Agricultura, Sociedad y Desarrollo

DETERMINANTES DE LARGO PLAZO DEL TIPO DE CAMBIO EN MÉXICO: 2001-2024

Israel **Reyes-Reza**[1], José Saturnino **Mora-Flores**[1*], Miguel Ángel **Martínez-Damián**[1], José Alberto **García-Salazar**[1], Roberto Carlos **García-Sánchez**[1], Ofelia **Márquez-Molina**[2]

[1] Colegio de Postgraduados, Campus Montecillo. Montecillo, Texcoco, Estado de México, México. 56264.
[2] Universidad Autónoma del Estado de México. Centro Universitario UAEM Amecameca. Amecameca, Estado de México, México. 56900.
*Autor de correspondencia: saturmf@colpos.mx

Citation: Reyes-Reza I, Mora-Flores JS, Martínez-Damián MÁ, García-Salazar JA, García-Sánchez RC, Márquez-Molina O. 2026. Determinantes de largo plazo del tipo de cambio en México: 2001-2024. Agricultura, Sociedad y Desarrollo https://doi.org/10.22231/asyd.v23i3.1838

ASyD(23): 444-464

Editor in Chief:
Dr. Benito Ramírez Valverde

Received: November 21, 2025.
Approved: February 25, 2026.

Estimated publication date:
June 25, 2026.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-Non- Commercial 4.0 International license.

RESUMEN

Comprender las causas de las variaciones del tipo de cambio entre el peso mexicano y el dólar estadounidense, es fundamental para la competitividad de la economía nacional, caracterizada por una alta dependencia de insumos importados que incide directamente, en los costos de producción. El objetivo del estudio, fue analizar los determinantes de largo plazo del tipo de cambio nominal en México durante el periodo de 2001 a 2024, bajo la hipótesis de que los fundamentos monetarios y el ingreso real, explican su comportamiento. Se utilizaron series de tiempo mensuales de México y Estados Unidos. Las expectativas de inflación, se estimaron mediante modelos de series de tiempo autorregresivos, integrados de medias móviles (ARIMA) y la demanda real de dinero de largo plazo en México, se obtuvo a partir de una función tipo Cagan, de la cual, se derivaron la elasticidad ingreso y la sensibilidad frente a la inflación esperada. Posteriormente, se aplicó un modelo monetario de tipo de cambio, basado en diferenciales de oferta monetaria, ingreso real y expectativas de inflación entre ambas economías. Los resultados, muestran una demanda de dinero altamente elástica respecto al ingreso y poco sensible a la inflación esperada. El modelo monetario, presenta una correlación baja entre las tasas teóricas y observadas de variación del tipo de cambio, aunque con errores promedio reducidos. En conjunto, los hallazgos indican que el ingreso real, es el principal determinante del tipo de cambio nominal de largo plazo, la oferta monetaria tiene una influencia menor y las expectativas inflacionarias no resultaron relevantes.

Palabras clave: demanda de dinero, expectativas de inflación, fundamentos monetarios, ingreso real, oferta monetaria.

INTRODUCCIÓN

En las últimas tres décadas, México y Estados Unidos, han mantenido una relación comercial estrecha, formalizada con la firma del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (hoy en día conocido como T-MEC). Entre los principales beneficios de esta integración, destaca el fortalecimiento del comercio internacional, con un incremento sostenido de las exportaciones mexicanas, que ha favorecido la balanza comercial y el crecimiento económico. En este contexto, el tipo de cambio del peso frente al dólar estadounidense, desempeña un papel determinante, pues, aunque se han registrado periodos de

estabilidad relativa, también se han presentado episodios de marcada depreciación, asociados a choques económicos, políticos y sociales. Ejemplos relevantes, fueron la crisis financiera global de 2008-2009, la transición política de 2018 y la crisis sanitaria de 2020, eventos que generaron fluctuaciones cambiarias con efectos adversos sobre los precios, la inversión y el poder adquisitivo. Las variaciones del tipo de cambio, afectan la competitividad y los precios internos, dada la elevada dependencia del país respecto a los insumos importados. De acuerdo con datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI, 2025), en 2024, 75.6% de los bienes de uso intermedio, fueron importados, por lo que una depreciación del peso, se refleja en un incremento de los costos de producción. Estudios recientes, como los de Solórzano (2023); Saucedo y González (2021), confirman la existencia de un traspaso cambiario (exchange rate pass-through) heterogéneo hacia los precios internos en México, especialmente, en los sectores con mayor apertura comercial. De forma similar, Zavala (2016), Chávez (2020), muestran que las fluctuaciones del tipo de cambio real, responden a factores estructurales vinculados al ingreso, la inflación y los diferenciales de tasas de interés en América Latina.

A pesar de la instrumentación de políticas orientadas a preservar la estabilidad macroeconómica, el tipo de cambio mexicano, continúa siendo sensible a choques externos e internos, lo que evidencia la necesidad de comprender sus determinantes de largo plazo. En este sentido, Landa (2023), identifica que los fundamentos monetarios tradicionales -diferenciales de tasa de interés, inflación, actividad económica y oferta monetaria-, siguen siendo variables centrales para analizar los determinantes del tipo de cambio en México. Por su parte, Beckmann y Czudaj (2025), retoman estos fundamentos macroeconómicos desde un enfoque que incorpora explícitamente, las expectativas de los agentes, lo cual, refuerza la pertinencia de incorporar estos elementos en un marco analítico de largo plazo.

Bajo esta perspectiva, el presente estudio, analiza los determinantes macroeconómicos del tipo de cambio nominal en México, a partir de los fundamentos internos y externos que vinculan la economía mexicana con la estadounidense. A diferencia de aproximaciones descriptivas, se aporta evidencia econométrica sobre la magnitud y dirección de los factores que influyen en la paridad cambiaria, con el fin de contribuir al entendimiento de los mecanismos de transmisión monetaria en economías abiertas. De este modo, se busca generar información útil para el diseño de políticas públicas y estrategias empresariales, frente a escenarios de volatilidad cambiaria.

El objetivo del estudio, es analizar los determinantes de largo plazo del tipo de cambio nominal en México durante el periodo de 2001 a 2024, mediante una versión ampliada del modelo monetario de tipo de cambio, bajo la hipótesis de que las variaciones de largo plazo en la paridad peso-dólar, se explican por los fundamentos monetarios, en particular, por los diferenciales de oferta monetaria, ingreso y expectativas de inflación entre México y Estados Unidos.

MARCO TEÓRICO

La corriente monetarista, desarrollada en sus bases teóricas por autores clásicos como Cagan (1956), Frenkel (1976), Johnson (1977) y Mussa (1979), ha sido ampliada por aportaciones empíricas que incorporan expectativas racionales, flujos de capital, incertidumbre y no linealidades. En conjunto, esta literatura, ha dado lugar a una versión ampliada del enfoque monetario, en la que el tipo de cambio, se explica por desequilibrios monetarios, reales y de expectativas entre economías abiertas. (Ferrada y Tagle, 2014; Carrera, 2016; Clavellina, 2018; Beckmann y Czudaj, 2025; Durmaz y Jie, 2024). En este marco, el enfoque monetarista, explica las variaciones cambiarias a partir de los diferenciales en los fundamentos monetarios entre países y asume el equilibrio de los mercados monetarios y la validez de la paridad del poder adquisitivo (PPA) en el largo plazo. Bajo estos supuestos, el tipo de cambio nominal, ajusta para igualar el valor real del dinero, reflejando las diferencias relativas en la oferta monetaria, el ingreso real, los precios y las expectativas (Frenkel, 1976).

En el caso mexicano, Torre (2009), vincula el régimen de flotación cambiaria, con el enfoque del mercado de activos, perspectiva en la que Engel y West (2005), entienden al tipo de cambio, como el precio de un activo financiero determinado por fundamentos observables y choques no observables. Con evidencia para el G7 durante 1974–2001, estos autores, concluyen que existe una relación consistente entre tipo de cambio con los fundamentos macroeconómicos, aunque con capacidad limitada para predecir sus variaciones de corto plazo.

En América Latina, el enfoque monetario, ha sido relevante para analizar la interacción entre política monetaria, precios e ingreso. Carrera (2016), muestra que la estabilidad de la demanda de dinero, es un elemento esencial para la conducción monetaria, al vincular la oferta monetaria, con los precios y el ingreso real. De manera similar, Ferrada y Tagle (2014), señalan que la función de demanda de dinero, constituye una herramienta útil para anticipar presiones inflacionarias y analizar el comportamiento de los agregados monetarios, en relación con el ingreso y las tasas de interés.

