

Departamento de Economía

Tipo de documento: Tesis de maestría



Maestría en Economía Aplicada

Paridad descubierta de tasas de interés: Evidencia empírica para Argentina (2003-2024)

Autoría: Chao, Facundo Manuel

Fecha: 2024

¿Cómo citar este trabajo?

Chao, F. (2025). "Paridad descubierta de tasas de interés: Evidencia empírica para Argentina (2003-2024)". [Tesis de maestría. Universidad Torcuato Di Tella]. Repositorio Digital Universidad Torcuato Di Tella

<https://repositorio.utdt.edu/handle/20.500.13098/13596>

El presente documento se encuentra alojado en el Repositorio Digital de la **Universidad Torcuato Di Tella** bajo una licencia Creative Commons Atribución-No Comercial-Compartir Igual 4.0 Internacional

Dirección: <https://repositorio.utdt.edu>



**UNIVERSIDAD
TORCUATO DI TELLA**

DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

MAESTRÍA EN ECONOMÍA APLICADA

***Paridad descubierta de tasas de interés:
Evidencia empírica para Argentina (2003-2024)***

Alumno: Facundo Manuel Chao

Tutor: Pablo Sanguinetti

Fecha: Junio 2025

Resumen

El objetivo principal de este estudio es evaluar empíricamente la validez de la paridad descubierta de tasas de interés (*Uncovered Interest Parity*, UIP, por sus siglas en inglés) para la economía argentina en el periodo 2003-2024, considerando a Estados Unidos como economía de referencia para llevar a cabo el análisis correspondiente. A diferencia de estimaciones tradicionales basadas en Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), se emplea un modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL) con el objetivo de capturar de forma más precisa la dinámica temporal de las variables involucradas, considerando su estacionariedad y corrigiendo problemas como la autocorrelación de los residuos.

Los resultados muestran que, si bien el coeficiente del diferencial de tasas de interés presenta el signo esperado según la teoría, su magnitud es reducida y significativamente distinta de uno, lo que indica el incumplimiento de la UIP. Además, el tipo de cambio exhibe una fuerte dependencia respecto de su comportamiento pasado, reflejada en la significancia estadística de sus rezagos. Por otra parte, no se encuentran efectos significativos vinculados a la inclusión de una variable *dummy* que distingue entre periodos con y sin controles cambiarios. Finalmente, la incorporación de una tendencia lineal en el modelo no alteró sustancialmente los resultados, manteniéndose estables tanto el signo como la magnitud de los coeficientes. Únicamente se observó una pérdida de significancia estadística en el estimador correspondiente al diferencial de tasas de interés. Por lo tanto, los hallazgos de este estudio sugieren que dicha variable no logra explicar por completo la dinámica del tipo de cambio nominal (ARS/USD) durante el periodo analizado.

Palabras clave: paridad descubierta de tasas de interés, tipo de cambio, ARDL, controles cambiarios.

Índice de contenidos

I. Introducción	4
II. Marco teórico.....	7
III. Revisión de la literatura.....	10
IV. Descripción de los datos.....	19
V. Metodología y resultados empíricos.....	23
VI. Conclusiones.....	29
Bibliografía	31
Anexo	32

I. Introducción

La paridad descubierta de tasas de interés (*Uncovered Interest Parity*, UIP, por sus siglas en inglés) constituye una condición teórica de gran relevancia en economía internacional. Conceptualmente, establece que el diferencial de tasas de interés entre dos activos, denominados en monedas distintas, debería igualarse con la tasa esperada de depreciación de la moneda con mayor rendimiento. Esta condición implica la inexistencia de oportunidades de arbitraje, y su cumplimiento garantiza una relación estable entre el mercado cambiario y el mercado de dinero en economías abiertas (Neyro, 2012). Asimismo, el análisis de las tasas de interés entre países adquiere particular importancia, ya que estas no solo operan como instrumentos de política monetaria, sino que también cumplen un rol en la determinación del sentido de los flujos de capitales internacionales.

Numerosas investigaciones se han abocado a contrastar empíricamente la validez de la UIP en distintos contextos, especialmente en economías desarrolladas. Mayormente, los hallazgos han resultado inconsistentes con la teoría, incluso evidenciando en ciertos casos una relación inversa entre el diferencial de tasas y la variación esperada del tipo de cambio, dando lugar al conocido “enigma de la prima a término” (Soffietti, 2019). Estos resultados generaron un amplio interés en comprender los factores que determinan el incumplimiento de la UIP, incluyendo la existencia de primas de riesgo, expectativas no racionales, fricciones de mercado y restricciones a la movilidad de capitales.

Asimismo, diversos autores vinculan el rechazo empírico de la UIP con la existencia de estrategias de inversión conocidas como *carry trade*. Cavallo (2006) señala que estas estrategias, ampliamente utilizadas en los mercados financieros internacionales, se basan en explotar los diferenciales de tasas de interés entre países, lo cual implica la existencia de oportunidades de arbitraje que solo pueden surgir si la UIP no se cumple. También menciona que el impacto de estas operaciones sobre el tipo de cambio depende en gran medida de la magnitud de las transacciones financieras internacionales y de las posiciones asociadas. En esa misma línea, Burnside (2014) describe escenarios en los cuales tasas de interés bajas en economías desarrolladas inducen flujos de capitales hacia economías más pequeñas y con mayores tasas de interés. Esta dinámica, sin embargo, puede revertirse abruptamente en contextos de incertidumbre financiera, cuando los inversores liquidan sus posiciones de *carry trade*, generando fuertes presiones en los mercados cambiarios. Adicionalmente, Gamboa-Estrada (2016) subraya que el monitoreo de las estrategias de *carry trade* resulta clave para la conducción de la política monetaria, dado que un aumento en el diferencial de tasas puede incentivar este tipo de inversiones y, en consecuencia, generar turbulencias cambiarias ante reversiones súbitas.

En este contexto, evaluar la validez de la UIP adquiere particular importancia, dado que sus implicancias pueden resultar relevantes para los formuladores de política monetaria. Este tipo de análisis pone de manifiesto la necesidad de comprender no solo los fundamentos teóricos de la UIP, sino también su comportamiento empírico en distintos entornos económicos. No obstante, en el caso de los países emergentes, y particularmente en el caso argentino, la evidencia empírica disponible no resulta demasiado abundante, tanto en términos de profundidad metodológica como en la extensión temporal de los estudios disponibles. Esto

resalta la necesidad de contar con investigaciones más robustas que permitan evaluar la vigencia de la UIP en contextos marcados por alta volatilidad, restricciones cambiarias y marcos institucionales menos estables.

En línea con ello, la presente investigación se propone analizar empíricamente la validez de la UIP en Argentina durante el periodo 2003-2024, considerando a Estados Unidos como economía de comparación. Uno de los aspectos distintivos de este trabajo radica en la amplitud del periodo de análisis, el cual comprende años en los que se impusieron controles cambiarios, comúnmente denominado como “cepo cambiario”. Por ende, esta perspectiva permite incluir dentro del análisis, las particularidades del contexto local: alta inflación, volatilidad financiera y frecuentes modificaciones en la política cambiaria y monetaria.

En este estudio se trabaja con tasas de interés del mercado monetario, en línea con el enfoque tradicional de la UIP. No obstante, cabe señalar que otras investigaciones han analizado la relación entre el tipo de cambio y el diferencial de tasas de interés de bonos soberanos (mercado de deuda) o través de la prima a término (mercado de derivados). Para el análisis empírico, se emplean datos diarios de tasas de interés representativas: la tasa *BADLAR* para Argentina y la tasa de los fondos federales (*Fed Funds*) para Estados Unidos. Además, se utiliza el tipo de cambio nominal ARS/USD, considerando el tipo de cambio “paralelo” en aquellos periodos caracterizados por controles de cambios y por la existencia de una brecha significativa respecto de la cotización oficial.

A los fines de capturar adecuadamente la dinámica entre el tipo de cambio y el diferencial de tasas de interés, se adopta un modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL). Este enfoque metodológico resulta especialmente útil frente a las limitaciones y los problemas observados en modelos lineales tradicionales, especialmente en lo que respecta a la presencia de autocorrelación en los errores y la no estacionariedad de las series temporales. Además, considerando que el periodo de estudio incluye años con controles cambiarios, se incorpora en el modelo una variable *dummy* que permite identificar estos cambios estructurales y capturar las diferencias entre periodos con mayor y menor movilidad de capitales.

En términos generales, los resultados obtenidos indican que, si bien el coeficiente asociado al diferencial de tasas de interés presenta el signo esperado según la teoría, su magnitud es reducida y la hipótesis de que dicho coeficiente sea igual a uno (como establece la UIP) es rechazada estadísticamente. Esto sugiere que la UIP no se verifica plenamente en el caso argentino, aunque el diferencial de tasas permite predecir parcialmente la dirección del tipo de cambio. Por otro lado, los rezagos de la variable dependiente resultaron estadísticamente significativos, lo que indica que la tasa de depreciación actual está afectada por su comportamiento pasado, evidenciando un grado de persistencia que puede incidir en las expectativas de los agentes. En cuanto al impacto de los controles de cambio, si bien se observa un efecto levemente atenuado sobre la dinámica del tipo de cambio en los periodos en que estas restricciones estuvieron vigentes, dicho efecto no resulta estadísticamente significativo. Esto implica que, al menos bajo la especificación adoptada, las restricciones cambiarias no modifican de manera sustancial la relación estimada. En conjunto, estos hallazgos aportan nueva evidencia empírica al debate sobre la validez de la UIP en economías emergentes, subrayando la relevancia de considerar las particularidades institucionales y estructurales de cada país.

En definitiva, el objetivo central de esta investigación es evaluar en qué medida se cumple la UIP en la economía argentina en el periodo 2003-2024, en el cual se presentan restricciones cambiarias, adoptando una metodología flexible y adecuada al comportamiento estadístico de las series, con un enfoque centrado en el análisis empírico y contextual de la economía. El trabajo se organiza de la siguiente manera: en la Sección II se desarrolla el marco teórico de la UIP; en la Sección III se presenta la revisión de la literatura donde se resumen las principales investigaciones para países desarrollados y emergentes; en la Sección IV se describen los datos utilizados en el estudio; la Sección V expone la metodología utilizada y los resultados empíricos obtenidos; y finalmente, en la Sección VI se presentan las conclusiones principales. Además, se incluye un Anexo con el detalle de pruebas estadísticas y resultados adicionales.

II. Marco teórico

La paridad de tasas de interés es una condición teórica que relaciona las tasas de interés nominales domésticas y extranjeras con el tipo de cambio nominal entre las monedas consideradas. Siguiendo a Barro et al. (1997), para derivar esta condición se supone que en cada país existe una tasa de interés nominal determinada por su respectivo mercado de dinero. La tasa de interés nominal asociada al activo doméstico (i) se define en términos de la moneda local, que en el presente estudio corresponde a pesos argentinos, y representa el rendimiento anual (o al final del periodo estipulado) por cada peso prestado hoy. Por su parte, i^* se define como la tasa de interés nominal que devenga el activo expresado en moneda extranjera, siendo Estados Unidos el país de referencia considerado en este estudio.

En ausencia de controles de capitales, es decir, en contextos en los que los flujos de activos financieros entre países no están sujetos a restricciones, los individuos pueden mantener inversiones en cualquiera de ellos. Si el rendimiento de estos activos no fuera el mismo en todos los países, los inversores tendrían incentivos a tomar deuda en aquellos con tasas de interés más bajas e invertir los fondos en economías con tasas más elevadas. Considerando un inversor neutral al riesgo que evalúa la posibilidad de pedir prestado dinero en el exterior (Estados Unidos) a la tasa de interés nominal i^* , con el objetivo de intercambiarlo en el momento t por pesos argentinos al tipo de cambio *spot* ARS/USD (ε_t) para invertirlos en la economía local, sabe que en el periodo $t + 1$ recibirá el capital más el rendimiento determinado por la tasa de interés doméstica (i), la cual se supone que es mayor que la del activo extranjero. Luego, para posicionarse nuevamente en moneda extranjera, el inversor deberá intercambiar los pesos obtenidos al tipo de cambio del momento $t + 1$ (ε_{t+1}). En este contexto, si el tipo de cambio aumenta, es decir, si el peso argentino se deprecia respecto de la moneda extranjera, el valor en dólares de los pesos mantenidos hasta $t + 1$ se verá reducido. En consecuencia, extendiendo la implicancia de la ley de un solo precio a los retornos de los activos financieros, en ausencia de arbitraje los rendimientos deberían igualarse entre países, dando lugar a la condición conocida en la teoría económica como paridad de tasas de interés:

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*) \frac{\varepsilon_{t+1}}{\varepsilon_t} \quad (1)$$

Reordenando, la expresión anterior también se puede reescribir de la siguiente forma:

$$\frac{\varepsilon_{t+1}}{\varepsilon_t} = \frac{(1 + i_t)}{(1 + i_t^*)} \quad (2)$$

Definiendo a la tasa de depreciación nominal de la moneda doméstica como $e_{t+1} = \frac{\varepsilon_{t+1} - \varepsilon_t}{\varepsilon_t}$, la condición anterior puede expresarse de la siguiente manera:

$$(1 + e_{t+1}) = \frac{(1 + i_t)}{(1 + i_t^*)} \quad (3)$$

Restando por 1 en ambos lados de la expresión anterior y operando sobre la misma, se puede arribar a la siguiente aproximación:

$$e_{t+1} \approx i_t - i_t^* \quad (4)$$

Cabe mencionar que en esta última expresión se consideró que el término $e_{t+1} * i_t^*$, el cual surge de operar en ambos términos de la igualdad anterior, se aproxima al valor cero ($e_{t+1} * i_t^* \approx 0$). Por lo tanto, las ecuaciones (2) y (4) indican que cuanto mayor sea la tasa de variación del tipo de cambio (ARS/USD), es decir, cuánto más rápidamente se deprecie la moneda, mayor deberá ser la tasa de interés nominal doméstica. Específicamente, de acuerdo con la expresión (4), la paridad de tasas de interés establece que la tasa de variación del tipo de cambio entre las dos economías consideradas es igual al diferencial entre sus respectivas tasas de interés nominales. Bajo el supuesto de expectativas racionales de los agentes, un inversor debería ser indiferente entre invertir en activos nacionales o extranjeros, ya que cualquier diferencial de tasas se compensaría exactamente con una depreciación o apreciación de la moneda local.

