

## LAS ELECCIONES PRESIDENCIALES EN MÉXICO Y EL CAMBIO DE RÉGIMEN EN EL TIPO DE CAMBIO PESO-DÓLAR 2012-2024: UN ENFOQUE DE CÓPULAS

Armando Sánchez Vargas<sup>a</sup>

Fecha de recepción: 21 de octubre de 2025. Fecha de aceptación: 24 de febrero de 2026.

<https://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2026.225.70560>

**Resumen.** Los anuncios político-electorales pueden tener efectos en el cambio de régimen de las variaciones diarias del tipo de cambio peso-dólar. En este trabajo se investiga si los periodos de elecciones presidenciales en México se asocian a cambios de régimen duraderos en el tipo de cambio, generando riesgos de crisis financieras. Se usa un modelo de cambio de régimen con enfoque markoviano con cópulas R-Vine que aproxima los puntos temporales donde aumenta la probabilidad de cambio de régimen, controlando por las variables determinantes del tipo de cambio. Se encontró que las probabilidades de cambio de régimen sólo aumentaron temporalmente durante las elecciones de 2012, 2018 y 2024, sin ser duraderas, y no colocaron al país al borde de una crisis económica.

**Palabras clave:** cambio de régimen; tipo de cambio peso-dólar; anuncios electorales; enfoque markoviano; cópulas R-Vine.

**Clasificación JEL:** C53; E44; F31; G14; H70.

### THE EFFECTS OF MEXICAN PRESIDENTIAL ELECTIONS AND REGIME CHANGES ON THE PESO-DOLLAR EXCHANGE RATE, 2012-2024: A COPULA APPROACH

**Abstract.** Political and election-related announcements and regime changes can have an effect on the daily fluctuations of the peso-dollar exchange rate. This paper investigates whether presidential election periods in Mexico are associated with long-lasting changes in the exchange rate that create risks of financial crises. A Markovian regime-switching model with R-Vine copulas is used to estimate the time points where the probability of a regime change increases, while controlling for the determining variables of the exchange rate. The study found that the probabilities of a regime change only temporarily increased the exchange rate during the 2012, 2018 and 2024 elections. These increases were not sustained, nor did they place the country on the brink of an economic crisis.

**Key words:** regime change; peso-dollar exchange rate; election announcements; Markovian approach; R-Vine copulas.

<sup>a</sup> Universidad Nacional Autónoma de México-Instituto de Investigaciones Económicas, México. Correo electrónico: [asvargas@unam.mx](mailto:asvargas@unam.mx)

## 1. INTRODUCCIÓN

En este artículo se define a un cambio de régimen en el tipo de cambio como aquel cambio en la probabilidad de que las variaciones del tipo de cambio y su volatilidad pasan de un estado normal (un mercado cambiario estable) a un estado anormal (un mercado cambiario volátil) (Perlin, 2024; Hamilton, 1989, 1994 y 2005; Fink *et al.*, 2017). El surgimiento de un cambio de régimen genuino y duradero en el tipo de cambio podría afectar negativamente a las decisiones de inversión privada y a los flujos de capital internacional, lo cual podría suceder sobre todo en las economías que no cuentan con fundamentos macroeconómicos sólidos (López *et al.*, 2011).

En consecuencia, un análisis estadístico riguroso que demuestre la existencia de cambios de régimen en el tipo de cambio es relevante para diferenciar apropiadamente entre los momentos de gran volatilidad temporal en el mercado cambiario y los momentos de surgimiento de volatilidad financiera extrema asociada a posibles crisis financieras. Por ejemplo, en Estados Unidos, durante la crisis financiera global de 2007-2008, la alta probabilidad de que la volatilidad de varios índices financieros tuviera un cambio de régimen genuino fue persistente, según muestra la literatura empírica al respecto (Fink *et al.*, 2017). De hecho, es probable la existencia de un cambio de régimen duradero, que pudiera conducir a una crisis económica, sólo cuando existe un deterioro severo en factores económicos estructurales (en los determinantes fundamentales), tal y como sucede durante las crisis económicas, o cuando una economía enfrenta grandes desequilibrios macroeconómicos.

En la literatura especializada, los análisis empíricos no sólo averiguan los posibles cambios de régimen del tipo de cambio y su asociación con las variables fundamentales de la economía que determinan su valor de equilibrio de largo plazo (tales como los diferenciales de las tasas de interés internas y externas), sino también de los cambios de régimen del tipo de cambio que pudieran estar asociados con los anuncios macroeconómicos que hacen las autoridades gubernamentales como la Reserva Federal de Estados Unidos (FED) (Andersen y Bollerslev, 1998; Andersen *et al.*, 2000; Bazdresch y Werner, 2005).

Estudios concluyen que los anuncios macroeconómicos repentinos generan aumentos pronunciados, de corta duración, en la probabilidad de cambio de régimen en las variables financieras y económicas. La literatura poskeynesiana sugiere al respecto que el tipo de cambio es influenciado de manera importante por los mercados de derivados (Harvey, 2009 y 2019; Vernengo, 2001). Es decir, más que oferta y demanda (versión ortodoxa), los tipos de

cambio se determinan en mercados de derivados y la incertidumbre prevalente en los mismos.

En este contexto, hasta donde se tiene conocimiento, no existe investigación empírica que estudie explícitamente la asociación de anuncios de tipo político, como los resultados de los procesos electorales presidenciales, con el surgimiento de cambios de régimen genuinos en el tipo de cambio y su volatilidad a nivel nacional e internacional. De hecho, la mayoría de la literatura se concentra en estudiar sólo los efectos de los anuncios repentinos de tipo macroeconómico. Este tipo de análisis que se desarrolla es relevante, pues permitiría detectar si realmente dichos anuncios político-electorales tienen la fuerza suficiente para influir de manera sostenida en el mercado cambiario y generar crisis financieras. La evidencia empírica sólo ha estudiado el efecto de los anuncios de tipo macroeconómicos como los anuncios de la Reserva Federal de los Estados Unidos (FED), el Banco de México o, incluso, a la publicación de los datos macroeconómicos de Estados Unidos y China (Jurado, 2021).

El objetivo de este artículo es analizar si han existido cambios duraderos en la probabilidad de pasar de un estado de baja volatilidad (régimen normal) a un estado de alta volatilidad (régimen anormal) en las variaciones del tipo de cambio peso-dólar diario en los días cercanos a las últimas tres elecciones presidenciales en México (2012, 2018 y 2024), bajo las candidaturas ganadoras de Enrique Peña Nieto, Andrés Manuel López Obrador y Claudia Sheinbaum Pardo. Lo anterior permite determinar si las elecciones se asocian a cambios de régimen duraderos en la volatilidad del tipo de cambio peso-dólar que realmente pudieran generar una situación de riesgo financiero sostenido en la economía mexicana.

Para ello, se emplea un marco teórico poskeynesiano que ha identificado los determinantes del tipo de cambio y su volatilidad de muy corto plazo (Harvey, 1993), y que se incorpora en un modelo de cambio de régimen con enfoque markoviano con cópula R-Vine (Fink *et al.*, 2017), que considera la dependencia entre variables cuyas distribuciones tienen colas pesadas que caracterizan a variables muy volátiles. Este modelo estadístico aproxima los puntos temporales donde comienza a aumentar la probabilidad de cambio de régimen en las variaciones y volatilidad del tipo de cambio peso-dólar diario, controlando por las diversas variables económicas teóricas asociadas a la volatilidad diaria del tipo de cambio, tales como el diferencial de las tasas de interés, el índice riesgo país, precios de materias primas, cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores (BMV), el índice de depreciación del dólar americano y el índice de volatilidad de activos financieros.

Los resultados sugieren que la probabilidad de un cambio de régimen en el tipo de cambio peso-dólar y su volatilidad aumentó ligeramente durante las elecciones de 2012, 2018 y 2024, aunque ha sido temporal y no ha significado un cambio de régimen genuino duradero y mucho menos ha colocado a México al borde de una crisis financiera, lo anterior en un contexto de estabilidad macroeconómica en las últimas dos décadas.

De hecho, el análisis de las probabilidades de transición entre estados de volatilidad alta y baja sugiere movimientos limitados entre dichos estados para el tipo de cambio peso-dólar en los periodos de estudio. De esta manera, es poco probable que, ante los sucesos electorales futuros, tenga lugar un aumento persistente en la volatilidad cambiaria en México, conduciendo al mercado cambiario a una crisis financiera y al país a una crisis económica; sobre todo cuando existen fundamentos estructurales sólidos en la economía como en las circunstancias actuales. En otras palabras, los resultados sugieren que los procesos electorales en México tienen solamente un efecto temporal como el de otros anuncios macroeconómicos estudiados previamente por Andersen y Bollerslev (1998) y Andersen *et al.* (2000).

El presente artículo se dividió en siete secciones, incluyendo esta introducción. En la segunda se resume el marco teórico con un enfoque poskeynesiano que describe los determinantes fundamentales del tipo de cambio. En la tercera se presenta una breve revisión de la literatura sobre el papel de los anuncios macroeconómicos temporales en los cambios de régimen en variables financieras y su volatilidad. En la cuarta se describen los hechos estilizados sobre la volatilidad cambiaria diaria y los anuncios electorales durante las últimas tres elecciones presidenciales. En la quinta sección, se presenta la metodología utilizada para la medición de la probabilidad de los cambios de régimen con base en un modelo markoviano basado en la cópula R-Vine, apropiada para modelar la dependencia entre índices financieros con colas pesadas. En la sexta sección se interpretan los resultados obtenidos de las probabilidades de cambio de régimen en momentos electorales. Y finalmente, las conclusiones de la investigación.

