

Departamento de Economía

Tipo de documento: Tesis de maestría



Maestría en Econometría

Bimonetarismo y Demanda de Dinero en Argentina: el rol de las Expectativas de Devaluación y la efectividad de la Tasa de Interés

Autoría: Macchioli, Mariano José

Fecha: 2025

¿Cómo citar este trabajo?

Macchioli, M. (2025). "Bimonetarismo y Demanda de Dinero en Argentina: el rol de las Expectativas de Devaluación y la efectividad de la Tasa de Interés". [Tesis de maestría. Universidad Torcuato Di Tella]. Repositorio Digital Universidad Torcuato Di Tella
<https://repositorio.utdt.edu/handle/20.500.13098/13561>

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 ECONOMETRÍA

**Bimonetarismo y Demanda de Dinero en Argentina: el
rol de las Expectativas de Devaluación y la efectividad de
la Tasa de Interés**

Alumno: Mariano José Macchioli

Legajo: 21U934

Tutor: Eva Sacco

Fecha: Mayo/2025

Agradecimientos

A mi familia y amigos, por su constante apoyo y presencia incondicional.

A las universidades de Buenos Aires, La Plata, Di Tella y Avellaneda, por haber contribuido de manera significativa a mi formación académica y profesional.

A mi tutora, Eva Sacco, por su acompañamiento integral a lo largo de esta tesis. Sin su valiosa guía este trabajo no hubiese sido posible. Los errores, por supuesto, son enteramente míos.

A la ex Ministra de Economía, Silvina Batakis, por brindarme la oportunidad de ejercer funciones en el Ministerio de Economía, siendo parte de un equipo que asumió la conducción económica del país en un contexto de extrema dificultad.

A los textos de Joan V. Robinson, por la transmisión del método de Ricardo, por enseñarme a pensar los problemas económicos y por su incansable esfuerzo en darle sentido de realidad a la teoría económica.

Resumen

Esta tesis estudia la demanda de dinero en Argentina entre 1997 y 2023 en el contexto de una economía bimonetaria, donde el dólar cumple la función de reserva de valor. A través de un modelo de corrección de errores (VECM) y un modelo de regresión con umbrales endógenos (Hansen, 2000), se analiza el impacto de las expectativas de devaluación y del nivel de reservas internacionales sobre la estabilidad monetaria. Los resultados empíricos muestran que existe un umbral crítico de reservas netas —estimado en torno a USD 7.400 millones— por debajo del cual la tasa de interés pierde efectividad como herramienta de política monetaria, y las expectativas de devaluación pasan a dominar el comportamiento de la demanda de dinero. Se estima además un modelo logit para detectar episodios de corrida cambiaria, confirmando que la estabilidad monetaria depende críticamente del stock de reservas del Banco Central. El trabajo integra la hipótesis de inestabilidad financiera de Minsky y el trilema de Mundell-Fleming, adaptándolos al caso argentino, y destaca los límites de la política monetaria en economías emergentes con baja credibilidad institucional y alta dolarización de portafolios.

1 Introducción

La demanda de dinero expresa la propensión de los agentes a mantener su riqueza en la moneda doméstica, reflejando la confianza en el sistema financiero, jurídico e institucional de un país. Todas las monedas del mundo pueden ubicarse en un continuo de dinero, que va desde la desintegración total del marco alemán en la República de Weimar hasta la hegemonía global del dólar estadounidense tras la caída del Muro de Berlín. ¿Dónde se sitúa el peso argentino dentro de este espectro? Esta tesis analiza el impacto de las expectativas de devaluación en la demanda de dinero en Argentina durante el período 1997-2023 y examina bajo qué condiciones la tasa de interés pierde efectividad como instrumento de política monetaria.

En Argentina, debido a un extenso historial de inflación y devaluaciones, la función del dinero se ha fragmentado: el peso se mantiene como moneda de cambio, mientras que el dólar actúa como reserva de valor. Esto se refleja en las estadísticas del Banco Mundial, que muestran una baja participación de la masa monetaria en el PBI (30 % en 2023), muy por debajo de Brasil (111.1 %) y Chile (84.8 %). La diferencia es aún más marcada en comparación con economías como Reino Unido (147.1 %) o Australia (126.8 %), lo que evidencia que gran parte del ahorro argentino se canaliza fuera del sistema financiero en pesos. En los últimos 25 años, mientras Brasil devaluó cinco veces el valor de su moneda, Argentina lo hizo más de mil doscientas. Es evidente que la inestabilidad cambiaria y la consecuente persistencia de expectativas devaluatorias han sido factores determinantes en la progresiva desintegración del peso como reserva de valor.

La inestabilidad financiera en Argentina se origina en la propia política monetaria. Para contener la inflación, el BCRA suele recurrir al ancla nominal cambiaria, generando una descoordinación entre la tasa de interés, la inflación y la devaluación. Como resultado, la tasa de interés local ofrece altos retornos en dólares, incentivando el carry trade y promoviendo la exposición a activos en pesos. Al comienzo, existe confianza en la política monetaria; sin embargo, a medida que el proceso se prolonga, la expansión endógena del stock de pesos en el carry trade vuelve al sistema más frágil en la medida en que se deteriora la relación con los dólares disponibles para financiar un eventual retorno a las divisas.

A partir de experiencias previas, los agentes anticipan un desenlace predecible: las altas tasas de retornos en dólares con reservas insuficientes en el BCRA terminan en una corrección abrupta del tipo de cambio o la imposición de restricciones cuantitativas por parte de la autoridad monetaria. Cuando aumentan las expectativas de devaluación, los agentes revierten rápidamente sus posiciones, liquidando inversiones en pesos para buscar refugio en el dólar. Esto provoca un colapso de la demanda de dinero y una

creciente presión sobre el mercado cambiario que el BCRA intenta mitigar subiendo las tasas de interés hasta que finalmente se produce el salto devaluatorio. Este mecanismo se ha repetido en las devaluaciones de 2001, 2018, 2019 y 2023.

El Gráfico 1., muestra un comportamiento sistémico entre los niveles de reservas internacionales, el atraso cambiario, las tasas de interés y los agregados monetarios. Se observa con claridad cómo, antes de cada devaluación, aumenta la volatilidad de los retornos del carry trade, lo que suele responder a una devaluación menor que precede a un salto discreto mayor, acompañada por un incremento en las tasas de interés por parte del BCRA para incentivar la permanencia en pesos. Este proceso suele ocurrir en un contexto caracterizado por un atraso cambiario persistente y una progresiva pérdida de reservas.

Sin embargo, dado que los agentes perciben que el BCRA carece de capacidad para sostener la paridad cambiaria, ningún ajuste de tasas resulta suficiente para frenar la dolarización de carteras. Como resultado, la demanda de dinero se vuelve abruptamente inelástica a la tasa de interés, quedando dominada por las expectativas de devaluación. En este escenario, la combinación de atraso cambiario y escasez de reservas refuerza la percepción de un ajuste inminente, generando un equilibrio inestable en el que cualquier evento puede detonar una corrida cambiaria.

¿Por qué es tan crítico el stock de reservas en el BCRA? Desde el default de 2001, con excepción del breve período 2016-2018, en el que el país recuperó el acceso al crédito externo para perderlo nuevamente, las reservas han sido la principal fuente de divisas. Se han utilizado para cancelar pasivos externos públicos y privados, financiar la formación de activos externos, permitir el giro de utilidades y frenar corridas cambiarias. La vulnerabilidad de la autoridad monetaria se mide, en última instancia, por el nivel de sus reservas netas.

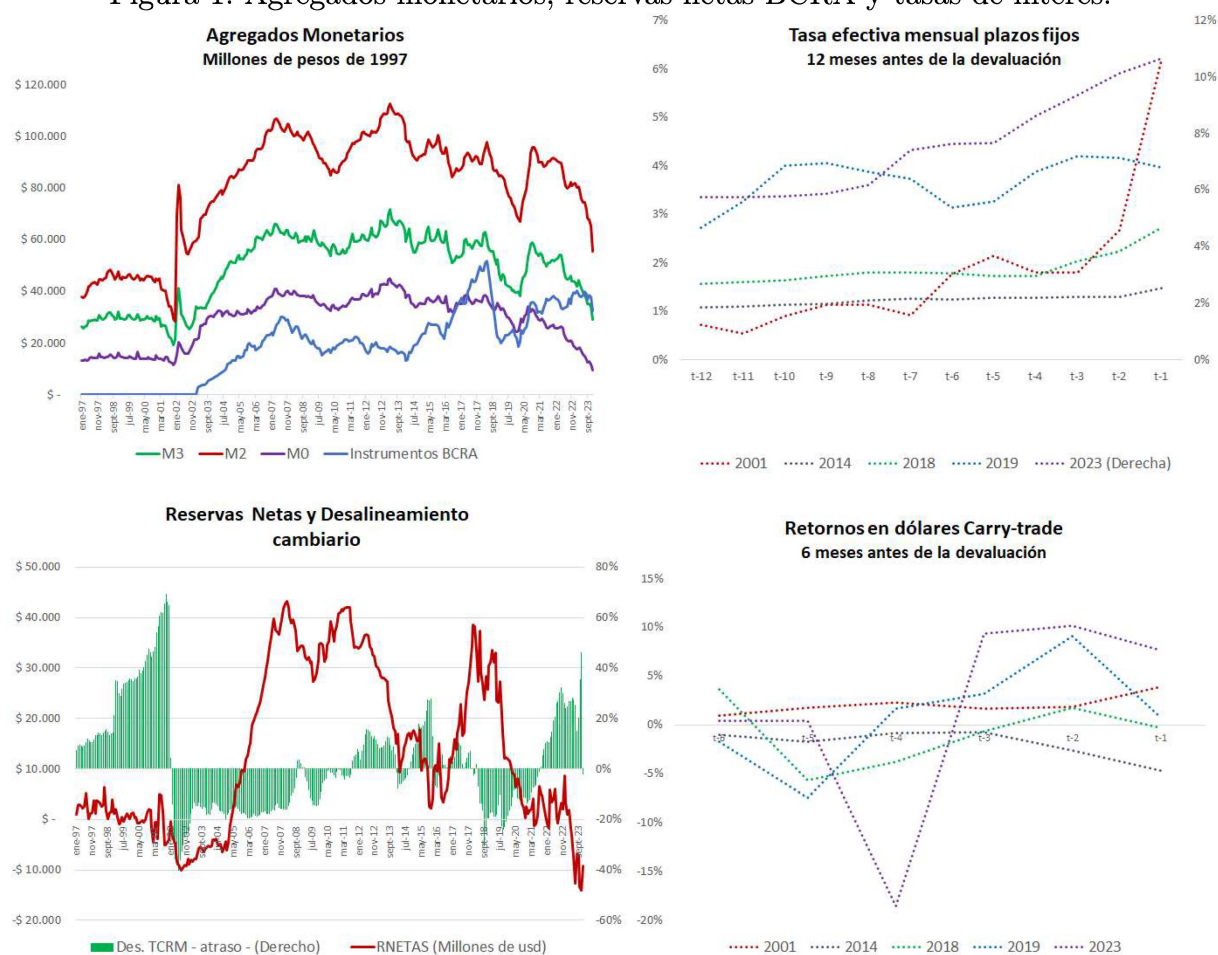
Para analizar la demanda de dinero en este entorno, el estudio se estructura en tres etapas. En primer lugar, se estiman los desalineamientos cambiarios mediante el modelo BEER (Behavioral Equilibrium Exchange Rate), que permite determinar el tipo de cambio real multilateral de equilibrio en función de variables fundamentales como los términos del intercambio, la productividad relativa y la política fiscal. A partir de esta estimación, se infieren las expectativas de devaluación como el grado de atraso cambiario en un contexto de insuficiencia de reservas internacionales por parte del BCRA. En segundo lugar, se implementa un modelo de corrección de errores vectoriales (VECM), ampliamente utilizado en la literatura sobre demanda de dinero, con el objetivo de evaluar su dinámica de largo plazo y la respuesta ante distintos shocks, a través de funciones de impulso-respuesta y descomposición de varianza.