Asimismo, Clavellina (2018), aporta evidencia para el caso mexicano, al señalar que las fluctuaciones del peso frente al dólar, se asocian con los diferenciales de inflación, tasas de interés y crecimiento económico entre México y Estados Unidos, además de otros factores como la productividad, la posición fiscal, el endeudamiento público y las expectativas de los mercados. En este sentido, sus hallazgos sugieren que los determinantes monetarios y macroeconómicos, siguen siendo determinantes relevantes de la dinámica cambiaria, aunque su efecto se encuentra influenciado por factores financieros y por la percepción de riesgo.

Para México, la evidencia reciente, también sugiere que la dinámica cambiaria, responde a un conjunto más amplio de determinantes. Villarreal-Samaniego *et al.* (2024), encuentran que las expectativas de inversión extranjera directa y

el balance primario del gobierno, influyen sobre el tipo de cambio peso-dólar, mientras que las remesas y el diferencial de tasas de interés reales, muestran efectos variables entre subperiodos.

Trabajos recientes, han fortalecido este marco analítico al incorporar la formación de expectativas y el papel de la incertidumbre macrofinanciera. Desde esta perspectiva, el tipo de cambio refleja, no solo fundamentos reales, sino también la influencia de las percepciones de riesgo, flujos de capital y credibilidad de la política monetaria (Beckmann y Czudaj, 2025; Durmaz y Jie, 2024). En particular, Beckmann y Czudaj (2025) encuentran que las expectativas cambiarias, incorporan información sobre inflación futura, choques monetarios y riesgo financiero, lo que sugiere que los agentes, forman anticipaciones con base en fundamentos, aunque filtradas por la incertidumbre. En este sentido, Ojeda-Joya y Romero (2023), muestran para cinco economías latinoamericanas, que los choques de incertidumbre global, inducen revisiones al alza en las expectativas de depreciación frente al dólar, lo que refuerza la importancia de incorporar factores externos de riesgo e incertidumbre en el análisis cambiario contemporáneo.

Por su parte, la función de demanda de dinero formulada por Cagan (1956), establece que los saldos reales, dependen positivamente del ingreso y negativamente de las expectativas de inflación, por lo que constituye una referencia central para evaluar empíricamente el equilibrio monetario. En este sentido, la estabilidad de la demanda de dinero, representa una condición necesaria para mantener la coherencia entre los fundamentos teóricos del enfoque monetario y su contrastación empírica.

En el contexto mexicano, el análisis de demanda de dinero, permite evaluar cómo la credibilidad del banco central y la liquidez relativa, inciden en la estabilidad cambiaria. La articulación entre la función de demanda de dinero de Cagan y el modelo monetario del tipo de cambio de Frenkel, se justifica porque ambos enfoques, comparten el supuesto de equilibrio monetario; por ello, la demanda de saldos reales, constituye un elemento central en la determinación cambiaria de largo plazo.

En conjunto, la evidencia teórica y empírica, permite situar esta investigación dentro de un marco monetario ampliado del tipo de cambio, que combina los fundamentos monetarios clásicos, con las expectativas racionales y la dinámica de largo plazo de la demanda de dinero. Este marco analítico, sustenta la metodología econométrica utilizada y permite examinar empíricamente, la capacidad explicativa de la teoría monetaria del tipo de cambio para el caso de México durante 2001–2024.

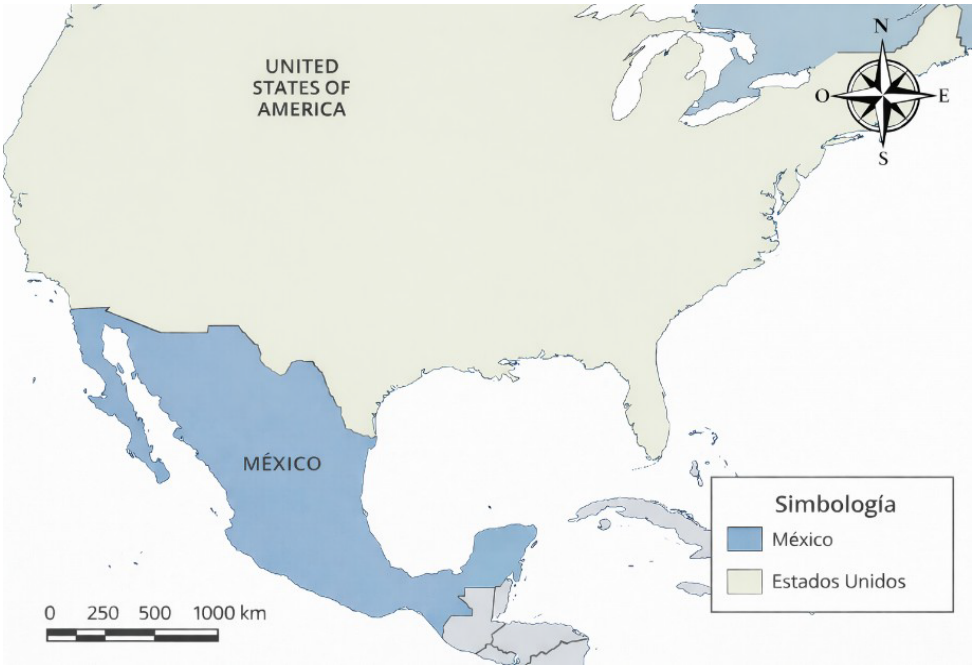
METODOLOGÍA

El estudio, se estructuró como un análisis econométrico longitudinal de carácter no experimental y con enfoque cuantitativo, utilizando datos mensuales observados, correspondientes al periodo comprendido entre enero de 2001 y

diciembre de 2024 (n=288). Con el fin de contextualizar espacial el estudio, la Figura 1, presenta un mapa de México y Estados Unidos.

Para México, la información se obtuvo del Sistema de Información Económica del Banco de México (BANXICO). La oferta monetaria doméstica, se representó empleando el agregado monetario M2 (serie CF807), expresado en millones de pesos corrientes y construido conforme a la metodología 2018 (Banco de México, 2025a). Este agregado, se consideró más representativo que M1, debido a su mayor estabilidad y cobertura de activos líquidos, como lo señalan Liquitaya y Gutiérrez (2003). El nivel de precios, se aproximó mediante el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC), con base 2018=100 (INEGI, 2025a) y el ingreso, se representó mediante el Producto Interno Bruto real, expresado en millones de pesos constantes a precios de 2018 (INEGI, 2025b).

Para Estados Unidos, se utilizaron datos mensuales correspondientes al mismo periodo de análisis. La oferta monetaria (M2), se midió con la serie WM2NS, expresada en miles de millones de dólares corrientes (FRED, 2025); el nivel de precios, se representó mediante el Consumer Price Index for All Urban Consumers (CPI) (BLS, 2025), reescalado a la base 2018=100. El ingreso real mensual de Estados Unidos, se aproximó mediante el indicador US Monthly GDP Index (S&P Global, 2025). Las series, se transformaron a logaritmos naturales, excepto la inflación esperada, que se incorporó al modelo en niveles.



Fuente: elaboración propia, con base en Banco Mundial (2025) para el mapa, Producto Interno Bruto (PIB) e inflación y USTR (2025) para comercio bilateral México–Estados Unidos.

Figura 1. Mapa contextual del área de estudio: México y Estados Unidos.

Para estimar la inflación esperada π_t^e en ambos países, se utilizó la inflación mensual observada, a partir del INPC de México y del CPI de Estados Unidos. Inicialmente, se evaluó la estacionariedad de las series, mediante la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y de forma complementaria, se utilizó la prueba KPSS (Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin), con el propósito de determinar si las series eran integradas de orden cero $I(0)$ o requerían diferenciación.

Posteriormente, la dinámica de la inflación mensual, se modeló mediante procesos ARIMA/SARIMA, empleando la función *auto.arima()*, del paquete *forecast* del software estadístico R. En cada caso, se seleccionó el modelo que minimizó el criterio de información corregido de Akaike (AICc).