## **2. MARCO TEÓRICO: EL TIPO DE CAMBIO Y SUS DETERMINANTES EN EL ENFOQUE POSKEYNESIANO**

A continuación se describen los determinantes del tipo de cambio según el enfoque poskeynesiano, que hace énfasis en la importancia de los movimientos de los portafolios de capitales. Según esta teoría, el tipo de cambio está

determinado por las expectativas en el corto y mediano plazos, así como el comportamiento del mismo en el periodo pasado. La actividad especulativa en el mercado accionario domina las expectativas en el corto plazo, mientras que las de mediano plazo lo hacen por las señales futuras de los fundamentos económicos (Harvey, 1991).

En primer lugar, para Harvey (1993) el tipo de cambio actual ( $E_t$ ) puede ser expresado de la siguiente manera:

$$E_t = f \left( \underbrace{E_{t+n}^e}_+, \underbrace{E_{t+m}^e}_+, \underbrace{E_{t-1}}_+ \right) \quad (1)$$

donde  $E_{t+n}^e$  es el tipo de cambio esperado en el mediano plazo,  $E_{t+m}^e$  es el tipo de cambio esperado en el corto plazo ( $n > m$ ) y  $E_{t-1}$  es el tipo de cambio del periodo pasado. Las expectativas agregadas son la variable clave en la determinación del tipo de cambio (Davidson, 1982), debido a que el mercado cambiario está dominado por actividades de los especuladores, si ellos esperan que el tipo de cambio se aprecie, por noticias de índole macroeconómica, política, etcétera, las acciones que lleven a cabo dada su expectativa provocarán que el tipo de cambio se aprecie y viceversa. Así, las variaciones en el tipo de cambio son una función de las expectativas del tipo de cambio tanto en el corto plazo como en el mediano plazo por parte de los especuladores.

En segundo lugar, la formación de expectativa del tipo de cambio de mediano plazo tiene la siguiente ecuación basada en las variables fundamentales de la economía (Harvey, 1993):

$$E_{t+n}^e = f \left[ \underbrace{BOCA_t}_-, \underbrace{BOCA_t^*}_+, \underbrace{(r_t - r_t^*)}_-, \underbrace{(p_t - p_t^*)}_+, \underbrace{(g_t - g_t^*)}_- \right] \quad (2)$$

Donde  $BOCA$  es la balanza de cuenta corriente,  $r$  la tasa de interés nominal,  $p$  la tasa de inflación,  $g$  la tasa de crecimiento del producto y “\*” indica que la variable es del país extranjero.

Finalmente, en el corto plazo, las expectativas del tipo de cambio tienen la siguiente forma (Harvey, 1993 y 2005):

$$E_{t+m}^e = f \left[ \underbrace{BOCA_t}_-, \underbrace{BOCA_t^*}_+, \underbrace{(r_t - r_t^*)}_-, \underbrace{(p_t - p_t^*)}_+, \right. \\ \left. \underbrace{(g_t - g_t^*)}_-, \underbrace{RULE}_?, \underbrace{RUN}_- \right] \quad (3)$$

Donde se observa que los determinantes son similares a los del mediano plazo. Esta última ecuación incluye dos determinantes adicionales: 1) *RULE* que es la señal tanto de compra como de venta que se genera en el mercado cambiario como resultado de las reglas técnicas de *trading* usadas por los especuladores, y 2) *RUN* que es el número de periodos consecutivos donde el tipo de cambio se ha movido en la misma dirección, y que se puede asociar a las cadenas de Markov (rezagos), que gobiernan las probabilidades en el modelo de cambio de régimen (Switching Regime Model). El impacto de la variable *RULE* consiste en ampliar tanto las subidas como las bajadas sobre el nivel previamente esperado del tipo de cambio, por ello el signo es ambiguo “?”. Esta última variable constituye el llamado *Bandwagon Effect* (Schulmeister, 1988). El *Bandwagon Effect* es una importante aportación del enfoque poskeynesiano, sus efectos en el mercado financiero son de horizonte temporal corto, de horas o hasta semanas (Harvey, 2005). Por ello, se incluye implícitamente en la ecuación de corto plazo. El *Bandwagon Effect* se presenta en la psicología del mercado de divisas y está compuesto por cinco factores. Los primeros tres son de carácter heurístico: disponibilidad, representatividad y anclaje, el cuarto factor es conocido como sabiduría convencional y el quinto es el refuerzo de la previsión (Harvey, 2005).

El *Bandwagon Effect* tiene la siguiente secuencia de eventos: en un primer momento, aparece información respecto a la divisa, que puede ser resultado de anuncios macroeconómicos o políticos; en un segundo momento, existe una revisión de la divisa, que puede ser tanto a la alza como a la baja; en un tercer momento, se compra o vende la divisa, dependiendo de la revisión que se hizo de la misma; en un cuarto momento, se disparan los programas de compra/venta de la divisa a través de las reglas técnicas de *trading* y, finalmente, hay una nueva oleada de compra/venta de divisas (Harvey, 1993). Es importante recordar que los cambios en las expectativas, ya sea de corto o mediano plazos, generan cambios en el tipo de cambio.

En conclusión, la teoría sostiene que las variaciones de las expectativas del tipo de cambio a mediano plazo están gobernadas por los fundamentales económicos presentados en la ecuación (2). Mientras que, en el corto plazo, las expectativas están determinadas en gran parte por la variabilidad asociada a las actividades de los especuladores como se menciona en la ecuación (3) y que están asociadas al *Bandwagon Effect*. En la práctica, la mayoría de las variaciones en el tipo de cambio son resultado de las actividades de los especuladores en las expectativas de corto plazo y se pueden asociar con la persistencia de las probabilidades de cambios de régimen en un modelo de cadenas de markov, las que son la base de un modelo de cambio de régimen markoviano con cópula R-Vine.

### 3. LA LITERATURA EMPÍRICA SOBRE LOS ANUNCIOS MACROECONÓMICOS DE CORTO PLAZO Y EL CAMBIO DE RÉGIMEN EN EL TIPO DE CAMBIO

Existen estudios que han explorado la dinámica del tipo de cambio y su asociación con anuncios de tipo macroeconómico en el corto plazo. Andersen y Bollerslev (1998) encontraron que los anuncios macroeconómicos –emitidos, por ejemplo, por un banco central– pueden producir incrementos pronunciados, aunque temporales en la volatilidad del tipo de cambio marco alemán-dólar americano, sin afectar su tendencia a largo plazo. De manera similar, Adams *et al.* (2004) demostraron que la volatilidad intradía de los tipos de cambio está influenciada por efectos de calendario y anuncios de política macroeconómica de las autoridades gubernamentales, lo que resalta la importancia de considerar dos tipos de factores: 1) factores temporales y 2) factores fundamentales (estructurales) en el análisis de la volatilidad financiera. Los efectos temporales fueron comprobados empíricamente por Andersen y Bollerslev (1998) para la volatilidad del marco alemán y el dólar americano, Andersen *et al.* (2000) para el mercado de bonos del Tesoro de Estados Unidos y Adams *et al.* (2004), Andersen *et al.* (2007a y 2007b) y Stroud y Johannes (2014) para el mercado de valores, incluso en este último trabajo se revisaron específicamente 39 anuncios macroeconómicos emitidos por autoridades gubernamentales en siete economías para identificar cuál tuvo efectos significativos en la volatilidad de activos financieros. Estos estudios encontraron que la volatilidad que proviene de los anuncios macroeconómicos súbitos es únicamente de muy corto plazo y no afecta la tendencia de largo plazo del tipo de cambio o del valor de una acción.

Andersen y Bollerslev (1997 y 1998) caracterizaron los rendimientos de los tipos de cambio intradía usando un modelo de tres factores, el cual permite medir los efectos de algunos anuncios macroeconómicos de la volatilidad intradía. También Andersen *et al.* (2000) analizaron un caso similar para la volatilidad del mercado de bonos futuros del Tesoro de Estados Unidos. Por su parte, Engle y Sokalska (2012) desarrollaron un marco empírico para el pronóstico de la volatilidad intradía de acciones de más de USD\$2 500 usando empresas separadas y agrupando datos transversales a nivel de la empresa. Estos estudios concluyen que los anuncios macroeconómicos se asocian sólo con cambios pronunciados de corta duración en la volatilidad de las variables financieras, lo que se podría asociar con el llamado el *Bandwagon Effect* (Harvey, 1993). Cabe mencionar que se encontró sincronización entre los mercados, principalmente en los regímenes de volatilidad alta, característica

de los países en desarrollo, que puede estar asociado con flujos de capitales entre países (Uribe *et al.*, 2015), lo que refuerza la idea de que el tipo de cambio en el corto plazo está fuertemente dominado por los movimientos en los portafolios de capitales como lo menciona el enfoque poskeynesiano. Además, la investigación empírica muestra que la incertidumbre respecto a la evolución futura del tipo de cambio tiene implicaciones negativas en la dinámica exportadora de los países, tema que afecta a los países en desarrollo (Mántey, 2013).