Cuando existe incertidumbre respecto del valor que tendrá el tipo de cambio en el futuro, dado que en el momento t no se conoce el valor de ε_{t+1} , la condición que iguala los retornos esperados por un inversor neutral al riesgo, que incorpora en su portafolio activos denominados en moneda local y extranjera (expresada previamente en la ecuación (1)), adopta la siguiente forma:

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*) \frac{\varepsilon_{t+1}^e}{\varepsilon_t} \quad (5)$$

donde ε_t es el tipo de cambio nominal *spot* y ε_{t+1}^e es el tipo de cambio esperado para el periodo siguiente o para aquel correspondiente al vencimiento del interés de los activos (por ejemplo: a 30 días). Nuevamente, al reordenar los términos, la expresión anterior puede reescribirse de la siguiente manera:

$$\frac{\varepsilon_{t+1}^e}{\varepsilon_t} = \frac{(1 + i_t)}{(1 + i_t^*)} \quad (6)$$

Esta condición se conoce como la paridad descubierta de tasas de interés (UIP, por sus siglas en inglés). Establece que el diferencial existente entre las tasas de interés de los activos considerados para cada economía debe ser igual a la variación esperada del tipo de cambio nominal. Esta expresión indica con claridad que, en presencia de incertidumbre, existe un riesgo cambiario asociado a las operaciones de arbitraje, debido a que el tipo de cambio futuro es incierto y puede desviarse de lo esperado.

La ecuación (6) podría aproximarse aplicando logaritmos naturales y utilizando sus propiedades, lo que permitiría expresarla de forma similar a la ecuación (4). No obstante, dado que el análisis se realizará con datos de la economía argentina, donde en varios momentos del periodo considerado se registraron elevadas tasas de interés, no resulta apropiado utilizar la aproximación logarítmica $\ln(1 + x) \approx x$, válida solo para valores pequeños de x . Por esta razón, se optó por restar 1 a ambos lados de la igualdad previamente presentada, obteniendo así:

$$\frac{\varepsilon_{t+1}^e - \varepsilon_t}{\varepsilon_t} = \frac{(i_t - i_t^*)}{(1 + i_t^*)} \quad (7)$$

Esta última expresión se utilizará para formular el modelo econométrico a estimar, tal como se detallará en la Sección VI, con el objetivo de analizar la validez empírica de la UIP en Argentina durante el periodo 2003-2024.

Al considerar el tipo de cambio *ex post* en lugar del esperado ($\varepsilon_{t+1}^e = \varepsilon_{t+1}$), es posible construir una serie de datos que permita medir la diferencia observada entre el rendimiento relativo de los activos y la variación efectiva del tipo de cambio entre las monedas en cuestión. Esta diferencia, definida como se muestra a continuación, puede facilitar, *a priori*, identificar posibles desviaciones respecto del cumplimiento de la UIP en los datos observados:

$$\lambda_t \equiv \frac{(i_t - i_t^*)}{(1 + i_t^*)} - \frac{\varepsilon_{t+1} - \varepsilon_t}{\varepsilon_t} \quad (8)$$

Por último, cabe destacar que estas desviaciones pueden asociarse a retornos esperados de llevar a cabo estrategias de inversión conocidas como *carry trade*. Según Burnside (2019), este tipo de estrategia consiste en tomar préstamos en monedas con tasas de interés bajas e invertir esos fondos en activos denominados en monedas con tasas más elevadas, capturando el diferencial de rendimiento. Precisamente, la ecuación (8) permite computar este diferencial, representando así una medida *ex post* de las posibles ganancias o pérdidas producto de estas operaciones.

III. Revisión de la literatura

La paridad descubierta de tasas de interés (UIP, por sus siglas en inglés) ha sido objeto de estudio de numerosas investigaciones empíricas buscando evaluar su validez en distintos contextos económicos y a través de diversas metodologías. Esta sección revisa los principales hallazgos empíricos, teniendo en cuenta estudios enfocados tanto en economías desarrolladas como en economías emergentes, con especial énfasis en América Latina, y en aquellos centrados específicamente en el caso argentino. El objetivo es identificar similitudes y discrepancias en los enfoques metodológicos que han sido empleados, como así también en los resultados empíricos obtenidos.

En el caso de las economías desarrolladas, uno de los estudios recientes más relevantes es el de Burnside (2019), quien analiza la validez empírica de la UIP para diez países industrializados de forma individual (incluidos Japón, Canadá, Nueva Zelanda, Australia y varios países de Europa) durante el periodo 1976-2018, tomando a Estados Unidos como economía de referencia. Para llevar a cabo la prueba econométrica, el autor realiza una regresión lineal sobre una especificación similar a la presentada en la ecuación (7) de la sección anterior, aunque en lugar de emplear el diferencial de tasas de interés como variable regresora, utiliza la variación entre el valor del tipo de cambio *forward* y el valor del tipo de cambio *spot* para un periodo determinado, es decir, la prima a término implícita en los contratos de futuros de divisas. Según el principio de no arbitraje, esta prima representa el diferencial de tasas de interés de las economías involucradas. Más allá de esta leve diferencia, en la cual se sugiere que el mercado de futuros estima correctamente el valor futuro del tipo de cambio, el cumplimiento de la UIP igualmente sigue requiriendo que los coeficientes asociados al intercepto y a la pendiente del modelo sean estadísticamente iguales a 0 (cero) y 1 (uno), respectivamente. Utilizando datos mensuales, el investigador encuentra que para ocho de las diez divisas analizadas se rechaza la hipótesis nula de sostiene que los parámetros asumen los valores mencionados a un nivel de significación del 5%. Asimismo, detalla que en nueve de los diez casos el coeficiente asociado a la pendiente resulta negativo. Además, señala que los valores del coeficiente de determinación (R^2) son muy pequeños, lo que sugiere que la variable explicativa de su modelo (la prima a término) no constituye, por sí sola, un buen predictor de la variación futura del tipo de cambio.

Finalmente, Burnside (2019) vincula estos resultados con la estrategia de inversión conocida como *carry trade*, definida en la sección anterior. Menciona que esta estrategia no podría ser rentable, en promedio, en caso de mantenerse la condición de la UIP. Sin embargo, sus resultados empíricos sugieren que el *carry trade* ha sido rentable durante gran parte del periodo analizado. No obstante, a partir del año 2007, y especialmente luego de la crisis financiera global del año 2008, la rentabilidad de esta estrategia disminuyó en las economías analizadas, en parte debido a la compresión de tasas de interés hacia niveles cercanos a cero.

Un estudio comparativo entre economías desarrolladas y emergentes sobre la validez empírica de la UIP es el que desarrolla Burnside (2014), quien encuentra evidencia más fuerte en contra del cumplimiento de esta teoría en el primer grupo. En su análisis empírico, el autor utiliza datos de tipo de cambio de 18 economías industrializadas, con muestras de tamaño variable entre los años 1976 y 2013. Para las economías emergentes, considera una muestra de 26 países, aunque

en la mayoría de los casos la información disponible abarca un periodo más acotado, particularmente entre 1996 y 2013.

El autor lleva a cabo estimaciones individuales para cada país a partir de un modelo de regresión lineal cuya especificación, nuevamente, difiere levemente respecto de aquella presentada en la ecuación (7) de la sección previa. En este caso, la variable dependiente es el rendimiento observado de la estrategia de *carry trade*, es decir, las desviaciones observadas en los datos respecto de lo predicho por la UIP, tal como se expresó en la ecuación (8) de la sección anterior. Como variable explicativa incluye la prima a término, definida por la diferencia entre el tipo de cambio *forward* y el tipo de cambio *spot*. De esta forma, para que la UIP se mantenga, tanto el intercepto como la pendiente estimada del modelo, en las pruebas de inferencia estadística no tienen que rechazar la hipótesis nula de que los parámetros poblacionales, en ambos casos, son iguales a cero. El análisis se realiza con datos mensuales, correspondientes al último día hábil de cada mes. Sus resultados muestran que, para 10 de los 18 países industrializados, se rechaza la hipótesis nula de cumplimiento de la UIP, mientras que en el caso de los países emergentes esto ocurre solo en 8 de los 26 considerados. Si bien las comparaciones directas entre grupos pueden resultar limitadas debido a diferencias en el tamaño y el periodo de las muestras en función de los datos disponibles, el autor señala que se puede obtener una idea cualitativa acerca de la validez relativa de la UIP entre los dos grupos de países. En particular, para la economía argentina, incluida dentro del conjunto de países emergentes de su muestra, se rechaza la hipótesis nula de la UIP, con un coeficiente estimado para la variable exógena de -0.91.

En este trabajo, el autor también vincula estos resultados con los retornos de las estrategias de *carry trade*. Encuentra que, en promedio, estas inversiones ofrecen retornos positivos y significativos en ambos tipos de economías. Su análisis cuantitativo y de estadística descriptiva que presenta en su estudio sobre estas estrategias de inversión confirma lo señalado por otros autores respecto a lo que denomina fallas “económicas” de la UIP, referidas a la presencia de la rentabilidad positiva del *carry trade*, así como a las denominadas fallas “estadísticas”, reflejadas en el rechazo sistemático de la hipótesis de la UIP mediante modelos econométricos. En el caso de las economías emergentes, encuentra una evidencia más significativa de fallas en términos económicos, por los rendimientos obtenidos de portafolios de monedas bajo diferentes estrategias de inversión de *carry trade*, que en términos estrictamente “estadísticos” en contra de la UIP.

Entre los estudios empíricos centrados en países latinoamericanos, se destaca el trabajo realizado por Dowd & Enríquez (2008), quienes evalúan la validez de la paridad descubierta de tasas de interés como herramienta para explicar si el diferencial de tasas de interés de los países que consideran en la muestra (Brasil, Chile y México), respecto de la correspondiente a Estados Unidos, resulta relevante para explicar el comportamiento de la tasa de variación del tipo de cambio en cada una de las economías durante el periodo 2003-2006. Los autores destacan que estas economías operaban bajo regímenes de tipo de cambio flexible, por lo que el objetivo principal del estudio es examinar si la teoría de la UIP se verifica bajo este tipo de régimen cambiario.

A diferencia de los trabajos revisados previamente, el modelo especificado por los autores presenta las características de la ecuación (7) desarrollada en la sección anterior, aunque

también incorpora como variable exógena a la prima de riesgo país. Para esta última variable consideran la serie del índice EMBI (*Emerging Market Bond Index*) asociado a cada país. En cuanto a la tasa de interés de referencia de Estados Unidos, utilizan el rendimiento los bonos del Tesoro a seis meses. Los datos tienen frecuencia semanal, pero la variación del tipo de cambio y el diferencial de tasas de interés se calcula en términos semestrales.

Para determinar la metodología de estimación, los autores realizaron una serie de pruebas estadísticas sobre las variables, puntualmente los test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y el test de Phillips-Perron (PP), para indagar acerca de la presencia de raíces unitarias en las series de datos. Al comprobar que las variables resultan integradas del mismo orden, optan por estimar un modelo de corrección de errores (VECM) para cada país, aplicando previamente la metodología de Johansen & Juselius para identificar la existencia de vectores o relaciones de cointegración. Destacan que esto les permitió utilizar una metodología alternativa a Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) evitando llegar a resultados espurios. A su vez, mencionan que en caso de que las variables sean no estacionarias, pero de distinto orden de integración, la estimación puede llevarse a cabo por el método de rezagos distribuidos, metodología que será aplicada en el presente trabajo como se detallará en la sección correspondiente.

En cuanto a los resultados del modelo estimado, encuentran que el coeficiente estimado para el diferencial de tasas de interés es positivo en los tres países. En los casos de Brasil y Chile, el valor estimado supera el umbral teórico de 1, mientras que para México se obtiene un valor de 0.69, también positivo, pero de menor magnitud. En cuanto al signo del coeficiente estimado para la prima de riesgo, resulta negativo en el caso de Brasil, reflejando el mayor riesgo de las inversiones en dicho país. Mientras que para Chile y México observan el signo contrario, aunque de magnitud reducida y cercano a cero.

Los autores interpretan que para el caso de Brasil los resultados en cuanto a signos son los esperados según la hipótesis de la UIP, concluyendo que tanto el diferencial de tasas como la prima de riesgo país pueden ser buenos predictores de la tasa de variación del tipo de cambio. Sin embargo, para Chile, el valor estimado del diferencial de tasas de interés se aleja significativamente del valor teórico, y el coeficiente asociado a la prima de riesgo muestra un signo contrario al esperado. A grandes rasgos, señalan que esto podría deberse a “fallas de mercado”, derivadas del no cumplimiento empírico de supuestos del modelo, como las expectativas racionales, perfecta movilidad de capitales y la simetría de la información. Finalmente, más allá de las magnitudes específicas de los coeficientes, los autores resaltan que el hecho de que el diferencial de tasas de interés sea estadísticamente significativo en los tres casos sugiere que esta variable conserva capacidad explicativa sobre la depreciación promedio de la moneda doméstica. En consecuencia, en función del signo de los estimadores, no descartan completamente la validez empírica de la UIP, aunque reconocen que su cumplimiento es, al menos, parcial.

