millones de pesos a precios de 2013, INEGI.

i = tasa de interés de los CETES a 91 días, correspondiente al último mes de cada trimestre, Banco de México.

P\*.- Índice de precios al consumidor (base 1982-84=100), Reserva Federal.

M2\* = Agregado monetario M2, en miles de millones de dólares de Estados Unidos, Federal Reserve Bank of St. Louis.

Y\* = PIB en miles de millones de dólares de Estados Unidos a precios de 2012, Federal Reserve Bank of St. Louis.

i\* = Tasa de interés Letras del Tesoro a 3 meses Estados Unidos, correspondiente al último mes de cada trimestre, Federal Reserve Bank of St. Louis.