Un proceso ARIMA(p,d,q), se expresa según la ecuación (1):

$$\phi(L)(1-L)^d \pi_t = \mu + \theta(L)\varepsilon_t \tag{1}$$

donde $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0,\sigma^2)$ y L es el operador rezago. Cuando la serie presentó patrones estacionales (s=12), se permitió la inclusión de componentes estacionales y se estimó un modelo SARIMA(p,d,q)×$(P,D,Q)_s$ cuya especificación, se presenta en la ecuación (2):

$$\phi(L^s)\phi(L)(1-L)^d (1-L^s)^D \pi_t = \mu + \Theta(L^s)\theta(L)\varepsilon_t \tag{2}$$

donde $\phi(L)$ y $\theta(L)$, son polinomios de rezagos no estacionales; $\Phi(L^s)$ y $\Theta(L^s)$, capturan la dinámica estacional. La validez de los modelos, se verificó mediante la prueba de Ljung-Box, cuyo estadístico se muestra en la ecuación (3):

$$Q(m) = n(n+2)\sum_{k=1}^{m} \frac{\hat{p}_k^2}{n-k} \tag{3}$$

donde $\hat{p}_k$ son las autocorrelaciones muestrales de los residuos y m el número de rezagos considerados.

Con base en los modelos seleccionados, se obtuvieron predicciones a un paso dentro de muestra $\hat{\pi}_{t|t-1} = E[\pi_t \mid J_{t-1}]$. A partir de ellas, se construyeron las expectativas para cada país a un mes $\hat{\pi}_{t+1|t} = E[\pi_{t+1} \mid J_t]$, alineándolas temporalmente, mediante un desplazamiento de un periodo hacia adelante.

El estudio se desarrolló en dos etapas. En la primera, se estimó una función extendida de demanda real de dinero de largo plazo para México, donde la cantidad real de dinero en circulación, depende del ingreso real y de la inflación esperada. La especificación del modelo, se expresa en la ecuación (4):

$$\ln \frac{M_t}{P_t} = \alpha + \beta \ln \left(Y_t \right) - \gamma \pi_t^e \tag{4}$$

donde M_t: Oferta monetaria nominal; P_t: Nivel de precios; Y_t: Ingreso real; π_t^e: Tasa de inflación esperada; α: Constante; β: Elasticidad ingreso; γ: Semielasticidad de la demanda de dinero respecto, a las expectativas inflacionarias.

La demanda real de dinero, se estimó mediante un modelo lineal en niveles logarítmicos, usando Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). El orden de integración de $ln(M_t/P_t)$, $ln(Y_t)$ y π_t^e, se verificó con las pruebas ADF y KPSS. Dado que $ln(M_t/P_t)$, $ln(Y_t)$ se clasificaron como I(1), se aplicó el procedimiento de Engle–Granger, para verificar cointegración y justificar la estimación en niveles, incorporando π_t^e como regresor $I(0)$. Finalmente, se realizaron diagnósticos de residuos para verificar autocorrelación, heterocedasticidad y colinealidad.
En la segunda etapa, se utilizó el modelo monetario de tasas de inflación (MMTI) propuesto por Frenkel, que incorpora los coeficientes β y γ estimados en la primera etapa. La especificación del modelo, se muestra en la ecuación (5):

$$s_t = m_t - m_t^* - \beta \left(y_t - y_t^* \right) + \gamma \left[\pi_t^e - \pi_t^{e*} \right] \tag{5}$$

donde s_t: Logaritmo del tipo de cambio nominal; m_t y m_t^*: Logaritmo de la oferta monetaria doméstica y externa; y_t y y_t^*: Logaritmo del ingreso real doméstico y externo; π_t^e y π_t^{e*}: Inflación esperada doméstica y externa (en nivel)

Con base en esta especificación, el valor estimado de s_t para cada periodo, representa la tasa teórica mensual de variación del tipo de cambio. Dado que las series mensuales de oferta monetaria nominal e ingreso, se encuentran expresadas en unidades monetarias no comparables entre países, se utilizaron las primeras diferencias de los logaritmos m_t, m_t^*, y_t y y_t^*. Esto permitió obtener tasas de variación mensual homogéneas para ambas economías, manteniendo la lógica del modelo.
Por lo tanto, el valor de s_t obtenido en este estudio, no representa el nivel teórico del tipo de cambio, sino la tasa teórica de depreciación o apreciación mensual del peso frente al dólar, la cual, se comparó con la tasa mensual observada del tipo de cambio FIX promedio mensual, obtenida de la serie CF86 (Banco de México, 2025b).
El ajuste del modelo, se evaluó mediante el coeficiente de correlación de Pearson y el error absoluto medio (MAE). Asimismo, la consistencia entre las tasas teóricas y observadas, se examinó mediante una regresión sin intercepto, como se muestra en la ecuación (6).

$$s_t^{obs} = \beta \cdot s_t^{teo} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Para analizar el peso relativo de los determinantes del tipo de cambio, se identificaron los periodos en que se cumplieron las siguientes condiciones: ΔlnM2 > ΔlnM2*, ΔlnY > ΔlnY* y Δπ > Δπ*. Para cada caso, se contabilizó el número de observaciones y su proporción, respecto al total de la muestra.
Posteriormente, se evaluó la importancia relativa de cada variable explicativa, mediante la transformación de los coeficientes estimados a valores estandarizados. Esto permitió comparar el peso de cada determinante, en términos de desviaciones estándar, de modo que un coeficiente estandarizado de mayor magnitud absoluta, refleja una mayor influencia relativa sobre la variable dependiente. Los coeficientes estandarizados, se calcularon a partir de los coeficientes no estandarizados b_j conforme a la ecuación (7):

$$B_j = b_j \left(\frac{\sigma_{xj}}{\sigma_y} \right) \quad (7)$$

donde B_j: Coeficiente estandarizado de la variable; x_j, b_j: Coeficiente no estandarizado; σ_{xj}: Desviación estándar de la variable independiente; x_j y σ_y: Desviación estándar de la variable dependiente.

Dado que el modelo estimado parte de la ecuación (8):

$$dif_s_t = \alpha + b_1 dif_\ln_m2_t + b_2 beta_dif_\ln_y_t + b_3 gamma_dif_pi_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

los coeficientes estandarizados, se obtuvieron de acuerdo con las ecuaciones (9), (10) y (11)

$$B_1 = b_1 \cdot \frac{\sigma_{dif_\ln_m2}}{\sigma_{dif_s}} \quad (9)$$

$$B_2 = b_2 \cdot \frac{\sigma_{beta_dif_\ln_y}}{\sigma_{dif_s}} \quad (10)$$

$$B_3 = b_3 \cdot \frac{\sigma_{gamma_dif_pi}}{\sigma_{dif_s}} \quad (11)$$

RESULTADOS

Dado que el PIB real se reporta trimestralmente en México, la serie se interpoló linealmente, para convertirla a frecuencia mensual. Posteriormente, se estimó

la inflación esperada π_t^e, componente central del modelo. Para lo cual, primero se evaluó la estacionariedad de las series con las pruebas ADF y KPSS.

Los resultados de las pruebas de estacionariedad, muestran que la inflación mensual de México y de Estados Unidos, puede tratarse como estacionaria en niveles, ya que la prueba ADF, rechaza la presencia de raíz unitaria y la prueba KPSS no rechaza estacionariedad en ambos casos. En consecuencia, no fue necesaria diferenciación regular para la modelación posterior. No obstante, en el caso de México, se incorporó diferenciación estacional para capturar la dinámica anual identificada por el procedimiento de selección.

Posteriormente, la dinámica inflacionaria en ambos países, se modeló mediante *auto.arima()* del paquete forecast de r, seleccionando los modelos (Cuadro 1), que minimizaron el AICc y cuyos residuos no presentaron autocorrelación según la prueba de Ljung-Box ($p>0.05$).

El modelo seleccionado para México, sugiere una componente estacional relevante en la inflación mensual. Mientras que el de Estados Unidos, es consistente con choques transitorios de corto plazo y persistencia estacional.

Con estos modelos, se obtuvieron predicciones a un paso dentro de muestra $\hat{\pi}_{t|t-1} = E\left[\pi_t \mid J_{t-1}\right]$, interpretadas como expectativas formadas en *t*-1 sobre la inflación de *t*. Posteriormente, se construyeron expectativas a un mes $\hat{\pi}_{t+1|t} = E\left[\pi_{t+1} \mid J_t\right]$, alineándolas temporalmente, mediante un desplazamiento de un periodo hacia adelante. En ambos casos (Figura 2), las trayectorias estimadas, captan adecuadamente la evolución observada de la inflación mensual.