Otro estudio enfocado en América Latina es el realizado por Neyro (2017), quien examina la vigencia de la paridad descubierta de tasas de interés en Brasil y México durante el periodo comprendido entre los años 2000 y 2015, periodo de tiempo que considera relevante por la adopción de regímenes de metas de inflación en ambos países y por la ocurrencia de la crisis financiera internacional que afectó tanto a economías desarrolladas como emergentes. Para su

análisis, el autor plantea dos modelos para llevar a cabo las estimaciones para evaluar empíricamente la UIP. El primero se basa en el diferencial de tasas de interés de cada economía respecto del rendimiento de un activo medido en dólares estadounidenses. Mientras que el segundo tiene en cuenta la prima a término definida de forma análoga a como se plantea en Burnside (2014, 2019).

Los datos que utiliza poseen una frecuencia diaria tanto del tipo de cambio *spot* y *forward* como de las tasas de interés, para las cuales considera rendimientos a uno y tres meses de plazo. Para Brasil, se emplea una tasa representativa del rendimiento de depósitos bancarios, comparable conceptualmente a la tasa nominal que se utilizará en el presente trabajo, y que se detallará en la sección posterior. Al igual que en Dowd & Enríquez (2008), el autor somete a las variables a pruebas de raíz unitaria (ADF y PP) para determinar su grado de integración y elegir las metodologías econométricas de estimación adecuadas. Los resultados indican que tanto la prima a término como la tasa de depreciación del tipo de cambio son estacionarias, mientras que el diferencial de tasas de interés es una serie integrada de orden uno. Por lo tanto, dado que al utilizar esta última como variable explicativa de la dinámica del tipo de cambio al momento de estimar mediante MCO, el autor verifica en un paso posterior que los residuos de las estimaciones tengan un comportamiento estacionario para reforzar la validez estadística del modelo. En los resultados obtenidos se observa que, para rendimientos de las tasas de interés a un mes, los coeficientes del diferencial de tasas de interés presentan signos negativos: -0.70 para Brasil y -1.24 para México. Mientras que, para el plazo a tres meses, si bien obtiene coeficientes con el mismo signo, la magnitud es mucho menor: -0.05 para Brasil y -0.001 para México (esta última incluso no resulta estadísticamente significativa). Esto sugiere que el poder explicativo del diferencial de tasas disminuye a medida que aumenta el horizonte temporal de los rendimientos.

Estos hallazgos indican la presencia de un sesgo respecto de lo establecido por la UIP, en el sentido de que un aumento en el diferencial de tasas de interés conlleva en promedio una apreciación nominal del tipo de cambio (en lugar de una depreciación). El autor destaca que en la literatura reciente este desvío puede ser atribuido a movimientos de capitales que buscan aprovechar el diferencial de tasas entre dos países, es decir, a operaciones de *carry trade*. Por lo que el incremento del diferencial de tasas como producto de decisiones de política monetaria en la economía doméstica podría inducir a apreciaciones cambiarias en el corto plazo.

En una segunda etapa, el autor evalúa empíricamente la UIP utilizando la prima a término como predictor de la variación del tipo de cambio, empleando dos métodos complementarios denominados Método Generalizado de Momentos (GMM, por sus siglas en inglés) y Regresiones Aparentemente No Relacionadas (SUR, por sus siglas en inglés). Destaca que el primero es un método robusto frente a problemas de heterocedasticidad y autocorrelación bajo la condición de que las variables utilizadas sean estacionarias, lo cual se cumple en este caso. Mientras que los estimadores que surgen del segundo método es un caso particular de la estimación simultánea de un sistema de ecuaciones mediante GMM que, según menciona, presenta ganancias de eficiencia respecto de la estimación individual. Los coeficientes estimados sobre la prima a término resultan positivos y en promedio menor a la unidad, y cercanos a cero especialmente cuando se toma en cuenta una posición a término con plazo de tres meses, reduciendo así la capacidad predictiva de esta variable. Igualmente, en todos los casos se

rechaza la hipótesis de la UIP cuando la variable predictiva es la prima a término, reforzando la evidencia en contra de su cumplimiento.

Este enfoque utilizado le permite al autor hacer énfasis en la variabilidad temporal de los resultados obtenidos para el mercado de futuros, a través de estimaciones iterativas y de ventana móvil. Al respecto, destaca una alta volatilidad de los resultados y la presencia de quiebres estructurales en varias oportunidades para los países y en el periodo bajo estudio. Por lo tanto, concluye que, si bien la capacidad predictiva del tipo de cambio de los mercados de futuros en promedio es positiva en ambos países, presenta fluctuaciones importantes en el tiempo. A partir de esto, el autor propone otra alternativa para explicar los desvíos frente a la UIP, que consiste en considerar el rol de los errores de expectativas sobre la evolución del tipo de cambio nominal. Usando encuestas sobre expectativas cambiarias para el caso brasileño encuentra evidencia a favor de que estos errores de predicciones podrían ser un factor relevante para explicar el exceso de retorno observado, especialmente en contextos de regímenes cambiarios con tipo de cambio flotante como el vigente en dicha economía al momento de su investigación. En contraste, en un régimen de tipo de cambio fijo o con ajustes programados (*crawling peg*) sugiere que la prima a término juega un papel más relevante.

Continuando con la revisión de investigaciones centradas en economías latinoamericanas, se destacar el estudio llevado a cabo por Gamboa-Estrada (2016) enfocado en el caso colombiano. Aunque el objetivo principal del trabajo consiste en evaluar si los incentivos del *carry trade* en el mercado cambiario pueden ser captados adecuadamente a través del indicador *carry-to-risk-ratio*¹, el autor también investiga acerca de si los diferenciales de tasas de interés entre Colombia y Estados Unidos observados en el periodo analizado (años 2003 a 2015) pudieron generar movimientos bruscos en el tipo de cambio, que según indica, en la literatura se lo denomina *currency crash risk*, entendido como una medida de asimetría en las variaciones del tipo de cambio.

Para ello, el autor aplica modelos de regresión utilizando el Método de Momentos Generalizados (GMM), al igual que Neyro (2017), y además estima modelos vectoriales autorregresivos (VAR) con el fin de capturar la dinámica conjunta de las variables consideradas ante un shock en los diferenciales de tasas de interés. Para sus cálculos utiliza datos diarios de las tasas de interés con rendimientos a tres meses. En el caso de Estados Unidos emplea la tasa diaria de los bonos del Tesoro. No obstante, posteriormente calcula promedios mensuales para utilizar en su modelo, lo que implica una reducción en la cantidad total de observaciones empleadas. Previo a las estimaciones, el autor realiza pruebas de raíz unitaria sobre las variables involucradas. Encuentra que todas, excepto el diferencial de tasas de interés, presentan integración de orden uno, por lo que opta por trabajar con primeras diferencias para las series no estacionarias. Vale mencionar, que en el modelo estimado se incluyeron otras variables explicativas de relevancia para la economía colombiana, como un índice de volatilidad implícita de las opciones cambiarias, o el precio del petróleo, cuya evolución afecta los términos de intercambio del país y, por consiguiente, las presiones sobre su mercado cambiario.

En los diversos modelos estimados incluye progresivamente variables explicativas, hallando que el estimador asociado al diferencial de tasas de interés resulta positivo y estadísticamente

¹ Para mayor detalle de este indicador ver Gamboa-Estrada (2016).

significativo (con valores de 0.023, 0.034 y 0.015 en diferentes especificaciones), lo que indica la robustez de esta variable como determinante del *currency crash risk*, a medida que incluye variables en la estimación del modelo. En base a esta evidencia encontrada, el autor concluye que elevados diferenciales de tasas de interés están estrechamente relacionados con episodios de turbulencias cambiaria en Colombia.

Otro estudio de alcance regional que incluye explícitamente a la economía argentina es el de Carvalho et al. (2004), en cual se analiza empíricamente la validez de la UIP de manera conjunta para Argentina, Brasil, Chile y México durante el periodo comprendido entre 1990 y 2001 bajo la hipótesis de expectativas racionales. Los autores seleccionan estos países ya que constituyen las principales economías de la región y han atravesado problemáticas económicas similares durante el periodo analizado, tales como episodios de elevada inflación seguido de planes de estabilización, y procesos de reformas estructurales. Para el caso argentino, los autores emplean como tasa de interés doméstica la correspondiente al *money market*, mientras que, para la economía de referencia, Estados Unidos, utilizan la tasa de interés de las letras del Tesoro a tres meses. En cuanto al tipo de cambio nominal (ARS/USD), se utilizan datos oficiales promediados mensualmente. La metodología empleada se basa en técnicas de datos de panel, mediante las cuales los autores estiman una regresión similar a la presentada en la ecuación (1) de este trabajo. Antes de proceder con la estimación, aplican las pruebas de raíz unitaria propuestas por Levin & Lin (LL) y por Im, Pesaran & Shin (IPS) para evaluar la estacionariedad de las series. Los resultados indican que tanto las tasas de interés domésticas como la tasa de interés extranjera, expresada en términos de rendimiento en moneda local, son estacionarias (es decir, integradas de orden cero), lo cual resulta fundamental para evitar estimaciones espurias en contextos de datos de panel.

Los resultados econométricos para el conjunto completo de países en el periodo 1990–2001 permiten rechazar la validez empírica de la UIP. Sin embargo, los autores no llegan a la misma conclusión cuando toman el grupo compuesto por Argentina, Chile y México, particularmente durante el periodo de enero de 1991 a diciembre de 2000. La regresión mediante datos de panel utilizando un modelo de efectos fijos, de acuerdo al test estadístico de Hausman aplicado a los datos para los países en su conjunto, no permite rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente estimado para la variable explicativa sea distinto de 1. No obstante, al extender la muestra para incluir también el año 1990, en el cual la economía argentina presentó una mayor presión sobre la tasa de interés doméstica, los resultados vuelven a rechazar la hipótesis nula mencionada. Asimismo, señalan que, en contextos caracterizados por una elevada movilidad de capitales y ausencia de fricciones significativas, los mecanismos de arbitraje de tasas de interés tenderían a cumplirse más plenamente, lo cual se reflejaría en una mayor adherencia a la UIP.

Enfocándose específicamente en el caso argentino, Neyro (2012) evalúa la validez de la hipótesis de la UIP para Argentina entre los años 2003 y 2011, utilizando tanto técnicas lineales de estimación (MCO) como modelos no lineales. El autor plantea en primer lugar la especificación del modelo de acuerdo a la ecuación (7) denotada en la sección precedente, en donde el diferencial de tasas de interés se incorpora como variable explicativa. Para este análisis considera series diarias del tipo de cambio nominal (peso por dólar “oficial”), de la tasa *BADLAR* de bancos privados correspondiente a depósitos de un plazo de entre 30 y 35 días, y de la tasa de interés extranjera de referencia, medida a través de los depósitos en dólares a 30 días en el

euromercado de Londres. A partir de estas variables, construye series diarias de la tasa intermensual de devaluación del peso argentino respecto del dólar, y del diferencial entre la tasa *BADLAR* y la tasa de interés externa. Para llevar a cabo la estimación del modelo lineal mediante MCO asume expectativas racionales, pero cabe destacar que no utiliza pruebas estadísticas para determinar la estacionariedad de las series, aunque sí evalúa la serie de residuos de la regresión destacando la presencia de autocorrelación. Más allá de estas cuestiones, los resultados de esta estimación lineal arrojan un coeficiente estimado de -0.38 para el diferencial de tasas de interés, concluyendo sobre la existencia de evidencia del denominado “enigma de la prima a término”, es decir, el rechazo empírico de la UIP.

Posteriormente, el autor propone un enfoque alternativo para evaluar la hipótesis de la UIP argumentando, en base a literatura sobre el tema, que las variables asociadas a los parámetros de dicha condición de paridad pueden derivarse de un proceso no lineal. Para ello, se basa en el uso de la metodología de serie de tiempo denominada *Logistic Smooth Transition Regression (LSTR)*, en la cual define una variable de transición entre dos “regímenes”, definiendo un umbral de manera exógena sobre dicha variable. Propone el uso de los desvíos absolutos en porcentaje observados entre, la serie de la tasa de variación del tipo de cambio, y el diferencial de tasas de interés, bajo el supuesto de que estos desvíos representan incentivos a realizar operaciones de arbitraje, y que existe un umbral por encima del cual dichos incentivos se vuelven relevantes. Este modelo es estimado mediante el método de máxima verosimilitud bajo el supuesto de errores distribuidos en forma normal. De esta forma, obtiene que el coeficiente estimado para el diferencial de tasas de interés es igual a 0.79, positivo y significativamente distinto de cero (signo esperado según la teoría). No obstante, en la parte no lineal del modelo, este coeficiente asume un valor de -6.98 sugiriendo que cuando la variable de transición supera el valor crítico (definido en 4% mensual), el diferencial de tasas es un estimador sesgado de la variación del tipo de cambio. El autor señala que aproximadamente el 70% de las observaciones de la muestra se encuentran por debajo del umbral, lo cual valida el comportamiento de la parte lineal del modelo, donde se cumple la UIP en forma aproximada (coeficiente estimado es positivo y cercano a uno). Por el contrario, en el 30% restante, cuando los desvíos son elevados y el arbitraje se torna rentable, se activa la parte no lineal del modelo, replicando los resultados negativos obtenidos previamente con la estimación lineal por MCO. En ambos regímenes, el intercepto del modelo se aproxima a cero, siendo consistente con los supuestos teóricos de la UIP.