En general, los estudios existentes sobre las variaciones en índices financieros y su volatilidad –y la manera como ambas se asocian con los anuncios macroeconómicos de corto plazo– concluyen que dichas variables tienen un efecto en periodos cortos. Aún más, la evidencia empírica sugiere que los anuncios macroeconómicos no han generado cambios de régimen de larga duración en los retornos de variables financieras, como el tipo de cambio, y su volatilidad como los que pueden surgir en caso de una crisis financiera o económica.

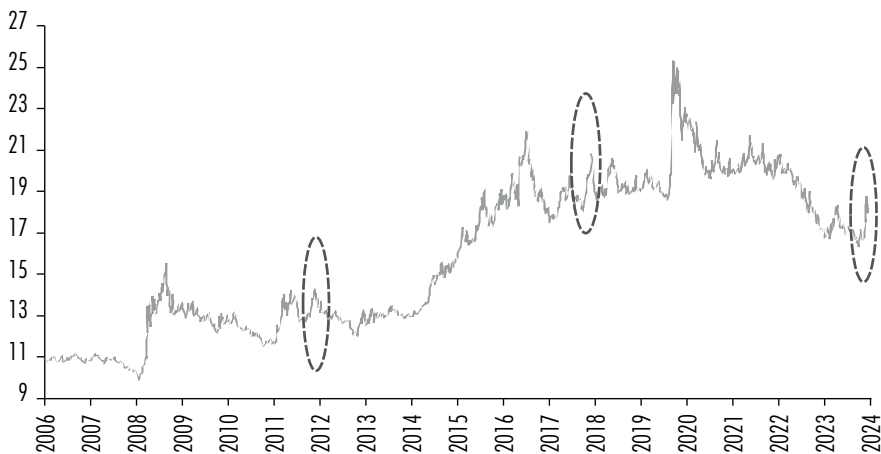
Sin embargo, existe escasa literatura que determine cuál es el efecto de anuncios súbitos de tipo político-electoral o resultados de procesos electorales en los cambios de régimen en las variaciones del tipo de cambio en el muy corto plazo. Investigar respecto a este efecto de manera rigurosa es relevante, ya que en México se tiene la idea de que los anuncios político-electorales podrían desestabilizar la economía y conducir a crisis financieras.

#### **4. LOS HECHOS ESTILIZADOS: LAS ELECCIONES PRESIDENCIALES EN MÉXICO Y LAS VARIACIONES EN EL TIPO DE CAMBIO DIARIO Y SU VOLATILIDAD**

En esta sección se analiza la evidencia empírica sobre las depreciaciones del tipo de cambio peso-dólar y su volatilidad durante las últimas tres elecciones presidenciales en México. La figura 1 muestra el valor diario del tipo de cambio peso-dólar americano; sugiere que el tipo de cambio siempre se ha depreciado en los días cercanos a las elecciones de los procesos electorales de 2012, 2018 y 2024.

La evidencia sugiere que, en cierta forma, los resultados de las elecciones podrían jugar un papel similar al de un anuncio macroeconómico repentino, afectando las expectativas de los especuladores en el corto plazo y generando variaciones en el tipo de cambio, tal y como lo documenta la literatura sobre el comportamiento diario de índices financieros. Es decir, los anuncios político-electorales podrían generar un cambio en la incertidumbre de los mercados financieros, favoreciendo la depreciación del tipo de cambio diario, pero el análisis gráfico sugiere que es solamente en el muy corto plazo.

Figura 1. Cotización diaria del peso-dólar americano, 2006-2024



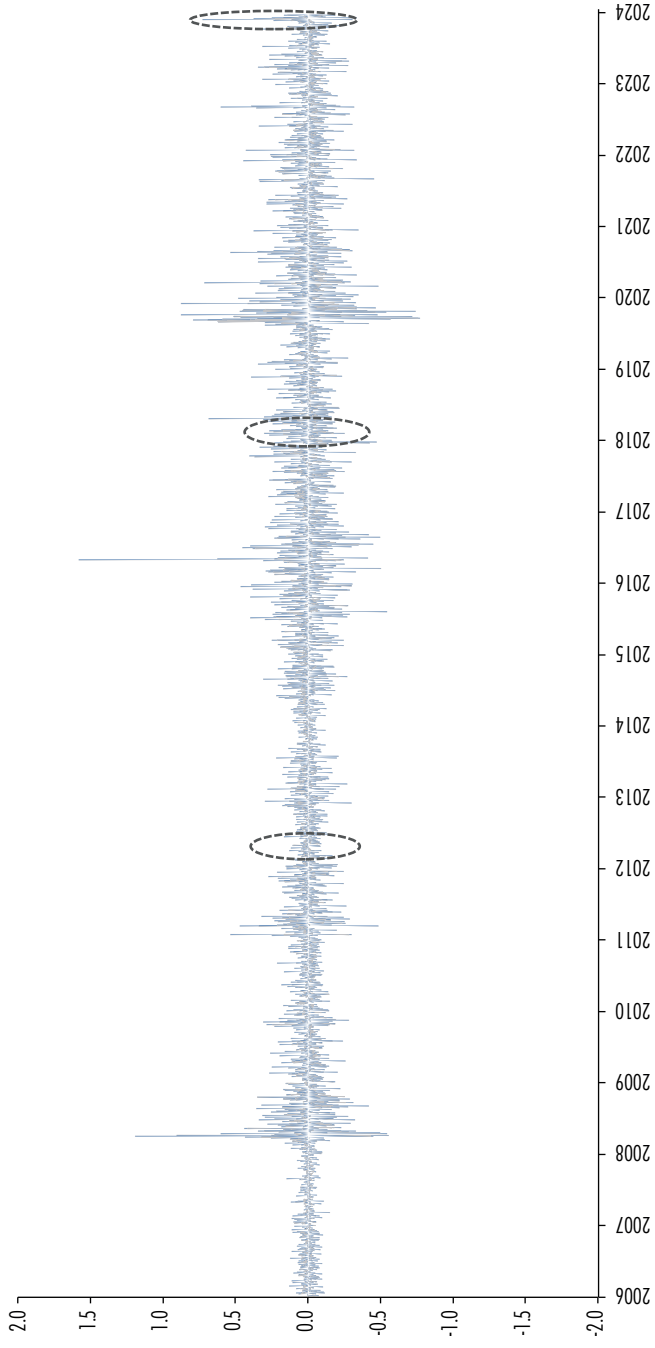
Nota: los puntos más altos, en óvalos punteados, corresponden a los días en que se celebraron las elecciones presidenciales federales de 2012, 2018 y 2024.

Fuente: elaboración propia con datos obtenidos de Yahoo Finance (2025) e Investing (2025).

La figura 2 muestra la trayectoria de las depreciaciones (apreciaciones) diarias del peso respecto al dólar desde el 1o de agosto de 2006 hasta el 26 de junio de 2024. Destaca que alrededor de los días de elecciones presidenciales en 2012, 2018 y 2024 las variaciones del tipo de cambio peso-dólar siempre aumentaron de manera notoria. Sin embargo, como se puede apreciar también el aumento en la volatilidad parece ser de diferente magnitud en cada elección, y siempre de vida corta.

En contraste, en la misma figura 2, se pueden identificar los cambios más persistentes en las variaciones del tipo de cambio peso-dólar y su volatilidad durante la crisis financiera global de 2007-2008 y los cambios más pronunciados y duraderos durante la crisis económica generada por el Covid-19 en 2020. Es decir, la representación sugiere que es más plausible que haya un cambio de régimen permanente en las variaciones del tipo de cambio y su volatilidad durante las crisis económicas, que durante las etapas electorales, en las que los anuncios políticos súbitos podrían generar cierta incertidumbre de vida corta en los mercados financieros. Estas diferencias, en magnitud y duración, pueden deberse, como lo sugiere la teoría poskeynesiana, a que durante una crisis económica existen muchas variables fundamentales de la economía, que se ven simultáneamente afectadas en comparación con los

Figura 2. Depreciaciones (apreciaciones) diarias en la cotización del peso dólar, 2006-2024



Nota: los puntos más altos, en óvalos punteados, corresponden a los días en que se celebraron las elecciones presidenciales federales de 2012, 2018 y 2024.

Fuente: elaboración propia con datos obtenidos de Yahoo Finance (2025) e Investing (2025).

procesos electorales, además de que se ven afectadas las expectativas de corto y mediano plazos, mientras que en los procesos electorales se ven afectadas únicamente las de corto plazo. Por ejemplo, en el periodo de la crisis financiera de 2007-2008 tuvo lugar el fenómeno del *overshooting* o sobreajuste del tipo de cambio, impulsado por diferentes tipos de choques monetarios y reales exógenos, mientras que la emergencia sanitaria del 2020 se caracterizó por el doble choque de oferta y demanda, que generó sobrerreacciones del tipo de cambio mayores a las reacciones del nivel de precios (Landa y Cerezo, 2021).