Posteriormente, se implementa de un modelo de regresión con umbrales, para detectar puntos de quiebre en la relación entre la demanda de dinero y sus determinantes según el

nivel de reservas del Banco Central. En otras palabras, el peso como moneda gana o pierde posiciones en el continuo del dinero según sea la dotación de reservas. Cuando mayor sea el stock de divisas tanto más se aleja la posibilidad de una devaluación abrupta del tipo de cambio.

Por último, con el objetivo de enriquecer el análisis, se implementa un caso práctico utilizando el modelo para la detección de corridas cambiarias, entendidas como episodios de caída abrupta en la demanda de dinero acompañados por una fuerte dolarización de portafolios. El ejercicio empírico se desarrolla a partir de un modelo logit, complementado con la estimación de la Curva ROC para evaluar su capacidad predictiva. El propósito es analizar en qué medida las variaciones en la tasa de interés y en las expectativas devaluatorias inciden sobre la probabilidad de ocurrencia de un evento de pánico financiero.

Figura 1: Agregados monetarios, reservas netas BCRA y tasas de interés.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA.

2 Marco Teórico e Hipótesis de investigación

La literatura económica ha analizado extensamente la demanda de dinero, desde la ecuación de Cambridge formulada por Marshall hasta la demanda especulativa introducida por Keynes. En este desarrollo, se han incorporado diversas contribuciones teóricas. El modelo Baumol-Tobin ([Baumol, 1952](#); [Tobin, 1960](#)) explica la demanda de dinero como un proceso de optimización del cash-flow, en el que los agentes buscan equilibrar la tasa de interés y los costos de transacción. [Cagan \(1956\)](#) analiza los procesos hiperinflacionarios, como el resultado de un colapso en la demanda de dinero. [Friedman \(1956\)](#) refuerza la noción de una demanda de dinero estable en el largo plazo al incluir la riqueza y el ingreso permanente como factores determinantes y [Patinkin \(1956\)](#) introduce el efecto de saldos monetarios reales en un modelo de equilibrio general walrasiano.

La estabilidad de la demanda de dinero, resulta un elemento central para el diseño de la política monetaria, especialmente en relación con los objetivos de inflación y empleo. En la medida que prevalezca la estabilidad, la autoridad monetaria puede utilizar la tasa de interés como ancla nominal en el marco de un régimen de metas de inflación. Así, es posible regular las tensiones inflacionarias: elevando la tasa para enfriar la actividad ante presiones de demanda, o reduciéndola para incentivar el crecimiento y el empleo. Este enfoque ha sido adoptado, con variantes, por las economías desarrolladas, muchas de las cuales han seguido alguna versión de la regla de [Taylor \(1993\)](#) como guía para la conducción de la política monetaria.

Sin embargo, en el caso de las economías emergentes —donde las monedas suelen ser débiles y prevalece la incertidumbre en torno al tipo de cambio—, el supuesto de una demanda de dinero estable no puede darse por sentado. La inclusión del tipo de cambio como determinante de la preferencia por la liquidez comenzó a cobrar relevancia en los programas de estabilización de los años 80. [Dornbusch and Fischer \(1980\)](#) vincularon la teoría de portafolio con el equilibrio macroeconómico, señalando que la demanda de dinero está influida por los rendimientos relativos de los activos locales y externos, ajustados por las expectativas de devaluación. Publicaciones como las de [Frenkel \(1978\)](#) y [Frenkel and Mussa \(1985\)](#), reforzaron esta perspectiva al demostrar que la moneda extranjera opera como sustituto del dinero local, especialmente en contextos de alta inflación e inestabilidad.

La dominancia del efecto sustitución entre monedas es determinante para entender las presiones que enfrentan los países emergentes en su cuenta de balance de pagos. [Gourinchas and Rey \(2014\)](#) investigan las causas de los desbalances financieros globales, destacando cómo, en las últimas décadas, los flujos de capital han tendido a desplazarse desde el Sur Global hacia los países desarrollados. Este comportamiento contrasta con las predicciones del modelo neoclásico estándar de crecimiento, según el cual los flujos de capital

deberían dirigirse hacia los países emergentes, donde la menor dotación de capital implica una mayor productividad marginal y, por lo tanto, mayores rendimientos.

Incluso dejando de lado la crítica a la agregación planteada por [Robinson \(1953, 1971\)](#), según la cual la ausencia de una unidad de medida física homogénea impide adicionar capital sin recurrir a los precios relativos —lo que a su vez vuelve a la productividad marginal del capital dependiente de la tasa de interés que se busca determinar—, [Gourinchas and Rey \(2014\)](#) muestran que la tasa de interés de equilibrio en el modelo neoclásico se reduce significativamente cuando se introducen fricciones financieras. Estas fricciones, asociadas a un bajo grado de desarrollo de los mercados de capitales, inducen a los países emergentes a demandar activos financieros de los países desarrollados como reserva de valor, en una lógica de fly to quality. Como resultado, los países periféricos terminan operando como acreedores netos del centro, a pesar de sus menores niveles de ingreso.

Estas tensiones entre la demanda de dinero y el balance de pagos en los países emergentes responden en última instancia al escaso margen de maniobra que tienen estos países para lidiar con el trilema monetario de Mundell-Fleming. Bajo el régimen de cambio fijo, cualquier intento de modificar la tasa de interés es neutralizado por los flujos de capital, que provocan variaciones en el stock de reservas y, por ende, en la oferta monetaria. Esta restricción es retomada y complejizada por [Krugman \(1998\)](#), quien reformula el trilema clásico al introducir el llamado “eterno triángulo” de la arquitectura financiera internacional. En este marco, los países —especialmente los emergentes— enfrentan una nueva tríada de objetivos deseables pero mutuamente incompatibles: liquidez (movilidad de capitales de corto plazo), confianza (estabilidad cambiaria frente a ataques especulativos) y ajuste (capacidad de aplicar políticas macroeconómicas contracíclicas).

Krugman sostiene que, a diferencia de las economías avanzadas, muchos países emergentes no pueden permitirse un régimen de flotación pura, ya sea por el riesgo de overshooting o por la necesidad de preservar un ancla nominal creíble. En este contexto, se ven forzados a privilegiar la confianza, lo que implica renunciar a la movilidad de capitales o a la autonomía de la política monetaria, retornando así —en sus palabras— a un mundo pre-keynesiano. El riesgo de mantener un tipo de cambio fijo con plena movilidad de capitales radica en la mayor exposición a ataques especulativos, especialmente cuando el mercado anticipa una corrección devaluatoria necesaria para estabilizar el nivel de actividad y empleo.

Intentar sostener simultáneamente los tres vértices del triángulo —liquidez, confianza y ajuste— genera tensiones crecientes que, tarde o temprano, fuerzan una decisión. El país puede optar por liberar el tipo de cambio, con la consiguiente pérdida de credibilidad cambiaria; restringir los flujos de capital, sacrificando la liquidez internacional; o permitir que los ajustes recaigan exclusivamente sobre el mercado de trabajo, mediante un tortuoso

proceso de deflación precios-salarios.

Estas tensiones entre la política monetaria y el tipo de cambio conducen inevitablemente a la discusión sobre el régimen cambiario más adecuado para los países emergentes. La literatura ha enfatizado las denominadas soluciones de esquina —tipo de cambio completamente fijo o totalmente flotante— frente a los esquemas intermedios, como bandas o crawling pegs. La flotación ofrece mayor flexibilidad frente a shocks externos y facilita el ajuste macroeconómico, pero implica una elevada volatilidad nominal en contextos donde el tipo de cambio es el único ancla y no existen mecanismos creíbles alternativos —como metas de inflación o disciplina fiscal sólida—. Además, como señalan [Calvo and Reinhart \(2002\)](#), el miedo a flotar lleva a que muchos bancos centrales intervengan incluso bajo esquemas formalmente flotantes, en parte por el impacto que una devaluación puede tener sobre los balances financieros, especialmente cuando el crédito está altamente dolarizado.

En contraposición, los regímenes de tipo de cambio fijo pueden facilitar procesos de desinflación y aportar previsibilidad nominal, pero presentan limitaciones relevantes. Requieren un volumen elevado de reservas internacionales para sostenerse, tienden a provocar desalineamientos persistentes del tipo de cambio real —difícilmente corregibles incluso mediante instrumentos como la devaluación fiscal— y resultan altamente vulnerables a ataques especulativos cuando se debilitan los fundamentos macroeconómicos o se erosiona la credibilidad del régimen. Las soluciones intermedias, por su parte, han demostrado una fragilidad estructural. Regímenes como los crawling pegs o las bandas cambiarias suelen colapsar cuando el mercado anticipa que la autoridad monetaria enfrentará dificultades para sostener la pauta de devaluación, lo que dispara salidas de capital, presiones sobre las reservas internacionales y tensiones financieras crecientes. Estos regímenes tienden a converger a las soluciones de esquina.

