

FUNDAMENTALES MACROECONÓMICOS DEL TIPO DE CAMBIO. EVIDENCIA DE COINTEGRACIÓN

Horacio Catalán Alonso

Catalán Alonso, H. (2021). Fundamentales macroeconómicos del tipo de cambio. Evidencia de cointegración. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 557-582.

Usando el procedimiento de cointegración autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL), este artículo investiga la relación de largo plazo entre el tipo de cambio nominal de México y Estados Unidos (pesos por dólar), con respecto a sus fundamentales monetarios (diferenciales en agregados monetarios, ingreso y tasas de interés). Para ello, se incorpora el diferencial en la relación entre precios de bienes no transables a transables y se utilizan datos trimestrales para el periodo 1994q1-2018q4. La estimación de los coeficientes de cointegración es consistente con la hipótesis del modelo monetario del tipo de cambio. Los resultados muestran que, a largo plazo, existe un efecto Balassa-Samuelson.

Palabras clave: ARDL; cointegración; modelo monetario; tipo de cambio.

JEL: C20, F31, E44.

H. Catalán Alonso
Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México.
Correo electrónico: catalanh@unam.mx

Sugerencia de citación: Catalán Alonso, H. (2021). Fundamentales macroeconómicos del tipo de cambio. Evidencia de cointegración. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 557-582. doi: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v40n83.82607>

Este artículo fue recibido el 2 de octubre de 2019, ajustado el 17 de febrero de 2020, y su publicación aprobada el 28 de febrero de 2020.

Catalán Alonso, H. (2021). Macroeconomic fundamentals of the exchange rate. Evidence of cointegration. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 557-582.

Using the autoregressive distributed lag (ARDL) cointegration technique, this paper examines the long-run validity of the monetary exchange rate model between the Mexican peso - USD exchange rate and its traditional monetary fundamentals (money supply, output, and interest rate differentials), incorporating the differential in the relative price of nontraded to traded goods, using quarterly data for the period 1994q1-2018q4. The estimated cointegrating coefficients were theoretically consistent with the monetary model, this evidence strongly supports the long-term monetary exchange rate model, and the results show that in the long term there is a Balassa-Samuelson effect.

Keywords: ARDL; cointegration; exchange rate; monetary model.

JEL: C20, F31, E44.

Catalán Alonso, H. (2021). Fundamentos macroeconômicos da taxa de câmbio. Evidência de cointegração. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 557-582.

Utilizando o procedimento de cointegração autorregressiva com defasagens distribuídas (ARDL), este artigo investiga a relação de longo prazo entre a taxa de câmbio nominal do México e dos Estados Unidos (pesos por dólar), no que diz respeito aos seus fundamentos monetários (diferenciais de agregados monetários, renda e taxas de juros). Para tal, incorpora-se o diferencial na relação entre os preços dos bens não comercializáveis e comercializáveis e utilizam-se os dados trimestrais do período 1994q1-2018q4. A estimação dos coeficientes de cointegração é consistente com a hipótese do modelo monetário da taxa de câmbio. Os resultados mostram que, em longo prazo, existe um efeito Balassa-Samuelson.

Palavras-chave: ARDL; cointegração; modelo monetário; taxa de câmbio.

JEL: C20, F31, E44.

INTRODUCCIÓN

El tipo de cambio nominal es uno de los principales precios relativos de la economía, no solo por sus efectos y relaciones con otras variables macroeconómicas, sino también porque es una variable relevante en la toma de decisiones de los agentes y un indicador de riesgo en los planes de inversión. Por ello, existe gran interés académico por identificar los principales determinantes del tipo de cambio nominal, en el largo plazo. Sin embargo, a pesar de que se ha desarrollado un amplio número de modelos teóricos y empíricos sobre los determinantes de largo plazo del tipo de cambio, no existe consenso acerca del modelo más adecuado o con las mejores propiedades y, de igual forma, en la mayoría de los casos, estos modelos presentan una menor capacidad de pronóstico, en comparación con un modelo de caminata aleatoria (Meese y Rogoff, 1983; Rossi, 2013).

Una de las principales vertientes teóricas que explica el comportamiento del tipo de cambio nominal a largo plazo se basa en un enfoque monetario, donde esta variable se define como el precio de un activo, el cual es igual al precio relativo de dos monedas (MacDonald, 2007; Sarno y Taylor, 2002). Los movimientos en el tipo de cambio no pueden ser explicados a partir del análisis convencional de oferta y demanda de un bien, toda vez que influye la percepción de los agentes sobre el valor de cada una de las monedas. Es decir, depende de la cantidad de cada moneda que los agentes desean mantener. En este sentido, los determinantes del tipo de cambio pueden analizarse partiendo de la oferta y la demanda de dinero en cada país.

Asumiendo el cumplimiento de la hipótesis de paridad de poder de compra (PPP), se afirma que el tipo de cambio nominal está determinado por los diferenciales de agregados monetarios, de ingresos y tasas de interés (Bilson, 1978; Frenkel, 1976; Frankel, 1979). La evidencia empírica reciente sobre el modelo monetario del tipo de cambio es mixta, y algunos trabajos apoyan la relación de largo plazo del tipo de cambio y sus fundamentos monetarios (Adawo y Effiong, 2013; Bitzenis y Marangos, 2007; de Bruyn, Gupta y Stander, 2013; Uz y Ketenci, 2010; Zhang, 2014).

Sin embargo, otras investigaciones rechazan la presencia de cointegración, como es el caso de Cushman (2000) con información para el tipo de cambio entre Canadá y Estados Unidos. Cheung, Chinn y García (2005), en un análisis con seis países, muestran evidencia en contra del modelo monetario, así como en el trabajo de Rapach y Wohar (2004), que aplican estimaciones con datos panel para dieciséis países. Un resultado similar se presenta en la investigación de Groen (2000), que también utiliza datos panel para catorce países. En tanto que, utilizando una muestra de seis países, Frenkel y Koske (2004) encuentran evidencia mixta entre cointegración y no cointegración.

Algunos de los argumentos para justificar el rechazo de cointegración entre el tipo de cambio y sus fundamentales implican que la hipótesis de PPP no se cumple en

todo momento y, siendo un supuesto importante en el modelo, puede afectar los resultados de las estimaciones (MacDonald, 2007; Sarno y Taylor, 2002). Por otra parte, en un enfoque diferente al de la teoría cuantitativa del dinero, se argumenta que el rechazo de la hipótesis de PPP se explica considerando que los flujos de dinero no modifican los niveles de precios, sino solo la tasa de interés. Se afirma también que la trayectoria del tipo de cambio real responde a diferenciales entre el país doméstico y el externo de costos laborales, así como a la relación de precios de las exportaciones a precios internos, es decir responden a la competitividad y la productividad más que a la demanda de dinero (Martínez, 2010).

En este sentido, se han propuesto diversas modificaciones al modelo monetario, a fin de incluir otras variables que permitan obtener mejores resultados (MacDonald, 2007). Una de estas contribuciones, se apoya en la idea de incorporar factores reales en el modelo, como el efecto Balassa-Samuelson, asumiendo que la hipótesis de PPP solo se cumple para los bienes transables. De esta forma, se modifica la ecuación de largo plazo, incluyendo el diferencial de precios relativos transables y no transables (Clements y Frenkel, 1980; Crespo, Fidrmuc y MacDonald, 2005).

Así, el objetivo del presente estudio es probar la existencia de cointegración entre los fundamentales monetarios (diferenciales de agregados monetarios, ingresos y tasas de interés), adicionando el diferencial de precios relativos entre bienes transables y no transables, para el caso del tipo de cambio nominal entre México y Estados Unidos, en el periodo de 1994q1-2018q4. Por otra parte, el procedimiento de Johansen (1988) es ampliamente utilizado en investigaciones empíricas que buscan probar cointegración en las variables del modelo monetario del tipo de cambio. Sin embargo, aquí se aplica el procedimiento autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL), desarrollado por Pesaran, Shin y Smith (2001), que tiene algunas ventajas sobre otros procedimientos. Entre esas ventajas, se tiene, primero, el hecho de que el proceso de estimación puede aplicarse independientemente de si las variables son estacionarias en niveles o en primeras diferencias y, segundo, que pueden incluirse variables binarias de cambio estructural sin afectar los valores críticos del estadístico F de cointegración (Pesaran *et al.*, 2001).