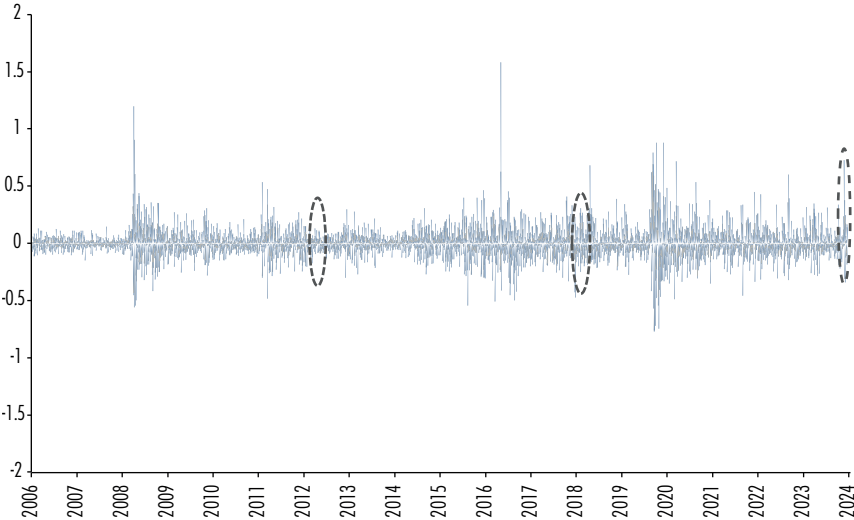
La figura 3 permite comparar las variaciones diarias en el tipo de cambio peso-dólar americano (*peso\_usd*) con las variaciones de algunas variables financieras frecuentemente asociadas a su comportamiento diario. Específicamente, se grafican el índice del dólar americano que mide la fortaleza del dólar respecto a una canasta de seis monedas extranjeras (*DXY\_indice*); el rendimiento del fondo de inversión internacional (Mexico Equity and Income Fund), que es una variable *proxy* del riesgo cambiario de los activos mexicanos denominados en pesos (*MXE*); el diferencial de las tasas de interés de los bonos a 10 años de México y Estados Unidos (*dif\_bono*); el índice de la volatilidad futura de los precios de las acciones del índice SP500, que mide la incertidumbre en el mercado financiero internacional (*VIX*); y el índice de precios y cotizaciones de la BMV, que refleja el rendimiento de las acciones en el mercado mexicano (*IPC\_BMV*).

Las figuras sugieren que algunas de estas variables externas, fuertemente asociadas al tipo de cambio, también parecen tener una mayor volatilidad en los días alrededor de los periodos electorales en estudio. Este hecho complica la atribución de las depreciaciones del tipo de cambio, de manera exclusiva, a los eventos electorales en México durante las mismas fechas. Por ejemplo, la volatilidad en el tipo de cambio peso-dólar, en los días posteriores a la elección de 2024, podría atribuirse no sólo a las noticias electorales, sino también a las expectativas sobre los anuncios de la FED acerca de la tasa de interés norteamericana. Lo anterior sugiere que una modelación rigurosa de las variaciones del tipo de cambio diarias y su relación con los anuncios de procesos político-electorales también debería considerar (controlar por) dichas variables fundamentales para obtener una estimación insesgada de posibles cambios de régimen en el tipo de cambio.

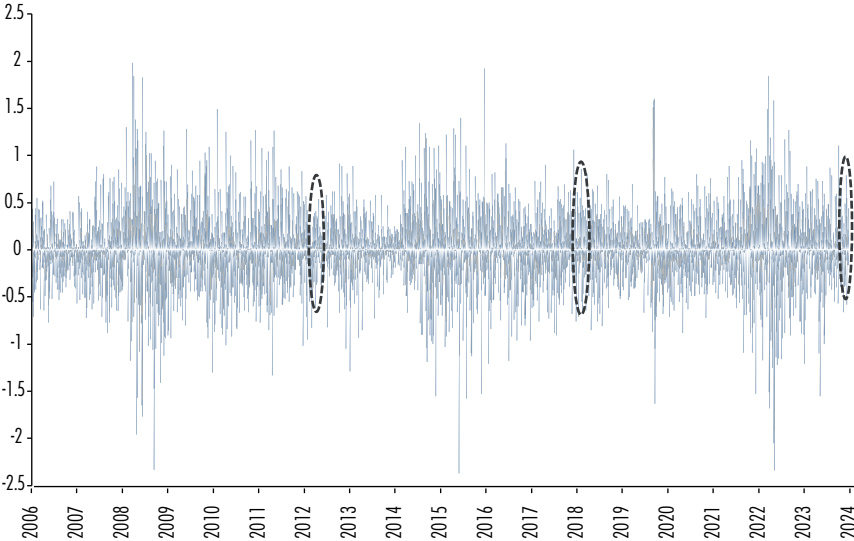
La tabla 1 presenta evidencia estadística adicional sobre la volatilidad en periodos electorales basada en las medidas de tendencia central del tipo de cambio y sus variables asociadas correspondientes sólo a las semanas de las elecciones presidenciales de México en 2012, 2018 y 2024. Los indicadores considerados son los mismos que se presentan en la figura 3.

Figura 3. Variaciones diarias del peso-dólar y de sus variables asociadas, 2006-2024 (retornos)

a) Tipo de cambio



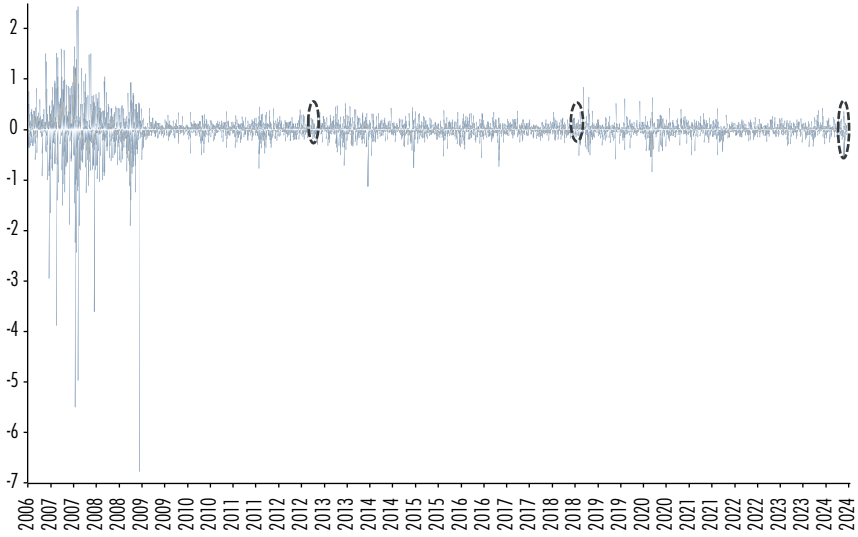
b) Índice del dólar americano (DXY)



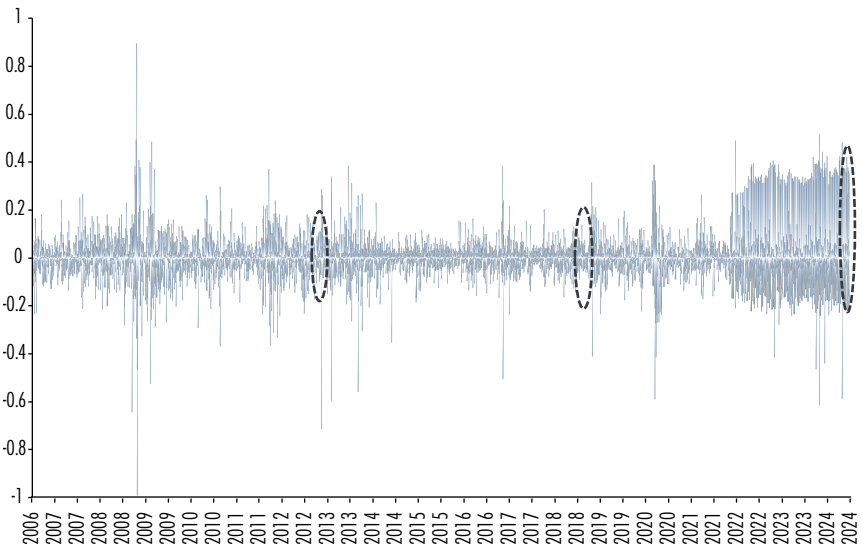
Continúa

Figura 3. Variaciones diarias del peso-dólar y de sus variables asociadas, 2006-2024 (retornos)  
(continuación)

c) México Equity and Income Closed Fund (MXE)



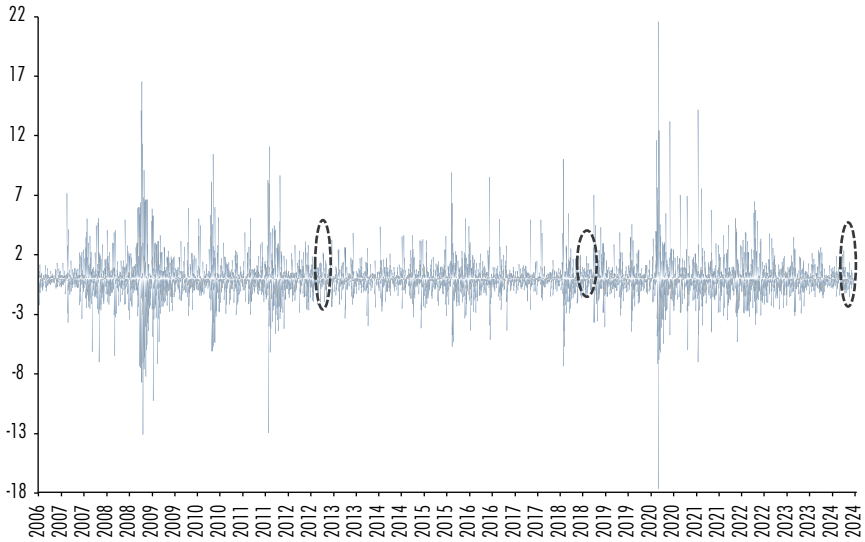
d) Diferencial del bono a 10 años de México y Estados Unidos