En este contexto, un análisis publicado por el [European Central Bank \(2003\)](#) se concluye que no existe un régimen cambiario óptimo y permanente. Todas las configuraciones implican costos, y su sostenibilidad depende del contexto macroeconómico, la fortaleza institucional y la coordinación efectiva entre políticas fiscales, monetarias y cambiarias. Esta conclusión converge con el planteo de [Calvo and Mishkin \(2007\)](#), quienes sostienen que, dadas las debilidades tanto de las soluciones de esquina como de los regímenes intermedios, la elección del régimen cambiario es un problema secundario. En lugar de buscar una configuración ideal, proponen centrar los esfuerzos en fortalecer las instituciones macroeconómicas. La estabilidad fiscal, la independencia del banco central, la existencia de una regulación financiera robusta y la adopción de políticas monetarias creíbles deben ser prioritarias frente a la selección del régimen cambiario en sí.

La inestabilidad de Mundell-Fleming en Argentina

En el caso argentino, lo que genera incertidumbre e inestabilidad macroeconómica persistentes no es el trilema monetario en sí, sino la forma cambiante e impredecible en que las autoridades económicas deciden administrarlo. La ausencia de un régimen cambiario-monetario claro y sostenido —es decir, la falta de consensos duraderos sobre cuáles de los tres vértices del trilema se priorizan entre tipo de cambio estable, libre movilidad de capitales y autonomía monetaria— ha derivado en un patrón recurrente de alternancia entre esquemas contradictorios o insostenibles, como el uso del ancla cambiaria seguido por una flotación forzada cuando se agotan las reservas del BCRA. Como sostienen [Tommasi and Spiller \(2007\)](#), la debilidad institucional de Argentina y la ausencia de mecanismos creíbles de cooperación entre los actores políticos configuran un entorno dominado por acuerdos de corto plazo, shocks recurrentes de política económica y modificaciones frecuentes en las reglas de juego. Esta imprevisibilidad respecto del rumbo de la política macroeconómica alimenta la desconfianza de los agentes y refuerza la inestabilidad financiera del país.

Cada esquema cambiario implementado conlleva ganadores y perdedores en términos de la configuración de los precios relativos, ya sea por su impacto en la distribución del ingreso entre sectores transables y no transables [Rodrik \(2008\)](#), con implicancias relevantes en materia de crecimiento económico, como también en relación con la distribución funcional del ingreso entre salarios, rentas y beneficios. Estas tensiones distributivas dificultan la construcción de reglas estables y sostenibles en el tiempo, y generan recurrentes episodios de cambio de régimen.

Desde la experiencia de la convertibilidad en adelante, Argentina ha transitado por distintos regímenes de tipo de cambio fijo —en los hechos—, interrumpidos por saltos discretos en la paridad y fases de flotación, generalmente impuestas en contextos de crisis, episodios de pánico financiero o ataques especulativos que aceleraron la pérdida de reservas internacionales del Banco Central.

A esta dinámica inestable se suma un condicionante estructural adicional: la dominancia fiscal persistente, que potencia las restricciones propias del trilema monetario. La evidencia internacional sugiere que resulta extremadamente difícil compatibilizar un régimen de tipo de cambio fijo con la presencia de desequilibrios fiscales crónicos. Como señala [Togo \(2007\)](#), cuando la política de deuda y la política monetaria se encuentran subordinadas de manera permanente a las necesidades de financiamiento del sector público, el riesgo sistémico tiende a incrementarse progresivamente. En particular, un salto discrecional del tipo de cambio aumenta abruptamente el peso relativo de los servicios de la deuda externa sobre el producto, deteriorando aún más las condiciones de acceso al crédito internacional. Frente a este escenario, la falta de financiamiento genuino suele

ser compensada mediante un mayor recurso al señoreaje. En Argentina, este proceso ha derivado en un patrón estructural donde la emisión monetaria destinada a financiar el déficit fiscal crónico se ha convertido en una fuente recurrente y endógena de inestabilidad cambiaria.

El carácter bimonetario de la economía argentina, combinado con la prevalencia de un régimen de dominancia fiscal, convierte en inestable la solución Confianza-Ajuste planteada por Krugman. Incluso en escenarios donde se sacrifica la liquidez mediante mecanismos de represión financiera —como el control de cambios o cepo cambiario, implementado con distintas intensidades en los últimos años— el país no logra consolidar un régimen de estabilidad cambiaria sostenible.

Esta fragilidad estructural para afrontar el trilema de Mundell-Fleming responde, en última instancia, a que la demanda especulativa de dinero está gobernada por las expectativas de devaluación, en un contexto institucional débil donde los agentes conocen la baja credibilidad de las reglas de juego vigentes y la facilidad con que estas suelen ser modificadas. Cuando los agentes económicos perciben que el tipo de cambio oficial se encuentra apreciado —es decir, por debajo de su valor de equilibrio de mercado—, se coordinan los incentivos a demandar divisas al tipo de cambio subsidiado en el mercado oficial, acelerando la pérdida de reservas internacionales y precipitando una corrección abrupta de la paridad.

La interacción entre una demanda de dinero especulativa guiada por expectativas devaluatorias; un esquema cambiario que funciona como ancla nominal de los precios; una dinámica de dominancia fiscal financiada mediante emisión monetaria; y la insuficiencia crónica de reservas internacionales en el Banco Central, configura un escenario macroeconómico particularmente propenso a episodios recurrentes de inestabilidad financiera y corridas cambiarias.

Para comprender en mayor profundidad las restricciones que impone el trilema clásico en una economía bimonetaria, resulta particularmente útil recurrir a la Hipótesis de la Inestabilidad Financiera formulada por [Minsky \(1976, 1992\)](#). Minsky extiende el enfoque keynesiano de la demanda especulativa de dinero al incorporar el precio de los activos financieros —y no solo la tasa de interés— como variable determinante en la preferencia por la liquidez. En contextos de estabilidad, el acceso al crédito se amplía y los agentes tienden a asumir mayores niveles de riesgo, financiando la adquisición de activos motivados sobre la base de expectativas optimistas respecto de los flujos de fondos futuros. Sin embargo, cuando dichas expectativas se revierten, el ciclo se invierte: los agentes buscan refugio en la liquidez, liquidan posiciones en activos cuyo valor colapsa, y las empresas más apalancadas enfrentan dificultades crecientes para refinanciar sus pasivos, dando lugar a episodios de crisis de endeudamiento e inestabilidad sistémica.

Este trabajo propone una demanda de dinero “a la Minsky” aplicada al caso argentino, donde el precio esperado del dólar funciona como el valor futuro del principal activo financiero de la economía. En este esquema, como el efecto sustitución es dominante la anticipación de una suba en la paridad cambiaria incentiva a los agentes con acceso al crédito a endeudarse en moneda local para adquirir divisas. Esta lógica especulativa se manifiesta empíricamente en diversas formas: importadores que adelantan compras financiadas en pesos, exportadores que acceden al crédito bancario para demorar la liquidación de divisas en busca de un tipo de cambio más favorable, o comerciantes que diferren pagos a proveedores para dolarizarse ante la incertidumbre. Cuando las expectativas devaluatorias se intensifican, estos comportamientos se profundizan, la demanda de dólares se acelera, colapsa la demanda de dinero, y el Banco Central se ve obligado a sacrificar crecientes volúmenes de reservas internacionales, en una dinámica que, en general, culmina con un ajuste abrupto del tipo de cambio.

Hipótesis del Trabajo

Este estudio plantea dos hipótesis principales:

1. **Las expectativas de devaluación son el principal determinante de la demanda especulativa de dinero en Argentina.**

Para evaluar esta hipótesis, se parte de la ecuación original de la demanda de dinero propuesta por Minsky (1), adaptándola para el caso argentino (2). Además de las variables tradicionales, como el nivel de actividad Y_t y la tasa de interés i_t , se incorporan las expectativas que los agentes forman sobre el tipo de cambio futuro $E_t(e_{t+k})$ con $k > 0$.

En su formulación original, Minsky incluye un término relativo a la volatilidad financiera F_t , el cual, en este caso, se asume contenido en el propio proceso de formación de expectativas de devaluación.

$$M_t^d = L_1(Y_t) + L_2(i_t, P_t) + L_3(F_t) \quad (1)$$

$$M_t^d = L_1(Y_t) + L_2(i_t) + L_3[E_t(e_{t+k})] \quad (2)$$

2. **La demanda de dinero cambia de comportamiento según el nivel de reservas netas del BCRA, volviéndose fuertemente inelástica a la tasa de interés en la zona crítica.**

Para evaluar esta hipótesis, se propone un modelo de umbrales siguiendo el enfoque de Hansen (2000). En este modelo, se estima un punto crítico en el stock de reservas netas del BCRA (R^*) a partir del cual se produce un cambio significativo en los determinantes de la demanda de dinero.

Si la hipótesis se confirma, el resultado será una función de demanda segmentada en dos regímenes:

- **Régimen de altas reservas:** La tasa de interés se mantiene como el principal determinante de la demanda de dinero, mientras que los desalineamientos cambiarios pierden relevancia.
- **Régimen de bajas reservas:** La demanda de dinero se vuelve altamente inelástica a la tasa de interés, mientras que las expectativas de devaluación adquieren un peso predominante.

Matemáticamente, el modelo se expresa como:

$$M_t^d = \begin{cases} \beta_0^1 + \beta_1^1 X_t + \varepsilon_t^1, & \text{si } Reservas_t \leq R^* \\ \beta_0^2 + \beta_1^2 X_t + \varepsilon_t^2, & \text{si } Reservas_t > R^* \end{cases} \quad (3)$$

3 Estudios Aplicados y metodología econométrica

Existen varios antecedentes de la inclusión del tipo de cambio como determinante fundamental de la demanda de dinero en estudios aplicados. [McNown and Wallace \(1992\)](#) muestran que la estabilidad de largo plazo de M2 en EE.UU. requiere incluir el tipo de cambio. [Wu \(2009\)](#) observa que en China las expectativas de apreciación del renminbi afectan más la demanda de dinero que la tasa de interés, mientras que [Bahmani-Oskooee et al. \(2020\)](#) encuentran que en Albania el tipo de cambio es determinante junto al ingreso y la inflación.

Los efectos del tipo de cambio sobre la demanda de dinero también varían según el país y el régimen cambiario. [Howard \(2002\)](#) encuentra que en Jamaica predomina un efecto riqueza, donde la depreciación aumenta la demanda de dinero, mientras que en Vietnam, [Ho and Saadaoui \(2021\)](#) identifican un efecto sustitución, donde los agentes demandan activos en moneda extranjera ante una depreciación. [Levy Yeyati \(2021\)](#) estudia los procesos de dolarización y desdolarización en América Latina, destacando el papel de la estabilidad del tipo de cambio real y la credibilidad de la política monetaria.

La relación entre los desalineamientos cambiarios, las expectativas de devaluación y su impacto en la demanda de dinero ha sido ampliamente estudiada en la literatura.