El procedimiento ARDL se ha aplicado en trabajos recientes que prueban la especificación del modelo monetario para el tipo de cambio nominal (Bahmani, Honsy y Kishor, 2015; Salim y Shi, 2019; Tawadros, 2017), donde se han encontrado resultados más robustos. Así el trabajo, se divide en cinco apartados. Considerando la presente introducción, en la segunda parte se presenta la especificación del modelo monetario y el efecto Balassa-Samuelson; en el tercero, se expone la metodología del modelo ARDL; en el cuarto, la evidencia empírica y, finalmente, las conclusiones.

ESPECIFICACIÓN DEL MODELO DE LARGO PLAZO

El modelo monetario puede considerarse un marco general para analizar los determinantes de largo plazo del tipo de cambio nominal. Se basa en el concepto de que el tipo de cambio es el precio relativo entre dos monedas, que puede ser determinado por la relación entre la demanda y oferta monetaria en ambos países. La condición de equilibrio está definida por la paridad de poder de compra (PPP), que incorpora la teoría cuantitativa del dinero, con el objetivo de especificar una ecuación del nivel de precios para cada país que define el mecanismo que asocia al tipo de cambio nominal con las variables monetarias¹ (Bilson, 1978; Frankel, 1976). Las ecuaciones fundamentales (ecuaciones 1 y 2) se definen con base en la demanda por dinero para cada país (Frenkel, 1976; Mussa, 1976).

$$m_t - p_t = \phi y_t - \lambda i_t \quad (1)$$

$$m_t^* - p_t^* = \phi^* y_t^* - \lambda^* i_t^* \quad (2)$$

Donde m_t es el logaritmo natural de la demanda de dinero doméstica; p_t el logaritmo del nivel de precios internos; y_t el logaritmo del nivel de ingreso real doméstico e i_t es la tasa de interés nominal interna. El asterisco indica que las variables corresponden al exterior, en las respectivas variables de la demanda de dinero. El parámetro ϕ mide la elasticidad de la demanda de dinero con respecto al ingreso, mientras que λ es la semieleasticidad con respecto a la tasa de interés. Así, la demanda de dinero, en términos reales, está relacionada directamente con el ingreso real y guarda una relación negativa con la tasa de interés.

Resolviendo las ecuaciones (1) y (2) para el nivel de precios, de cada país se obtienen las ecuaciones (3) y (4).

$$p_t = m_t - \phi y_t + \lambda i_t \quad (3)$$

$$p_t^* = m_t^* - \phi^* y_t^* + \lambda^* i_t^* \quad (4)$$

Las anteriores ecuaciones corresponden a una especificación monetarista del nivel de precios, determinado por el exceso de oferta monetaria. Ahora, asumiendo la hipótesis de PPP en su versión absoluta, que define al tipo de cambio como la relación de precios internos y externos², se obtiene la ecuación (5):

¹ Este supuesto es crucial en el modelo, toda vez que, ante choques externos, los ajustes serán más rápidos en precios que en cantidades.

² La hipótesis de PPP plantea que el tipo de cambio y la relación de precios internos y externos deben presentar un comportamiento similar. Las principales conclusiones de la hipótesis indican que una moneda puede estar sobrevaluada cuando la inflación doméstica excede la inflación externa.

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

Sustituyendo las ecuaciones (3) y (4) en la ecuación (5), asumiendo que los coeficientes cumplen la condición de homogeneidad, es decir que la elasticidad ingreso y la semielasticidad de la tasa de interés son iguales en ambos países ($\phi = \phi^*$, $\lambda = \lambda^*$), se obtiene el modelo monetario para el tipo de cambio que se muestra en la ecuación (6) (MacDonald y Taylor, 1992).

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

La ecuación (6) indica que el tipo de cambio está determinado en el largo plazo por los diferenciales de agregados monetarios, ingresos y tasas de interés. En este modelo, un incremento de la oferta monetaria doméstica con respecto a la oferta monetaria externa genera un aumento del tipo de cambio nominal. Esto significa que el valor de la moneda local disminuye en términos de la moneda externa (depreciación). Un aumento en el nivel de ingreso interno, mayor al ingreso externo, aprecia la moneda doméstica³ y, con respecto a la tasa de interés, un aumento de esta reduce la demanda de dinero. Para mantener el equilibrio el nivel de precios debe aumentar y la única vía para reestablecer el equilibrio es una depreciación del tipo de cambio. La principal conclusión del modelo monetario es que los movimientos del tipo de cambio están determinados por los requerimientos de saldos reales (Bilson, 1978; Frankel, 1976).

La evidencia empírica para estimar una ecuación de cointegración entre el tipo de cambio y sus fundamentales monetarios es extensa. Sin embargo, los resultados no son concluyentes, por ejemplo, el trabajo de Cushman (2000), con información para el tipo de cambio entre Canadá y Estados Unidos, rechaza el cumplimiento estricto del modelo monetario. De igual forma, en la investigación de Cheung *et al.* (2005), concluyeron que existe evidencia débil para el modelo monetario para seis economías desarrolladas. Utilizando datos panel para dieciséis países, Rapach y Wohar (2004) concluyen que las variables que definen al modelo monetario cointegran solo al imponer las restricciones de homogeneidad y proporcionalidad. Frenkel y Koske (2004), utilizando una muestra de seis países, registraron evidencia mixta en la estimación de las ecuaciones de largo plazo. Por su parte, utilizando información de datos panel para catorce países, Groen (2000) también rechaza la presencia de cointegración.

El principal argumento para rechazar el modelo monetario es el supuesto de que en todo momento se cumple la condición de PPP (MacDonald, 2007; Sarno y Taylor, 2002). Sin embargo, diversas investigaciones empíricas muestran evidencia, para

³ El aumento en el ingreso provoca mayor demanda de dinero por motivo de la transacción; ante una oferta monetaria fija, el mercado de dinero presenta un exceso de demanda. Para restablecer el equilibrio, el nivel de precios debe descender; bajo la hipótesis de PPP, el nivel de precios solo puede aumentar, si el tipo de cambio se aprecia.

distintos países y periodos, de que las series de tipo de cambio real tienden a desviarse de sus valores definidos por la PPP (Sarno y Taylor, 2002). Una de las principales explicaciones del rechazo de la hipótesis de PPP es el efecto Balassa-Samuelson (BS), que sugiere, en específico, que un aumento en la productividad del sector de bienes transables relativo al sector de bienes no transables elevaría los salarios en el sector de los transables, sin afectar la competitividad. El aumento salarial se generaliza al sector de bienes no transables, donde la productividad no ha crecido al mismo ritmo. En consecuencia, el nivel general de precios aumenta con respecto a los precios del exterior y, por tanto, ocurre una apreciación real⁴.

El efecto BS muestra que los países con mayor crecimiento en la productividad relativa en el sector de bienes transables tienen mayor nivel de precios, medido por el índice de precios al consumidor. Dado que los países más ricos tienden a presentar mayor productividad relativa en el sector de los transables, presentan niveles de precios más elevados con respecto a los países pobres. Esto también se refleja en una correlación positiva entre el nivel de precios con el ingreso per cápita (Hassan, 2016). Así, una variante del modelo es considerar que la hipótesis de PPP solo se cumple para los bienes transables (Clements y Frenkel, 1980; Crespo *et al.*, 2005).

A fin de incorporar el impacto de factores reales en la trayectoria del tipo de cambio. Se asume que los niveles de precios domésticos y externos se definen como el promedio ponderado de los precios transables⁵ (p_i^T) y no transables p_i^{NT} . Así ocurre también para el caso de los precios domésticos⁶ y precios externos, en su forma lineal logarítmica, según se muestra en las ecuaciones (7.1) y (7.2) (Civcir, 2003; Crespo *et al.*, 2005).

$$p_i = \alpha p_i^{NT} + (1 - \alpha) p_i^T \quad (7.1)$$

$$p_i^* = \alpha p_i^{NT*} + (1 - \alpha) p_i^{T*} \quad (7.2)$$

Se define que el tipo de cambio nominal está determinado por la relación de los precios doméstico y externo, en el sector de bienes transables $s_i = p_i^{T*} - p_i^T$. Ahora, de las ecuaciones (7.1) y (7.2) se despejan los precios del sector transables, se sustituye en la ecuación de tipo de cambio y, reordenando, se obtiene la ecuación (8) (Civcir, 2003; Clements y Frenkel, 1980).