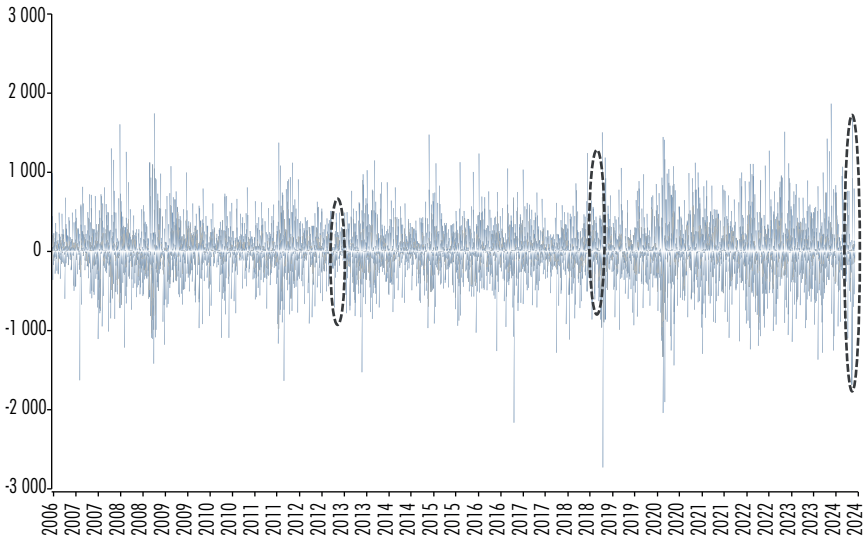
Continúa

**Figura 3. Variaciones diarias del peso-dólar y de sus variables asociadas, 2006-2024 (retornos)**  
*(continuación)*

**e) Índice de volatilidad del mercado (VIX, SP500)**



**f) Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores**



Nota: los puntos más altos, en óvalos punteados, corresponden a los días en que se celebraron las elecciones presidenciales federales de 2012, 2018 y 2024.

Fuente: elaboración propia con datos obtenidos de Yahoo Finance (2025) e Investing (2025).

**Tabla 1. Medidas de tendencia central del tipo de cambio peso-dólar americano y sus variables asociadas en la semana correspondiente a cada elección**

<i>Medidas</i>	<i>peso_usd</i>	<i>DXY_indice</i>	<i>MXE</i>	<i>IPC_BMV</i>	<i>VIX</i>	<i>dif_bono</i>
<b><i>Elecciones 2012 (primera semana de junio)</i></b>						
Media	14.208	82.745	10.684	37 532.360	24.557	4.490
Desviación estándar	0.143	0.250	0.181	448.628	2.315	0.110
Sesgo	-1.486	-0.194	0.480	0.247	-0.580	-0.560
Kurtosis	4.284	1.454	1.632	1.334	1.769	1.881
Mínimo	13.889	82.420	10.530	37 059.780	21.030	4.309
Máximo	14.344	83.040	10.960	38 126.850	26.660	4.603
<b><i>Elecciones 2018 (primera semana de junio)</i></b>						
Media	19.867	94.248	9.787	44 909.450	14.409	4.902
Desviación estándar	0.140	0.284	0.051	224.224	1.461	0.056
Sesgo	-0.812	1.217	-0.091	0.131	0.528	-1.236
Kurtosis	3.287	3.209	1.780	1.609	2.156	3.847
Mínimo	19.586	93.990	9.720	44 647.370	12.740	4.781
Máximo	20.063	94.830	9.850	45 243.980	17.020	4.958
<b><i>Elecciones 2024 (primera semana de junio)</i></b>						
Media	17.161	104.553	10.329	54 361.899	13.349	5.401
Desviación estándar	0.377	0.327	0.452	1 296.453	0.641	0.183
Sesgo	1.021	0.047	-0.843	-1.034	1.110	0.016
Kurtosis	2.349	2.280	2.156	2.691	2.359	1.106
Mínimo	16.781	104.110	9.510	51 807.551	12.920	5.192
Máximo	17.812	105.100	10.710	55 352.559	14.470	5.610

Fuente: elaboración propia con datos obtenidos de Yahoo Finance (2025) e Investing (2025).

En la semana de la elección de 2012, el peso mexicano se mantuvo en promedio a  $\text{MXN}\$14.20$  por dólar. La cotización peso-dólar mostró un sesgo negativo significativo (-1.486), lo que indica que la mayoría de los valores estuvieron por encima de la media, y una kurtosis alta (4.284) en comparación con los otros dos periodos electorales, lo que sugiere la presencia de valores extremos (asociados a la alta volatilidad). La variabilidad de la cotización peso-dólar estuvo entre 13.889 y 14.344.

Durante la semana de la elección de 2018, la cotización del peso-dólar indicó un valor promedio de  $\text{MXN}\$19.867$  por dólar. La desviación en la cotización del peso-dólar se mantuvo baja (0.140) respecto al periodo electoral de 2024, pero se notó una mayor volatilidad en el  $\text{vix}$  (1.461). El índice  $\text{dxy}$  mostró un sesgo positivo significativo (1.217), lo que indica que los valores estuvieron más concentrados por debajo de la media, mientras que la kurtosis más alta en el diferencial de tasas de interés (3.847) sugiere la presencia de más valores extremos en la distribución asociados a una mayor volatilidad.

En la semana de la elección de 2024, el peso mexicano mostró una apreciación con un promedio de  $\text{MXN}\$17.161$  por dólar respecto a la elección anterior. Se observó una mayor desviación estándar en el  $\text{IPC}$  (1 296.453) respecto a la elección del 2018, lo que indica una mayor volatilidad en el mercado bursátil mexicano. La cotización del peso-dólar presentó un sesgo positivo (1.021), mientras que el  $\text{IPC}$  tuvo un sesgo negativo (-1.034), lo que sugiere valores más concentrados por debajo de la media. Sin embargo, la kurtosis en el peso-dólar (2.349) indica una distribución con menos volatilidad en comparación con las elecciones de 2012 y 2018.

Lo anterior sugiere que en las últimas tres elecciones presidenciales se registró una mayor volatilidad, aunque de diferentes magnitudes, no sólo en el tipo de cambio, sino también en algunas variables fundamentales; sin embargo, la mayor volatilidad del tipo de cambio (debida a la alta especulación) se ha diluido rápidamente sin que se haya percibido un cambio de régimen genuino que pudiera conducir realmente a una crisis financiera o económica en ninguno de los procesos electorales.

## **5. METODOLOGÍA: MODELO DE CAMBIO DE RÉGIMEN CON ENFOQUE MARKOVIANO CON CÓPULA R-VINE**

Esta investigación busca estimar la probabilidad de un cambio de régimen en el tipo de cambio peso-dólar en los momentos de elecciones en México, es decir, la probabilidad de que el mercado cambiario peso-dólar abandone

su estado habitual de relativa calma (estado normal) y se desplace a un estado de turbulencia (estado anormal). Así en el modelo se debe controlar no sólo las variables fundamentales teóricas diarias asociadas al tipo de cambio, sino también su gran volatilidad y, por ende, se deben usar distribuciones con colas pesadas. Así, se emplea un modelo de cambio de régimen con cadenas de Markov combinado con cópulas R-Vine, lo que permite considerar colas pesadas (Perlin, 2024; Hamilton, 1989, 1994 y 2005; Fink *et al.*, 2017). Esta combinación resulta correcta, ya que la parte markoviana permite capturar cambios discretos entre “climas” de mercado, mientras que la cópula R-Vine modela de forma flexible las interdependencias. El modelo describe un estado de mercado “normal” y uno “anormal”, es decir, dos regímenes diferentes. Los modelos de cambio de régimen propuestos se basan en una cadena de Markov latente que gobierna la estructura de dependencia de una serie de tiempo.

Se trabaja con datos diarios del tipo de cambio, así como otros indicadores fundamentales como el índice, DXY (US Dollar Index), SP500, VIX (Índice de volatilidad del SP500), IPC BMV (Índice de Precios de Cotizaciones de la BMV), NASDAQ, VNASDAQ (Volatilidad del NASDAQ), WTI (precio del petróleo), VWTI (volatilidad del WTI), MXE (México Equity & Income Fund Inc.), las tasas de interés para México y Estados Unidos, DJ (Promedio Industrial Dow Jones), la diferencia de las tasas, precio de acero, precio del cobre, precio del oro, precio de la plata, el volumen de operaciones de la BMV y CDS (Permuta de Incumplimiento Crediticio en México). Cada serie se transformó en una escala de 0.1, teniendo de esta manera una distribución empírica uniforme. De esta manera se evitan supuestos de normalidad poco realistas en datos financieros, ya que las dependencias se concentran en la distribución conjunta de datos y no en las distribuciones marginales.

La estructura fundamental del modelo es una cadena de Markov homogénea a través del tiempo discreto con dos estados: régimen 1, denominada “normal” y régimen 2, denominada “anormal”. Todo ello con una matriz (2x2) de transición que permite observar la persistencia de cada régimen y a su vez la probabilidad de que el mercado cambie de un estado a otro. Cada régimen tiene asociada su propia cópula R-Vine multivariante (distribución conjunta multivariada). La estructura Vine descompone la dependencia de alto orden en una secuencia de cópulas bivariadas (distribuciones bivariadas), de esta manera captura par a par la dirección e intensidad de los vínculos entre las variables fundamentales incluidas en el modelo. Disponer de dos R-Vine diferentes permite cambios de forma drástica entre los vínculos cuando el mercado entra o sale de episodios de manada (*Bandwagon Effect*).