[Kemme and Roy \(2006\)](#) advierten que los atrasos en el tipo de cambio pueden anticipar devaluaciones abruptas. [Glick and Hutchison \(2011\)](#) utilizan un índice de sobrevaluación cambiaria para explicar crisis cambiarias. [Dudzich \(2021\)](#) demuestra que los desalineamientos cambiarios predijeron saltos devaluatorios en las repúblicas de la ex URSS. Más recientemente, [Uz Akdogan \(2023\)](#) incorpora explícitamente estos desalineamientos en la ecuación de demanda de dinero para países europeos en desarrollo y encuentra estabilidad bajo especificaciones no lineales.

Para América Latina, [Garcia-Cicco et al. \(2022\)](#) estiman la demanda de dinero para Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Uruguay, incluyendo el ingreso, la tasa de interés y el tipo de cambio como determinantes. En todos los casos se observan elasticidades positivas para el ingreso, negativas para la tasa y variables para el tipo de cambio. En la misma publicación, los autores realizan un relevamiento de 13 estudios entre los años 2011-2020 en distintos países. En todos los casos se observa una relación negativa entre la tasa de interés y la demanda de dinero, mientras que la relación con el nivel de actividad es positiva. Sin embargo, el tipo de cambio no fue incluido en la mayoría de los trabajos.

3.1 Evidencia empírica en Argentina

En Argentina, la inestabilidad macroeconómica ha motivado múltiples estudios sobre la demanda de dinero. [Choudhry \(1995\)](#) analiza la estabilidad de largo plazo en Argentina, Israel y México desde los años 70 hasta finales de los 80 en contextos de alta inflación, encontrando que la demanda de dinero es estable cuando se incluyen la tasa de inflación y la depreciación cambiaria.

[Kamin and Ericsson \(2003\)](#) sostienen que, tras los procesos hiperinflacionarios, la dolarización y el bajo nivel de demanda de dinero en pesos se volvieron estructurales, sin revertirse con la estabilización de la convertibilidad. A través de un análisis de cointegración, identifican un efecto ratchet donde la caída en la demanda de pesos es permanente debido a la pérdida de confianza en la moneda local. Sus resultados muestran que la reducción en la demanda de dinero coincide con el stock estimado de activos en dólares dentro del país, apoyando la hipótesis de una dolarización irreversible.

En estudios posteriores, [Ahumada and Garegnani \(2012\)](#) incorporan el tipo de cambio en sus modelos, encontrando relaciones de cointegración donde el nivel de actividad económica impacta positivamente y la tasa de interés negativamente en la demanda de dinero. Sin embargo, detectan un efecto riqueza en el que una devaluación incrementa el valor del patrimonio en moneda local, elevando la demanda de dinero.

[Vilca et al. \(2020\)](#), en un análisis de América Latina, confirman la estabilidad de largo plazo de la demanda de dinero en Argentina frente a los factores tradicionales como el nivel de actividad, la tasa de interés y el tipo de cambio. Más recientemente, [De la Vega](#)

et al. (2024) emplea modelos VEC (Vector de Corrección de Errores) para estudiar la evolución de los precios, encontrando estabilidad en la demanda de dinero. Estos estudios identifican elasticidades positivas respecto al nivel de actividad económica, mientras que los resultados sobre la tasa de interés son mixtos, sugiriendo una relación más compleja y dependiente del contexto.

3.2 Metodología Econométrica

Desde la década de 1990, el estudio de la demanda de dinero ha cobrado impulso con el desarrollo de los métodos de cointegración y los avances computacionales. La metodología dominante ha sido el enfoque de Johansen, aplicado con distintas especificaciones en diversos países. Hasta la actualidad, los modelos VECM continúan siendo la herramienta más utilizada. Garcia-Cicco et al. (2022) en su relevamiento de estudios realizados sobre América Latina, muestra que predomina el uso del método de cointegración de Johansen y Engle-Granger para construir modelos de corrección de errores. En algunos casos, cuando las series cointegran, se emplea FMOLS (Fully Modified OLS) para corregir sesgos por correlación serial o endogeneidad, aunque en este trabajo no se incluyó, dado que no introduce mejoras sustanciales frente a OLS y VECM.

Cuando la demanda de dinero presenta discontinuidades, la literatura ha desarrollado distintos enfoques econométricos que permiten capturar cambios de régimen y no linealidades en la dinámica del sistema. Entre estos, los Threshold Vector Autoregression (TVAR), una extensión de los VAR con umbrales, y los Smooth Transition Autoregressive (STAR), que permiten una transición gradual entre regímenes, han sido ampliamente utilizados. Asimismo, cuando existe evidencia de cointegración, se han implementado los Threshold Vector Error Correction Models (TVECM), que permiten modelar diferencias en la velocidad de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo. En todos estos casos, la relación entre las variables económicas se ajusta en función de un umbral endógeno o exógeno, lo que permite representar de manera más realista los cambios estructurales en la demanda de dinero (Chen and Wu, 2005; Switzer and Picard, 2016; Bahmani-Oskooee et al., 2020; Uz Akdogan, 2023).

En economías altamente volátiles como Argentina, donde las expectativas y los agregados macroeconómicos experimentan cambios abruptos, los modelos tradicionales como el VECM resultan insuficientes para capturar estas dinámicas. En este contexto, los modelos de regresión con umbrales representan una alternativa más flexible y adecuada.

Entre las distintas metodologías de umbrales endógenamente determinados, el enfoque de Hansen (1996 y 2000) ofrece varias ventajas. Primero, permite cambios abruptos entre regímenes, lo que lo hace más apropiado para Argentina en comparación con los modelos STAR, que asumen una transición gradual. Segundo, a diferencia del TVECM, no impone

la restricción de cointegración, sino que segmenta la muestra en distintos regímenes según la variable umbral. Finalmente, su simplicidad lo hace superior al TVAR, tanto en su estimación como en la interpretación de resultados.

Dado este marco, para el caso de Argentina se optó por el modelo de umbrales de Hansen (2000) en lugar del TVECM o los modelos STAR ya que ambos representan el ajuste gradual, mientras que el enfoque de Hansen permite capturar cambios disruptivos en la demanda de dinero, proporcionando una representación más realista de la dinámica monetaria en un entorno de alta volatilidad e incertidumbre.

El método de Hansen (2000) determina el umbral de manera endógena mediante un proceso de optimización, en el que estima un conjunto continuo de regresiones lineales en función de la distribución de la variable umbral, en este caso, el stock de reservas netas. Si se identifica un umbral en esta variable, los coeficientes de la regresión cambian a partir de ese punto. La principal ventaja de este enfoque es que no requiere fijar un umbral arbitrario, sino que lo determina endógenamente minimizando la suma de cuadrados residuales (SSR) y maximizando la diferenciación entre regímenes.

Varios estudios han aplicado la metodología de Hansen (2000) para identificar umbrales en relaciones macroeconómicas:

- Khan et al. (2006), los autores utilizan explícitamente la metodología de Hansen para investigar la relación entre *inflación y crecimiento*, identificando niveles óptimos de inflación según el grado de desarrollo del país.
- Kose et al. (2009), en un estudio publicado en el *NBER*, muestran que la *integración financiera impulsa el crecimiento solo cuando el sistema financiero supera un umbral crítico*. Aunque evalúa el método de Hansen para estimar el umbral de forma endógena, opta por el método Generalizado de los Momentos (GMM).
- Cecchetti et al. (2011) Investigaron el impacto de la deuda pública en el crecimiento económico, encontrando que niveles de deuda superiores al 85 % del PIB están asociados con tasas de crecimiento más bajas.
- Greenidge and Drakes (2012) concluyen que la *deuda pública en el Caribe* se vuelve perjudicial más allá de un determinado umbral.
- Cuestas et al. (2020) utilizan Panel Threshold Regression (PTR) que es una extensión de los umbrales de Hansen (2000), encontrando evidencia de que los desalineamientos del tipo de cambio afectan negativamente la tasa de crecimiento en nueve países de Europa del Este.

En la Tabla 1., a continuación, se resumen las principales estrategias econométricas discutidas en el marco de la estimación de la demanda de dinero teniendo en cuenta distintos

criterios de comparación como el requisito de estacionariedad, cointegración, la flexibilidad no lineal, etc.

Cuadro 1: Comparación de Metodologías Econométricas

Criterio	VECM	TVECM	TVAR	Umbrales de Hansen	STAR	OLS	FMOLS
Objetivo	Largo plazo con ajuste de corto plazo	No linealidades en el ajuste	Cambios de régimen en VAR	Cambios estructurales	Transición suave entre regímenes	Estimación lineal	Corrige sesgos en cointegración
Estacionariedad	Variables I(1) y cointegradas	I(1) con cambios de régimen	I(0) o I(1), cambia por umbral	I(0) o I(1)	I(0) o I(1) con transición gradual	I(0) (estacionarias)	I(1) cointegradas
Cointegración	Requiere cointegración	Requiere con umbrales	No obligatoria	No obligatoria	No obligatoria	No requiere	Requiere
Corrección de Errores	Sí	Sí, varía por régimen	No	No	No	No	No
Endogeneidad	Puede corregirse con IV	Se maneja en el sistema	Se maneja en el sistema con regímenes	No corrige	Se maneja en la transición	No corrige	Corrige
Tratamiento del Umbral	No aplica	Endógeno. Determina cambios en el ajuste	Endógeno. Define cambios de régimen	Endógeno. Define segmentación de la muestra	Endógeno. Función continua que varía entre regímenes	Exógeno	No aplica / Exógeno
Correlación Serial	Sí, en sistema	Sí, dentro de cada régimen	Sí, en cada régimen VAR	No explícito	Parcialmente, en la transición	No explícito	Corrige
Flexibilidad No Lineal	No	Sí, con umbrales	Sí, cambios de régimen en VAR	Sí, segmentación	Sí, transición suave entre regímenes	No	No
Casos de Uso	Largo plazo con corrección	Ajustes diferenciados por regímenes	VAR con estructura no lineal	Cambios estructurales en la relación entre variables	Modelos de transición gradual en macroeconomía	Estimaciones básicas	Modelos cointegrados robustos

4 Una primera aproximación: el análisis descriptivo

El estudio de la demanda de dinero en Argentina a partir de los agregados monetarios M0, M2 y M3 permite identificar cuatro etapas diferenciadas en el periodo analizado. Estas etapas reflejan cambios estructurales en la macroeconomía del país, determinados por el tipo de cambio real multilateral (TCRM), la acumulación de reservas y la evolución de las tasas de interés.

En términos generales se puede advertir una dinámica recurrente de caídas y recuperaciones en la demanda de dinero en Argentina, estrechamente vinculada a la evolución

de las reservas internacionales, los desequilibrios del tipo de cambio real y los intentos de la política monetaria por contener el desarme de la demanda de dinero en los meses previos a las devaluaciones.