⁴ El fundamento de esta especificación es considerar que la persistencia en las desviaciones del tipo de cambio con respecto a PPP se debe factores reales como el efecto BS, relevante por el lado de la oferta en las economías emergentes.

⁵ Bienes transables son los que están expuestos al comercio internacional, es decir, bienes que pueden exportarse o importarse, los que, por tanto, están sujetos a la competencia externa. Los bienes no transables solo pueden consumirse dentro de la economía que los produce, es decir, no pueden importarse ni exportarse.

⁶ A fin de simplificar el valor de la ponderación α es el mismo en ambos países.

$$s_t = \alpha \left[\left(p_t^T - p_t^{NT} \right) - \left(p_t^{T*} - p_t^{NT*} \right) \right] + p_t - p_t^* \quad (8)$$

La ecuación (8) establece que el tipo de cambio depende de la paridad de poder de compra y del diferencial entre la proporción entre precios transables a precios no transables⁷, en el país doméstico en relación con el exterior. Ahora, considerando que los fundamentales monetarios aproximan a la relación entre precios domésticos y externos, puede definirse una ecuación de largo plazo para el tipo de cambio (ecuación 9), de acuerdo con Civcir (2003).

$$s_t = \beta_1 (m_t - m_t^*) + \beta_2 (y_t - y_t^*) + \beta_3 (i_t - i_t^*) + \beta_4 p_t^{dTIN} + u_t \quad (9)$$

$(\beta_1 = 1, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0, \beta_4 > 0)$

Donde u_t es el término de error; $p_t^{dTIN} = \left[\left(p_t^T - p_t^{NT} \right) - \left(p_t^{T*} - p_t^{NT*} \right) \right]$; y se espera que su impacto sobre el tipo de cambio nominal sea positivo. Un incremento en la relación doméstica de precios transables a no transables en mayor proporción al país externo tiene como consecuencia un aumento en nivel general de precios, por tanto, la inflación doméstica excede a la externa y, para mantener el valor de equilibrio del tipo de cambio, es necesario una depreciación de la moneda local. Así, las variaciones en la relación de precios entre bienes no transables y transables generan aumento de la inflación doméstica, la cual al final se traduce en una depreciación de la moneda.

METODOLOGÍA ECONOMETRICA

La estimación econométrica de la ecuación (9) se realiza aplicando métodos de cointegración. Estos asumen que las variables del modelo, definidas como series de tiempo, individualmente, pueden ser no estacionarias y desviarse del valor de equilibrio. Pero es posible estimar una combinación lineal entre estas variables que genere una tendencia estocástica común lo cual indica que las variables están cointegradas (Engle y Granger, 1987). Es decir, se identifican como un bloque que tiende a moverse simultáneamente en el tiempo, lo cual se define como relación de equilibrio, y las desviaciones con respecto a esta tendencia no son permanentes, por el contrario, describen un proceso estocástico estacionario. Estas relaciones de equilibrio expresan los mecanismos y las magnitudes del ajuste de los agentes que, a través de sus acciones, generan que las variables económicas se muevan alrededor de su trayectoria de equilibrio, en la medida en que su comportamiento fuerza a las diferentes variables a regresar a su conjunto atractor, ante la presencia de una situación de desequilibrio (Johansen, 1995).

⁷ En el largo plazo, se espera que la preferencia por los servicios aumente, lo cual genera un mayor crecimiento de los precios de los bienes no transables con respecto a los transables.

De este modo, el teorema de representación de Engle y Granger (1987) indica que, de existir cointegración, es posible especificar un modelo en su forma de corrección de error (Engle y Granger, 1987; Engle y Yoo, 1987), utilizando una especificación dinámica de las variables en primeras diferencias y el rezago de los errores de la ecuación de cointegración. En este contexto, el procedimiento de Johansen (1988) es ampliamente utilizado en la estimación de ecuaciones de cointegración, mediante la especificación de un modelo de vectores autorregresivos (VAR). Sin embargo, el procedimiento asume que todas las variables son del mismo orden de integración, es decir son I(1).

Pesaran *et al.* (2001), proponen la especificación de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL) que puede ser estimado por mínimos cuadrados ordinarios, cuyos parámetros son consistentes cuando todas las variables son I(1) o de orden I(0), incluso en el caso de una combinación de ambos ordenes de integración. En el marco de la ecuación (9) el modelo ARDL puede ser especificado como se muestra en la ecuación (10).

$$\begin{aligned} \Delta s_t = & \sum_{k=1}^{n_1} \phi_k \Delta s_{t-k} + \sum_{k=0}^{n_2} \varphi_k \Delta (m - m^*)_{t-k} + \sum_{k=0}^{n_3} \gamma_k \Delta (y - y^*)_{t-k} + \\ & \sum_{k=0}^{n_4} \theta_k \Delta (i - i^*)_{t-k} + \sum_{k=0}^{n_5} \lambda_k \Delta p_{t-k}^{dTN} + \delta_1 s_{t-1} + \delta_2 (m - m^*)_{t-1} + \\ & \delta_3 (y - y^*)_{t-1} + \delta_4 (i - i^*)_{t-1} + \delta_5 p_{t-1}^{dTN} + \alpha_0 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (10)$$

La ecuación (10) representa un modelo de corrección de errores sin restricciones, que combina la dinámica de corto plazo y la relación de equilibrio entre las variables, sin perder información de largo plazo. Donde Δ es el operador diferencia; $t-i$ es el número de rezagos asociados a cada variable, cuya nomenclatura es la misma que la ecuación (9). También pueden incluirse componentes determinísticos⁸ como la constante α_0 . Por último, ε_t es el término de error.

Es importante señalar que los coeficientes δ_i , asociados a las variables en niveles con un rezago, representan los multiplicadores de largo plazo, que permiten estimar la ecuación de cointegración al normalizar con respecto a δ_1 , es decir, con respecto al coeficiente del tipo de cambio en nivel de un periodo anterior. En este sentido, la prueba de cointegración propuesta por Pesaran *et al.* (2001), consiste en verificar la significancia estadística de los multiplicadores de largo plazo por medio de una prueba F, esto es de la siguiente forma:

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$$

$$H_1 : \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq 0$$

⁸ Incorpora variables *dummy* permite agregar información sobre la presencia de cambio estructural en las series.

La hipótesis nula de no cointegración (H_0) asume que los coeficientes no son estadísticamente significativos, por lo que no aportan información para explicar la dinámica de corto plazo del tipo de cambio; mientras que la hipótesis alternativa (H_1) indica que, en conjunto, los coeficientes son estadísticamente significativos y existe una relación de equilibrio entre las variables del modelo, es decir, cointegran (Tawadros, 2017). Pesaran *et al.* (2001) tabulan los valores críticos de la prueba F, definiendo dos límites (inferior y superior). Asumiendo que las variables del modelo son de orden de integración $I(d)$ [donde $0 \leq d \leq 1$], el límite inferior considera que los regresores son $I(0)$, es decir, son variables estacionarias en nivel; mientras que el superior considera que todas las variables son $I(1)$, estacionarias en primera diferencia.

Si el estadístico F se ubica por arriba del valor crítico superior, puede rechazarse la hipótesis nula, lo que indica que existe cointegración, independientemente del orden de integración de las series. En cambio, si el estadístico F se ubica por debajo del valor crítico inferior, la hipótesis nula de no cointegración no puede ser rechazada. Finalmente, si el estadístico F calculado está entre los dos valores del límite superior e inferior, el resultado no es concluyente sino indeterminado. Asociada a la prueba F, se propone realizar una prueba de exclusión sobre el coeficiente δ_1 , que corresponde al tipo de cambio en nivel de un periodo anterior, definiendo la hipótesis nula como $H_0 : \delta_1 = 0$, la cual puede realizarse utilizando el estadístico t de Student, asociado al coeficiente t_{δ_1} , para el cual también se definen un límite superior y uno inferior.