Por último, cabe mencionar el trabajo de Soffietti (2019), quien también evalúa empíricamente la validez de la UIP para la economía argentina en el periodo 2016-2018, siguiendo el enfoque planteado por Neyro (2012), pero ampliando el modelo mediante la incorporación del riesgo de *default* soberano como variable explicativa. Su análisis se centra en un contexto sin restricciones relevantes a la movilidad de capitales, utilizando datos diarios del tipo de cambio nominal oficial. Para calcular el diferencial de tasas, utiliza la tasa de interés *BADLAR* a 30 días para el caso argentino y la tasa LIBOR a 30 días en dólares estadounidenses como tasa externa. Para capturar el riesgo de *default* soberano, recurre al índice EMBI de Argentina, que representa el *spread* entre los rendimientos de los bonos soberanos en dólares emitidos por el gobierno argentino y los bonos del Tesoro de EE.UU., siguiendo una práctica ya aplicada por otros estudios como el de Dowd & Enríquez (2008). Cabe mencionar que al igual que cómo fuera considerado por otros autores, previamente a la estimación de los modelos enfatiza la importancia de evaluar la

estacionariedad de las variables para luego determinar las metodologías econométricas más adecuadas a utilizar. Mediante las pruebas econométricas ADF y PP, constata que tanto la variación del tipo de cambio como la variación del riesgo soberano son estacionarias, mientras que el diferencial de tasas de interés es integrado de orden uno, lo cual coincide con hallazgos previos como los de Neyro (2017) y Dowd & Enríquez (2008).

En primera instancia, estima modelos lineales mediante MCO. Al testear la hipótesis de la UIP considerando el diferencial de tasas de interés como variable explicativa, encuentra un valor de 0.18 para el coeficiente asociado a dicha variable, aunque no resulta estadísticamente significativo. Sus resultados se modifican, incluso invirtiendo el signo de la estimación, cuando incluye una variable *dummy* para identificar periodos de “crisis” que los define como aquellos en los que se presentan variaciones bruscas del tipo de cambio nominal. Teniendo en cuenta esto, halla un valor de -0.36 para el coeficiente asociado al diferencial de tasas de interés. Esta estimación sugiere que, en promedio, durante estos episodios una suba en el diferencial de tasas se asocia con una apreciación del tipo de cambio, lo cual va en contra de lo predicho por la UIP.

Ahora bien, cuando amplía el modelo incorporando la variación del riesgo de *default* soberano, encuentra que el estimador de dicha variable es positivo y estadísticamente significativo al igual que aquel asociado al diferencial de tasas de interés. El coeficiente de este último asume un valor -0.54 y se amplía a -0.918 al incorporar la *dummy* de crisis. El autor subraya que la inclusión del riesgo de *default* soberano mejora el poder explicativo del modelo y en cierto modo atenúa el efecto del diferencial de tasas sobre la depreciación de la moneda doméstica. Sin embargo, cabe notar que estos coeficientes son estimados mediante MCO y podrían carecer de propiedades estadísticas adecuadas debido a la no estacionariedad de la variable correspondiente al diferencial de tasas de interés.

A fin de capturar posibles no linealidades en la relación entre las variables, el investigador recurre también a la metodología *Logistic Smooth Transition Regression (LSTR)* estimando los modelos por máxima verosimilitud condicional bajo el supuesto de errores normalmente distribuidos. Define como variable de transición al riesgo soberano medido a través de puntos básicos del riesgo país en valores absolutos. Por lo tanto, establece un umbral con esta variable en los modelos no lineales, a partir del cual las depreciaciones nominales del tipo de cambio se tornan elevadas (ante diferenciales positivos de tasas de interés) lo que significaría pérdidas relevantes en estrategias de *carry trade*.

Los resultados que obtiene en la especificación que solo incorpora el diferencial de tasas de interés (incluyendo el uso de la variable *dummy*) muestran un coeficiente para la pendiente de -1.43 cuando el riesgo soberano es bajo, por lo que no “activa” la parte lineal del modelo. Pero superado cierto umbral de la variable de transición (riesgo país), lleva a que el coeficiente estimado para el diferencial de tasas de interés sea positivo y de gran magnitud (1.75), denotando en promedio una depreciación nominal del tipo de cambio ante aumentos en la variable independiente, sugiriendo que los inversores podrían incurrir en pérdidas por estrategias de *carry trade* en contextos de elevado riesgo país. Al respecto, el autor interpreta que el incumplimiento soberano podría provocar un incumplimiento de todo el sistema bancario del país, llevando a que los inversionistas no puedan recuperar la totalidad de sus fondos, lo que podría redundar en mayores pérdidas de sus estrategias de inversión con divisas. Finalmente,

en la especificación no lineal que incorpora tanto el diferencial de tasas como la variación del riesgo soberano, se obtienen las mismas conclusiones en cuanto al signo del coeficiente estimado para el diferencial de tasas de interés, sin embargo, estos asumen una mayor magnitud (-6.70 y 4.95, para regímenes de bajo y alto riesgo soberano, respectivamente). Estos hallazgos refuerzan la hipótesis de que el riesgo país opera como un mecanismo no lineal que modula el grado de cumplimiento empírico de la UIP en economías emergentes como la argentina.

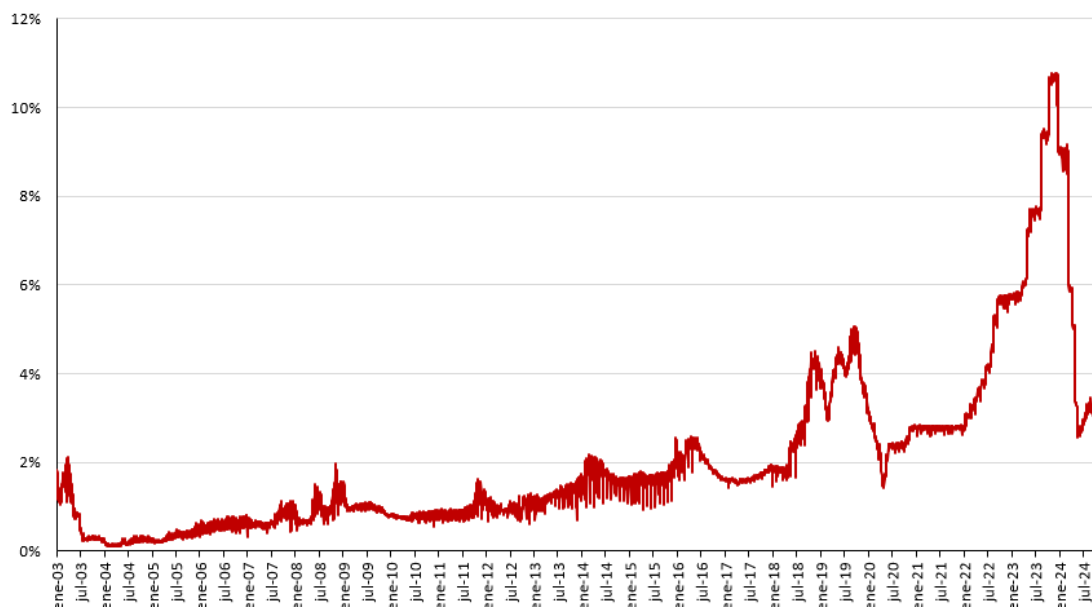
En función de la revisión de la literatura realizada, puede observarse que la validez empírica de la UIP ha sido abordada desde distintas perspectivas metodológicas, aunque con frecuencia se parte de la especificación lineal basada en la ecuación (7) desarrollada en la sección previa. No obstante, varios autores optan por extender dicho enfoque incorporando variables explicativas adicionales, como la inclusión de medidas de riesgo soberano o variables de tipo *dummy* para identificar episodios específicos, con el objetivo de captar mejor las dinámicas que afectan al tipo de cambio nominal. Un aspecto metodológico recurrente y relevante en estos estudios es la evaluación de la estacionariedad de las series involucradas, dado que este diagnóstico resulta clave para la elección adecuada de los procedimientos econométricos. En líneas generales, los trabajos centrados en economías latinoamericanas, y particularmente en Argentina, tienden a rechazar la UIP en su versión más estricta, aunque en algunos casos se identifican estimaciones del coeficiente asociado al diferencial de tasas con signo positivo y significativo, en línea con lo predicho por la teoría. Este resultado se observa especialmente en modelos no lineales, mientras que las estimaciones lineales o bajo MCO arrojan con frecuencia coeficientes negativos, sugiriendo la presencia de oportunidades de arbitraje que contradicen la UIP y dan lugar a estrategias como el *carry trade*. En términos generales, la literatura revisada coincide en que el diferencial de tasas de interés incide, en mayor o menor medida, sobre la dinámica de la variación del tipo de cambio, si bien dicho efecto depende sensiblemente de la especificación empírica adoptada, el periodo analizado y la inclusión de variables contextuales como el riesgo país. En este marco, el presente trabajo busca contribuir al debate mediante una evaluación actualizada y extensiva de la UIP para el caso argentino, utilizando una metodología adecuada al comportamiento estadístico de las series, incorporando controles relevantes y considerando un horizonte temporal amplio en un contexto marcado por episodios de alta volatilidad.

IV. Descripción de los datos

En la presente sección se describen las series de datos utilizadas para evaluar empíricamente la validez de la paridad descubierta de tasas de interés (UIP) entre Argentina y Estados Unidos dentro del periodo comprendido entre los años 2003 y 2024.

Para el caso de la economía argentina, se consideró la tasa de interés *BADLAR* (*Buenos Aires Deposits of Large Amount Rate*), que corresponde a los depósitos a plazo fijo de entre 30 y 35 días, por montos de más de un millón de pesos argentinos, captados tanto por bancos privados como públicos. Esta información es relevada y publicada por el Banco Central de la República Argentina (BCRA) en su sitio web oficial. Para la citada tasa de interés se consideró la serie diaria de rendimientos anuales expresados en términos nominales (TNA), por lo que se procedió a calcular el rendimiento mensual para el periodo bajo análisis. A continuación, se presenta la evolución en el tiempo de la variable descripta:

Gráfico 1: Tasa de interés *BADLAR* (capitalización mensual). Periodo: datos diarios desde enero 2003 a diciembre 2024

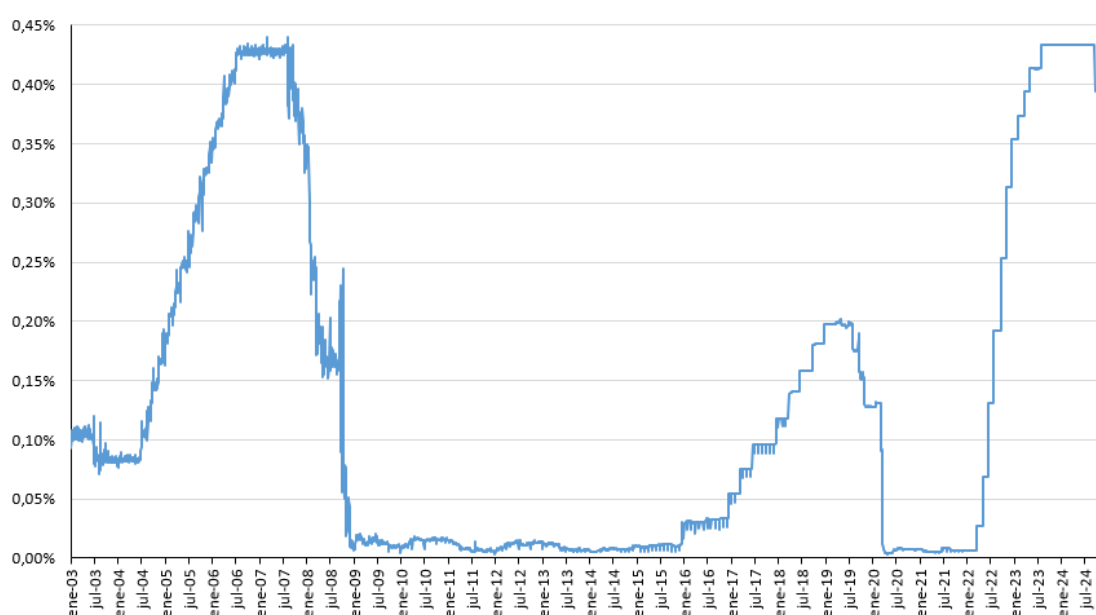


Fuente: elaboración propia sobre la base de datos del BCRA.

Como se aprecia en el Gráfico 1, la tasa de interés nominal *BADLAR* exhibe, en prácticamente todo el periodo analizado, una tendencia al alza con picos marcados en contextos de crisis cambiarias e inflacionarias característicos de la dinámica de la economía argentina en los últimos años. No obstante, pueden identificarse algunos breves periodos de descenso, como hacia finales de 2008 y principios de 2009 en el marco de la crisis financiera internacional. También se observó una baja en la tasa de interés nominal tras la salida del “cepo cambiario” desde mediados de 2016 hasta comienzos del 2018, previo a la corrida cambiaria y la implementación de medidas monetarias más restrictivas para controlar la inflación. Más recientemente, desde inicios de 2024, la tasa *BADLAR* muestra una caída notable debido al cambio de política económica implementado por el nuevo gobierno asumido en diciembre de 2023.

Por su parte, en el caso de Estados Unidos se optó por seleccionar la tasa efectiva de los fondos federales (*Fed Funds*), que de acuerdo con lo mencionado en el sitio web de la Reserva Federal de St. Louis, de donde se obtuvieron los datos, se trata de la tasa de interés central en el mercado financiero de Estados Unidos, ya que influye directa o indirectamente en otras tasas de interés de largo plazo, cómo de préstamos, hipotecas y ahorros, las cuales resultan relevantes para la toma de decisiones de los agentes económicos de dicho país. Al igual que para la tasa de interés de referencia para Argentina, se utilizó la serie diaria de rendimientos expresados en términos anuales, computando en un paso posterior el rendimiento mensual a los fines de poder obtener la diferencia de estos rendimientos dentro del periodo considerado. En el siguiente gráfico se presenta la evolución de esta variable:

Gráfico 2: Tasa de interés de *Fed Funds* (capitalización mensual). Periodo: datos diarios desde enero 2003 a diciembre 2024



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Reserva Federal de St. Louis.