Las caídas suelen ocurrir en contextos de atraso cambiario y pérdida de reservas, donde los intentos de contención monetaria mediante el aumento de tasas de interés han resultado, en la mayoría de los casos, insuficientes para evitar devaluaciones abruptas. Por otro lado, las recuperaciones de la demanda de dinero se asocian a una rápida acumulación de reservas internacionales que suele darse luego de una corrección del tipo de cambio, como sucedió tras la salida del régimen de convertibilidad.

1. Crisis de la Convertibilidad y Caída de la Demanda de Dinero (1999-2002)

Entre noviembre de 1999 y noviembre de 2001, la demanda real de dinero registró una caída promedio del 38 % en los tres principales agregados monetarios. Este período estuvo caracterizado por un fuerte atraso cambiario, que alcanzó un 69 % antes de la devaluación de 2001, y una marcada reducción en las reservas netas del Banco Central, que tocaron un mínimo de USD -5.111 millones en septiembre de 2001.

El atraso cambiario del régimen de convertibilidad se tornó crítico e insostenible a partir de 1999, cuando Brasil abandonó el Plan Real y devaluó su moneda en un 65 %, pasando de 1.21 a 2 reales por dólar. Al ser el país vecino el principal socio comercial de Argentina, esta devaluación impactó directamente en la competitividad externa, profundizando el desbalance del sector externo.

Para evitar la devaluación que finalmente ocurrió en enero de 2002, la política monetaria implementó una estrategia de carry-trade, elevando las tasas de interés en un intento de sostener la paridad cambiaria. En los meses previos a la crisis, la política monetaria elevó la tasa de interés efectiva hasta llegar al 6 % mensual en dólares, una estrategia que resultó insuficiente para contener las crecientes tensiones cambiarias y la pérdida de confianza en el sistema.

2. Recuperación postconvertibilidad (2002-2008)

Tras la salida de la convertibilidad, la demanda de dinero registró una enérgica recuperación impulsada por un TCRM depreciado y una acumulación persistente de reservas internacionales, que alcanzaron un pico de USD 50.468 millones en el año 2008, previo a la crisis internacional de 2009 que marca el final de esta etapa.

Durante este período, la estabilidad macroeconómica, el crecimiento del PIB y el esquema de tipo de cambio real alto sostuvieron la demanda de dinero. Sin embargo, las tasas de interés reales negativas durante todo el periodo, tendencia que se profundizaría en la etapa siguiente, en alguna medida disuadieron incrementos adicionales en la demanda

de dinero.

3. Estancamiento prolongado (2008-2018)

A partir de 2008, la demanda de dinero entró en una fase de estancamiento, en un contexto marcado por episodios de corrección del atraso cambiario a través de devaluaciones (2014, 2015, 2018 y 2019) y una progresiva pérdida de reservas internacionales.

Las reservas netas del Banco Central cayeron drásticamente, pasando de un máximo de USD 43.000 millones en marzo de 2008 a niveles cercanos a USD 4.000 millones en diciembre de 2015. En cuanto a la demanda de dinero, el agregado M3 sufrió una caída significativa entre su máximo de 2012 y su mínimo de 2016, antes de recuperarse parcialmente hasta la devaluación de agosto de 2018.

A diferencia de la fase de recuperación previa, en la que las reservas internacionales se fortalecieron gracias al saldo positivo de la cuenta corriente, la recomposición observada entre 2016 y 2017 estuvo impulsada exclusivamente por ingresos de la cuenta capital y financiera del balance de pagos, reflejando el impacto de la entrada de capitales y acuerdos de financiamiento externo. De hecho, el desequilibrio de la cuenta corriente del balance de pagos alcanzó el máximo del periodo en torno a 5 % del PBI.

Finalmente, hacia el final de la etapa en diciembre de 2019 con el cambio de gobierno, la crisis macroeconómica se profundizó con una caída abrupta de la demanda de dinero y una nueva reducción de las reservas netas del BCRA a menos de USD 11.000 millones. En esta ocasión, al igual que en 2001, la política monetaria intentó contener la demanda con aumentos en la tasa de interés nominal y en relación a la tasa de devaluación, pero sin éxito en evitar una nueva corrección cambiaria.

4. Contracción Post-Pandemia y Crisis Cambiaria (2020-2023)

En la fase más crítica de la pandemia se observa una caída del 39 % en la demanda de dinero si se compara contra el último máximo local de mayo de 2018. Tras una recuperación temporal post-pandemia, la demanda de dinero volvió a deteriorarse progresivamente, en un contexto de nuevo atraso cambiario (41 % antes de la devaluación de 2023) y reservas netas persistentemente negativas, con un mínimo de USD -11.500 millones registrado al momento del cambio de gobierno en diciembre de 2023. Durante este período, la demanda de dinero (M3) se redujo aproximadamente un 42 % entre su punto máximo en octubre de 2020 y el valor registrado en noviembre de 2023. La política monetaria intentó nuevamente contener la situación mediante subas en la tasa de interés, sin lograr evitar la devaluación que finalmente se produjo en el mes de diciembre.

4.1 El rol de los pasivos remunerados y el carry trade

La contracción del nivel de actividad y en particular de la demanda de dinero iniciada en 2018 estuvo estrechamente ligada al crecimiento de los pasivos remunerados del BCRA, que llegaron a duplicar la base monetaria en el momento de la corrección cambiaria. Las devaluaciones de 2018-2019 no fueron tanto una respuesta a la corrección de un atraso cambiario, sino una estrategia para licuar estos pasivos. Durante este período, el carry trade atrajo capitales externos que aprovechaban el arbitraje de las elevadas tasas de interés locales, mientras el BCRA esterilizaba la expansión monetaria mediante la emisión de LEBACs.

Además, el endeudamiento del Tesoro en los mercados de capitales para financiar un déficit fiscal del orden del 5 % del PBI constituyó otra fuente de expansión monetaria. El mecanismo operaba de la siguiente manera: el Tesoro emitía deuda en dólares, la convertía en pesos a través del BCRA y, posteriormente, la autoridad monetaria absorbía la liquidez excedente mediante la colocación de letras. Este esquema funcionó hasta principios de 2018, cuando Argentina perdió nuevamente el acceso al financiamiento externo, lo que disparó las expectativas de devaluación, aceleró la salida de capitales y aumentó la presión sobre el mercado cambiario.

Entre 2021 y 2023, el problema de los pasivos remunerados resurgió con la expansión de LELIQs y pases pasivos, instrumentos utilizados para absorber la liquidez generada por la asistencia del BCRA al Tesoro en un contexto de persistente déficit fiscal. Antes de la devaluación de diciembre de 2023, estos pasivos alcanzaban un nivel que triplicaba la base monetaria.

En este período, el carry trade reapareció, aunque bajo un esquema de controles de capitales. Para contener la demanda de dólares en el mercado paralelo, se implementaron tasas de interés positivas, incentivando la permanencia de los fondos en instrumentos en pesos. Sin embargo, esta estrategia tuvo como contrapartida un crecimiento insostenible del pasivo del BCRA debido a la acumulación de intereses devengados, incrementando las vulnerabilidades del esquema monetario y financiero.

4.2 El déficit fiscal y la demanda de dinero

La relación entre la demanda de dinero y el equilibrio fiscal es un factor clave en el período analizado. Entre enero de 2003, cuando el BCRA comenzó a publicar los agregados monetarios diarios, y diciembre de 2023, la emisión monetaria destinada a financiar al Tesoro representó el 62 % de la expansión de la base monetaria. Esta tendencia se acentuó a partir de 2008, con la pérdida del equilibrio fiscal, dando lugar a un déficit promedio anual del 4 % del PBI entre los años 2011 y 2023.

Cuando se analizan los factores de expansión de la base monetaria, se advierte que

hasta 2008, la expansión monetaria respondía principalmente a la compra de divisas por parte del BCRA. Sin embargo, a partir de 2009, el déficit fiscal se convirtió en el principal factor de crecimiento de la base monetaria. Durante el período 2016-2018, hubo un breve cambio en la dinámica: la expansión de la base estuvo impulsada por la compra de divisas provenientes de la cuenta de capitales del balance de pagos, cuyo principal destino volvió a ser el financiamiento del Tesoro.

Con la irrupción de la pandemia, el desequilibrio fiscal se profundizó, acelerando la emisión monetaria para cubrirlo, un proceso que continuó hasta el final del período analizado. Entre 2022 y la devaluación de 2023, el principal factor de expansión de la base monetaria fueron los intereses generados por los instrumentos remunerados del BCRA, reflejando el impacto del "efecto bola de nieve" derivado de las tasas de interés reales positivas. Estas tasas fueron utilizadas como herramienta para contener la devaluación y sostener la demanda de dinero, pero terminaron amplificando las fragilidades del esquema monetario.

Es probable que la expansión de la base monetaria destinada al financiamiento del Tesoro haya sido un factor determinante en el desequilibrio monetario del período. En la medida en que el crecimiento de la emisión no fue acompañado por un incremento en la propensión de los agentes a mantener liquidez en moneda local, se generó un desajuste estructural entre la oferta y la demanda de dinero. Este diferencial entre la liquidez inyectada y la que los individuos estaban dispuestos a mantener pudo haber intensificado las tensiones en el mercado de cambios, exacerbadas por la persistencia de tasas de interés reales negativas durante la mayor parte del período.

5 Datos

El análisis empírico se basa en datos de frecuencia mensual para el período comprendido entre enero de 1997 y diciembre de 2023. La elección de este rango temporal responde a diversas razones tanto económicas como metodológicas. En términos económicos, el período comienza antes de la recesión de 1998 y la devaluación del real brasileño en 1999, eventos que representaron un fuerte shock para el régimen de convertibilidad y profundizaron el desalineamiento cambiario preexistente. Además, a partir de 1997, el Banco Central de la República Argentina (BCRA) comenzó a publicar el Tipo de Cambio Real Multilateral (TCRM), lo que facilita la replicabilidad del análisis. El período se extiende hasta diciembre de 2023, cuando se produjo una devaluación del 120 % del peso tras el cambio de gobierno, marcando un punto de inflexión en la política cambiaria y monetaria.