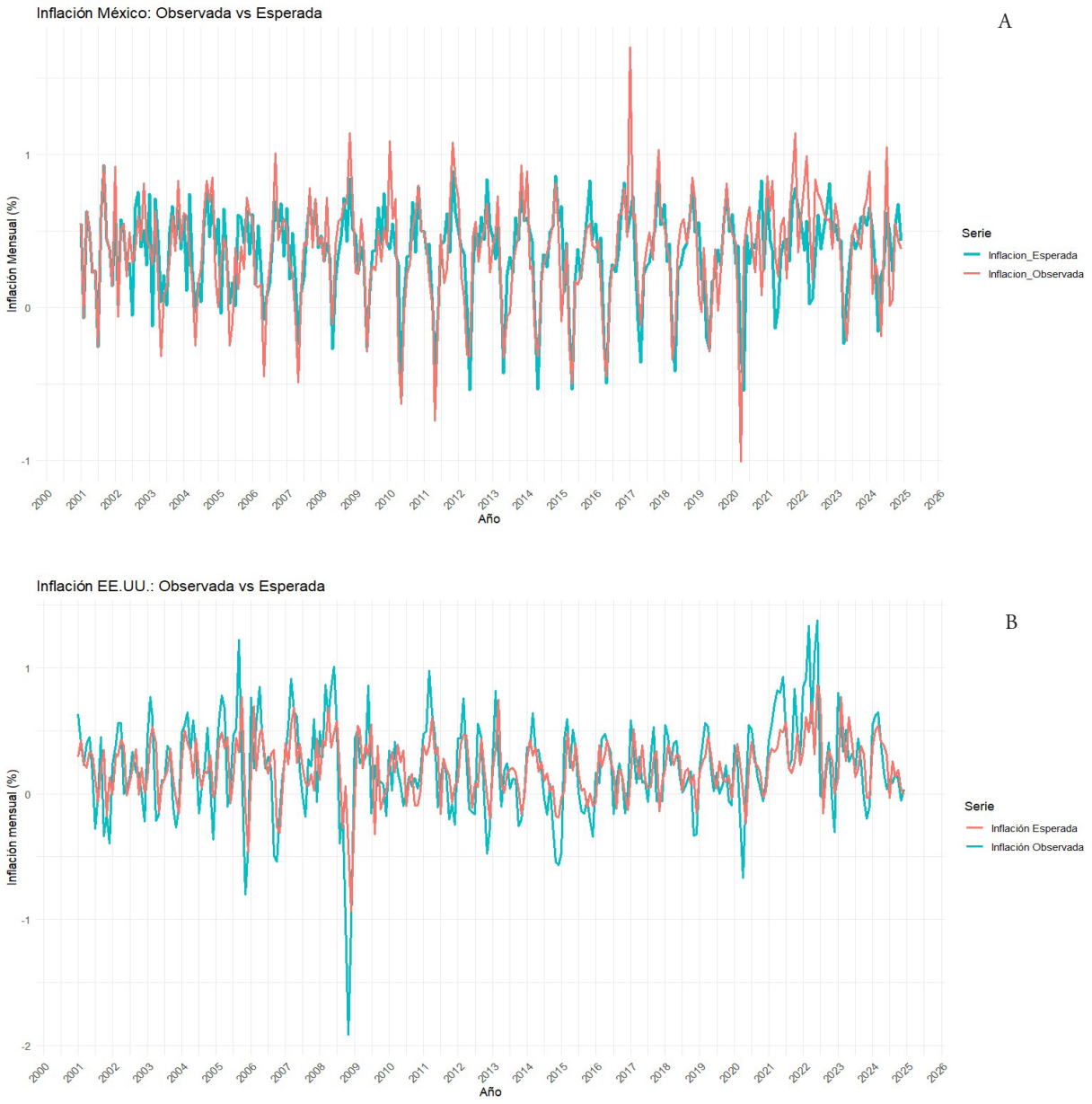
En cuanto al ajuste de los modelos ARIMA/SARIMA (Cuadro 2), las métricas reportadas por MSE, MAE, MASE y error medio-, sugieren un desempeño adecuado para describir la dinámica mensual de la inflación en ambos países.

A continuación, se estimó la función extendida de demanda real de dinero de largo plazo. Previamente, se verificó el orden de integración de las series, mediante pruebas ADF y KPSS. Los resultados (Cuadro 3), indican que $ln\ M_t/P_t$, es no estacionaria en niveles y estacionaria en primeras diferencias, por lo que se clasifica como $I(1)$. En el caso de $ln(Y_t)$, aunque la prueba ADF con tendencia sugiere estacionariedad en niveles, la prueba KPSS de tipo τ la rechaza; sin embargo, en primeras diferencias, ambas pruebas, coinciden en indicar estacionariedad, lo que respalda tratar a $ln(Y_t)$ como una variable $I(1)$. En contraste,

Cuadro 1. Modelos ARIMA/SARIMA seleccionados para México y Estados Unidos.

País	Modelo seleccionado	AICc	Ljung-Box (p-valor)	Diferenciación
México	SARIMA(0,0,1)(2,1,2)[12]	29.80	0.10	d=0 (con D=1)
EE.UU.	ARIMA(0,0,2)(2,0,0)[12] con media ≠ 0	148.99	0.24	d=0 (y D=0)

Fuente: elaboración propia, con base en INEGI (México) y BLS/FRED (Estados Unidos); selección con auto.arima() (criterio AICc) y validación Ljung-Box en R.



Fuente: elaboración propia, con base en INEGI (INPC) para México y BLS (CPI-U) vía FRED para Estados Unidos. Inflación mensual calculada a partir de los índices (re-escalados a base 2018=100). Inflación esperada estimada mediante modelos ARIMA/SARIMA seleccionados con forecast::auto.arima() en R (criterio AICc).

Figura 2. Inflación mensual observada vs. inflación esperada (ene-2001–dic-2024)**. A:** México, **B:** Estados Unidos.

las expectativas de inflación $E\left[\pi_{t+1} \mid J_t\right]$, resultaron estacionarias en niveles; la prueba ADF con deriva, rechaza raíz unitaria y la prueba KPSS tipo μ, no rechaza estacionariedad, por lo que se clasifican como $I(0)$. Esta verificación, permite

Cuadro 2. Desempeño de los Modelos ARIMA/SARIMA, para la estimación de la inflación esperada.

País	Modelo	RMSE	MAE	MASE	Error medio (ME)
México	SARIMA(0,0,1)(2,1,2)[12]	0.23	0.17	0.67	0.00823
EE.UU.	ARIMA(0,0,2)(2,0,0)[12] con media ≠ 0	0.30	0.23	0.70	0.00006

Fuente: elaboración propia, con métricas RMSE, MAE, MASE y error medio (ME), sobre series mensuales 2001–2024. Datos: INEGI (INPC) y BLS/FRED (CPI-U). Modelos estimados con *forecast::auto.arima*() en R.

aplicar pruebas de cointegración únicamente a las variables $I(1)$ e incorporar $E_t[\pi_{t+1}]$ como regresor $I(0)$ en la especificación de largo plazo.

Posteriormente, dado que $ln\ M_t/P_t$ y $ln(Y_t)$ son I(1), se aplicó la prueba de Engle-Granger, para evaluar la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo. Para ello, se estimó un modelo en niveles, se obtuvieron los residuos y se aplicó la prueba ADF sobre los residuos $\hat{u}_t$ sin constante ni tendencia (Figura 3). El estadístico obtenido fue τ=–5.92, menor que el valor crítico al 1% (-2.58), por lo que se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en los residuos. En consecuencia, $\hat{u}_t$ es estacionario ($I(0)$) y existe evidencia de cointegración, lo que valida la estimación de la función extendida de demanda de dinero en niveles.

Confirmada la cointegración, se procedió a estimar la función extendida de demanda real de dinero de largo plazo, mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (Cuadro 4), incorporando las expectativas de inflación como regresor $I(0)$. Asimismo, se evaluaron los supuestos sobre los residuos del modelo.