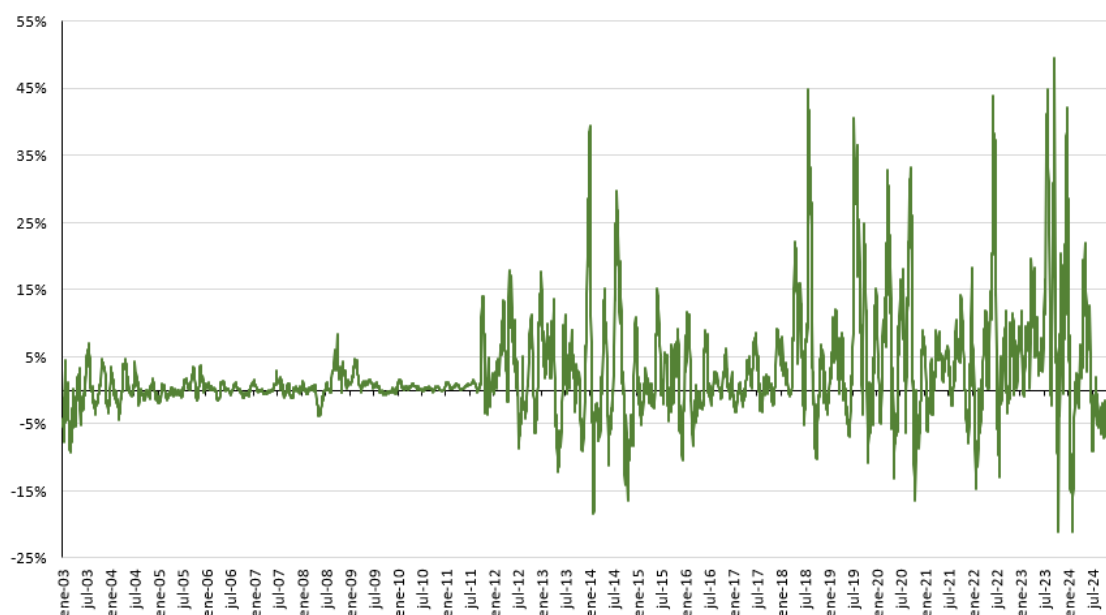
Como se muestra en el Gráfico 2, la tasa de interés de los *Fed Funds* evidencia varios ciclos de alzas y bajas en respuesta a las condiciones macroeconómicas de Estados Unidos, principalmente con el objetivo de controlar la inflación o estimular la actividad económica y el empleo. Entre los años 2009 y 2016, se puede observar un periodo prolongado de tasas de interés relativamente bajas, muy cercanas al 0%, adoptadas como medida de estímulo tras la crisis financiera global de 2008. Una estrategia similar se implementó durante la pandemia de COVID-19, cuando la Reserva Federal (Fed) volvió a reducir de manera drástica la tasa de interés en respuesta a la desaceleración económica. Sin embargo, las políticas expansivas adoptadas durante aquellos años para estimular la actividad económica generaron fuertes presiones inflacionarias, lo que ha llevado a la Fed a endurecer la política monetaria desde mediados de 2022, con sucesivos incrementos en la tasa de interés hasta niveles comparables a los observados en el contexto de la mencionada crisis financiera internacional.

Habiendo realizado un breve análisis sobre la evolución de las tasas de interés nominales de las economías en cuestión, cabe aclarar que, al momento de efectuar la estimación del modelo

econométrico propuesto en la siguiente sección, se consideraron solamente las fechas donde se contaba con información para ambas tasas de interés.

Adicionalmente, a los fines de llevar a cabo la prueba empírica sobre la UIP, resulta necesario contar con una serie de datos del tipo de cambio nominal, en este caso de pesos argentinos por dólar estadounidense (ARS/USD). Para ello, se consideró el tipo de cambio nominal oficial publicado por el BCRA para periodos sin controles de cambios, específicamente entre enero de 2003 y octubre de 2011, y entre enero de 2016 y agosto de 2019. En los periodos en los cuales se presentan restricciones en el mercado cambiario (noviembre de 2011 a diciembre de 2015, y septiembre de 2019 en adelante), se optó por utilizar la cotización “paralela” del dólar estadounidense, en particular el denominado “dólar contado con liquidación”. Esta cotización surge de las operaciones de compra-venta de bonos o acciones que cotizan en el mercado local y en el extranjero, siendo que la liquidación en moneda extranjera se efectúa finalmente en cuentas en el exterior. En este caso, la serie diaria fue obtenida del sitio web de un Agente de Liquidación y Compensación (ALyC) que opera en mercados financieros y que se encuentra inscripto como agente propio en la Comisión Nacional de Valores (CNV). Para cada valor de la serie del tipo de cambio se calculó la tasa de variación intermensual (considerando 30 días), cuya evolución se presenta en el siguiente gráfico:

**Gráfico 3: Tasa de variación intermensual (30 días) del tipo de cambio (ARS/USD).
Periodo: datos diarios desde enero 2003 a diciembre 2024**



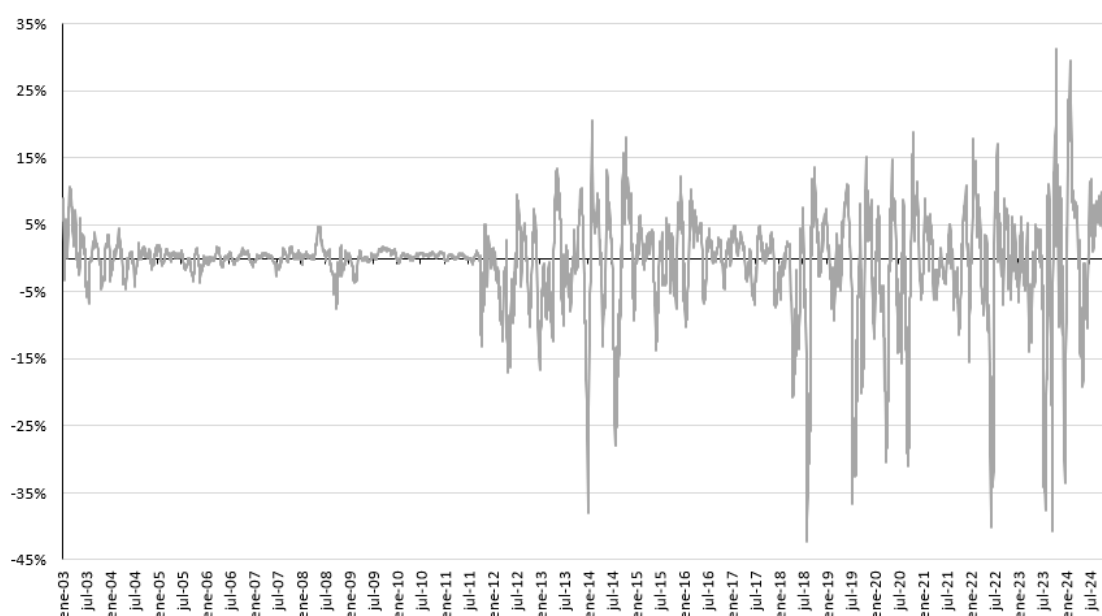
Fuente: elaboración propia sobre la base de datos del BCRA y Rava Bursátil.

Como se observa en el Gráfico 3, la tasa de variación intermensual del tipo de cambio (ARS/USD) muestra un periodo de variaciones relativamente estables entre los años 2003 y 2011, con fluctuaciones mensuales acotadas. A partir de 2012 se evidencia un aumento en la volatilidad y la magnitud de las variaciones del tipo de cambio, en línea con la implementación de restricciones cambiarias y la aparición de tipos de cambio paralelos, que comenzaron a funcionar como referencias de mercado. Los episodios de mayor volatilidad coinciden con momentos de crisis cambiarias y fuertes depreciaciones del peso argentino, como ocurrió a fines de 2013 y

comienzos de 2014, a mediados de 2018 y, más recientemente, desde mediados de 2022 hasta fines de 2023. En este sentido, la confianza del mercado y de los inversores en el rumbo de la política económica que lleva adelante cada gobierno desempeña un papel central en la dinámica del tipo de cambio. La incertidumbre ante cambios de administración o ante incoherencias entre la política fiscal y monetaria puede impulsar la demanda de dólares como activo de refugio, precisamente en un contexto de alta inflación, donde la moneda local pierde poder adquisitivo, siendo claramente notorio hacia fines de 2023.

Finalmente, con las series de datos citadas se computó la diferencia entre la tasa de depreciación de la moneda local frente al dólar estadounidense y el diferencial entre las tasas de interés de referencia de cada economía, de acuerdo con la ecuación (8) mencionada en la Sección II. Los resultados se presentan en la siguiente figura:

Gráfico 4: Diferencia entre el diferencial de tasas de interés y la tasa de variación del tipo de cambio (ARS/USD). Periodo: datos diarios desde enero 2003 a diciembre 2024



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos del BCRA, Rava Bursátil y Reserva Federal de St. Louis.

Como se aprecia en el Gráfico 4, la diferencia entre el diferencial de tasas de interés nominales de referencia de cada economía y la variación del tipo de cambio nominal, utilizada aquí como una aproximación a los desvíos observados respecto del cumplimiento de la UIP, muestra una marcada volatilidad a partir del año 2012 coincidiendo con la implementación de controles cambiarios. En el periodo previo, esta diferencia se mantenía relativamente acotada y cercana a cero, lo cual sugiere un mayor grado de alineación entre los rendimientos relativos y la dinámica del tipo de cambio. No obstante, con el aumento en la volatilidad cambiaria y la ampliación del diferencial de tasas, especialmente en un contexto de alta inflación en Argentina, predominan valores negativos de mayor magnitud absoluta, lo que refleja frecuentes desviaciones de la paridad descubierta. En este sentido, los datos ofrecen una aproximación al riesgo asociado a estrategias de *carry trade*, particularmente en economías con regímenes cambiarios inestables y elevada inflación, donde incluso tasas de interés nominales elevadas pueden no garantizar rendimientos positivos en moneda extranjera.

V. Metodología y resultados empíricos

La presente sección tiene por objetivo describir la metodología empleada en la investigación, plantear el modelo econométrico a estimar y luego analizar los resultados obtenidos de la evaluación empírica de la hipótesis de la paridad descubierta de tasas de interés (UIP) para Argentina en el periodo comprendido entre los años 2003 y 2024.

Como se mencionó previamente en la sección de la revisión de la literatura, estudios como los de Neyro (2012) y Soffietti (2019) estimaron la UIP mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) como una primera aproximación para comprobar su validez empírica. Si bien inicialmente se contempló la utilización de dicho método, el análisis de los residuos resultantes de la estimación reveló la presencia de una fuerte autocorrelación, conclusión a la que se arribó luego de aplicar diversas pruebas estadísticas teniendo en cuenta distintos ordenes de correlación serial. Los resultados de estas pruebas, así como las figuras que ilustran las funciones de autocorrelación (ACF) y autocorrelación parcial (PACF) se encuentran disponibles en el Anexo, junto con la estimación preliminar del modelo lineal mediante MCO.

Asimismo, sobre las variables involucradas en el análisis se realizaron pruebas estadísticas² para determinar la presencia de raíces unitarias, es decir, si las series de tiempo resultan o no estacionarias. El test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) confirmó la estacionariedad de la serie correspondiente a la tasa de depreciación del peso frente al dólar estadounidense. No obstante, la prueba estadística KPSS indicó que dicha variable presenta una tendencia determinística, por lo que puede clasificarse como *trend-stationary*. En cambio, para la variable que mide el diferencial de tasas de interés, variable explicativa del modelo, no se rechazó la hipótesis nula del test ADF por lo que se concluye que no es estacionaria, lo que implica que su media y varianza no permanecen constantes a lo largo del tiempo (Wooldridge, 2010).

Con el objetivo de mitigar los inconvenientes mencionados previamente, tanto por la presencia de autocorrelación en el modelo MCO como por la no estacionariedad de la variable exógena, se optó por plantear un modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (*Autoregressive Distributed Lag Model*, ARDL, por sus siglas en inglés) para evaluar empíricamente la validez de la paridad descubierta de tasas de interés en Argentina.

Los modelos ARDL permiten incorporar no solamente los rezagos de las variables explicativas, sino también de la propia variable dependiente, ya sea en niveles o en diferencias. Esto permite capturar efectos rezagados que pueden influir en el valor actual de la variable dependiente, y contribuir a corregir la autocorrelación de los residuos del modelo. Asimismo, una de las ventajas de este enfoque es su flexibilidad para incorporar y combinar variables de distintos órdenes de integración (siempre que ninguna sea $I(2)$), tal como se menciona en la metodología propuesta por Pesaran et al. (2001), lo cual resulta útil en el presente análisis dado el comportamiento de las series empleadas. En términos generales, el modelo a estimar se puede representar de la siguiente manera:

² Los resultados de las pruebas pertinentes se presentan en el Anexo.

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \gamma_i (y_{t-i}) + \sum_{j=1}^n \sum_{i=0}^l \beta_{j,i} (X_{j,t-i}) + \epsilon_t \quad (9)$$

donde y_t identifica la variable dependiente, $X_{j,t-i}$ representa las variables explicativas del modelo, ϵ_t es el término de error, mientras que α , γ_i y $\beta_{j,i}$ son los parámetros poblacionales correspondientes al intercepto, a los rezagos de la variable dependiente y a las variables explicativas (con o sin rezagos), respectivamente.

Para determinar los valores óptimos de los rezagos de las variables del modelo, k y l , se hizo uso del criterio de información de Akaike (AIC) y del criterio de información bayesiano (BIC), fijando inicialmente la posibilidad de que el modelo cuente con un máximo de 5 (cinco) rezagos de cada variable. Entre los modelos óptimos obtenidos mediante el software estadístico empleado en esta investigación, y considerando lo señalado por Enders (2014) respecto a las características de los distintos criterios de información, se optó por seleccionar el modelo definido según el BIC. Esta elección responde a que dicho criterio tiende a favorecer modelos más parsimoniosos, reduciendo el riesgo de sobreajuste, y además en comparación al AIC presenta mejores propiedades en muestras grandes, como es el caso de la base de datos utilizada.