Las variables utilizadas provienen de fuentes oficiales, principalmente del BCRA, y se expresan en términos reales a precios de enero de 1997. Para la deflactación, se construyó

un Índice de Precios al Consumidor (IPC) a partir de tres fuentes: IPC-GBA del INDEC hasta 2005, IPC de la provincia de San Luis entre 2006 y 2016, y IPC del INDEC desde 2017 en adelante. En cuanto a los agregados monetarios, se emplean las definiciones más utilizadas en la literatura: M0 (Base Monetaria), que incluye el circulante en poder del público y los encajes bancarios; M2, que suma a M0 los depósitos a la vista no remunerados; y M3, que incorpora a M2 los depósitos a plazo fijo. Tanto el EMAE como los agregados monetarios se encuentran expresados en logaritmos y las series están desestacionalizadas.

Los desalineamientos del Tipo de Cambio y la tasa de interés efectiva anual, se encuentran expresados en porcentajes, lo que en términos del modelo se traduce como semielasticidades.

Las reservas internacionales se consideran en términos netos, descontando los depósitos mínimos en el BCRA, la deuda con organismos internacionales y otros pasivos relevantes. Se toman del balance semanal del BCRA, computadas al tipo de cambio oficial, y se registra el último valor disponible de cada mes.

Variable	Descripción
M0	Agregado monetario M0 en términos reales. Incluye billetes y monedas en poder del público, cheques cancelatorios y encajes en el BCRA.
M2	Agregado monetario M2 en términos reales. Incluye M0 más cajas de ahorro y cuentas corrientes.
M3	Agregado monetario M3 en términos reales. Incluye M2 más depósitos a plazo.
IPC	Índice de Precios al Consumidor (IPC). Series empalmadas, base 1997.
Tasa de interés	Tasa efectiva anual para plazos fijos en pesos.
Expectativas de Devaluación	Desalineamiento del TCRM.
EMAE	Indicador Mensual de la Actividad Económica. Series empalmadas.
Reservas Netas	Reservas brutas menos encajes en dólares en el BCRA, obligaciones con organismos internacionales y otros pasivos.

Cuadro 2: Descripción de las variables utilizadas en el análisis

6 Desalineamientos Cambiarios y Expectativas de Devaluación

Un punto central de este trabajo es identificar los desalineamientos del tipo de cambio (atraso) con las expectativas de devaluación en un contexto de falta de reservas en el Banco Central. La intuición del argumento es clara: cuando los agentes económicos perciben que la moneda extranjera está subvaluada y que la autoridad monetaria carece de los recursos suficientes para sostener la paridad cambiaria, se genera una expectativa generalizada de corrección inminente. Como resultado, los agentes anticipan una devaluación y buscan protegerse, aumentando la demanda de divisas y acelerando el proceso de dolarización.

Respecto a la cuestión metodológica, un punto no menor es que dadas las restricciones sobre los flujos de capital en Argentina en el periodo de estudio, inferir las expectativas de devaluación a partir del diferencial de tasas entre la local con la de referencia internacional no posible en la medida que se interrumpen los mecanismos de arbitraje.

La literatura ha estudiado ampliamente el impacto macroeconómico de los desalineamientos del tipo de cambio. [Edwards \(1989\)](#) muestra que estos generan presiones de corrección a través del balance de pagos, afectando la estabilidad macroeconómica. Por su parte, [Schmukler and Servén \(2002\)](#) destacan que los desalineamientos del tipo de cambio real pueden alimentar expectativas de devaluación cuando las políticas cambiaria y macroeconómica resultan insostenibles, lo que distorsiona la inversión, el consumo y la asignación de recursos, aumentando la vulnerabilidad financiera y la probabilidad de ajustes abruptos en el régimen cambiario.

En Argentina, estas distorsiones se han manifestado en una menor liquidación de exportaciones, acumulación de inventarios de importaciones, mayor demanda de dólares en el mercado paralelo y cambios en las decisiones de consumo e inversión. Estas dinámicas se intensifican cuando los desalineamientos se combinan con factores objetivos, como la insuficiencia de reservas en el Banco Central, incrementando la probabilidad de una corrección cambiaria inminente.

6.1 Determinación del Tipo de Cambio de Equilibrio

La literatura ha desarrollado diversas conceptualizaciones del Tipo de Cambio de Equilibrio (TCE) según el enfoque analítico adoptado. [Robinson \(1947\)](#) plantea que el TCE es una "quimera", en el sentido de que no existe un valor único y determinado, sino que dentro de un amplio rango, cualquiera puede ser valor dependiendo de múltiples factores dentro de un marco de equilibrio general, tales como la demanda efectiva, la tasa de interés y los salarios monetarios. Por su parte, [Nurkse \(1945\)](#) define el TCE como aquel que permite mantener el equilibrio de la balanza de pagos de manera sostenible en el tiempo, asegurando la estabilidad externa sin generar desequilibrios persistentes.

Finalmente, [Williamson \(1994\)](#) introduce el concepto de Tipo de Cambio de Equilibrio Fundamental (FEER, Fundamental Equilibrium Exchange Rate), enfatizando que el TCE debe ser compatible con un balance externo sostenible sin comprometer el pleno empleo ni la estabilidad de precios.

Para estimar los desalineamientos del tipo de cambio real respecto a su nivel de largo plazo, expresamos el tipo de cambio real de equilibrio $\bar{E}_t$ como una función de variables fundamentales: los términos del intercambio (TIT_t), la productividad relativa (P_t), el gasto público (G_t), el resultado fiscal (F_t) y el stock de deuda externa (D_t):

$$\bar{E}_t = f(TIT_t, P_t, G_t, F_t, D_t). \quad (4)$$

6.2 Determinantes del Tipo de Cambio de Equilibrio

La relación entre los términos del intercambio y el tipo de cambio ha sido ampliamente discutida en la literatura ([Harberger, 1950](#); [Froot and Rogoff, 1995](#)). Un incremento permanente en los términos del intercambio genera un efecto ingreso que aumenta la demanda de bienes transables y no transables, lo que llevaría a una apreciación del tipo de cambio real en presencia de Paridad del Poder Adquisitivo (PPA). No obstante, si los agentes esperan que el shock de precios relativos sea transitorio, podrían postergar el consumo, lo que generaría una depreciación del tipo de cambio real. Estudios previos sobre Argentina ([Bastourre et al., 2008](#)) coinciden en que los términos del intercambio son la variable más importante para explicar los desalineamientos del TCR.

La inclusión de la productividad relativa como determinante del tipo de cambio se basa en el efecto Balassa-Samuelson. Esta hipótesis plantea que un incremento en la productividad relativa en el sector transable genera una apreciación del tipo de cambio real debido al encarecimiento de los bienes no transables. Según [Błaszczewicz et al. \(2004\)](#) esta relación genera desviaciones persistentes del TCR respecto a la PPA debido a diferencias en la productividad laboral entre sectores. Sin embargo, [Gubler and Sax \(2019\)](#), mediante un modelo de datos de panel para países de la OCDE (1970-2008), encuentran que el efecto no es robusto para la mayoría de los países, e incluso identifican que un aumento en la productividad de bienes transables tiende a depreciar el tipo de cambio real.

En cuanto a las variables fiscales, distintos autores ([Edward, 1994](#); [MacDonald, 1997](#)) han considerado su inclusión en los modelos de tipo de cambio de equilibrio. Desde la perspectiva del modelo Mundell-Fleming, un ajuste del gasto que incremente el ahorro interno reduciría la tasa de interés real doméstica, promoviendo una depreciación del tipo de cambio real debido a la salida de capitales. Por otro lado, modelos basados en la composición stock-flujo del balance de pagos como [Frenkel and Mussa \(1985\)](#) sostienen que la consolidación fiscal permanente podría atraer capitales y provocar una apreciación del

tipo de cambio real. En este estudio, se consideran tanto el gasto público como el equilibrio fiscal, dado que en Argentina la monetización recurrente del déficit fiscal ha generado excesos de liquidez que han contribuido a la depreciación del peso. Adicionalmente, se incorpora la deuda externa como una variable de stock que refleja los desequilibrios fiscales acumulados, dada su relevancia en la sostenibilidad de las finanzas públicas en Argentina.

6.3 Estimación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio

Dado que todas las series analizadas son integradas del mismo orden $I(1)$ y el test de Johansen confirma la existencia de al menos una relación de cointegración, se estima la ecuación (5) mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) para capturar la relación de largo plazo entre las variables. Se utilizan los valores de tendencia obtenidos mediante el filtro de Hodrick-Prescott.

$$\bar{E}_t = \beta_0 + \beta_1 T \bar{I} T_t + \beta_2 \bar{P}_t + \beta_3 \bar{G}_t + \beta_4 \bar{F}_t + \beta_5 \bar{D}_t + u_t. \quad (5)$$

Un aspecto relevante de los modelos BEER es que asumen que los valores de tendencia de las variables fundamentales se corresponden con sus valores de equilibrio de largo plazo, lo cual no necesariamente es cierto. Es decir que los valores de tendencia pueden no reflejar una dinámica de convergencia interna entre las variables de un sistema.

En el Anexo I se presentan los resultados de las regresiones, las pruebas de raíz unitaria, el test de Johansen y los coeficientes de la relación de cointegración.

7 Estimación Econométrica de la Demanda de Dinero

Una vez obtenidos los desalineamientos del tipo de cambio real multilateral, se procede a estimar la ecuación de la demanda de dinero, la cual depende del nivel de actividad $EMAE_t$, de la tasa de interés i_t y de las expectativas de devaluación del tipo de cambio $E_t(e_{t+1})$.

Como se explicó previamente, acorde a la hipótesis de trabajo, se parte de la ecuación original propuesta por Minsky (Ec. 6), para obtener una expresión adaptada para Argentina (Ec. 7), donde además de las variables tradicionales del nivel de actividad y tasa de interés (Y_t, i_t) , se incluyen las expectativas de tipo de cambio futuro $E_t(e_{t+1})$ como el precio esperado del activo financiero dominante en la economía local.

$$M_t^d = L_1(Y_t) + L_2(i_t, P_t) + L_3(F_t) \quad (6)$$

$$M_t^d = L_1(Y_t) + L_2(i_t) + L_3[E_t(e_{t+1})] \quad (7)$$

Acorde con la teoría económica, esperamos que $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ y, respecto a β_3 , que es el principal efecto de interés en este estudio, se espera que tenga una contribución negativa, dado que el efecto sustitución es superior al efecto riqueza.

$$\ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(EMAE_t) + \beta_2 i_t + \beta_3 E_t(e_{t+1}) + \varepsilon_t \quad (8)$$

7.1 Modelo de Corrección de Errores Vectoriales (VECM)

Los modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) y Vectores de Corrección de Errores (VECM) son herramientas fundamentales para el análisis de series de tiempo multivariadas que presentan relaciones dinámicas y se determinan simultáneamente. Mientras que el VAR generaliza los modelos autorregresivos univariados al ámbito multivariado, permitiendo que cada variable dependa de sus propios rezagos y de los de otras variables, el VECM se convierte en la metodología adecuada cuando las series de tiempo están integradas en el mismo orden y exhiben cointegración.