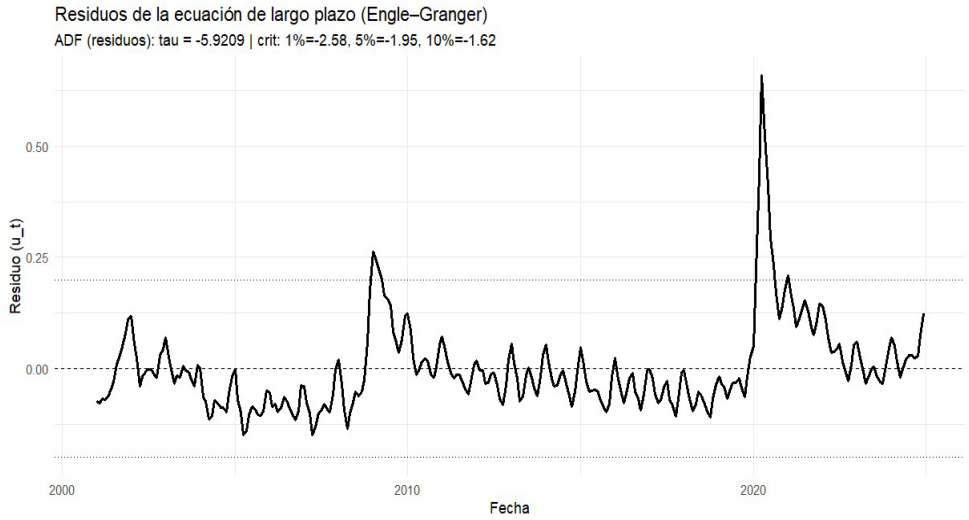
Cuadro 3. Pruebas de raíz unitaria (ADF) y estacionariedad (KPSS) para las variables del modelo.

Variable	Forma de la serie	ADF (tipo)	Estadístico τ	Decisión ADF (5%)	KPSS (tipo)	Estadístico	Decisión KPSS	Conclusión
$\ln M_t/P_t$	Nivel	trend	–3.18	No rechaza RU	τ	0.51	Rechaza estacionariedad	No estacionaria
	1ª Dif	drift	-13.20	Rechaza RU	μ	0.03	No rechaza estacionariedad	I(1)
$\ln(Y_t)$	Nivel	trend	–5.55	Rechaza RU	τ	0.27	Rechaza estacionariedad	Evidencia mixta *
	1ª Dif	drift	–11.16	Rechaza RU	μ	0.23	No rechaza estacionariedad	I(1)
$E_t[\pi_{t+1}]$	Nivel	drift	–9.22	Rechaza RU	μ	0.43	No rechaza estacionariedad	I(0)

Nota: ADF contrasta H_0: raíz unitaria; KPSS contrasta H_0: estacionariedad. La decisión se tomó al 5% comparando cada estadístico con sus valores críticos.

*En $ln(Y_t)$ los resultados en niveles son mixtos; como en primeras diferencias ADF y KPSS confirman estacionariedad, se clasifica como $I(1)$.

Fuente: elaboración propia, con pruebas ADF/KPSS (urca); datos Banxico e INEGI; muestra ene-2001–dic-2024.



Fuente: elaboración propia, con base en la $\hat{u}_t$ ecuación de largo plazo $ln\ M_t/P_t$ sobre $ln\ (T_t)$ y π_t^e; así como en la prueba ADF aplicada a los residuos (Engle-Granger).
Figura 3. Residuos de la ecuación de largo plazo (Engle–Granger) y estadístico ADF sobre $\hat{u}_t$.

La autocorrelación, se examinó mediante las pruebas de Durbin-Watson, Breusch-Godfrey (a 12 y 24 rezagos) y Ljung-Box (a 12 y 24 rezagos), las cuales, mostraron evidencia de correlación serial positiva. La heterocedasticidad se evaluó con las pruebas de Breusch-Pagan y White, cuyos resultados, indicaron varianza no constante en los residuos. Por su parte, la multicolinealidad entre las variables explicativas, se revisó mediante el factor de inflación de la varianza (VIF), sin detectarse problemas relevantes. Dado que los residuos presentaron autocorrelación y heterocedasticidad, la inferencia estadística se complementó con errores estándar robustos HAC de Newey-West, considerando 12 rezagos. Con ello, se obtuvo una inferencia más confiable sobre los coeficientes estimados y se reforzó la robustez del resultado principal del modelo.

La estimación del modelo (Cuadro 4), muestra que el ingreso real, constituye el principal determinante de largo plazo de la demanda real de dinero, con un efecto positivo y estadísticamente robusto. Por su parte, las expectativas de inflación, presentan el signo teórico esperado, aunque sin evidencia suficiente de un efecto significativo en la especificación estimada. En conjunto, estos resultados, son consistentes con una relación de equilibrio de largo plazo, entre dinero real e ingreso real, respaldada por la cointegración previamente confirmada y por una inferencia robusta ante la presencia de autocorrelación y heterocedasticidad en los residuos.

En una segunda etapa, se aplicó el Modelo Monetario de Tasas de Inflación (MMTI) propuesto por Frenkel (1976). Con base en los coeficientes β y γ

Cuadro 4. Coeficientes estimados del modelo extendido de demanda real de dinero (MCO, 2001-2024).

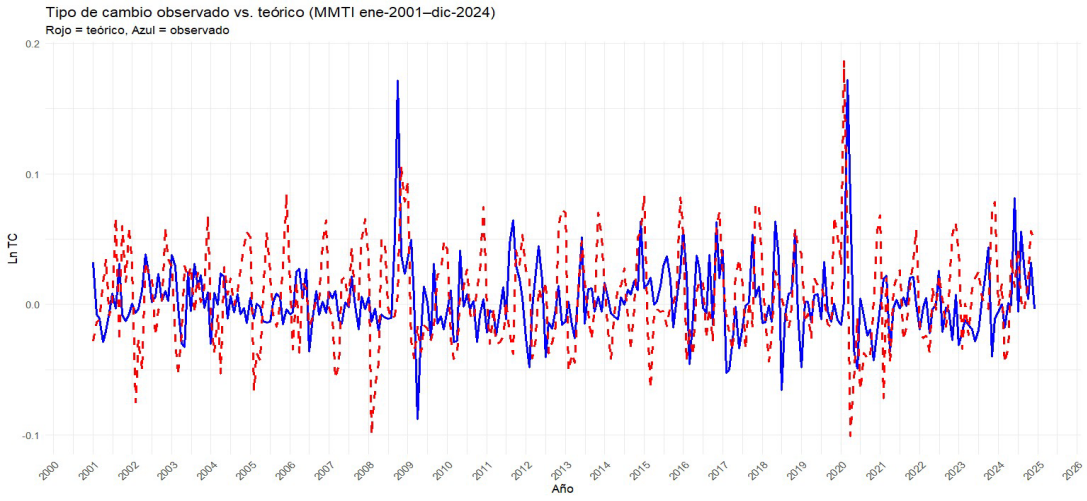
Variable	Coef.	EE (OLS)	t (OLS)	p-valor (OLS)	EE HAC (NW,12)	t (HAC)	p-valor (HAC)
α(constante)	-27.20	0.88	-31.01	<0.001	1.76	-15.47	<0.001
$\beta(\ln(Y_t))$	2.68	0.05	51.53	<0.001	0.10	25.78	<0.001
$E_t(\pi_t^e)$	-0.02	0.01	-0.84	0.40	0.03	-0.51	0.61
R^2 ajustado	0.90						

Nota: Se detectó autocorrelación y heterocedasticidad en los residuos; por ello, se reportan errores estándar robustos HAC (Newey–West, 12 rezagos).
Fuente: elaboración propia, con datos en niveles (logaritmos) de $ln(M_t/P_t)$, $ln(Y_t)$ y expectativas de inflación $E_t[\pi_{t+1}]$(México). Datos: Banxico (M2), INEGI (INPC y PIB real); inflación esperada estimada mediante SARIMA.

estimados en la función de demanda de dinero, se obtuvo la tasa teórica de variación mensual del tipo de cambio.

Las trayectorias de las tasas teóricas y observadas del tipo de cambio (Figura 4), presentan coincidencias parciales durante el periodo analizado.

Asimismo, el ajuste del modelo se evaluó mediante tres indicadores: el coeficiente de correlación de Pearson, el error absoluto medio (MAE) y una regresión sin constante entre la serie observada (s_{obs}) y la estimada (s_t). Los resultados, muestran una relación positiva pero débil entre ambas tasas (r=0.098), un MAE de 0.0346 puntos porcentuales y una pendiente 0.08015 en la regresión con evidencia estadística limitada ($p=0.057$) y un poder explicativo reducido (R^2=0.0126; R^2 ajustado=0.0091).