El modelo incluye dos rezagos de la variable dependiente (variación del tipo de cambio nominal), y ninguno para la variable exógena (diferencia de tasas de interés), la cual se incorpora en su forma contemporánea. Adicionalmente, como esta investigación se enfoca en una etapa en la que la economía argentina estuvo sujeta a controles cambiarios y restricciones a la movilidad de capitales (“cepo cambiario”), se incorporó en el modelo una variable *dummy* con el fin de controlar por estos periodos. De esta manera, y a diferencia de otros estudios previos sobre esta temática para Argentina, se busca evaluar el cumplimiento de la UIP en distintos escenarios de acuerdo con el grado de movilidad de capitales observado durante el periodo bajo análisis.

Por lo tanto, el modelo ARDL a estimar queda especificado de la siguiente manera:

$$\frac{\epsilon_{t+1} - \epsilon_t}{\epsilon_t} = \alpha + \sum_{i=1}^2 \gamma_i \left(\frac{\epsilon_{t+1-i} - \epsilon_{t-i}}{\epsilon_{t-i}} \right) + \beta_1 \left(\frac{(i_t - i_t^*)}{(1 + i_t^*)} \right) + \beta_2 D_t + \beta_3 D_t \left(\frac{(i_t - i_t^*)}{(1 + i_t^*)} \right) + \epsilon_t \quad (10)$$

donde $\frac{\epsilon_{t+1} - \epsilon_t}{\epsilon_t}$ representa la tasa de depreciación de la moneda local en un plazo de 30 días; $\left(\frac{(i_t - i_t^*)}{(1 + i_t^*)} \right)$ representa la diferencia de tasas de interés de referencia de cada economía; mientras que D_t se refiere a la variable *dummy* que tomará el valor 1 (uno) si la economía se encuentra bajo controles cambiarios y 0 (cero) si se trata de un periodo sin restricciones en el mercado cambiario. Finalmente, $D_t \left(\frac{(i_t - i_t^*)}{(1 + i_t^*)} \right)$ representa la interacción entre la variable *dummy* y la variable independiente del modelo para evaluar si el efecto de esta última sobre la tasa de depreciación difiere en presencia de restricciones cambiarias.

Cabe destacar que, en la estimación del modelo, se supone expectativas racionales por parte de los agentes económicos, lo que implica que el tipo de cambio esperado en $t + 1$ es igual al tipo de cambio observado *ex post* en dicho periodo ($\epsilon_{t+1}^e = \epsilon_{t+1}$). Bajo este supuesto, el mercado se considera eficiente en el sentido de que procesa y refleja toda la información disponible al

momento de determinar los precios de los activos, incluyendo los tipos de cambio. En otras palabras, como menciona Neyro (2012), esta hipótesis implica que los agentes forman expectativas sobre variables relevantes (como el tipo de cambio futuro) de manera tal que, en promedio, dichas expectativas coinciden con los valores efectivamente observados, excluyendo la presencia de errores sistemáticos.

A continuación, se presentan los resultados del modelo estimado:

Tabla 1: Resultados de la estimación del modelo ARDL planteado en la ecuación (10)

Coefficiente	Estimación	Estadístico "t"	p-value	Nivel de significación	Decisión
α	-0.000156	-0.286	0.7750	0.05	No rechazar H0.
γ_1	1.014114	73.548	< 2e-16	0.05	Rechazar H0.
γ_2	-0.062705	-4.549	5.5e-06	0.05	Rechazar H0.
β_1	0.084046	2.252	0.0244	0.05	Rechazar H0.
β_2	0.000372	0.401	0.6882	0.05	No rechazar H0.
β_3	-0.030105	-0.715	0.4749	0.05	No rechazar H0.

Fuente: elaboración propia utilizando RStudio.

Como se observa en la Tabla 1, la estimación del parámetro α , correspondiente al intercepto del modelo de regresión, no resulta estadísticamente significativa, considerando cualquier nivel de significación habitual. Esto estaría en línea con el valor teórico que debería asumir bajo la condición de la paridad descubierta de tasas de interés. Como mencionan Dowd & Enríquez (2008), un intercepto con un valor cercano a cero y no significativo sugiere que no existirían variables omitidas relevantes en la determinación de la tasa de variación del tipo de cambio, por lo que se espera que cualquier *shock* sea recogido por las variables del modelo.

En contraste, los coeficientes asociados a los rezagos de la tasa de depreciación nominal de la moneda local frente al dólar estadounidense sí presentan significancia estadística. El coeficiente $\hat{\gamma}_1$, correspondiente al primer rezago, estaría indicando una fuerte persistencia en la dinámica del tipo de cambio, aunque este efecto se vería parcialmente corregido por el coeficiente del segundo rezago ($\hat{\gamma}_2$) que toma un valor negativo moderando así el impacto del primero.

En cuanto al coeficiente relacionado con la variable *dummy*, los resultados indican que, durante los periodos con restricciones cambiarias, la tasa de depreciación tendería a ser levemente mayor en comparación con periodos sin tales restricciones, dado que el estimador $\hat{\beta}_2$ presenta signo positivo. No obstante, el coeficiente no resulta estadísticamente significativo, por lo que no puede afirmarse con evidencia robusta que la presencia de controles de cambio haya tenido un efecto sistemático sobre la evolución del tipo de cambio. Por otra parte, si bien el estimador obtenido para la interacción entre la variable *dummy* y el diferencial de tasas de interés, $\hat{\beta}_3$, indicaría que en presencia de restricciones en el mercado cambiario el efecto del diferencial de tasas sobre la variación del tipo de cambio sería menor, dicho coeficiente tampoco resulta significativo. Esto implica que no se encuentra evidencia concluyente de que el impacto del diferencial de tasas varíe significativamente entre contextos con y sin presencia de controles cambiarios.

Ahora bien, el coeficiente estimado asociado al diferencial de las tasas de interés ($\widehat{\beta}_1$), el cuál reviste mayor importancia a los fines de evaluar el cumplimiento de la UIP, resulta estadísticamente significativo al 5%, con un valor positivo y menor a la unidad (0.084). Esto indica que, manteniendo el resto de las variables constantes, ante un aumento de un punto porcentual en la diferencia entre las tasas de interés, la variación del tipo de cambio nominal sería en promedio positiva, pero aumentaría solo en un 8,4% respecto del aumento en la variable exógena, por lo que el cumplimiento de la UIP no se estaría ajustando a lo previsto por la teoría económica (se esperaría una relación uno a uno entre ambas variables).

Para contrastar empíricamente la validez de la UIP, se realizó una prueba de hipótesis donde la hipótesis nula es que $\beta_1 = 1$, es decir, que el diferencial de tasas se traslada completamente a la variación del tipo de cambio. El *p-value* del estadístico *t* calculado arroja una cifra en torno a 0 (cero), por lo que a cualquier nivel de significación convencional se rechaza la hipótesis nula de que $\beta_1 = 1$. De esta forma, en base al modelo ARDL planteado mediante la ecuación (10) y, de acuerdo con los datos relevados para el periodo bajo análisis, se halla suficiente evidencia estadística en contra del cumplimiento de la teoría de la paridad descubierta de tasas de interés para la economía argentina en relación con la de Estados Unidos. En otras palabras, en promedio se espera que el diferencial de tasas de interés entre los dos países sea mayor a la variación esperada del tipo de cambio, dando lugar a posibles oportunidades de arbitraje entre las tasas de interés y estrategias de *carry trade*.

Cabe destacar que el modelo ARDL estimado presenta un buen ajuste a los datos, con un coeficiente de determinación (R^2) del 92%, lo que sugiere que las variables explicativas logran capturar gran parte de la variabilidad observada en la tasa de variación del tipo de cambio. Además, se aplicaron distintas pruebas de diagnóstico sobre los residuos del modelo, recurriendo a la ACF, a la PACF, al test de Ljung-Box (prueba de autocorrelación conjunta) y al test de Breusch-Godfrey para probar estadísticamente distintos ordenes de correlación serial. Los resultados de las pruebas mencionadas³ indican que no se halla evidencia estadística de autocorrelación significativa en los residuos para los primeros órdenes, lo que representa una mejora respecto del modelo estimado por MCO para testear empíricamente la UIP.

Además de evaluar las propiedades estadísticas del modelo, se torna relevante contextualizar los resultados obtenidos en el marco de determinadas dinámicas macroeconómicas. De acuerdo con el marco teórico descrito en la Sección II, la teoría de la UIP sostiene que un diferencial positivo de tasas debería anticipar una depreciación proporcional de la moneda local, anulando así los beneficios de posibles arbitrajes. Sin embargo, numerosos estudios empíricos, algunos de ellos detallados previamente en la Sección III, han documentado que la UIP no se cumple en la práctica, e incluso en ocasiones el coeficiente estimado para el diferencial de tasas resulta negativo. Esto implicaría que una suba en la tasa de interés doméstica, frecuentemente utilizada como instrumento de política monetaria, por ejemplo, en regímenes de metas de inflación, podría inducir una apreciación cambiaria en el corto plazo, en lugar de una depreciación.

Este fenómeno ha sido atribuido, entre otras causas, al ingreso de capitales especulativos en economías emergentes, que buscan aprovechar los altos rendimientos locales (*carry trade*). No obstante, cuando dichos flujos se revierten, el tipo de cambio puede ajustarse de forma abrupta

³ El detalle de los resultados de los test estadísticos se presenta en el Anexo.

en el contexto de un régimen cambiario con tipo de cambio flexible. En este sentido, Burnside (2014) advierte que el *carry trade* puede actuar como un factor desestabilizador, especialmente en contextos con elevada volatilidad o fragilidad institucional.

En el presente estudio, si bien el coeficiente estimado para el diferencial de tasas de interés presenta el signo previsto por la teoría, su baja magnitud sugiere un efecto relativamente moderado sobre la tasa de depreciación. Este resultado puede explicarse, en parte, por el contexto argentino, caracterizado por episodios recurrentes de alta inflación, regímenes de control de cambios y restricciones a la libre movilidad de capitales. En estos escenarios, la tasa de interés es utilizada no solo con fines tradicionales de política monetaria, sino que también induce a desalentar la dolarización de portafolios a los fines de reducir la volatilidad en el mercado de cambios. En consecuencia, un aumento en la tasa doméstica podría no estar asociado a flujos de capitales externos que afecten significativamente el tipo de cambio, lo que podría debilitar el canal de transmisión previsto por la UIP. Otro hallazgo relevante del modelo estimado es el fuerte componente inercial en la dinámica del tipo de cambio, reflejado en la significancia de sus rezagos. Esto sugiere que las expectativas de los agentes económicos podrían estar fuertemente influenciadas por la evolución pasada de la variable, más que por fundamentos como el diferencial de tasas de interés.

Por último, se procedió a estimar una versión del modelo ARDL que incorpora una variable de tendencia temporal, dado que la tasa de variación del tipo de cambio fue caracterizada como *trend-stationary*, y para la cual se observó que su evolución sigue una trayectoria lineal. Con el objetivo de controlar el efecto de esta tendencia determinística sobre la dinámica del tipo de cambio, se incluyó dicha variable en la especificación original del modelo, como se muestra en la siguiente ecuación (variable t):

$$\frac{\varepsilon_{t+1} - \varepsilon_t}{\varepsilon_t} = \alpha + \sum_{i=1}^2 \gamma_i \left(\frac{\varepsilon_{t+1-i} - \varepsilon_{t-i}}{\varepsilon_{t-i}} \right) + \beta_1 \left(\frac{(i_t - i_t^*)}{(1 + i_t^*)} \right) + \beta_2 D_t + \beta_3 D_t \left(\frac{(i_t - i_t^*)}{(1 + i_t^*)} \right) + \beta_4 t + \varepsilon_t \quad (11)$$

Los resultados de la estimación de esta última especificación se muestran a continuación:

Tabla 2: Resultados de la estimación del modelo ARDL planteado en la ecuación (11)

Coeficiente	Estimación	Estadístico "t"	p-value	Nivel de significación	Decisión
α	-0.00016	-0.255	0.799	0.05	No rechazar H0.
γ_1	1.01400	73.541	< 2e-16	0.05	Rechazar H0.
γ_2	-0.06271	-4.549	5.52e-06	0.05	Rechazar H0.
β_1	0.08367	1.498	0.134	0.05	No rechazar H0.
β_2	0.00036	0.294	0.769	0.05	No rechazar H0.
β_3	-0.02986	-0.594	0.552	0.05	No rechazar H0.
β_4	3.70e-09	0.009	0.993	0.05	No rechazar H0.

Fuente: elaboración propia utilizando RStudio.

Como se observa en la Tabla 2, los resultados indican que la inclusión de la variable de tendencia lineal no modifica sustancialmente los valores estimados para los coeficientes del modelo. En

particular, el coeficiente asociado a la tendencia temporal ($\hat{\beta}_4$) presenta un valor próximo a cero y no resulta estadísticamente significativo.

Sin embargo, un cambio relevante se observa en la significancia estadística del coeficiente correspondiente al diferencial de tasas de interés ($\hat{\beta}_1$). A diferencia del modelo anterior, donde dicho coeficiente resultaba significativo, en esta especificación su *p-value* se eleva por encima del umbral del 10%, por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de que su efecto sea nulo, a niveles de significación convencionales. En otras palabras, bajo esta especificación, la variación del tipo de cambio estaría explicada principalmente por su propia dinámica (es decir, sus rezagos), y no por el diferencial de tasas de interés. Aunque de igual manera, previamente se había concluido que el efecto de la variable explicativa sobre la dinámica del tipo de cambio resultaba acotado (0.084).