Si el estadístico t de Student calculado se ubica por arriba del límite superior, confirma la existencia de una relación en los niveles de las variables del modelo (Pesaran *et al.*, 2001). Así, el procedimiento de cointegración ARDL (Pesaran y Shin, 1999; Pesaran *et al.*, 2001) presenta ciertas ventajas con respecto a otros métodos: los estimadores de los coeficientes de largo plazo convergen más rápido que los estimadores de los parámetros de corto plazo y, asintóticamente, se distribuyen como una normal. Por ello, la inferencia estadística es válida, de modo que puede aplicarse a muestras pequeñas de datos. Por otra parte, la presencia de cambio estructural puede generar que la relación entre las variables no sea estable y, en consecuencia, se rechace la presencia de cointegración (Gregory y Hansen, 1996; Maddala y Kim, 1998).

A fin de identificar la presencia de cambio estructural en las series de tiempo utilizadas en el modelo, se aplica la prueba de Zivot y Andrews (1992), la cual se basa en la especificación de una prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller (Dickey y Fuller, 1981), incluyendo variables *dummy* de nivel y tendencia en tres modelos diferentes. El primer modelo incluye una *dummy* de nivel para la fecha de cambio (T_b), $DU_t=1$ si $t > T_b$, que captura un cambio en el nivel de la serie y se denomina modelo A (ecuación 11).

$$\Delta y_t = \mu + \beta T + \theta DU_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

El segundo incluye una *dummy* de tendencia, $DT_t = t - T_b$, que busca aproximar el cambio en la tendencia y se conoce como modelo B (ecuación 12).

$$\Delta y_t = \mu + \beta T + \delta DT_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Finalmente, el modelo C incluye tanto un cambio de nivel como cambio en la tendencia, como se representa en la ecuación (13).

$$\Delta y_t = \mu + \beta T + \theta DU_t + \delta DT_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

La fecha de cambio es desconocida y se determina al minimizar el estadístico t de Student del parámetro α en los tres modelos; también se utiliza algún criterio estadístico para identificar el número de rezagos óptimo en la prueba⁹. Así, el modelo final ARDL puede incluir variables *dummy* de tendencia y nivel, que capturan la presencia de cambio estructural en el modelo. Pesaran *et al.* (2001) muestran que incluir variables *dummy* en el modelo ARDL para capturar la presencia de cambio estructural no afecta la inferencia estadística sobre el vector de cointegración, toda vez que la prueba se realiza en las variables del modelo, sin considerar los coeficientes de las variables binarias. Finalmente, con base en el vector de cointegración, la dinámica de corto plazo puede especificarse con un modelo de corrección de errores que incluye los errores de la ecuación de largo plazo (ecuación 14).

$$\begin{aligned} \Delta s_t = & \sum_{k=1}^{n_1} \phi_k \Delta s_{t-k} + \sum_{k=0}^{n_2} \varphi_k \Delta (m - m^*)_{t-k} + \sum_{k=0}^{n_3} \gamma_k \Delta (y - y^*)_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{n_4} \theta_k \Delta (i - i^*)_{t-k} + \sum_{k=0}^{n_5} \lambda_k \Delta p_{t-k}^{dTN} + ECM_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (14)$$

EVIDENCIA EMPÍRICA

La base de datos utilizada es información trimestral desde 1994q1 a 2018q4, considerando país externo a la economía de los Estados Unidos. Así, se incluye el tipo de cambio nominal (s_t) pesos por dólar de Estados Unidos (USD); la cantidad de dinero se aproximó por los agregados monetarios M2 para ambos países (m_t, m_t^*); como variable de ingreso se utilizó el PIB en términos reales (y_t, y_t^*); la tasa de interés doméstica (i_t) corresponde a los CETES a 91 días y la tasa de interés externa se define por la tasa de las letras del tesoro de los Estados Unidos a tres meses (i_t^*).

⁹ Se aplicó el mismo criterio que en la prueba DF-GLS que es la significancia estadística del último rezago (t-sig).

En el caso de los precios transables (p_t^T), se utiliza como variable *proxy* el índice de precios al productor, para ambos países, y, de los precios no transables (p_t^{NT}), el índice de precios al consumidor, como en otras investigaciones (Beckmann, Belke y Kühl, 2011; Civcir, 2003; Crespo *et al.*, 2005). La aplicación del procedimiento ARDL requiere identificar el orden de integración de las variables, básicamente para asegurar que alguna variable presente orden de integración I(2), toda vez que la prueba estadístico-F aplicada para probar cointegración no es válida ya que, la prueba se basa en el supuesto de que las variables sean de orden de integración I(0) o I(2).

El análisis del orden de integración de las series incluyó, la estimación de las pruebas de raíz unitaria Dickey-Fuller detrended (DF-GLS) (Elliott, Rothenberg y Stock, 1996) y la prueba KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin, 1992). La prueba DF-GLS, por un lado, asume como hipótesis nula la presencia de raíz unitaria en la serie de tiempo y, por otro, se especifica transformando la serie original mediante la eliminación de sus componentes determinísticos (constante y tendencia), con el propósito de corregir posibles errores en la inferencia estadística. El número de rezagos (k) en la prueba ADF-GLS fue determinado mediante el criterio de significancia estadística de la prueba t, procedimiento conocido como t-sig (Ng y Perron, 1995). Por su parte, la prueba KPSS, que define como hipótesis nula que la serie sea estacionaria, permite minimizar la posibilidad de realizar inferencias estadísticas equivocadas (Maddala y Kim, 1998). La prueba KPSS aplica una corrección semiparamétrica de la varianza de los errores de la prueba, que depende del tamaño de la muestra (Phillips y Perron, 1988).

La Tabla 1 presenta los resultados de las pruebas de raíz unitaria DF-GLS y KPSS. La prueba DF-GLS indica que las series del tipo de cambio nominal, los diferenciales del agregado monetario, el nivel de ingreso y la relación de precios transables a no transables pueden considerarse series no estacionarias de orden de integración I(1). En tanto que el diferencial de tasas de interés es una serie estacionaria, es decir, de orden de integración I(0). En contraste, los resultados de la prueba KPSS señalan estacionariedad para el tipo de cambio nominal en primera diferencia, bajo la especificación de incluir la constante. Pero, al considerar la segunda especificación (constante y tendencia), la serie en nivel no rechaza la hipótesis nula de estacionariedad, aunque sí en primera diferencia, por lo cual no es concluyente sobre el orden de integración.

En el caso del diferencial de agregados monetarios la prueba KPSS indica que podría ser una serie de orden de integración I(2). Por su parte, las variables que miden los diferenciales de ingreso y tasas de interés pueden considerarse series de orden de integración I(1). Finalmente, el diferencial en la relación entre precios transables y no transables, se concluye que es una serie que describe un proceso estocástico estacionario en nivel, por tanto, es de orden de integración I(0). Los resultados de la prueba KPSS sugieren que el tipo de cambio y el diferencial de agregados monetarios podrían caracterizarse como de orden de integración I(2).