Fuente: elaboración propia, con base en Banxico (tipo de cambio FIX: promedio mensual) y en los diferenciales mensuales de M2 (Banxico CF807; FRED WM2NS), PIB real (INEGI base 2018=100; S&P Global US Monthly GDP Index base 2018=100) e inflación esperada (estimada mediante modelos ARIMA/SARIMA). Periodo: ene-2001–dic-2024.

Figura 4. Tipo de cambio nominal MXN/USD observado y estimado con el modelo monetario de tasas de inflación (MMTI), 2001–2024.

Adicionalmente, se calculó la tasa de acierto, respecto a la dirección de las variaciones mensuales del tipo de cambio teórico. Se consideró como acierto, la coincidencia entre el signo del cambio estimado y el del cambio observado. Bajo este criterio, el modelo acertó en 153 de 288 observaciones (53.1%).

En cuanto a los principales determinantes del tipo de cambio durante el periodo analizado, entre enero de 2001 y enero de 2020, el agregado monetario M2 de Estados Unidos, registró un crecimiento gradual, con un incremento acumulado de aproximadamente 209%. A partir de enero de 2020, se aprecia una ruptura en esta trayectoria, caracterizada por una expansión monetaria acelerada, seguida de una moderación en su ritmo de crecimiento y de una estabilización a partir del segundo semestre de 2023. En contraste, durante el mismo periodo de estudio, México amplió su agregado M2 en aproximadamente 777%, cifra que equivale a más del doble del crecimiento acumulado observado en Estados Unidos, durante el periodo completo (333%), aunque con un comportamiento más uniforme.

Durante el periodo analizado, el PIB real creció cerca de 66% en Estados Unidos y casi 42% en México. Asimismo, la inflación promedio anual observada, fue de 4.39% en México y de 2.49% en Estados Unidos, mientras que la inflación acumulada alcanzó 105.28% en México, frente a 59.82% de Estados Unidos.

El análisis de los diferenciales del modelo mostró que, en 160 de los 288 meses del periodo (55.5%), el diferencial mensual de expansión monetaria fue positivo, es decir, mayor en México que en Estados Unidos. Asimismo, en 150 observaciones mensuales (52%), el crecimiento mensual del ingreso fue mayor en México que en Estados Unidos, mientras que el diferencial inflacionario fue positivo en 190 periodos (65.9%).

En cuanto a la importancia relativa de los determinantes, los resultados de la estimación del modelo lineal con los diferenciales mensuales de M2, PIB real e inflación, mostraron que el diferencial de ingreso real ponderado por la elasticidad ingreso, presentó un coeficiente de −0.775. Por su parte, los diferenciales de oferta monetaria e inflación, registraron coeficientes positivos de 0.352 y 0.172, respectivamente.

DISCUSIÓN

Elasticidad ingreso y estabilidad de la demanda de dinero

Los resultados, confirman la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre la demanda real de dinero y el ingreso real en México, durante el periodo de 2001 a 2024, lo que aporta evidencia compatible, con una función de demanda de dinero de tipo Cagan (1956). En el mismo sentido, Durmaz y Jie (2024), estimaron la demanda de dinero para México durante el periodo 2000-2022, mediante un modelo ARDL no lineal y constataron la existencia de una relación de cointegración estable entre M2 real, ingreso real, inflación y tipo de cambio.

La elasticidad ingreso positiva y elevada obtenida en este estudio, indica que la demanda de saldos monetarios reales, responde más que proporcionalmente al crecimiento del ingreso. A este respecto, el Banco de México (2018b), documenta que la demanda de dinero en sentido amplio (M2), mantiene una relación de cointegración de largo plazo con el PIB real y las tasas de interés, con elasticidades ingreso positivas y consistentes con la teoría monetaria.

El valor estimado de la elasticidad ingreso, fue superior al reportado en estudios como los de Liquitaya y Gutiérrez (2003); Ramos *et al.* (2017) y Carrera (2016), quienes emplearon el agregado monetario M1 y obtuvieron coeficientes positivos de menor magnitud. Esta diferencia, puede atribuirse al uso de M2, que incorpora instrumentos financieros líquidos y activos a plazo, y que, por ello, capta con mayor amplitud la evolución de la liquidez en un entorno de profundización e inclusión financiera (Banco de México, 2018a). De manera congruente, Durmaz y Jie (2024), Knell y Stix (2005), muestran que los agregados monetarios amplios como M2 y superiores, tienden a presentar elasticidades ingreso más elevadas, debido a la inclusión de activos financieros líquidos y a las transformaciones estructurales de los sistemas financieros.

El comportamiento del coeficiente del ingreso, también puede vincularse con los cambios estructurales del sistema financiero mexicano y con la redefinición metodológica de los agregados monetarios, implementada por el Banco de México (2018a). Dicha actualización, incorporó dentro de M2, instrumentos financieros a plazo, fondos de inversión de deuda y operaciones de reporto, alineando su definición, con los estándares del Fondo Monetario Internacional. Aunque la literatura internacional (Knell y Stix, 2005; Durmaz y Jie, 2024), señala que la innovación tecnológica y la digitalización de los servicios financieros, tienden a reducir la demanda de dinero en economías avanzadas; en el caso de México, una posible explicación del resultado observado, radica en que los avances en bancarización, pagos electrónicos y servicios digitales, han promovido una mayor inclusión financiera, ampliando el acceso a cuentas y depósitos y favoreciendo una mayor tenencia de saldos monetarios y financieros, conforme aumenta el ingreso real. En este contexto, M2 constituye un agregado monetario amplio y pertinente, para el análisis de la demanda de dinero de largo plazo.

Desde la perspectiva de política pública, estos resultados, sugieren que los agregados monetarios amplios, continúan proporcionando información útil para el seguimiento de las condiciones macrofinancieras, aun cuando no operen como objetivo intermedio formal de la política monetaria. Una elasticidad ingreso elevada, implica que el crecimiento económico, la expansión del crédito y la profundización financiera, pueden traducirse en aumentos más que proporcionales en la demanda de liquidez, por lo que el monitoreo de M2, puede complementar la evaluación de presiones monetarias y de estabilidad financiera. En comparación con otras economías latinoamericanas, donde

la relación entre dinero e ingreso puede verse más afectada por procesos de volatilidad inflacionaria o inestabilidad financiera, el caso mexicano, muestra una función de demanda de dinero más consistente en el largo plazo, lo que refuerza su utilidad analítica para la política macroeconómica.

Inflación esperada y anclaje de expectativas

El coeficiente negativo estimado para la inflación esperada, conserva el signo teórico propuesto por Cagan (1956), lo que indica que una mayor inflación anticipada, tiende a reducir la demanda de dinero, al elevar su costo de oportunidad. No obstante, su efecto no resultó relevante dentro de la especificación estimada, lo que sugiere que, durante el periodo analizado, las expectativas de inflación no constituyeron un determinante central de la demanda real de dinero. Este resultado, coincide con los hallazgos de Liquitaya y Gutiérrez (2003), Ferrada y Tagle (2014) y Carrera (2016), quienes también reportan semielasticidades reducidas, al considerar la inflación o la tasa de interés como variables de costo de oportunidad.

La estabilidad de precios y la credibilidad del régimen de metas de inflación del Banco de México, pudieron haber contribuido a reducir la sensibilidad de la demanda de dinero ante variaciones en las expectativas inflacionarias, generando un entorno de confianza y anclaje nominal (Banco de México, 2025c). En una lectura contextual, este resultado también puede asociarse al contraste entre México y Estados Unidos, ya que las expectativas inflacionarias en México, parecen haber sido más sensibles a choques externos y episodios de volatilidad cambiaria, mientras que, en Estados Unidos, se mantuvieron relativamente más estables y alineadas a los objetivos de la Reserva Federal (Kiley, 2025).

Este contraste, puede apreciarse en episodios de elevada incertidumbre como la crisis financiera global de 2008-2009, la transición política de 2018 y la pandemia de COVID-19 en 2020, cuando las expectativas inflacionarias mexicanas, tendieron a ajustarse con mayor rapidez frente a perturbaciones externas. En consecuencia, los diferenciales de expectativas de inflación $[\pi_t^e - \pi_t^{e^*}]$, constituyen un componente relevante del modelo monetario, en la medida que recogen asimetrías en credibilidad, percepción del riesgo macroeconómico y formación de expectativas, factores que pueden influir en la demanda de dinero y en la dinámica cambiaria de largo plazo.