A pesar de ello, al efectuar la prueba de hipótesis sobre el estimador $\hat{\beta}_1$, en donde se plantea como hipótesis nula que $\beta_1 = 1$, nuevamente el *p-value* del estadístico *t* resultante es prácticamente nulo, lo que permite rechazar la mencionada hipótesis. Esto implica que, incluso bajo la especificación ajustada por tendencia, se mantiene la conclusión central respecto al incumplimiento de la UIP para el caso argentino, dado que el diferencial de tasas no anticipa completamente la variación del tipo de cambio.

VI. Conclusiones

La paridad descubierta de tasas de interés (UIP) establece que la diferencia entre las tasas de interés de dos países debería igualarse con la tasa de variación esperada del tipo de cambio. Numerosos trabajos empíricos han intentado contrastar su validez utilizando distintos enfoques metodológicos, obteniendo en muchos casos resultados contradictorios con la teoría. En este sentido, se destaca la relevancia de considerar las propiedades de las series temporales involucradas y los inconvenientes que pueden derivarse de las regresiones lineales, como es el caso de la autocorrelación de los residuos, particularmente en estimaciones mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Por ello, uno de los principales aportes de este trabajo ha sido plantear un modelo de Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL), que permite incorporar de manera flexible la dinámica temporal de las variables, considerando su estacionariedad y permitiendo evitar distorsiones en la inferencia estadística.

Los resultados obtenidos muestran que el intercepto del modelo no resulta estadísticamente significativo, en línea con lo previsto por la teoría de la UIP. Sin embargo, se observa una marcada persistencia de los rezagos del tipo de cambio, lo que sugiere una dinámica inercial que podría estar vinculada a la formación de expectativas en el mercado de cambios. El coeficiente estimado para el diferencial de tasas de interés presenta el signo teóricamente esperado, aunque su magnitud es reducida. Esto implica que, si bien existe una relación positiva entre ambos, el efecto sobre la tasa de depreciación es limitado. Además, la hipótesis de que dicho coeficiente es igual a uno, como postula la teoría de la UIP, se rechaza estadísticamente en el periodo bajo análisis.

Para captar posibles cambios estructurales vinculados a la implementación de controles cambiarios, se incorporó una variable *dummy* que permite distinguir entre periodos con y sin restricciones a la movilidad de capitales, a los fines de evaluar modificaciones en los coeficientes asociados al intercepto y al diferencial de tasas. Para este último, si bien se observó que el efecto sobre la dinámica del tipo de cambio podría ser menor en periodos con controles de cambios, no resultó estadísticamente significativo (al igual que el intercepto). Esto sugiere que, al menos bajo la especificación adoptada, las restricciones cambiarias no alteran significativamente la relación estimada. Del mismo modo, la introducción de una tendencia lineal, dado que la variable dependiente mostraba esta característica, no modificó sustancialmente los resultados en cuanto al signo y/o magnitud de los coeficientes, afectando únicamente la significancia del estimador del diferencial de tasas de interés.

En términos generales, los hallazgos permiten concluir que la UIP no se verifica empíricamente en Argentina durante el periodo 2003-2024. Esto resulta coherente con lo encontrado en otros trabajos aplicados a economías emergentes, en los que se observa que la UIP tiende a fallar, en parte por la existencia de riesgos cambiarios y/o expectativas no racionales. En el caso argentino, el periodo analizado se caracteriza por frecuentes episodios de volatilidad cambiaria, alta inflación y cambios abruptos en la orientación de la política económica. En este contexto, la tasa de interés ha sido utilizada de forma recurrente como instrumento, no solo para controlar la inflación, sino también para evitar presiones sobre el tipo de cambio y desalentar la dolarización de portafolios, lo que podría explicar la debilidad del vínculo entre el diferencial de tasas y la variación del tipo de cambio.

La relación empírica entre la UIP y las estrategias de *carry trade*, como ha sido abordada en trabajos como los de Burnside (2014, 2019), es un punto de partida interesante para futuras investigaciones que se enfoquen en el caso argentino. Si bien en este trabajo no se evalúa directamente la rentabilidad de dichas estrategias, el hallazgo de que el tipo de cambio no se ajusta plenamente al diferencial de tasas sugiere la posibilidad de ganancias, aunque estas podrían estar expuestas a elevados riesgos en contextos de crisis cambiarias. Una línea de investigación futura podría consistir en cuantificar estos retornos en subperiodos sin restricciones a la movilidad de capitales, o incluso construir portafolios simulados para analizar la viabilidad de estrategias de *carry trade* en el mercado financiero argentino.

Asimismo, como se ha planteado en otros estudios (Neyro, 2012, 2017; Soffietti, 2019), la UIP se basa en una serie de supuestos exigentes, como la inexistencia de costos de transacción, la homogeneidad entre activos financieros, la neutralidad de los inversores frente al riesgo y la hipótesis de expectativas racionales. Levantar o matizar estos supuestos podría enriquecer futuros análisis empíricos. Por ejemplo, podría considerarse la influencia de las expectativas utilizando datos del Relevamiento de Expectativas de Mercado (REM) del BCRA. Otra extensión valiosa sería incorporar costos de transacción o fricciones en los mercados financieros, que podrían actuar como barreras al arbitraje e influir sobre el cumplimiento de la UIP.

En síntesis, este trabajo ofrece un análisis empírico riguroso sobre la validez empírica de la UIP en Argentina, proponiendo un enfoque metodológico adecuado a las características de las series de datos y al contexto económico analizado. Si bien se concluye que la UIP no se verifica, se abren varios caminos para futuras investigaciones que profundicen en los determinantes del tipo de cambio y su relación con la política monetaria, el riesgo y las expectativas en economías emergentes.

Bibliografía

- Barro, R. J., Grilli, V., & Febrero, R. (1997). *Macroeconomía: Teoría y Política*. Madrid: McGraw Hill.
- Burnside, C. (2014). Carry Trade en Mercados Industrializados y Emergentes. *Economía Chilena*, 17, 48-78.
- Burnside, C. (2019). Exchange Rates, Interest Parity, and the Carry Trade. *Oxford Research Encyclopedia of Economics and Finance*.
- Carvalho, J. V., Sachsidá, A., Loureiro, P. R., & Moreira, T. B. (2004). Uncovered Interest Parity In Argentina, Brazil, Chile and Mexico: A Unit Root Test Application with Panel Data. *Review of Urban and Regional Development Studies*, 16(3), 263-269.
- Cavallo, M. (2006). Interest Rates, Carry Trades, and Exchange Rate Movements. *FRBSF Economic Letter*(31), 1-3.
- Dowd, J., & Enríquez, V. (2008). Modelo de la paridad de interés al descubierto en la determinación de la tasa de cambio en Chile, Brasil y México, 2003 - 2006. *Eco de Economía*(26), 7-40.
- Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series* (Cuarta ed.). Wiley.
- Gamboa-Estrada, F. (2016). *Carry Trade y Depreciaciones Bruscas del Tipo de Cambio en Colombia*. Banco de la República de Colombia. Borradores de Economía (N° 957).
- Neyro, J. L. (2012). Dinámica no lineal en la Uncovered Interest Parity (UIP): El caso de Argentina (2003-2011). *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política (AAEP, ed.)*.
- Neyro, J. L. (2017). Paridad descubierta de tasas de interés: nueva evidencia para América Latina (2000-2015). [Tesis de Maestría, Universidad de Buenos Aires].
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 289-326.
- Soffietti, F. (2019). Paridad Descubierta de Tasas de Interés: Carry-Trade y Riesgo de Default Soberano. *Memorias de la XIX International Finance Conference*.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Introducción a la econometría: Un enfoque moderno* (Cuarta ed.). Cengage Learning.

Anexo

Especificación del modelo estimado mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO):

$$\frac{\varepsilon_{t+1} - \varepsilon_t}{\varepsilon_t} = \alpha_1 + \beta_1 \left(\frac{(i_t - i_t^*)}{(1 + i_t^*)} \right) + \alpha_2 D_t + \beta_2 D_t \left(\frac{(i_t - i_t^*)}{(1 + i_t^*)} \right) + \varepsilon_t \quad (\text{A.1})$$

Resultados del modelo estimado mediante MCO:

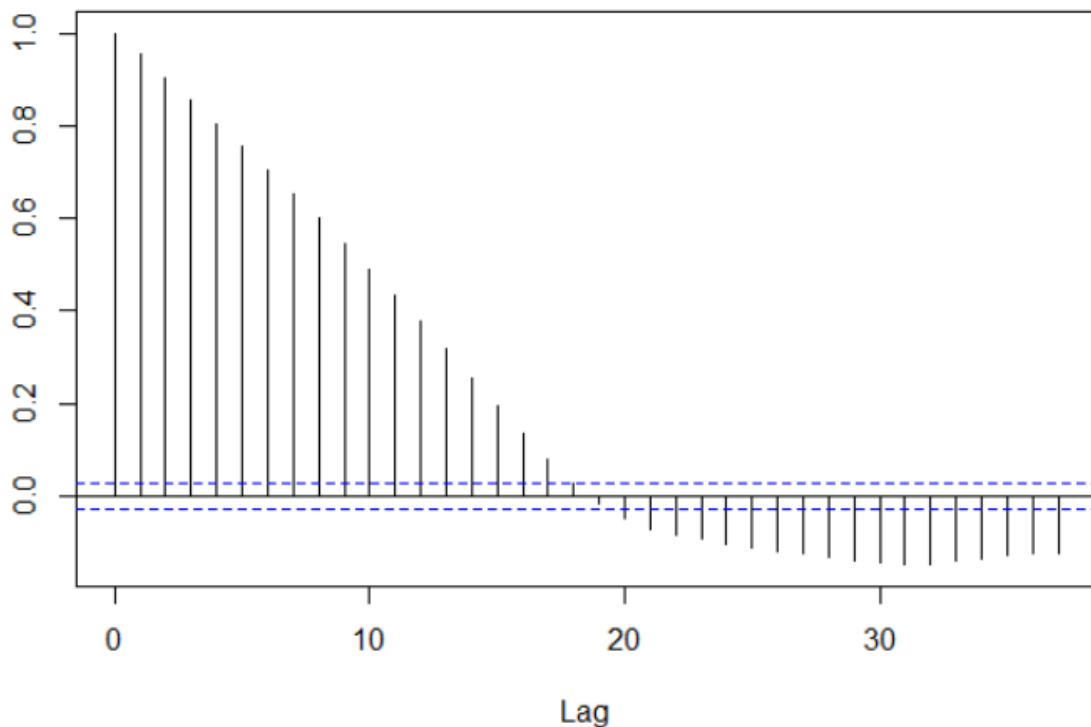
Tabla A.1: Resultados de la estimación del modelo mediante MCO planteado en la ecuación (A.1)

Coefficiente	Estimación	Estadístico "t"	p-value	Nivel de significación	Decisión
α_1	-0.00335	-1.834	0.0668	0.05	No rechazar H0.
α_2	0.01543	4.965	7.08e-07	0.05	Rechazar H0.
β_1	1.60563	12.998	< 2e-16	0.05	Rechazar H0.
β_2	-0.70147	-4.963	7.18e-07	0.05	Rechazar H0.

Fuente: elaboración propia utilizando RStudio.

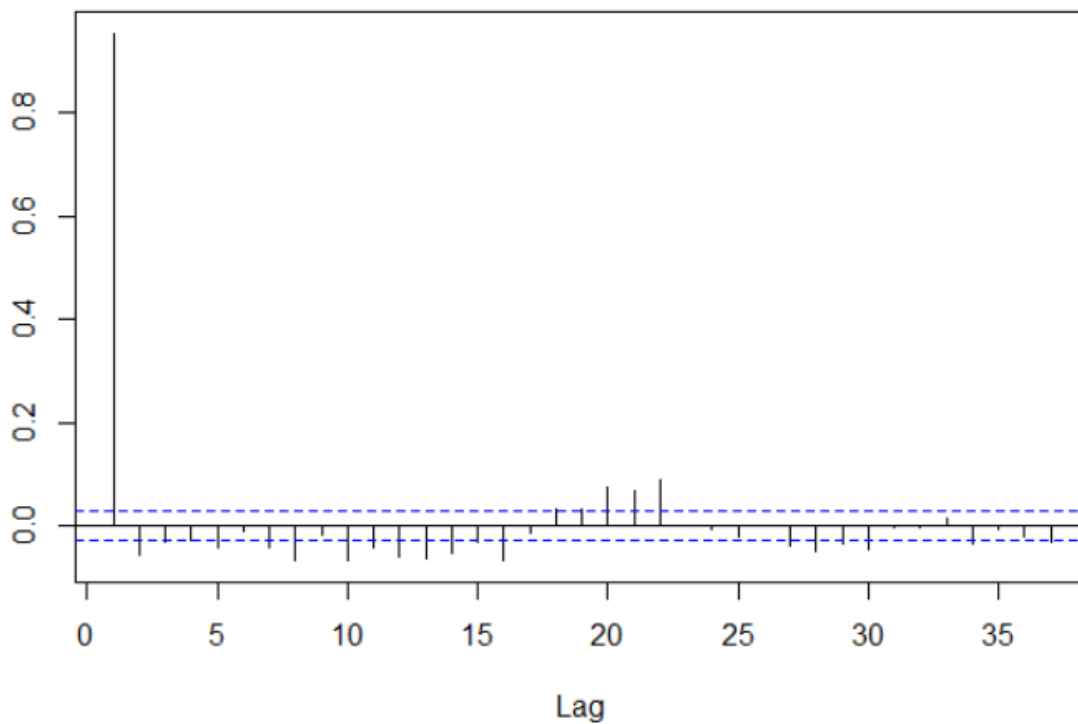
Pruebas estadísticas para evaluar la presencia de autocorrelación en la serie de residuos del modelo planteado en la ecuación (A.1):