Tabla 1.
Pruebas de raíz unitaria

Variable	DF-GLS		KPSS	
	C	CyT	C	CyT
s_t	0,607 (3)	-1,451 (3)	1,109 (8)*	0,138 (7)
Δs_t	-5,081 (2)*	-5,189 (2)*	0,300 (3)	0,153 (2)*
$(m_t - m_t^*)$	0,495 (8)	-2,094 (8)	1,092 (8)*	0,268 (8)*
$\Delta(m_t - m_t^*)$	-3,513 (7)*	-3,371 (7)*	1,001 (6)*	0,250 (5)*
$(y_t - y_t^*)$	-1,474 (2)	-2,351 (1)	0,305 (8)	0,256 (8)*
$\Delta(y_t - y_t^*)$	-7,018 (0)*	-7,007 (1)*	0,187 (7)	0,053 (8)
$(i_t - i_t^*)$	-2,363 (3)*	-5,907 (4)*	0,760 (8)*	0,227 (7)*
$\Delta(i_t - i_t^*)$	-3,199 (3)*	-5,056 (3)*	0,030 (1)	0,031 (1)
p_t^{dTN}	-1,928 (1)	-2,615 (1)	0,132 (8)	0,133 (8)
Δp_t^{dTN}	-7,478 (0)*	-8,094 (0)*	0,065 (3)	0,059 (3)

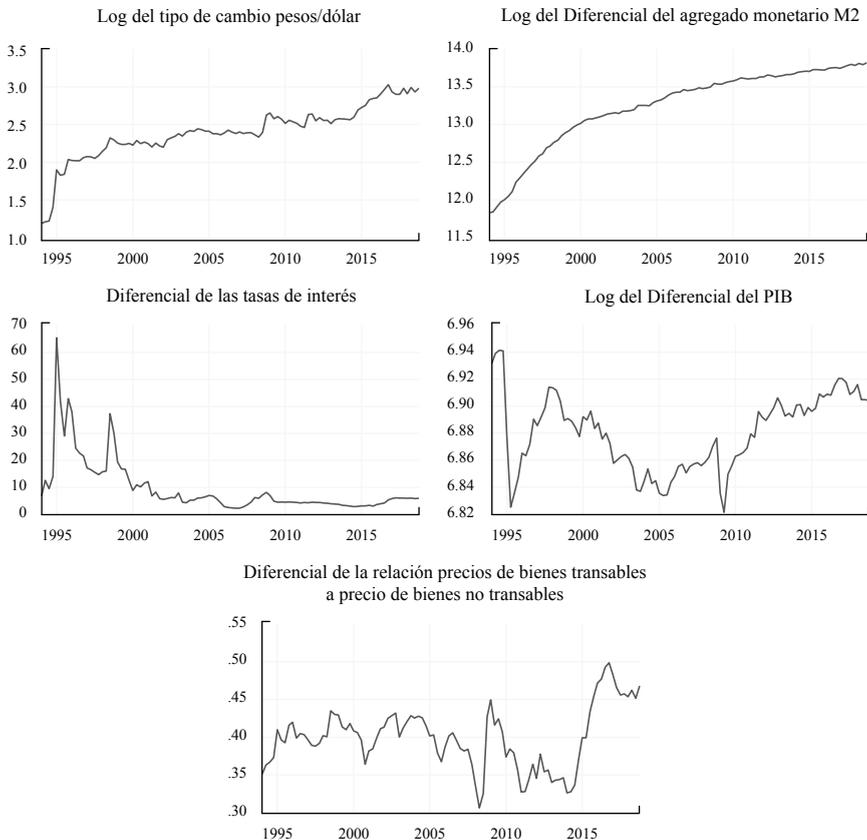
Los valores entre paréntesis representan el número óptimo de rezagos de cada prueba. * representa el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5 %. C es la especificación de la prueba incluye la constante; CyT considera la constante y la tendencia. Los valores críticos al 5 % para DF-GLS con T=100 son modelo C=-1,944; modelo CyT=-3,036 (Elliott *et al.*, 1996, Tabla 1). Los valores críticos para KPSS a un nivel del 5 % de significancia son C=0,463; CyT=0,146 (Kwiatkowski *et al.*, 1992, p. 166).

Fuente: elaboración propia.

En la Figura 1, se presenta la trayectoria de las variables consideradas en el modelo, para el periodo 1994q1 a 2018q4. El año de 1994 se caracterizó por una fuerte crisis financiera que llevó a las autoridades a abandonar el régimen cambiario de bandas y pasar a uno de flotación, con una depreciación casi de 100 %, cambiando el nivel de la serie de manera permanente. Bajo el esquema de bandas, el Banco Central orientaba sus acciones a mantener el tipo de cambio en cierto valor, lo cual significaba adoptar el tipo de cambio como ancla nominal del nivel de precios. Con el esquema de flotación, se abandonan las metas cuantitativas del agregado monetario por el manejo discrecional del crédito interno (saldos acumulados). Sin embargo, estas medidas fueron insuficientes para disminuir los efectos de choques externos en las principales variables macroeconómicas.

En efecto, hasta el 2000, la tasa de inflación se mantenía en dos dígitos y la tasa de interés se mantenía elevada, como se muestra en la serie del diferencial de tasas de interés (Figura 1). Desde 2001, el programa monetario se basa en un esquema de metas de inflación y, a partir de 2003, se fija una meta del 3,0%. Sin embargo, en 2003-2018, el Banco Central no ha cumplido con la meta y, en la mayor parte del periodo, se ha ubicado por arriba de la meta, debido a que la economía mexicana es más sensible a los choques de oferta.

Figura 1.
Variables utilizadas en el modelo econométrico



Fuente: elaboración propia con base en información del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y la Reserva Federal de Estados Unidos.

En el caso del tipo de cambio, si bien se declara un régimen de libre flotación, es importante señalar que la política cambiaria es responsabilidad de Comisión de

Cambios¹⁰, presidida por el secretario de Hacienda y Crédito Público. La comisión decide las intervenciones del Banco de México en el mercado cambiario, a través de la compra directa o de subastas, cuando considere que las condiciones de los mercados internacional puedan afectar la estabilidad del tipo de cambio. De esta manera, se ha intervenido de manera frecuente a lo largo del periodo analizado.

En el caso del diferencial de los agregados monetarios, tiene un rompimiento en la tendencia hacia el año 2000, lo cual puede afectar los resultados de la prueba de raíz unitaria. El diferencial en la relación de precios transables a no transables se ha mantenido relativamente estable, pero hacia el final de la muestra, en 2017, se registra un aumento en la serie, explicado por un incremento en los precios al productor en la economía mexicana en ese año.

La trayectoria de las series (Figura 1) y los resultados de las pruebas de raíz unitaria muestran que el orden de integración de las series es distinto y que, además, muestran cierta inestabilidad estructural. Ello dificulta identificar una relación estable de largo plazo (Haldrup, 1998; Maddala y Kim, 1998). En este sentido, la aplicación de métodos de cointegración puede presentar problemas de soluciones en el espacio $I(2)$, de acuerdo con Johansen (1995) y Paruolo (1996), o inestabilidad en los parámetros del vector de cointegración, de acuerdo con Hansen y Johansen (1999). En este sentido, es difícil distinguir entre series estacionarias con cambio estructural de aquellas series con raíces unitarias genuinas (Maddala y Kim, 1998). De este modo, para eliminar este problema, se aplicó la prueba de Zivot y Andrews (1992) de raíz unitaria para cambio estructural exógeno, solo para el caso de las variables del tipo de cambio y el diferencial de agregados monetarios, en las cuales existe duda sobre el orden de integración.

La prueba de raíz unitaria bajo la presencia de cambio estructural de Zivot y Andrews (1992) se reporta en la Tabla 2. En el caso del tipo de cambio nominal, en las tres especificaciones, se rechaza la hipótesis nula de que la serie siga un proceso estocástico de camino aleatorio y constata, más un cambio exógeno en la tendencia. Por tanto, esta variable puede considerarse estacionaria alrededor de una tendencia determinística, con un cambio exógeno en la tendencia, registrado en el periodo de 2014q1 o en 2015q2. El diferencial de agregados monetarios, solo bajo la especificación del modelo B, indica que la serie es estacionaria, considerando un cambio en la tendencia en la fecha de 2005q4. Estos resultados confirman la inestabilidad de las series. Ello dificulta identificar la presencia de relaciones de cointegración bajo el procedimiento ARDL (Pesaran *et al.*, 2001).

De las tres fechas reportadas por las pruebas ZA, para el tipo de cambio, desde finales de 2014 al primer trimestre de 2015, el peso mexicano registró elevada volatilidad y depreciación frente al dólar estadounidense, al pasar de un nivel promedio de 14,73 a 15,16 pesos por dólar, debido principalmente al descenso de los

¹⁰ La Comisión de Cambios es integrada por el secretario de Hacienda y Crédito Público y dos subsecretarios, así como por el gobernador del Banco de México y dos miembros de la Junta de Gobierno.

precios internacionales del petróleo, también por una contracción de la producción doméstica de petróleo (Banco de México, 2016). Así, es conveniente utilizar una variable *dummy* de nivel (DU_t) la cual toma los valores de uno a partir de 2015q1, hasta el final de la muestra, con lo cual se especifica el modelo final.