En este contexto, el VECM permite modelar tanto la relación de largo plazo como los ajustes de corto plazo que ocurren ante perturbaciones en el sistema, proporcionando un marco robusto para capturar los mecanismos de corrección de errores tras choques aleatorios ([Engle and Granger, 1987](#); [Johansen, 1988](#); [Hamilton, 1994](#)).

Como se mencionó previamente, la metodología de los modelos VECM ha sido ampliamente aplicada en la literatura sobre estimación de la demanda de dinero, en particular en cuanto refiere al estudio de su estabilidad a partir de la relación de cointegración.

En términos formales, el VECM se expresa como:

$$\begin{aligned} \ln \Delta M_t = & \alpha + \sum_{i=1}^{n_1} \beta_i \ln \Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} \delta_i \Delta \ln EMAE_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{n_3} \gamma_i \Delta i_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_4} \theta_i \Delta E_t(e_{t+1})_{t-i} \\ & + \beta_1 \ln M_{t-1} + \beta_2 \ln EMAE_{t-1} + \beta_3 \ln i_{t-1} + \beta_4 E_t(e_{t+1})_{t-1} + \mu_t. \end{aligned} \quad (9)$$

Para poder estimar el VECM se verificaron los supuestos usuales. En el Anexo 2 se muestran los resultados del VECM, los criterios de información y las funciones de impulso respuesta y la descomposición de la varianza obtenidas.

7.2 Modelo de Estimación de Umbrales (Threshold Regression Model)

Como se mencionó en el apartado de la metodología econométrica, el modelo VECM permite identificar relaciones de equilibrio de largo plazo y los ajustes a corto plazo entre las variables de interés, sin embargo, no captura posibles cambios en la dinámica de la

demanda de dinero ante distintos regímenes o niveles de determinadas variables clave. Lo que resulta una fuerte limitación en este contexto.

Si bien entre las distintas posibilidades de modelos con umbrales endógenos, se escogió Hansen (2000) una de las limitaciones frecuentemente señaladas de este enfoque es que no considera explícitamente la correlación serial de los residuos. Para abordar esta cuestión, en el Apéndice 3 se presentan regresiones con un umbral estimado a partir de un TVAR y un STAR permitiendo evaluar la robustez de los resultados. Dado que los resultados están en línea con los obtenidos mediante el método de Hansen, se opta por este último debido a su mayor simplicidad y facilidad de interpretación.

La regresión por umbrales de Hansen se expresa como:

El modelo estima endógenamente un umbral (γ) que segmenta la relación entre la demanda de dinero y sus determinantes:

$$\ln M_d^t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 I(Reservas_t \leq \gamma) + \beta_3 I(Reservas_t > \gamma) + \varepsilon_t \quad (10)$$

donde $I(\cdot)$ es una función indicadora que define los regímenes.

1. Estimación del Umbral

Se estima el modelo mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) para cada posible γ y se selecciona el valor que minimiza la **Suma de Cuadrados Residuales (SSR)**:

$$\gamma^* = \arg \min_{\gamma} \sum (\ln M_d^t - \hat{M}_d^t)^2 \quad (11)$$

2. Test de Razón de Verosimilitud (LR Test)

Para evaluar si el umbral es significativo, se calcula la razón de verosimilitud:

$$LR(\gamma) = \frac{SSR_{\gamma} - SSR_{\gamma^*}}{\sigma^2} \quad (12)$$

donde σ^2 es la varianza de los residuos. Se obtiene la distribución empírica del estadístico mediante bootstrap y se compara con valores críticos. Finalmente, si el umbral óptimo es estadísticamente relevante se obtiene una función partida en dos regímenes.

$$\ln M_d^t = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 + \varepsilon_t, & \text{si } Reservas_t \leq \gamma^* \\ \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_3 + \varepsilon_t, & \text{si } Reservas_t > \gamma^* \end{cases} \quad (13)$$

8 Resultados y Discusión

Los resultados obtenidos en los distintos modelos econométricos confirman la hipótesis central de esta investigación: la demanda de dinero en Argentina está significativamente influenciada por las expectativas de devaluación, especialmente cuando las reservas internacionales se encuentran en niveles críticos. Además, se valida la existencia de un umbral de reservas a partir del cual la efectividad de la tasa de interés como instrumento de política monetaria se debilita.

Cuadro 3: M0 Resultados de los Modelos de Regresión y VECM

	OLS	VECM	Umbral Bajo Reservas $\leq$ 7416738	Umbral Alto Reservas $>$ 7416738
EMAE	1.415*** (0.058)	0.690	1.016*** (0.104)	0.683*** (0.098)
Interés	-0.414*** (0.031)	-0.367	-0.258*** (0.043)	-0.565*** (0.046)
Expectativas	-0.962*** (0.050)	-0.998	-0.993*** (0.070)	-0.051 (0.070)
R^2	0.780	—	0.645	0.547
F-Stat	378.7	—	89.43	67.57

Cuadro 4: M2 Resultados de los Modelos de Regresión y VECM

	OLS	VECM	Umbral Bajo Reservas $\leq$ 9275648	Umbral Alto Reservas $>$ 9275648
EMAE	1.249*** (0.046)	0.883	1.176*** (0.067)	0.183 (0.113)
Interés	-0.110*** (0.024)	-0.087	-0.007 (0.029)	-0.426*** (0.050)
Expectativas	-0.753*** (0.040)	-0.771	-0.834*** (0.047)	0.098 (0.072)
R^2	0.783	—	0.798	0.490
F-Stat	384.1	—	209.2	50.28

Cuadro 5: M3 Resultados de los Modelos de Regresión y VECM

	OLS	VECM	Umbral Bajo Reservas $\leq$ 7416738	Umbral Alto Reservas $>$ 7416738
EMAE	1.334*** (0.043)	0.790	1.280*** (0.062)	0.207* (0.098)
Interés	-0.269*** (0.022)	-0.234	-0.165*** (0.025)	-0.568*** (0.041)
Expectativas	-0.563*** (0.037)	-0.589	-0.606*** (0.041)	0.193** (0.063)
R^2	0.808	—	0.795	0.654
F-Stat	448.6	—	190.8	105.7

Nota: Niveles de significancia: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

8.1 Validez del Modelo VECM y Dinámica de Largo Plazo

Los resultados del modelo **VECM** refuerzan los hallazgos obtenidos en los modelos de regresión por umbrales. La ecuación de cointegración sugiere una **relación de largo plazo entre la demanda de dinero, las expectativas de devaluación y la tasa de interés**, con coeficientes significativos y en línea con la teoría económica. En particular, se destaca que en todos los casos el coeficiente de las expectativas de devaluación en la ecuación de cointegración es negativo, lo que implica que **a largo plazo, un aumento en la incertidumbre cambiaria reduce la demanda de dinero**.

Sin embargo, los coeficientes de ajuste del modelo VECM muestran que la velocidad de ajuste hacia el equilibrio es **relativamente lenta**, lo que sugiere que los cambios en la demanda de dinero no se corrigen de inmediato tras un shock. El coeficiente del término de corrección de error de la relación de cointegración para M0, M2 y M3 es de -0.0113, -0.0333 y -0.0265, lo que implica que el sistema corrige el desequilibrio del período anterior a una velocidad de 1.13 %, 3.33 % y 2.65 % mensual, respectivamente. En otras palabras, se requerirán aproximadamente 7.37, 2.50 y 3.14 años para alcanzar el equilibrio ante un shock inesperado en cada uno de los respectivos agregados monetarios.

8.2 Impacto de las Expectativas de Devaluación en la Demanda de Dinero

Las expectativas de devaluación presentan un **efecto negativo y altamente significativo** sobre la demanda de dinero en todos los modelos estimados (OLS, VECM y modelos por umbrales). Esto respalda el argumento teórico de que la incertidumbre cambiaria reduce la propensión de los agentes a mantener activos denominados en pesos, favoreciendo la dolarización. Sin embargo, la magnitud de este efecto varía según el nivel de reservas internacionales.

En los modelos de regresión con umbrales, se observa que el impacto negativo de las expectativas de devaluación sobre la demanda de dinero es **más fuerte en el régimen de reservas bajas**. Por ejemplo, en el modelo para M3 de bajas reservas **7.4 millones**, el coeficiente asociado a las expectativas de devaluación es **-0.606*****, mientras que en el régimen de reservas altas (**>7.4 millones**) dicho coeficiente se reduce a **0.193****. Esto indica que cuando el Banco Central cuenta con un nivel de reservas significativo, la incertidumbre cambiaria pierde peso como determinante de la demanda de dinero.

El cambio de signo en M3, el agregado monetario que incluye los depósitos a plazo, muestra una relación positiva entre los desalineamientos del TCRM y la demanda de dinero, lo que podría estar reflejando un efecto riqueza. En un régimen con altos niveles de reservas, los desalineamientos cambiarios no necesariamente generan expectativas de devaluación, ya que el BCRA dispone de margen de maniobra para defender la paridad cambiaria. De esta forma, el ancla nominal cambiaria contribuye a desacelerar la inflación,

lo que, a su vez, incrementa los ingresos reales. Una fracción de estos ingresos adicionales podría destinarse a estrategias de carry trade, impulsadas por los altos retornos en dólares que genera la descoordinación entre el ancla cambiaria, la inflación y la tasa de interés.

Para los agregados monetarios más amplios (**M2 y M3**), el patrón se mantiene. En el régimen de **reservas bajas (9.2 millones)**, el coeficiente de expectativas de devaluación en M2 es **-0.834 ($p < 0.01$)**, mientras que en el régimen de reservas altas el impacto es mucho menor y no significativo. Esto sugiere que, cuando las reservas son escasas, los agentes ajustan su demanda de dinero reduciendo su tenencia en depósitos más amplios, prefiriendo instrumentos en moneda extranjera.