La estimación se realiza mediante un procedimiento iterativo de Maximización de Expectativa (EM) basado en el procedimiento de Aas *et al.* (2009). Durante la fase *E*, el filtro de Hamilton calcula una probabilidad suavizada de que cada observación pertenezca a un régimen u otro, utilizando toda la información disponible hasta el momento  $t$ . En la fase *M*, las probabilidades estimadas sirven como ponderados para reestimar, en un primer momento, los parámetros de cada árbol Vine y, en un segundo momento, los elementos de la matriz de transición. La primera fase se realiza de manera secuencial sobre los niveles Vine, mientras que la segunda fase se puede resolver analíticamente siguiendo las fórmulas propuestas por Kim y Nelson (2017), cuando no es factible, mediante optimización numérica. La fase *E* y *M* se alternan hasta que la mejora en pseudoverosimilitud es prácticamente nula, lo que indicaría convergencia. De manera conjunta, este marco metodológico provee una representación probabilística que distingue con claridad los episodios de volatilidad intensificada; a su vez, revela qué tan rápidos son los retornos a la normalidad y muestra cómo la red de conexiones entre activos domésticos y externos se reconfigura durante esos episodios. Al respecto se puede consultar Stöber y Czado (2014), así como en el Apéndice 1 donde se encuentra la formalización matemática y los desarrollos algebraicos de manera simplificada.

## 6. EVIDENCIA EMPÍRICA SOBRE EL CAMBIO DE RÉGIMEN Y LAS ELECCIONES EN MÉXICO

En esta sección se presentan los resultados empíricos sobre el cambio de régimen en la volatilidad del tipo de cambio peso-dólar diario durante las elecciones presidenciales en México de 2012, 2018 y 2024. En la figura 4, se presentan las probabilidades condicionales de cambio de régimen en el tipo de cambio peso-dólar, calculadas usando el modelo de Markov Switching, asumiendo una cópula R-Vine para la distribución de los retornos del tipo de cambio y sus variables fundamentales asociadas. Cuando en la figura 4 la probabilidad se encuentra por debajo del 50%, se puede concluir que la volatilidad está en un régimen normal y cuando está por encima de ese límite, se encuentra en un régimen anormal, se evita utilizar las expresiones “sin crisis” y “crisis”, más bien se sugiere que se tiene una probabilidad mayor de que la volatilidad esté entrando en un régimen atípico. Esto último implica que existe el riesgo de la persistencia de un régimen anormal, siempre y cuando la probabilidad alta se mantenga por mucho tiempo.

A lo largo del periodo de estudio (2006-2024), en la figura 4 se observan varios picos en los que la probabilidad de cambio de régimen excede 0.5, algunos coinciden con eventos macroeconómicos y políticos importantes, como la crisis financiera de 2008, la llegada de Donald Trump a la presidencia estadounidense en 2016, y las elecciones presidenciales del 2018 y 2024 en México. Otro periodo conocido de alta volatilidad cambiaria incluye la crisis generada por Covid-19 en 2020, precedida por un aumento en la volatilidad en febrero del mismo año. De igual forma, se registró un cambio en la probabilidad de cambio de régimen del 10 al 15 de abril de 2025, asociado con el efecto de la incertidumbre arancelaria reflejado en el mercado financiero. Además, se registraron periodos relativamente cortos caracterizados por aumentos en la volatilidad cambiaria intercalados con periodos de baja volatilidad también breves.

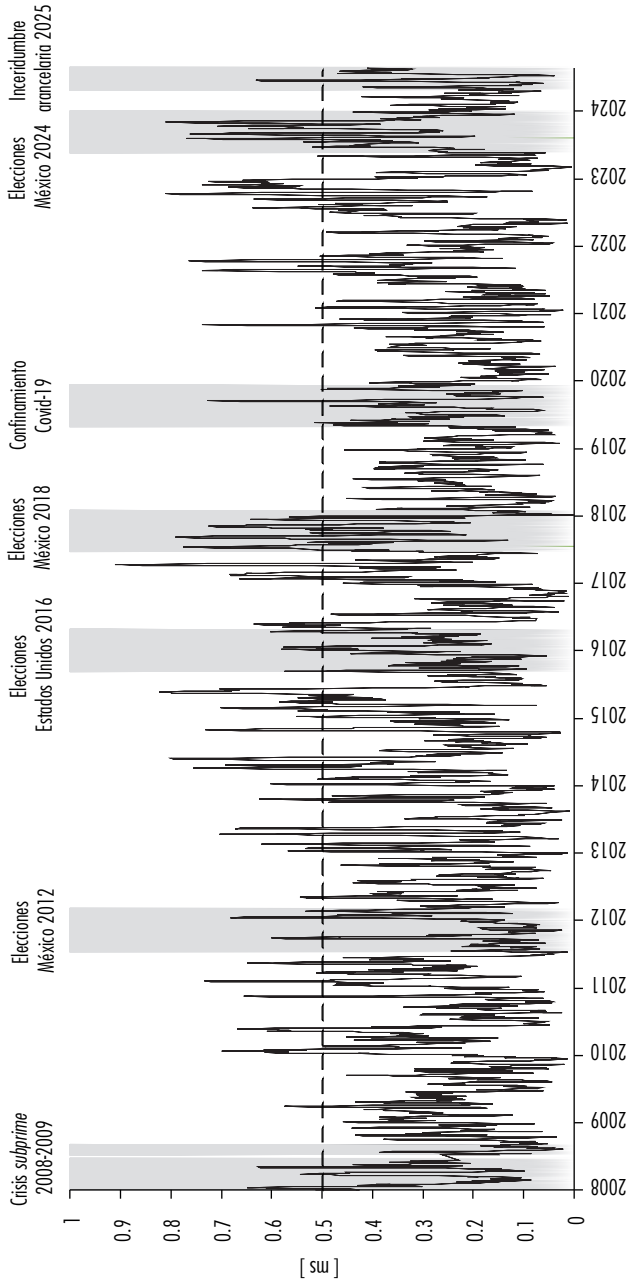
La figura 4 muestra con franjas grises los picos de probabilidad durante las elecciones en México en 2012, 2018 y 2024. También se indican otros eventos político-electorales y algunos anuncios macroeconómicos seleccionados. En la misma figura se puede observar que las estimaciones sugieren que la probabilidad de estar en el régimen de alta volatilidad aumenta durante los tres periodos electorales, pero no se mantiene en el tiempo en ningún caso (por encima del 50%). Este resultado sugiere que el mercado cambiario no se ha visto afectado de manera persistente por las expectativas asociadas a las elecciones presidenciales, contrario a la creencia muy difundida del riesgo de crisis en el mercado cambiario ante noticias de tipo electoral.

De igual forma, la figura 4 muestra algunos eventos más asociados a anuncios macroeconómicos que también aumentaron las probabilidades condicionadas de un cambio de régimen, como el aumento de las tasas de interés por parte de la FED y los anuncios arancelarios por parte de la segunda administración de Trump. Estos anuncios también tuvieron efectos de corta vida.

En síntesis, a pesar de que las probabilidades de cambio de régimen aumentaron ligeramente durante las últimas tres elecciones, siempre ocurrió durante un periodo corto, ya que después se regresó a un nivel por debajo del 50% en días posteriores. Lo anterior sugiere que el mercado cambiario, históricamente, no se ha visto afectado de manera perdurable en la volatilidad por la expectativa de las últimas tres elecciones presidenciales o las posibles políticas que se implementarían.

Otra manera de analizar el tema es observar la matriz de probabilidades de transición que se muestra en la tabla 2, donde muestran que una vez que la varianza del tipo de cambio está en un régimen, la probabilidad de que pase a otro régimen es muy baja. Se muestra que cuando se encuentra en el estado de

Figura 4. Probabilidades condicionales diarias del régimen de baja volatilidad de México, 2006-2024



Nota: las franjas grises corresponden a eventos político-electorales, así como de índole macroeconómica, que estuvieron asociados a períodos de alta probabilidad de cambio del régimen. La figura también captura la crisis financiera de 2008, la crisis del tipo de cambio y la pandemia de Covid-19 en 2020. Fuente: elaboración propia con datos obtenidos de Yahoo Finance (2025) e Investing (2025).

**Tabla 2. Matriz de probabilidades de transición entre estados de baja y alta probabilidad**

		<i>Estado 2 (T)</i>	
		<i>Volatilidad baja (<math>\sigma</math>)</i>	<i>Volatilidad alta (<math>\sigma</math>)</i>
Estado 1	Volatilidad baja ( $\sigma$ )	0.5153	0.1980
(t-1)	Volatilidad alta ( $\sigma$ )	0.4847	0.8020

Fuente: elaboración propia con datos obtenidos de Yahoo Finance (2025) e Investing (2025).

baja varianza, es poco probable que pase al estado de alta varianza, ya que la probabilidad es de alrededor de 19.8%. Al contrario, es mayor la probabilidad de que pase de una alta a una baja varianza (48.47%).

Así, los principales hallazgos de este modelo empírico destacan que las respuestas de la volatilidad, controlando por las variables económicas relevantes, como las variables de los mercados financieros, por ejemplo, DXY, SP500, VIX, entre otros, muestran que las respuestas ante las elecciones de 2012, 2018, 2024 y los eventos político-electorales asociados constituyen aumentos de ligeros a moderados, todos de carácter temporal, tal y como sucede con los anuncios macroeconómicos.