Tabla 2.

Prueba Zivot y Andrews (1992)

Variable	Modelo		
	A	B	C
s_t	-4,8959*	-4,8018*	-4,8604*
Fecha de cambio	2004q3	2014q1	2015q2
$m_t - m_t^*$	-4,7566	-4,5084*	-4,5714
Fecha de cambio	2003q3	2005q4	2005q2

Notas: * rechazo de la hipótesis nula al 5 % de significancia. Valores críticos al 5 % para el modelo A: -4,80; modelo B: -4,42 y modelo C: -5,08 (Zivot y Andrews, 1992, tablas 2-4). Modelo A: cambio de nivel; Modelo B: cambio en la tendencia; Modelo C: cambio de nivel y de tendencia.

Fuente: elaboración propia.

El número de rezagos fue seleccionado con base en el criterio de información bayesiano o de Schwarz (SIC) en un máximo de cuatro rezagos en todas las variables en primera diferencia. El criterio de Schwarz genera mejores resultados que otros estadísticos de selección (Pesaran *et al.*, 2001). Además, se aplicaron pruebas de diagnóstico estándar, a fin de verificar que los errores de la ecuación no presentaran problemas de autocorrelación, heteroscedasticidad y cambio estructural.

Los resultados de la estimación del modelo ARDL para el tipo de cambio nominal son presentados en la Tabla 3. Se reporta que la mayoría de las variables en niveles rezagadas un periodo son estadísticamente significativas, con excepción del diferencial de la relación entre precios transables y no transables. Las pruebas de diagnóstico indican que los errores de la ecuación no presentan problemas de normalidad, heteroscedasticidad ni autocorrelación; además, el estadístico del R^2 ajustado muestra que el modelo tiene un buen ajuste¹¹ con respecto a los valores observados de las variaciones del tipo de cambio y, de acuerdo con el criterio de información de Schwarz (SIC), es la mejor especificación de un conjunto amplio de modelos evaluados.

¹¹ Se incluye una variable *dummy* de pulso para la fecha de 2011q3, al presentar un valor extremo en los errores.

Tabla 3.

Estimación modelo ADRL(1,0,0,0,0) para el tipo de cambio

Variable	Coefficiente	Error estándar	t de Student
Δs_{t-1}	-0,098	0,061	-1,620
$\Delta(m - m^*)_t$	0,432	0,226	1,912
$\Delta(y - y^*)_t$	-0,513	0,347	-1,477
$\Delta(i - i^*)_t$	0,007	0,001	10,165*
Δp_t^{dTN}	1,552	0,204	7,625*
s_{t-1}	-0,225	0,055	-4,114*
$(m - m^*)_{t-1}$	0,137	0,041	3,338*
$(y - y^*)_{t-1}$	-0,199	0,067	-2,975*
$(i - i^*)_{t-1}$	0,003	0,001	3,067*
p_{t-1}^{dTN}	0,174	0,134	1,303
DU_t	0,057	0,015	3,650*
$D_{-2011q3}$	0,144	0,033	4,312*
R ² ajustado=0,818	Autocorrelación LM(4): $\chi^2(4) = 3,357(0,499)$		
RSS=0,086	Heteros ARCH(4): $\chi^2(4) = 3,476(0,481)$		
SIC=-3,629	Normalidad JB: $\chi^2(2) = 0,428(0,807)$		

Nota: * rechazo de la hipótesis nula al 5 % de significancia. RSS=suma de errores al cuadrado. SIC=criterio de información de Schwarz.

Fuente: elaboración propia.

A fin de probar si las variables consideradas cointegran, se aplicó la prueba F de límite superior e inferior, propuesta por Pesaran y su equipo (2001). La Tabla 4 reporta los resultados al imponer la restricción de que los coeficientes de las variables en niveles rezagadas un periodo sean iguales a cero. En el caso del estadístico F, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, toda vez que el valor de F es mayor que el límite superior a un nivel de significancia del 1%. Por su parte, el valor del estadístico t de Student también rechaza la hipótesis nula al 5% de significancia. En este caso, el estadístico t de Student corresponde al tipo de cambio en niveles de un periodo anterior y busca probar si la relación en niveles aporta información a la

dinámica de corto plazo¹². Los resultados confirman la existencia de una relación de cointegración entre el tipo de cambio y sus fundamentales macroeconómicos y el diferencial de la relación de precios transables a no transables.

Tabla 4.

Análisis de cointegración procedimiento ADRL

Estadístico	Nivel de significancia	I(0)	I(1)
F=4,808**	1 %	2,82	4,21
k=5	5 %	2,14	3,34
t-estat=-4,114*	1 %	-2,58	-4,44
k=5	5 %	-1,95	-3,83

Nota: los símbolos ** y * significan rechazo de la hipótesis nula de no cointegración al 1 % y al 5 % de significancia, respectivamente. Valores críticos para el estadístico F, tabla CI(i); y para el estadístico t de Student tabla CII(i) (Pesaran *et al.*, 2001).

Fuente: elaboración propia.

Una vez normalizados los coeficientes de las variables en niveles con respecto al tipo de cambio, se obtiene la ecuación de cointegración (ecuación 15).

$$s_t = 0,607(m_t - m_t^*) - 0,882(y_t - y_t^*) + 0,012(i_t - i_t^*) + 0,773p_t^{DTN} \quad (15)$$

Los resultados muestran que las elasticidades de largo plazo son consistentes con la hipótesis del modelo monetario del tipo de cambio. Así, el diferencial de agregados monetarios reporta una elasticidad positiva, por lo cual un aumento de la oferta monetaria doméstica, mayor que la externa, induce una depreciación del peso. La elasticidad es menor a la unidad, por tanto, el impacto en el tipo de cambio es menos que proporcional del aumento en la oferta monetaria. La elasticidad del diferencial de ingresos es negativa, es decir, un aumento de la actividad económica en el país doméstico (mayor al ingreso exterior) tiene como consecuencia una apreciación de la moneda local. De hecho, su magnitud es superior a las otras variables, así que la actividad económica influye sobre la trayectoria de largo plazo del tipo de cambio nominal. El diferencial de tasas de interés reporta una semielasticidad cercana a cero, de modo que su impacto sobre el tipo de cambio a largo plazo es pequeño. No obstante, un aumento de la tasa de interés doméstica (mayor a la tasa externa) genera a largo plazo una depreciación del peso mexicano.

¹² Tiene el mismo sentido que la significancia estadística del mecanismo de corrección de error ECMt-1 que en un modelo de corrección de error.

La elasticidad del diferencial de la relación de precios entre bienes transable y no transables (p_t^{dTN}) es positiva, consistente con la hipótesis inicial. Por tanto, las desviaciones del tipo de cambio nominal con respecto a su valor de equilibrio, definido por la condición de PPP, pueden ser explicadas por factores reales, caso del efecto Balassa-Samuelson. Los diferenciales en productividad y salarios entre los sectores de bienes transables y no transables generan movimientos en el nivel general de precios de la economía mexicana, que se traduce en un rechazo del valor de la PPP. Este resultado es compatible con otras investigaciones internacionales, como la reportada por Cívric (2003) que, con datos mensuales para Turquía, indica un efecto de largo plazo de p_t^{dTN} en el tipo de cambio nominal de la lira turca, con respecto al dólar estadounidense. Por su parte, Crespo *et al.* (2005) utilizaron datos panel para seis países europeos¹³ con lo cual muestran evidencia de cointegración entre los distintos tipos de cambio y el diferencial en la relación de precios transable/no transables.

Dąbrowski, Papież y Śmiech (2015) realizaron pruebas de no causalidad para ocho economías en transición en Europa, con lo cual encontraron fuerte evidencia del efecto BS en cinco países, utilizando información trimestral para el periodo 2001q4 a 2012q4. Beckmann *et al.* (2011), utilizando información mensual (1976m1-20017m12), para el caso del tipo de cambio entre el dólar estadounidense y el yen japonés, confirma la presencia del efecto BS en la relación de largo plazo. De manera que en el largo plazo, la relación de precio de los bienes transables y los no transables influye en la determinación del tipo de cambio. Así, los errores de la ecuación de cointegración permiten especificar un modelo de corrección de errores (Engle y Granger, 1987), que incluye las variables en primeras diferencias.