En términos de política monetaria, este resultado, refuerza la importancia de preservar la credibilidad del régimen de metas de inflación y la eficacia de la comunicación del banco central. Aunque la inflación esperada no haya mostrado una incidencia fuerte dentro de la función estimada, su papel sigue siendo relevante como canal de transmisión de la incertidumbre y como mecanismo de ajuste de la demanda de dinero ante episodios de volatilidad. En este sentido, los resultados sugieren que el anclaje inflacionario, ha funcionado como un amortiguador parcial en una economía abierta y altamente integrada con

Estados Unidos, aunque ello no elimina la vulnerabilidad frente a choques externos.

Diferenciales monetarios y determinantes del tipo de cambio

En el marco del modelo monetario de tasas de inflación (MMTI), se observó que, aunque el ajuste estadístico con datos mensuales fue limitado, el modelo permitió identificar parcialmente las tendencias de depreciación y apreciación del tipo de cambio durante el periodo analizado. Estas trayectorias, se relacionan con los diferenciales de ingreso real, oferta monetaria y expectativas inflacionarias entre México y Estados Unidos, en concordancia con los planteamientos del modelo monetario de Frenkel (1976). En este sentido, los resultados sugieren que las variaciones sostenidas en el tipo de cambio nominal, responden al menos en parte, a desajustes en los fundamentos monetarios relativos.

En términos empíricos, la regresión entre la tasa de depreciación observada (s_{obs}) y la predicha por el modelo (s_t), mostró una pendiente pequeña con evidencia estadística limitada, lo que sugiere que el MMTI, capta de manera restringida los movimientos cambiarios mensuales. Esta interpretación, es congruente con el coeficiente de correlación entre las tasas teórica y observada, con el reducido coeficiente de determinación y con una tasa de acierto de 53.1%, respecto a la dirección de las variaciones. En conjunto, estos resultados indican que, el modelo describe de manera limitada la dinámica cambiaria de corto plazo, aunque conserva utilidad para explorar la incidencia relativa de los fundamentos monetarios en el largo plazo.

El análisis de los diferenciales macroeconómicos, mostró que el ingreso real, fue el determinante con mayor peso relativo en la explicación de las variaciones del tipo de cambio, lo que coincide con los resultados reportados por Beckmann y Czudaj (2025), Landa (2023). De acuerdo con el enfoque monetario de Frenkel (1976), un mayor crecimiento relativo del producto interno, tiende a apreciar la moneda doméstica, al incrementar la demanda de dinero y reforzar la confianza en la economía. Sin embargo, durante el periodo analizado, el crecimiento acumulado del PIB real, fue mayor en Estados Unidos que en México. Aunque en términos de frecuencia, el diferencial mensual de ingreso, fue favorable a México en una ligera mayoría de los periodos, ello no implicó una ventaja acumulada para la economía mexicana, ya que el efecto cambiario, depende también de la magnitud de los diferenciales. Por ello, aunque el ingreso sea el factor más influyente dentro del modelo, su diferencial efectivo, favoreció a la economía estadounidense y generó presiones estructurales de depreciación para el peso mexicano, tal como lo señalan Clavellina (2018) y Beckmann y Czudaj (2025).

La importancia del ingreso real, también se refleja en que el coeficiente asociado al diferencial de ingreso ponderado por la elasticidad ingreso, fue mayor

en valor absoluto que el de los demás componentes del modelo. Esto confirma que las brechas de crecimiento entre ambas economías, ejercieron el efecto más intenso sobre la trayectoria del tipo de cambio durante el periodo analizado.

Por su parte, los diferenciales de oferta monetaria e inflación, también contribuyeron a la depreciación del peso mexicano, aunque con menor magnitud relativa. En más de la mitad de los meses analizados, la expansión monetaria en México, fue superior a la observada en Estados Unidos, mientras que el diferencial inflacionario, fue positivo en 65.9% de las observaciones. En consecuencia, ambos factores, ejercieron presiones depreciatorias, pero con un peso menor que el diferencial de crecimiento económico.

La interacción de estos factores, sugiere la existencia de una presión sistemática de largo plazo sobre el tipo de cambio. Un mayor crecimiento de la oferta monetaria doméstica, acompañado de una inflación relativamente más alta, tiende a reducir el valor real del dinero y a debilitar la moneda nacional frente al dólar (Frenkel, 1976). Las diferencias en la conducción de la política monetaria, refuerzan esta interpretación. Durante la pandemia de COVID-19, la Reserva Federal, implementó una expansión monetaria rápida y de gran escala, para sostener el flujo de crédito a empresas y hogares (Clarida *et al*., 2021). En contraste, México adoptó medidas más moderadas, orientadas principalmente a preservar la liquidez y el funcionamiento del sistema financiero, sin recurrir a expansiones monetarias generalizadas ni a compras masivas de activos (Alba *et al*., 2023).

En conjunto, los resultados respaldan los fundamentos del modelo monetario, al mostrar que los diferenciales de ingreso real, inflación esperada y oferta monetaria, contribuyen a explicar la trayectoria de largo plazo del tipo de cambio nominal. No obstante, el peso relativo de cada componente, no fue homogéneo: el diferencial de ingreso real, resultó ser el factor de mayor importancia, lo que indica que la estabilidad cambiaria de largo plazo, no puede depender exclusivamente del control monetario, ni de intervenciones de corto plazo sobre la liquidez. En términos de política pública, reducir la vulnerabilidad cambiaria estructural, requiere complementar la disciplina monetaria con políticas orientadas a elevar la productividad, la inversión y la competitividad externa, de modo que pueda cerrarse la brecha de crecimiento relativa frente a Estados Unidos. A diferencia de otras economías latinoamericanas, donde la literatura reciente ha destacado con mayor fuerza el papel de la incertidumbre global, el riesgo financiero o los determinantes fiscales en la dinámica cambiaria (Ojeda-Joya y Romero, 2023; Villarreal-Samaniego *et al*., 2024), en México, la evolución del tipo de cambio, depende en mayor medida, de los diferenciales relativos de sus fundamentos macroeconómicos frente a Estados Unidos.

CONCLUSIONES

El estudio aporta evidencia empírica, que respalda la pertinencia del enfoque monetario, para explicar los determinantes de largo plazo del tipo de

cambio en México. La estimación de la función de demanda de dinero, permitió identificar que el crecimiento del ingreso real, constituye el factor de mayor peso en la trayectoria cambiaria, mientras que la oferta monetaria, presenta un efecto secundario y las expectativas de inflación, no mostraron un efecto relevante. En conjunto, estos hallazgos, ponen de manifiesto que, las diferencias estructurales en el crecimiento entre México y Estados Unidos, desempeñaron un papel central en la dinámica de depreciación observada durante el periodo analizado.

Entre las principales limitaciones del estudio, destaca el uso de datos mensuales, lo que obligó a interpolar el ingreso real y pudo haber reducido la precisión de algunas relaciones de largo plazo. Asimismo, el modelo monetario, mostró una capacidad explicativa limitada para captar variaciones de corto plazo, debido a la alta volatilidad propia de esta frecuencia temporal.

Futuras investigaciones, podrían incorporar flujos de capital particularmente, de inversión de cartera y otros movimientos financieros de corto plazo, para evaluar si complementan la explicación monetaria del tipo de cambio en frecuencia mensual. Asimismo, incluir indicadores de riesgo financiero, como primas de riesgo soberano o medidas de volatilidad externa, sería pertinente para analizar si la percepción de riesgo, modifica la relación entre los fundamentos monetarios y la dinámica cambiaria. Finalmente, dado que la inflación esperada mostró un efecto reducido en el modelo estimado, sería relevante profundizar en el papel de la credibilidad monetaria y del anclaje de expectativas inflacionarias, tanto en México como en Estados Unidos, para determinar su incidencia en la demanda de dinero y en los diferenciales cambiarios de largo plazo.

RERERENCIAS

Alba C, Cuadra G, Ibarra R. 2023. Effects of the extraordinary measures implemented by Banco de México during the COVID-19 pandemic on financial conditions. Banco de México Working Papers. (2023-03). 1–54. https://www.banxico.org.mx/publications-and-press/banco-de-mexico-working-papers/%7B8BED375A-B4B2-A80E-5CDE-C59B9B3E96F5%7D.pdf.