## 7. CONCLUSIONES

En este artículo se expuso un análisis empírico riguroso sobre los cambios de régimen en las variaciones del tipo de cambio peso-dólar. Se revela que eventos importantes como las elecciones federales se comportan de manera similar a los anuncios sobre las decisiones de política monetaria de la FED y el Banco de México; es decir, influyen significativamente en la volatilidad diaria de muy corto plazo, pero no tienen una influencia duradera, tal y como sucede con los anuncios macroeconómicos (según lo documenta la literatura previa). Como los efectos pueden ser pronunciados, pero de corta duración, las decisiones de política monetaria del Banco de México deben considerar posturas más restrictivas sólo cuando dichos impactos constituyan un riesgo real de un cambio de régimen genuino y permanente. Al parecer, un cambio de régimen genuino y duradero sólo podría estar determinado por un mal desempeño en las variables fundamentales de la economía como el PIB, la inversión, el gasto privado, el gasto de gobierno, etcétera; los que constituyen los motores económicos que

realmente mueven el tipo de cambio peso-dólar de mediano y largo plazo en México. Por ejemplo, en una crisis financiera mundial se pueden deteriorar una gran cantidad de las variables fundamentales de la actividad económica y surgir movimientos de millones de dólares en esos mercados cambiarios que pueden ser de más larga vida. En la actualidad el comportamiento volátil del tipo de cambio está rebasando las previsiones de los analistas y asociado con anuncios repetidos de aranceles que, según este modelo, sólo generan volatilidad temporal, pero como los anuncios y sus efectos temporales se han venido acumulando en el tiempo es probable que pudiera registrarse un desplazamiento mucho más permanente en el valor del tipo de cambio. Sobre todo, mientras se mantengan los anuncios súbitos y repetidos de nuevos aranceles en los próximos años.

## AGRADECIMIENTOS

El autor agradece el apoyo a la Dirección General de Asuntos del Personal Académico de la UNAM, con el PAPIIT IN304624, IN301421, y PAPIIME PE303026, PE310919 y PE301422. Reconoce también la labor técnica de Lizeth Guerrero González e Iván Espinosa Ramírez del Instituto de Investigaciones Económicas-UNAM. Además, de la participación de Débora Martínez Ventura y los becarios Héctor Soria Arellano, Daniel Medina Ortega, Ian Alejandro Camacho Sánchez, Dana Damaris Roy Lamadrid, Ruth Martínez Ventura y María de Lourdes Hinojosa López.

## APÉNDICE 1

### Formalización matemática de la metodología

El modelo está dado por  $\{U_t = (u_t^1, \dots, u_t^d)\}_t \{U_t = (u_t^1, \dots, u_t^d)\}_{t \in \{1, \dots, T\}}$  con  $\{u_t^1\}_{t \in \{1, \dots, T\}}$ , que es una secuencia de variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas y con distribución uniforme. Específicamente, sea  $\{S_t\}_{t=1, \dots, T}$  una cadena de Markov homogénea en tiempo discreto, que puede tomar dos estados diferentes  $k = 1$  y  $K = 2$ , llamados regímenes.

Donde  $k = 1$  es el estado “normal”, mientras que  $K = 2$  es el estado “anormal”. Se calcula una matriz de transición,  $P$ , teniendo elementos dados para  $k, k' \in \{1, 2\}$  por  $P_{k, k'} = P(S_t = k' | S_{t-1} = k)$ ; es decir, las probabilidades de transición del estado  $k$  en el momento  $t - 1$  al estado  $k'$  en el momento  $t$ .

Finalmente, se especifican dos modelos de cópula R-Vine (véase Apéndice 2 para una explicación detallada de la cópula R-Vine),  $(V^1, C^1, \theta^1)$  y  $(V^2, C^2, \theta^2)$  donde  $V^i, i = \{1, 2\}$  son las respectivas estructuras de árbol (un conjunto de nodos y de vínculos entre las variables) y  $C^i$  las cópulas R-Vine multivariadas correspondientes cuyos parámetros están almacenados en un vector  $\theta^i$ .

Así, el modelo de dos regímenes de Markov Switching R-Vine (MS-RV) consiste en dos especificaciones de cópula R-Vine y una matriz de transición  $P$  de  $2 \times 2$  que describe la cadena de Markov subyacente.

$$c(u_t | (V^i, C^i, \theta^i)_{i \in \{1, 2\}}, S_t) = \sum_{k=1}^2 1_{\{k\}}(S_t) c(u_t | (V^k, C^k, \theta^k)), u_t \in [0, 1]^d$$

De acuerdo con Stöber y Czado (2014), la función de verosimilitud del modelo de cópula MS-RV se puede descomponer en densidades condicionales como sigue:

$$f(u_1, \dots, u_T | (\theta^1, \theta^2, P)) = \left[ \sum_{k=1}^2 f(u_1 | S_1 = k, \theta^k) P(S_1 = k | P) \right] \\ \times \prod_{t=2}^T \left[ \sum_{k=1}^2 f(u_t | S_t = k, \theta^k) P(S_t = k | u_{1:(t-1)}, P) \right]$$

Donde  $u_{1:t} = (u_1, \dots, u_t)$  para  $t = \{1, \dots, T\}$ .

Para maximizar la probabilidad anterior, Stöber y Czado (2014) usaron el siguiente algoritmo paso a paso de maximización de expectativas (EM) basado en el procedimiento de Aas *et al.* (2009):

1) Dados los parámetros actuales  $(\theta^{1,l}, \theta^{2,l}, P^l)$ , se calculan iterativamente las probabilidades “suavizadas”:

$$(\Omega_{t|T}((\theta^{1,l}, \theta^{2,l}, P^l)))_{s_t} = P(S_t = s_t | u_{1:T}, (\theta^{1,l}, \theta^{2,l}, P^l)), s_t \in \{1, 2\},$$

Mediante un filtro de Hamilton (Hamilton, 1989; Stöber y Czado, 2014).

2) Maximizar la función de pseudolog-verosimilitud

$$\begin{aligned}
 & Q((\theta^{1,l+1}, \theta^{2,l+1}, P^{l+1}): u_{1:T}, (\theta^{1,l}, \theta^{2,l}, P^l)) \\
 &= \sum_{s_1=1}^2 \dots \sum_{s_T=1}^2 \log (f(u_{1:T}, s_{1:T} | (\theta^{1,l}, \theta^{2,l}, P^l))) P(S_{1:T} = s_{1:T} | u_{1:T}(\theta^{1,l}, \theta^{2,l}, P^l)) \\
 & \quad \alpha \sum_{t=1}^T \left[ \sum_{s_1=1}^2 \dots \sum_{s_T=1}^2 \log (f(u_t, S_t \right. \\
 & \quad \quad \left. = s_t, (\theta^{1,l+1}, \theta^{2,l+1})) (S_{1:T} = s_{1:T} | u_{1:T}(\theta^{1,l}, \theta^{2,l}, P^l)) \right] \\
 & \quad + \sum_{s_1=1}^2 \dots \sum_{s_T=1}^2 \left[ \sum_{t=1}^T \log (P(S_t = s_t | S_{t-1}, P^{l+1})) + \log (P(S_1 = s_1)^{l+1}) \right] \\
 & \quad \times P(S_{1:T} = s_{1:t} | u_{1:T}, (\theta^{1,l}, \theta^{2,l}, P^l))
 \end{aligned}$$

paso a paso, comenzando con respecto a  $(\theta^{1,l+1}, \theta^{2,l+1})$ , lo que se realiza de forma secuencial sobre los árboles Vine. Posteriormente, la maximización con respecto a  $P^{l+1}$  se puede hacer analíticamente mediante la fórmula de Kim y Nelson (2017). Se debe enfatizar que el procedimiento de estimación clásico depende de la maximización correcta para cada paso, lo cual es imposible de garantizar en algunos casos y, generalmente, se tienen que utilizar métodos numéricos. Para más detalles véase Stöber y Czado (2014).

## APÉNDICE 2

### Modelos de cópulas

A continuación, se explican de manera breve los conceptos principales de las cópulas R-Vine, herramienta clave para este estudio, comenzando con la revisión de su definición inicial.

La definición general de una cópula se presenta a continuación:

Definición 1. Sea  $2d \geq 2$ . Se denomina cópula a aquella función de distribución acumulativa  $d$ -dimensional en  $[0,1]^d$  con distribuciones marginales

univariadas uniformes. Por lo que, la densidad de cópula denota la existencia de la derivada de  $C$ , dada por

$$c(u_1, \dots, u_d) = \frac{\partial_d}{\partial u_1 \dots \partial u_d} C(u_1, \dots, u_d) \quad (1)$$

El teorema seminal de Sklar aclara que, para cada distribución multivariante, existe una cópula adecuada.

Teorema 1 (Teorema de Sklar). Sea  $d \geq 2$  y  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vector aleatorio con márgenes  $F_1, \dots, F_d$  y una función de distribución conjunta  $F$ . Entonces existe una cópula  $C$  dado que

$$F(x_1, \dots, x_d) = C(F_1(x_1), \dots, F_d(x_d)) \forall x = (x_1, \dots, x_d)^T \in R^d \quad (2)$$

Suponiendo que  $F_1, \dots, F_d$  son continuas, se concluye la unicidad de la cópula  $C$ . Contrario a  $F_1, \dots, F_d$ , las cuales son funciones de distribución univariadas, mientras que  $C$  es una cópula  $d$ -dimensional. Por lo tanto,  $F$  definida por (2) será una función de distribución  $d$ -dimensional.