La Tabla 5 presenta los resultados de la estimación del modelo de corrección de errores. Las pruebas de diagnóstico indican que los errores del modelo económico final no presentan problemas de autocorrelación ni heterocedasticidad, y se distribuyen como una función de densidad de probabilidad normal. Es decir, no contienen información sistemática que deba ser incorporada en el modelo. En tanto que el mecanismo de corrección de errores (ECM_{t-1}) es negativo y estadísticamente significativo. Por tanto, los desajustes en la relación de equilibrio son incorporados en la modelación de corto plazo, con una velocidad de ajuste del modelo de 21 % para cada trimestre.

De las elasticidades de corto plazo, es importante señalar que el diferencial de agregados monetarios tiene un impacto final positivo¹⁴ en el tipo de cambio nominal, y el efecto del diferencial de tasas de interés también es positivo, muy cercano a cero, pero estadísticamente significativo. Por su parte, en cuanto a la variación

¹³ Realizan pruebas de cointegración con datos panel para los países de República Checa, Hungría, Polonia, Rumania, Eslovaquia y Eslovenia, utilizando datos mensuales para el periodo 1993m1-2002m12.

¹⁴ Este impacto se obtiene al sumar el valor de todos los coeficientes de la variable.

en el diferencial de la relación de precios (Δp_t^{dTN}), su elasticidad de corto plazo es mayor que uno, así que, en el corto plazo, la respuesta del tipo de cambio nominal es más que proporcional a las variaciones de la relación entre precios transable y no transables.

Tabla 5.

Estimación modelo de corrección de errores

Variable	Coefficiente	Error estándar	t de Student
$\Delta(m - m^*)_t$	0,585	0,143	4,084*
$\Delta(m - m^*)_{t-3}$	-0,270	0,133	-2,036*
$\Delta(i - i^*)_t$	0,006	0,001	6,849*
$\Delta(i - i^*)_{t-4}$	-0,001	0,000	-2,443*
Δp_{t-1}^{dTN}	1,488	0,168	8,860*
ECM_{t-1}	-0,211	0,052	-4,032*
DU_t	0,053	0,014	3,744*
D_{2011q3}	0,136	0,029	4,654*
R^2 ajustado=0,718	Autocorrelación LM(4): $\chi^2(4) = 4,857(0,302)$		
RSS=0,073	Heteros ARCH(4): $\chi^2(4) = 2,994(0,558)$		
SIC=-3,949	Heteros White: $\chi^2(29) = 30,810(0,374)$		
AIC=-4,164	Normalidad JB: $\chi^2(2) = 1,446(0,485)$		
DW=2,37	Linealidad: RESET(1): $F(1,86)=0.010(0,929)$		

Nota: * rechazo de la hipótesis nula al 5 % de significancia. RSS=suma de errores al cuadrado. SIC=criterio de información de Schwarz. AIC=criterio de Información de Akaike. DW=estadístico Durbin-Watson.

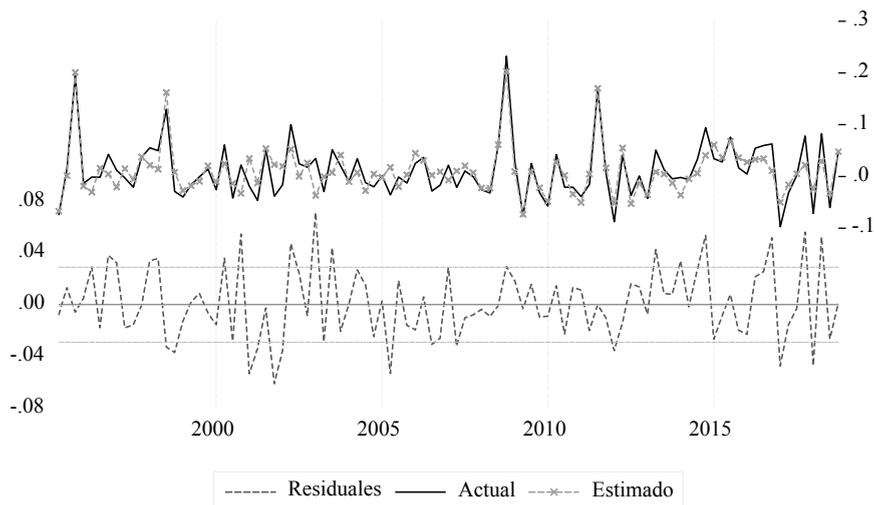
Fuente: elaboración propia.

Además, los estadísticos de ajuste reportan que los valores estimados por el modelo representan satisfactoriamente los valores observados de las variaciones del tipo de cambio con un grado de ajuste de 72 % (Figura 2). El periodo relevante para la economía mexicana es a partir de la adopción de un régimen flexible de tipo de cambio, en el contexto de un esquema de metas de inflación. En ese contexto, el mercado de capitales y, sobre todo, la diferencia entre los rendimientos

domésticos y externos son una referencia en la formación de expectativas cambiarias, y el modelo reproduce adecuadamente la dinámica de corto plazo del tipo de cambio nominal.

Figura 2.

Valores observados y estimados de la variación del tipo de cambio



Nota: muestra ajustada 1995q2-2018q4.

Fuente: elaboración propia a partir de los resultados de la estimación.

CONCLUSIONES

La evidencia empírica presentada en este trabajo indica que, en la trayectoria de largo plazo, el tipo de cambio nominal pesos por USD, responde a sus fundamentales macroeconómicos consistente con el modelo monetario. En efecto, mantiene una relación de equilibrio con los diferenciales de agregados monetarios, niveles de ingreso y de tasas de interés, es decir, cumple con lo signos de la hipótesis teórica inicial. Además, se incluye el diferencial entre México y Estados Unidos de la relación de precios de bienes transables con respecto a los precios de los bienes no transables. Lo cual es evidencia a favor de un efecto Balassa-Samuelson en el tipo de cambio nominal a largo plazo. Es decir, el rechazo del modelo monetario puede ser explicado por la presencia de otros factores, como la relación de precios transables a no transables. Así, la estabilidad del tipo de cambio nominal depende, además de las variables monetarias, del incremento de los precios en el sector de bienes transables. Con base en el vector de cointegración, se especificó un modelo de corrección de errores para el tipo de cambio que cumple con los supuestos estadísticos.

En el contexto del efecto Balassa-Samuelson en el tipo de cambio nominal, se ve afectado por el diferencial entre los precios transables y no transables. La productividad de los bienes no transables tiende a crecer más lentamente, ya que se trata, por lo general, de bienes y servicios no sujetos a la competencia externa; además, su producción tiende a ser más intensiva en la utilización de mano de obra y menos intensiva en el uso de capital. Esta situación ha derivado en presiones sobre el tipo de cambio nominal, además de los choques externos y el ambiente de incertidumbre que lo han alejado de sus fundamentales.

Si bien el Banco de México ha declarado que sigue un régimen de libre flotación para el tipo de cambio nominal. La Comisión de Cambios sigue influyendo en el mercado cambiario mediante el esquema de subastas, ante choques externos que pueden incrementar la volatilidad del peso mexicano. Esta es una de las principales razones por las cuales el Banco de México sigue una política de acumulación de reservas internacionales, para poder intervenir en el mercado de cambiario. De manera que, en el contexto de políticas de mediano y largo plazo, mantener un tipo de cambio estable estará condicionado a medidas de política económica que afecten a variables reales. Esos son los casos, primero, de las políticas orientadas a elevar el ingreso, como los programas de reactivación y crecimiento económico y, segundo, el conjunto de medidas dirigidas a elevar la productividad de los bienes no transables.