Gráfico A.1: Función de Autocorrelación (ACF) de la serie de residuos del modelo estimado mediante MCO (ecuación (A.1))



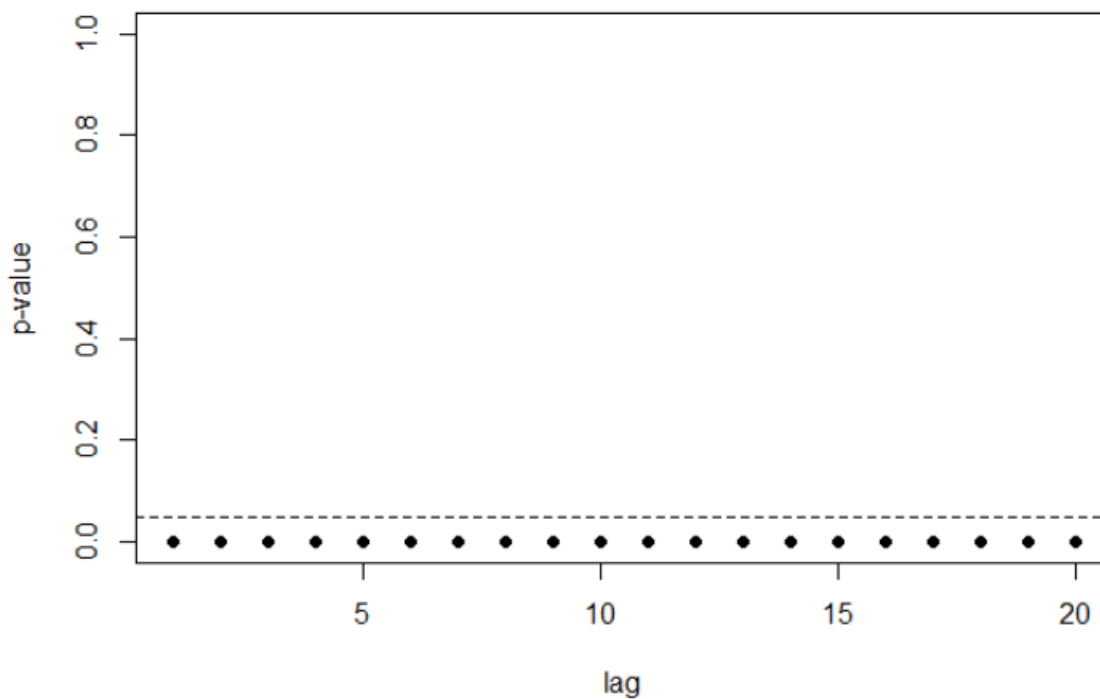
Fuente: elaboración propia utilizando RStudio.

Gráfico A.2: Función de Autocorrelación Parcial (PACF) de la serie de residuos del modelo estimado mediante MCO (ecuación (A.1))



Fuente: elaboración propia utilizando RStudio.

Gráfico A.3: *p-values* de los tests de Ljung-Box sobre la serie de residuos del modelo estimado mediante MCO (ecuación (A.1))



Fuente: elaboración propia utilizando RStudio.

Tabla A.2: Resultados del test de Breusch-Godfrey para distintos órdenes de correlación serial sobre la serie de residuos del modelo estimado mediante MCO

Orden	p-value	Nivel de significación	Decisión
1	< 2.2e-16	0.05	Rechazar H0.
2	< 2.2e-16	0.05	Rechazar H0.
3	< 2.2e-16	0.05	Rechazar H0.
4	< 2.2e-16	0.05	Rechazar H0.
6	< 2.2e-16	0.05	Rechazar H0.
12	< 2.2e-16	0.05	Rechazar H0.

*H0: no existencia de correlación serial en los residuos del modelo de regresión.

Fuente: elaboración propia utilizando RStudio.

A continuación, se presentan las pruebas de raíces unitaria sobre las series de datos consideradas en el estudio:

Tabla A.3: Test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y KPSS para *Trend-Stationary* sobre las series de datos utilizadas en el estudio

Variable	Test Dickey-Fuller Aumentado (*)			Test KPSS para <i>Trend-Stationary</i> (**)		
	p-value	Nivel de significación	Decisión	p-value	Nivel de significación	Decisión
Diferencial de tasas de interés	0.2634	0.05	No rechazar H0.	0.01	0.05	Rechazar H0.
Tasa de variación del tipo de cambio	0.01	0.05	Rechazar H0.	0.1	0.05	No rechazar H0.

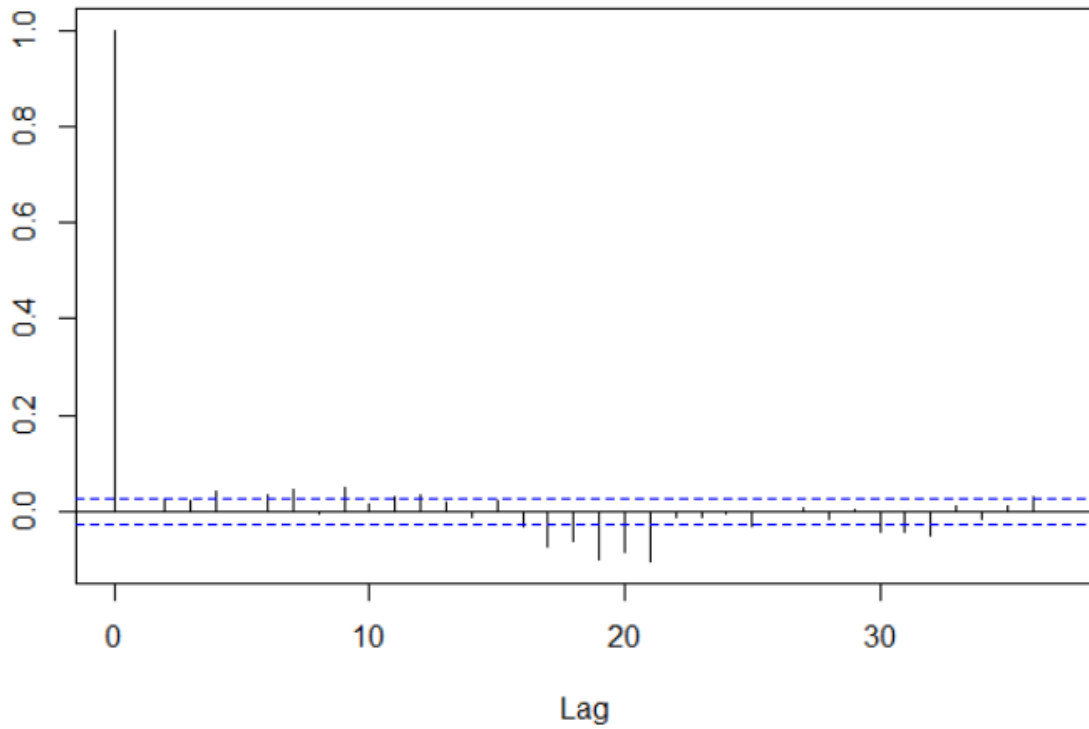
*H0: la serie temporal es no estacionaria.

**H0: la serie temporal es estacionaria en torno a una tendencia.

Fuente: elaboración propia utilizando RStudio.

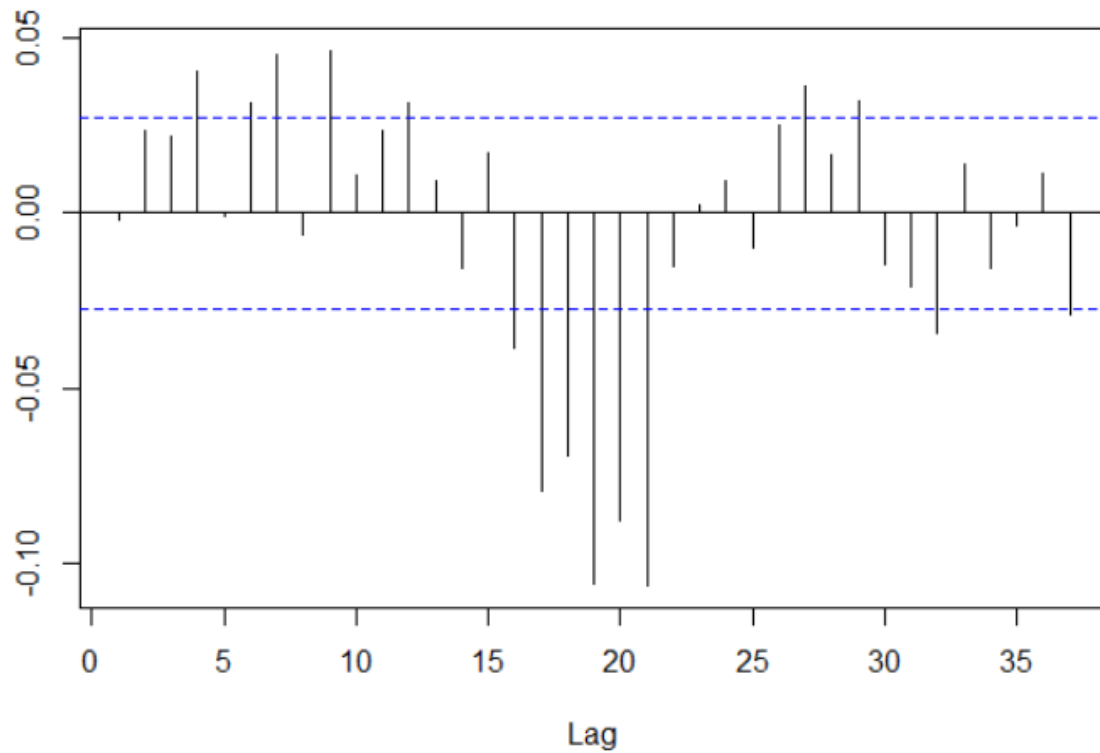
Pruebas estadísticas para evaluar la presencia de autocorrelación en la serie de residuos del modelo ARDL planteado en la ecuación (10):

Gráfico A.4: Función de Autocorrelación (ACF) de la serie de residuos del modelo ARDL (ecuación (10))



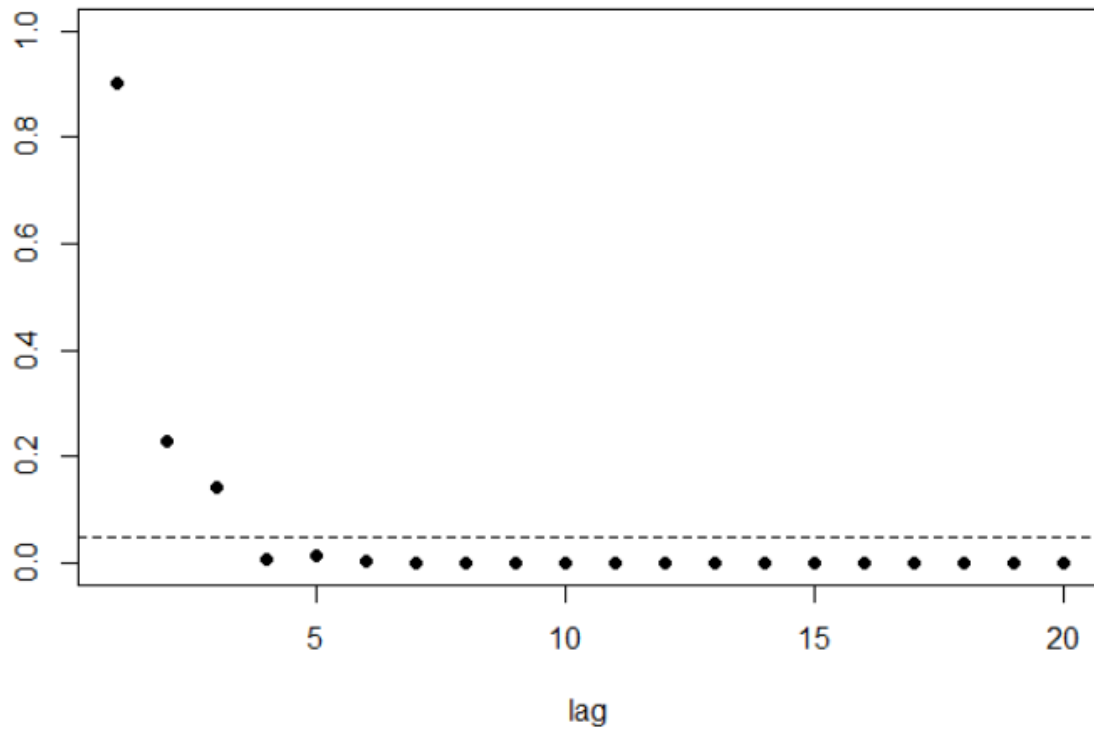
Fuente: elaboración propia utilizando RStudio.

Gráfico A.5: Función de Autocorrelación Parcial (PACF) de la serie de residuos del modelo ARDL (ecuación (10))



Fuente: elaboración propia utilizando RStudio.

Gráfico A.6: *p-values* de los tests de Ljung-Box sobre la serie de residuos del modelo ARDL (ecuación (10))



Fuente: elaboración propia utilizando RStudio.

Tabla A.4: Resultados del test de Breusch-Godfrey para distintos órdenes de correlación serial sobre la serie de residuos del modelo ARDL (ecuación (10))

Orden	p-value	Nivel de significación	Decisión
1	0.05129	0.05	No rechazar H0.
2	0.07615	0.05	No rechazar H0.
3	0.078	0.05	No rechazar H0.
4	0.00091	0.05	Rechazar H0.
5	0.00185	0.05	Rechazar H0.

*H0: no existencia de correlación serial en los residuos del modelo de regresión.

Fuente: elaboración propia utilizando RStudio.