Las cópulas clásicas de Gauss o de Student  $-t$  son ejemplos sencillos, que pueden representarse analíticamente incluso en dimensiones superiores. No obstante, si el objetivo es la modelación de datos financieros, las cópulas clásicas presentan limitaciones: la cópula gaussiana no captura la dependencia de cola, mientras que la cópula de Student  $-t$  sólo permite una dependencia simétrica en las colas superior e inferior.

Existen tres dimensiones, mediante las cuales puede ilustrarse ordenadamente la construcción de cópulas por pares, o PCC (por sus siglas en inglés); donde  $f$  representa la función de densidad continua de una función de distribución tridimensional  $F$  con márgenes  $F_1, F_2$  y  $F_3$ .

Su descomposición se presenta a continuación:

$$\begin{aligned} f(x_1, x_2, x_3) &= c_{13;2}(F_{12}(x_1|x_2), F_{32}(x_3|x_2)) \\ &\times c_{23}(F_2(x_2), F_3(x_3))c_{12}(F_1(x_1), F_2(x_2)) \\ &\times f_3(x_3)f_2(x_2)f_1(x_1) \end{aligned} \quad (3)$$

Donde  $C_{13;2}$  es la densidad de cópula asociada con la distribución de  $(X_1, X_3)$  sea  $X_2 = x_2$ . A continuación, se presenta la suposición de simplificación, la cual determina que  $C_{13;2}$  no es dependiente de  $x_2$ .

### *Cóputas R-Vine*

La definición 2 a continuación describe a la cópula específica R-Vine:

Definición 2. Sea  $d \geq 2$ . Se denomina R-Vine a aquella secuencia ordenada de árboles  $V = (T_1, \dots, T_{d-1})$  con  $T_i = (N_i, E_i)$ ,  $i \in 1, \dots, d-1$  de  $N_i$  es un conjunto de nodos y  $E_i$  un conjunto de aristas, de con lo cual

- 1)  $N_1 = \{1, \dots, d\}$ , por lo que el primer árbol tiene nodos  $1, \dots, d$ ,
- 2) Para  $i \in 2, \dots, d-1$  tenemos que  $N_i = E_{i-1}$ , es decir, los nodos de  $T_i$  son los bordes de  $T_{i-1}$
- 3) si para  $i \in 1, \dots, d-2$  dos nodos de  $T_{i-1}$
- 4)  $T_{i-1}$  están conectados, los bordes correspondientes en  $T_i$  tienen un nodo común (condición de proximidad).

Una D-vine dibujable corresponde a un árbol que, por cada nodo tiene como máximo dos aristas y, por otro lado, viña canónica o C Vine cuando en cada árbol existe un nodo que se encuentra conectado a todos los otros nodos.

### BIBLIOGRAFÍA

- Aas, K., Czado, C., Frigessi, A. y Bakken, H. (2009). Pair-copula constructions of multiple dependence. *Insurance: Mathematics and Economics*, 44(2). <https://doi.org/10.1016/j.insmatheco.2007.02.001>
- Adams, G., McQueen, G. y Wood, R. (2004). The effects of inflation news on high-frequency stock returns. *Journal of Business*, 77(2). <https://doi.org/10.2139/ssrn.176268>
- Andersen, T. y Bollerslev, T. (1997). Intraday periodicity and volatility persistence in financial markets. *Journal of Empirical Finance*, 4(2-3). [https://doi.org/10.1016/S0927-5398\(97\)00004-2](https://doi.org/10.1016/S0927-5398(97)00004-2)
- \_\_\_\_\_ y Bollerslev, T. (1998). Answering the skeptics: Yes, standard volatility models do provide accurate forecasts. *International Economic Review*, 39(4). <https://doi.org/10.2307/2527343>
- \_\_\_\_\_, Bollerslev, T., Diebold, F. X. y Labys, P. (2000). Exchange rate returns standardized by realized volatility are (nearly) Gaussian. (Working paper 7 488). NBER. <http://www.nber.org/papers/w7488.pdf>
- \_\_\_\_\_, Bollerslev, T. y Diebold, F. (2007a). Roughing it up: Including jump components in the measurement, modeling and forecasting of return

- volatility. *Review of Economics & Statistics*, 89(4). <https://doi.org/10.1162/rest.89.4.701>
- \_\_\_\_\_, Bollerslev, T., Diebold, F. y Vega, C. (2007b). Real-time price discovery in stock, bond and foreign exchange markets. *Journal of International Economics*, 73(2). <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2007.02.004>
- Bazdresch, S. y Werner, A. (2005). Regime switching models for the Mexican peso. *Journal of International Economics*, 65(1). <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2004.02.002>
- Davidson, P. (1982). Rational expectations: A fallacious foundation for studying crucial decision-making processes. *Journal of Post Keynesian Economics*, 5(2). <https://doi.org/10.1080/01603477.1982.11489355>
- Engle, R. F. y Sokalska, M. E. (2012). Forecasting intraday volatility in the US equity market. Multiplicative component GARCH. *Journal of Financial Econometrics*, 10(1). <https://doi.org/10.1093/jfinec/nbr005>
- Fink, H., Klimova, Y., Czado, C. y Stöber, J. (2017). Regime switching Vine copula models for global equity and volatility indices. *Econometrics*, 5(1). <https://doi.org/10.3390/econometrics5010003>
- Hamilton, J. (1989). A new approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2). <https://doi.org/10.2307/1912559>
- \_\_\_\_\_. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- \_\_\_\_\_. (2005). Regime switching models. En M. Vernengo, E. Perez y J. Ghosh (eds.). *The New Palgrave Dictionary of Economics* (pp. 1-5). Palgrave Dictionary of Economics.
- Harvey, J. T. (1991). A post keynesian view of exchange rate determination. *Journal of Post Keynesian Economics*, 14(1). <https://doi.org/10.1080/01603477.1991.11489878>
- \_\_\_\_\_. (1993). Daily exchange rate variance. *Journal of Post Keynesian Economics*, 15(4). <https://doi.org/10.1080/01603477.1993.11489958>
- \_\_\_\_\_. (2005). Post Keynesian versus neoclassical explanations of exchange rate movements: A short look at the long run. *Journal of Post Keynesian Economics*, 28(2). <https://doi.org/10.2753/PKE0160-3477280201>
- \_\_\_\_\_. (2009). *Currencies, capital flows and crises: A post Keynesian analysis of exchange rate determination*. Routledge.
- \_\_\_\_\_. (2019). Exchange rates and the balance of payments: Reconciling an inconsistency in post Keynesian theory. *Journal of Post Keynesian Economics*, 42(3). <https://doi.org/10.1080/01603477.2018.1548285>
- Investing (2025). Investing [Datos históricos]. <https://mx.investing.com/>

- Jurado, W. (2021). Volatilidad intradía en el tipo de cambio USD/MXN: efectos de anuncios macroeconómicos y mecanismos de intervención cambiaria (Documento de Investigación del Banco de México N° 2021-05). Banco de México. <https://bit.ly/3W5A74l>
- Kim, J. y Nelson, R. (2017). *State Space Model with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. The MIT Press.
- Landa, H. O. y Cerezo, V. (2021). La pandemia Covid-19, la crisis financiera y la dinámica (*Overshooting*) del tipo de cambio. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 16(3). <https://doi.org/10.21919/remef.v16i3.671>
- López, F., Rodríguez, D. y Ortiz, F. (2011). Volatilidad estocástica del tipo de cambio peso-dólar: el régimen flotante en México. *Investigación Económica*, 70(276). <https://doi.org/10.22201/fe.01851667p.2011.276.37306>
- Mántey, G. (2013). ¿Conviene flexibilizar el tipo de cambio para mejorar la competitividad? *Problemas del Desarrollo. Revista Latinoamericana de Economía*, 44(175). [https://doi.org/10.1016/S0301-7036\(13\)71900-X](https://doi.org/10.1016/S0301-7036(13)71900-X)
- Perlin, M. (2024). MS\_Regress - The MATLAB Package for Markov Regime Switching Models. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1714016>
- Stroud, J. R. y Johannes, M. S. (2014). Bayesian modeling and forecasting of 24-hour high-frequency volatility. *Journal of the American Statistical Association*, 109(508). <https://doi.org/10.1080/01621459.2014.937003>
- Schulmeister, S. (1988). Currency speculation and dollar fluctuations. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 41(167). <http://bit.ly/4hjI2F6>
- Stöber, J. y Czado, C. (2014). Regime switches in the dependence structure of multidimensional financial data. *Computational Statistics and Data Analysis*, 76. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2013.04.002>
- Vernengo, M. (2001). Foreign exchange, interest and prices: The conventional exchange rate. En L. P. Rochon y M. Vernengo. *Credit, interest rates and the open economy: essays on horizontalism*. Edward Elgar Publishing.
- Uribe, J. M., Jiménez, D. M. y Fernández, J. (2015). Regímenes de volatilidad del tipo de cambio en Colombia e intervenciones de política. *Investigación Económica*, 74(293). <https://doi.org/10.1016/j.inveco.2015.06.002>
- Yahoo Finance (2025). Yahoo Finance [Datos históricos]. <https://finance.yahoo.com/>