REFERENCIAS

1. Adawo, M. A., & Effiong, E. L. (2013). *Monetary exchange rate model as a long-run phenomenon: Evidence from Nigeria* (MPRA Paper 46407). University Library of Munich, Germany.
2. Bahmani, M., Hosny, A., & Kishor, N. K. (2014). The exchange rate disconnect puzzle revisited. *International Journal of Finance & Economics*, 20(2), 126-137. <https://www.doi.org/10.1002/ijfe.1504>
3. Banco de México. (2016). *Compilación de informes trimestrales correspondientes al año 2015*. México: autor.
4. Beckmann, J., Belke, A., & Kühl, M. (2011). Cointegration, structural breaks, and monetary fundamentals of the dollar/yen exchange. *International Advances in Economic Research*, 17(4), 397-412. <https://www.doi.org/10.1007/s11294-011-9315-2>
5. Bilson, J. F. (1978). The monetary approach to the exchange rate: Some empirical evidence. *Staff Papers International Monetary Fund*, 25(1), 48-75. <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/024/1978/001/article-A003-en.xml>
6. Bitzenis, A., & Marangos, J. (2007). The monetary model of exchange rate determination. The case of Greece (1974-1994). *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 1(1), 57-88. <https://www.doi.org/10.1504/ijmef.2007.016026>

7. De Bruyn, R., Gupta, R., & Stander, L. (2013). Testing the monetary model for exchange rate determination in South Africa. Evidence from 101 Years of Data. *Contemporary Economics*, 7(1), 19-32. <https://www.doi.org/10.5709/ce.1897-9254.71>
8. Cheung, Y. W., Chinn, M. D., & Pascual, A. G. (2005). Empirical exchange rate models of the nineties. Are any fit to survive? *Journal of International Money and Finance*, 24(7), 1150-1175. <https://www.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.08.002>
9. Civcir, I. (2003). The monetary models of the Turkish lira/US dollar exchange rate. Long-run relationships, short-run dynamics, and forecasting. *Eastern European Economics*, 41(6), 43-63. <https://www.doi.org/10.1080/00128775.2003.11041064>
10. Clements, K. W., & Frenkel, J. A. (1980). Exchange rates, money, and relative prices. The dollar-pound in the 1920s. *Journal of International Economics*, 10(2), 249-262. [https://www.doi.org/10.1016/0022-1996\(80\)90057-4](https://www.doi.org/10.1016/0022-1996(80)90057-4)
11. Crespo, J., Fidrmuc, J., & MacDonald, R. (2005). The monetary approach to exchange rates in the CEECs1. *The Economics of Transition*, 13(2), 395-416. <https://www.doi.org/10.1111/j.1468-0351.2005.00213.x>
12. Cushman, D. O. (2000). The failure of the monetary exchange rate model for the Canadian-U.S. dollar. *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne d'Economie*, 33(3), 591-603. <https://www.doi.org/10.1111/0008-4085.00031>
13. Dąbrowski, M. A., Papież, M., & Śmiech, S. (2015). Causal relations between nominal exchange rates and monetary fundamentals in central and eastern European countries. *Economics of Transition*, 23(1), 45-73. <https://www.doi.org/10.1111/ecot.12055>
14. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057. <https://www.doi.org/10.2307/1912517>
15. Elliott, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4), 813. <https://www.doi.org/10.2307/2171846>
16. Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction. representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. <https://www.doi.org/10.2307/1913236>
17. Engle, R. F., & Yoo, B. S. (1987). Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, 35(1), 143-159. [https://www.doi.org/10.1016/0304-4076\(87\)90085-6](https://www.doi.org/10.1016/0304-4076(87)90085-6)
18. 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://www.doi.org/10.2307/3439924>

19. Frankel, J. A. (1979). A theory of floating exchange rates based on real interest differentials. *The American Economic Review*, 69(4), 610-622.
20. Frenkel, M., & Koske, I. (2004). How well can monetary factors explain the exchange rate of the euro? *Atlantic Economic Journal*, 32(3), 233-244. <https://www.doi.org/10.1007/bf02299441>
21. Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126. [https://www.doi.org/10.1016/0304-4076\(96\)01685-7](https://www.doi.org/10.1016/0304-4076(96)01685-7)
22. Groen, J. J. (2000). The monetary exchange rate model as a long-run phenomenon. *Journal of International Economics*, 52(2), 299-319. [https://www.doi.org/10.1016/s0022-1996\(00\)00061-1](https://www.doi.org/10.1016/s0022-1996(00)00061-1)
23. Haldrup, N. (1998). An econometric analysis of I(2) variables. *Journal of Economic Surveys*, 12(5), 595-650. <https://www.doi.org/10.1111/1467-6419.00069>
24. Hansen, H., & Johansen, S. (1999). Some tests for parameter constancy in cointegrated VAR Models. *The Econometrics Journal*, 2(2), 306-333. www.jstor.org/stable/23115023
25. Hassan, F. (2016). The price of development. The Penn-Balassa-Samuelson effect revisited. *Journal of International Economics*, 102, 291-309. <https://www.doi.org/10.1016/j.jinteco.2016.07.009>
26. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254. [https://www.doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://www.doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
27. Johansen, S. (1995). Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneous equations and cointegration. *Journal of Econometrics*, 69(1), 111-132. [https://www.doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01664-1](https://www.doi.org/10.1016/0304-4076(94)01664-1)
28. Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & 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://www.doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-y](https://www.doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-y)
29. Macdonald, R., & Taylor, M. P. (1992). Exchange rate economics. A survey. *Staff Papers International Monetary Fund*, 39(1), 1-57. <https://www.doi.org/10.2307/3867200>
30. MacDoland, R. (2007). Exchange rate economics. Theories and evidence. Londres: Routledge. <https://www.doi.org/10.4324/9780203380185>
31. Maddala, G. S., & Kim, I. (1998). Unit roots, cointegration and structural change. Cambridge (MA): Cambridge University Press. <https://www.doi.org/10.1017/cbo9780511751974>
32. Martínez, F. A. (2010). An alternative theory of real exchange rate determination. Theory and empirical evidence for the Mexican economy, 1970-2004. *Investigación Económica*, 69(273), 55-84. <https://www.doi.org/10.22201/fe.01851667p.2010.273.24249>

33. Meese, R. A., & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies. *Journal of International Economics*, 14(1-2), 3-24. [https://www.doi.org/10.1016/0022-1996\(83\)90017-x](https://www.doi.org/10.1016/0022-1996(83)90017-x)
34. 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. <https://www.doi.org/10.2307/3439926>
35. Ng, S., & Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90(429), 268-281. <https://www.doi.org/10.1080/01621459.1995.10476510>
36. Paruolo, P. (1996). On the determination of integration indices in I(2) Systems. *Journal of Econometrics*, 72(1-2), 313-356. [https://www.doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01725-9](https://www.doi.org/10.1016/0304-4076(95)01725-9)
37. Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. En S. Strom (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century. The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (pp. 371-413). Cambridge (MA): Cambridge University Press.
38. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://www.doi.org/10.1002/jae.616>
39. Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for unit roots in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://www.doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
40. Rapach, D. E., & Wohar, M. E. (2004). Testing the monetary model of exchange rate determination. A closer look at panels. *Journal of International Money and Finance*, 23(6), 867-895. <https://www.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2004.05.002>
41. Rossi, B. (2013). Exchange rate predictability. *Journal of Economic Literature*, 51(4), 1063-1119. <https://www.doi.org/10.1257/jel.51.4.1063>
42. Salim, A., & 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), 87. <https://www.doi.org/10.3390/jrfm12020087>
43. Sarno, L., & Taylor, M. (2002). *The economics of exchange rates*. Nueva York: Cambridge University Press.
44. Tawadros, G. B. (2017). Revisiting the exchange rate disconnect puzzle. *Applied Economics*, 49(36), 3645-3668. <https://www.doi.org/10.1080/0036846.2016.1265077>

45. Uz, I., & Ketenci, N. (2010). Exchange rate determination. Monetary approach in the new EU members and Turkey. *Applied Economics Letters*, 17(10), 963-967. <https://www.doi.org/10.1080/13504850802599458>
46. Zhang, G. (2014). Exchange rates and monetary fundamentals: What do we learn from linear and nonlinear regressions? *Economics Research International*, 2014, 746956. <https://doi.org/10.1155/2014/746956>
47. Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270. <https://www.doi.org/10.2307/1391541>

VARIABLES Y FUENTES ESTADÍSTICAS

S = tipo de cambio interbancario (venta) pesos por dólar estadounidense, 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 estadounidenses, Federal Reserve Bank of St. Louis.

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

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