Banco de México. 2018a. Redefinición de los agregados monetarios y medición de los activos financieros internos. https://www.banxico.org.mx/apps/sie/%7BD86B3963-97D2-A31D-0216-465543204C8D%7D.pdf.

Banco de México. 2018b. Política monetaria y demanda de dinero en sentido amplio. Extracto del Informe Trimestral julio–septiembre 2018, https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/informes-trimestrales/recuadros/%7BB231A553-66BF-A6CB-8BFF-4FD52DA3D43D%7D.pdf. pp: 39–43.

Banco de México. 2025a. Agregados monetarios (metodología 2018): M2 (serie CF807). Ciudad de México, México: Banco de México (Sistema de Información Económica). https://www.banxico.org.mx/SieInternet/consultarDirectorioInternetAction.do?sector=3&accion=consultarCuadro&idCuadro=CF807&locale=es.

Banco de México. 2025b. Tipo de cambio FIX: promedio mensual (serie CF86). Ciudad de México, México: Banco de México (Sistema de Información Económica). https://www.banxico.org.mx/SieInternet/consultarDirectorioInternetAction.do?sector=6&accion=consultarCuadro&idCuadro=CF86&locale=es.

Banco de México. 2025c. Programa Monetario para 2025. Ciudad de México, México: Banco

de México. https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/programas-de-politica-monetaria/%7B040D3539-2C71-EE8A-2894-C4A0A7186BF8%7D.pdf.

Banco Mundial. 2025. Indicadores del desarrollo mundial: México, Estados Unidos y Canadá. Washington, DC, Estados Unidos: Banco Mundial. https://datos.bancomundial.org/?locations=MX-US-CA.

Beckmann J y Czudaj RL. 2025. Fundamental determinants of exchange rate expectations. International Journal of Forecasting. 41(3). 1003–1021. https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2024.09.004.

BLS - Bureau of Labor Statistics. 2025. Consumer Price Index data. Washington, DC, Estados Unidos: U.S. Department of Labor. https://data.bls.gov/timeseries/CUUR0000SA0.

Cagan P. 1956. The monetary dynamics of hyperinflation. *In*: Friedman M (ed). Studies in the Quantity Theory of Money. Chicago, Estados Unidos: University of Chicago Press. https://people.bu.edu/rking/SZGcourse/Cagan.pdf. pp: 25–117.

Carrera C. 2016. Long-run money demand in Latin American countries: A nonstationary panel data approach. Monetaria. IV(1). 121–152. https://www.cemla.org/PDF/monetaria/PUB-MON-IV-01-04.pdf.

Chávez C. 2020. The impact of macroeconomics factors on real exchange rate in Latin America: A dynamic panel data analysis. Research Square. Versión 1. 1–40. https://doi.org/10.21203/rs.2.24756/v1.

Clarida RH, Duygan-Bump B, Scotti C. 2021. The COVID-19 crisis and the Federal Reserve's policy response. Finance and Economics Discussion Series. 2021-035. 1–34. https://doi.org/10.17016/FEDS.2021.035.

Clavellina JL. 2018. Determinantes del tipo de cambio y su volatilidad. Economía UNAM. 15(45). 70–87. https://ru.dgb.unam.mx/items/d23328e0-4a46-4d69-8e09-d0464655408a

Durmaz N, Jie T. 2024. Money demand in Mexico: a nonlinear ARDL approach. Economics and Business Letters. 13(1). 20–28. https://doi.org/10.17811/ebl.13.1.2024.20-28.

Engel C, West KD. 2005. Exchange rates and fundamentals. Journal of Political Economy. 113(3). 485–517. https://doi.org/10.1086/429137.

Ferrada C, Tagle M. 2014. Estimación reciente de la demanda de dinero en Chile. Economía Chilena. 17(3). 86–109. https://www.bcentral.cl/documents/33528/133589/bcch_documento_096258_es.pdf/1e841235-f859-d150-3ef9-d87909baff5f?version=1.2&t=1693827405246.

Frenkel JA. 1976. A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence. Scandinavian Journal of Economics. 78(2). 200–224. https://doi.org/10.2307/3439924.

FRED (Federal Reserve Bank of St. Louis). 2025. M2 money stock (WM2NS). St. Louis, MO, Estados Unidos: Federal Reserve Bank of St. Louis. https://fred.stlouisfed.org/series/WM2NS.

INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía). 2025. Balanza comercial de México: enero de 2025. Boletín de prensa núm. 01/2025. Ciudad de México, México: INEGI. https://www.inegi.org.mx/contenidos/saladeprensa/boletines/2025/comext_o/balcom_o2025_01.pdf.

INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía). 2025a. Índice Nacional de Precios al Consumidor. Ciudad de México, México: INEGI. https://www.inegi.org.mx/temas/inpc/.

INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía). 2025b. Producto Interno Bruto. Ciudad de México, México: INEGI. https://www.inegi.org.mx/temas/pib/.

Johnson HG. 1977. The monetary approach to balance of payments theory and policy: Explanation and policy implications. Economica. 44(175). 217–229. https://doi.org/10.2307/2553647.

Kiley MT. 2025. Monetary policy strategy and the anchoring of long-run inflation expectations. Finance and Economics Discussion Series. 2025-027. 1–37. https://doi.org/10.17016/FEDS.2025.027.

Knell M, Stix H. 2005. The income elasticity of money demand: a meta-analysis of empirical results. Journal of Economic Surveys. 19(3). 513–538. https://doi.org/10.1111/j.0950-0804.2005.00257.x.

Landa HO. 2023. Determinantes del tipo de cambio en México: el enfoque de equilibrio de cartera. Problemas del Desarrollo. 54(214). 133–158. https://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2023.214.69985.

Liquitaya JD, Gutiérrez G. 2003. Un modelo de corrección de errores para la dinámica monetaria en México. Análisis Económico. 18(37). 339–357. https://www.redalyc.org/articulo.

oa?id=41303716.

Mussa M. 1979. Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. 11. 9–57. https://doi.org/10.1016/0167-2231(79)90034-4.

Ojeda-Joya J, Romero JV. 2023. Global uncertainty shocks and exchange-rate expectations in Latin America. Economic Modelling. 120. 106185. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.106185.

Ramos M, Noriega AE, Rodríguez CA. 2017. Uso de agregados monetarios como indicadores de la evolución futura de los precios al consumidor: crecimiento monetario y meta de inflación. El Trimestre Económico. 84(333). 5–70. https://doi.org/10.20430/ete.v84i333.261.

S&P Global Market Intelligence. 2025. US Monthly GDP Index. Nueva York, Estados Unidos: S&P Global Market Intelligence. https://www.spglobal.com/market-intelligence/en/solutions/products/us-monthly-gdp-index.

Saucedo E, González J. 2021. Exchange rate pass-through to prices in Mexico: a study of the main border and non-border cities. Revista Mexicana de Economía y Finanzas. 16(2). 1-24. https://doi.org/10.21919/remef.v16i2.468.

Solórzano D. 2023. Heterogeneous exchange rate pass-through in Mexico: what drives it? Latin American Journal of Central Banking. 4(4). 100100. https://doi.org/10.1016/j.latcb.2023.100100.

Torre LE. 2009. Tipo de cambio y determinantes monetarios en el periodo de flotación en México. EconoQuantum. 5(2). 47–71. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1870-66222009000100003&lng=es&tlng=es.

USTR (Office of the United States Trade Representative). 2025. Mexico: trade summary. Washington, DC, Estados Unidos: United States Trade Representative. https://ustr.gov/countries-regions/americas/mexico.

Villarreal-Samaniego D, Gómez-Gómez R, Santillán-Salgado RJ. 2024. An exploration of the relative influence of the determinants of the Mexican peso - U.S. dollar exchange rate. Revista Mexicana de Economía y Finanzas. 19(4). 1–20. https://doi.org/10.21919/remef.v19i4.1127.

Zavala-Pineda MJ, Leos-Rodríguez JA, Salas-González JM, López-Santiago MA, Gómez-Olivier L. 2016. Los determinantes del tipo de cambio real entre México y EE.UU.: Un análisis de cointegración. Agrociencia. 50(4). 493–509. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1405-31952016000400493&lng=es&tlng=es.