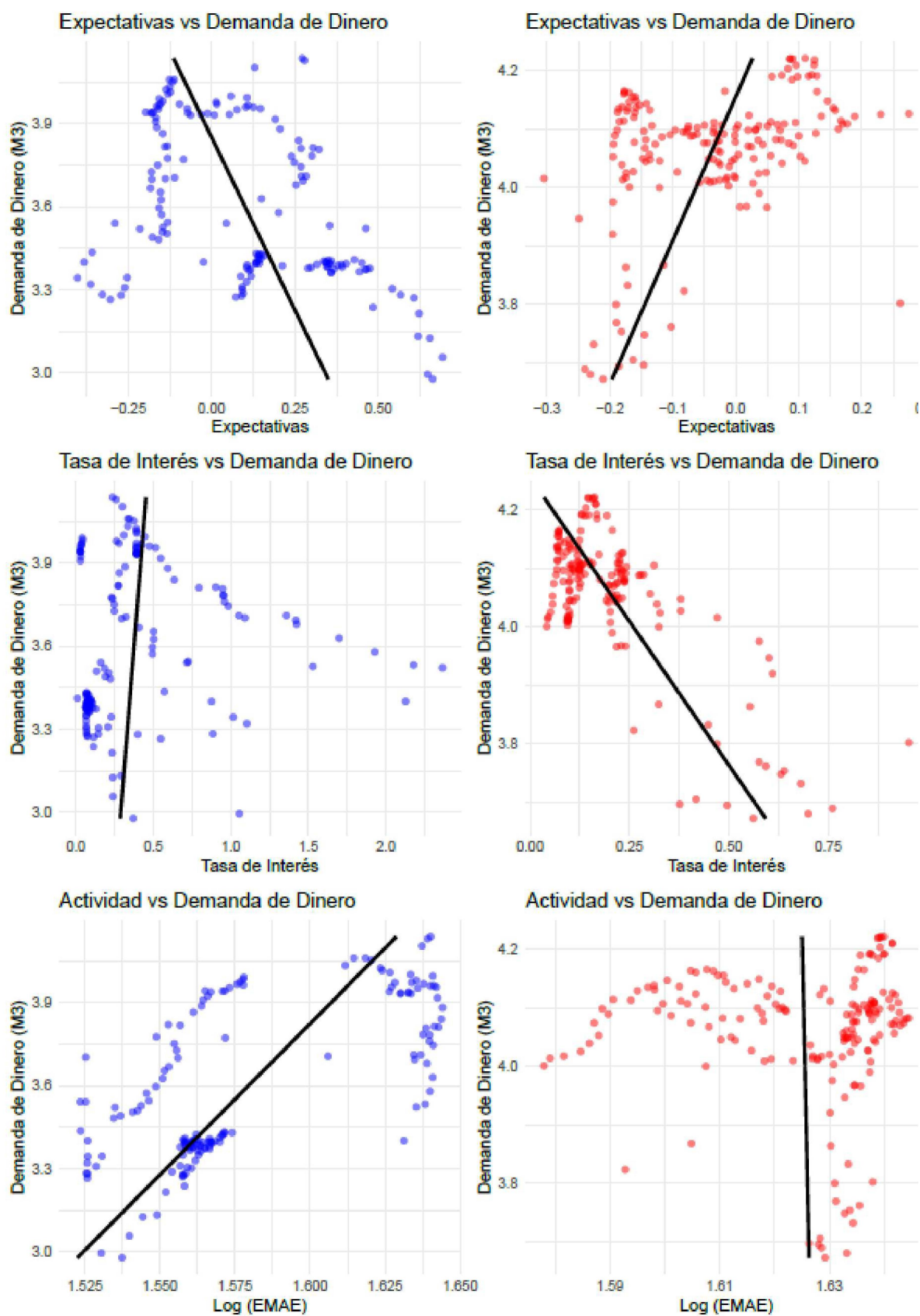
8.3 Efectividad de la Tasa de Interés

Otro resultado clave es el cambio en la relación entre la tasa de interés y la demanda de dinero según el régimen de reservas. En los modelos sin umbrales, la tasa de interés tiene un **efecto negativo y significativo** sobre la demanda de dinero en todos los casos, lo que concuerda con la teoría económica tradicional: una mayor tasa de interés reduce la cantidad de dinero demandado.

Sin embargo, al introducir los umbrales de reservas, se evidencia que este efecto desaparece o se reduce en el régimen de reservas bajas. Por ejemplo, en el modelo de M3 para **reservas 7.4 millones**, el coeficiente de la tasa de interés es **-0.165 ($p < 0.01$)**, mientras que en el régimen de reservas altas (**>7.4 millones**) aumenta en magnitud a **-0.568 ($p < 0.01$)**. Esto indica que cuando las reservas son elevadas, la tasa de interés sigue siendo una herramienta efectiva para influir sobre la demanda de dinero, pero en escenarios de reservas bajas, su impacto es mucho más débil.

Para M2 y M0, el patrón es similar. En el régimen de **reservas altas en M2**, el coeficiente de la tasa de interés es **-0.426 (***)**, mientras que en el régimen de **reservas bajas el efecto desaparece (-0.007, no significativo)**. En el caso de **M0**, la tasa de interés también muestra una reducción de su impacto cuando las reservas son escasas.

Figura 2: Elasticidades de la Demanda de Dinero con bajas (izquierda) y altas reservas (derecha)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA.

9 Caso aplicado: Detección de Corridas

En este trabajo hemos planteado como hipótesis central que existe una relación entre la caída de la demanda de dinero y la inestabilidad financiera en Argentina. En términos generales, cuando los desalineamientos cambiarios alcanzan una magnitud significativa y las reservas internacionales resultan insuficientes para que el BCRA continúe defendiendo la paridad cambiaria, los agentes comienzan a anticipar un salto devaluatorio, dando lugar a una corrida hacia el dólar. En este contexto, la tasa de interés pierde efectividad como instrumento de política monetaria.

Con el objetivo de aplicar este enfoque a la experiencia reciente de Argentina, proponemos modelar las corridas cambiarias como una variable cuya probabilidad de ocurrencia depende de los factores que inciden directamente sobre la demanda de dinero: la tasa de interés, el nivel de actividad económica y las expectativas de devaluación.

Definir una corrida cambiaria en términos cuantitativos resulta extremadamente complejo. Si bien existe una noción compartida de que se asocia con una caída abrupta de las reservas internacionales y un aumento significativo en la volatilidad del tipo de cambio —ya sea del tipo de cambio oficial o de la brecha cambiaria—, no existe consenso entre los economistas para establecer una definición precisa en términos medibles. Por ejemplo, en un contexto de atraso cambiario y pérdida sostenida de reservas en el mercado oficial de cambios, ¿cómo distinguir entre una corrida y el debilitamiento tendencial de la capacidad de generación de divisas comerciales? ¿Cuándo una menor liquidación de exportaciones, producto de la apreciación real del tipo de cambio, se convierte en una corrida? Lo mismo aplica al adelantamiento de importaciones por encima del nivel que sería consistente con el ciclo económico o con las elasticidades usuales al nivel de actividad.

Dado que el objetivo de esta tesis no es definir en detalle qué constituye una corrida cambiaria, sino comprender la dinámica de la demanda de dinero, partimos del consenso que existe entre los economistas en relación con ciertos eventos ampliamente reconocidos como escenarios de corrida. Nadie duda, por ejemplo, que en la antesala de las devaluaciones de 2001, 2014 y 2023 se produjeron corridas cambiarias, al igual que en 2011, previo a la implementación del cepo cambiario por primera vez. Lo mismo puede decirse del escenario post-electoral de septiembre de 2019, tras la derrota del oficialismo en las elecciones primarias.

Cuadro 6: Corridas cambiarias en Argentina (2001–2023) y sus contextos

Año	Meses	Evento principal
2001	Octubre – Diciembre	Crisis de la convertibilidad y caída del gobierno de De la Rúa
2008	Mayo	Conflicto con el campo (Resolución 125)
2008	Octubre	Impacto de la crisis financiera internacional
2009	Marzo, Abril, Junio	Persistencia de la crisis internacional; caída de exportaciones
2011	Octubre	Reelección de Cristina Fernández de Kirchner; inicio del cepo cambiario
2013	Octubre – Diciembre	Presiones sobre el tipo de cambio; pérdida de reservas
2014	Enero	Devaluación del peso
2015	Agosto – Noviembre	Elecciones presidenciales; expectativa de salida del cepo
2018	Marzo – Mayo, Agosto – Septiembre	Crisis de deuda y acuerdo con el FMI
2019	Septiembre – Octubre	Elecciones PASO y generales; pierde el oficialismo
2020	Octubre	Endurecimiento del cepo post-pandemia
2022	Julio – Agosto	Renuncia del Ministro de Economía; crisis política y económica
2023	Octubre – Diciembre	Transición presidencial; devaluación y reacomodamiento de precios

A continuación, se presentan los resultados obtenidos a partir de la estimación de un modelo logit, tomando como variable de respuesta la ocurrencia de una corrida cambiaria a nivel mensual. En principio, como es sabido los coeficientes del modelo logit no puede ser interpretados por sus magnitudes sino por la dirección de los efectos, dado que el valor de los parámetros cambia en cada punto de la muestra.

En principio, tal como se observa, la suba de tasas de interés en Argentina se asocia positivamente con estos episodios. Esto puede interpretarse en el marco de una dinámica donde, ante el desarme de la demanda de dinero y la búsqueda de cobertura en dólares por parte de los agentes, el BCRA reacciona subiendo la tasa para contener la situación. Con lo cual, la suba de tasas podría ser más la respuesta a la corrida que su causa. sin embargo, la suba de tasas puede ser leída también como una señal de pánico que refuerza

una corrida en la medida que los agentes han incorporado que cuando el BCRA sube la tasa de interés está teniendo lugar un proceso de tensión en la demanda de dinero y la dolarización de portafolios.

Por su parte, un aumento en los desalineamientos cambiarios — que en este trabajo funcionan como expectativas devaluatorias— incrementa la probabilidad de una corrida, lo que refuerza su interpretación como variable anticipatoria del evento.

En contraste, tanto la recomposición de reservas netas como un mayor nivel de actividad económica actúan como factores de contención, reduciendo significativamente la probabilidad de ocurrencia de una corrida.

Por último, el umbral de Hansen, por sí solo, no resulta significativo para explicar la probabilidad de un evento de pánico. Sin embargo, su interacción con la tasa de interés sí lo es. Este resultado plantea que el efecto de la tasa de interés sobre la probabilidad de una corrida cambia según el nivel de reservas en la autoridad monetaria.

Cuadro 7: Resultados del modelo Logit: Probabilidad de corrida cambiaria

Variable	Coefficiente	Error Std.	z-value	Pr(> z)
(Intercept)	-3.030	0.402	-7.536	<0.001 ***
Δ Tasa de interés	11.390	3.482	3.270	0.001 **
Δ Expectativas	5.446	3.183	1.711	0.087 .
Δ EMAE	-0.249	0.073	-3.384	<0.001 ***
Δ Reservas Netas	-0.000305	0.000081	-3.784	<0.001 ***
Hansen	-0.041	0.521	-0.080	0.937
Δ Tasa de interés $\times$ Hansen	-10.080	3.556	-2.835	0.005 **
Δ Expectativas $\times$ Hansen	4.899	5.284	0.927	0.354

Signif. codes: *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, . p<0.1

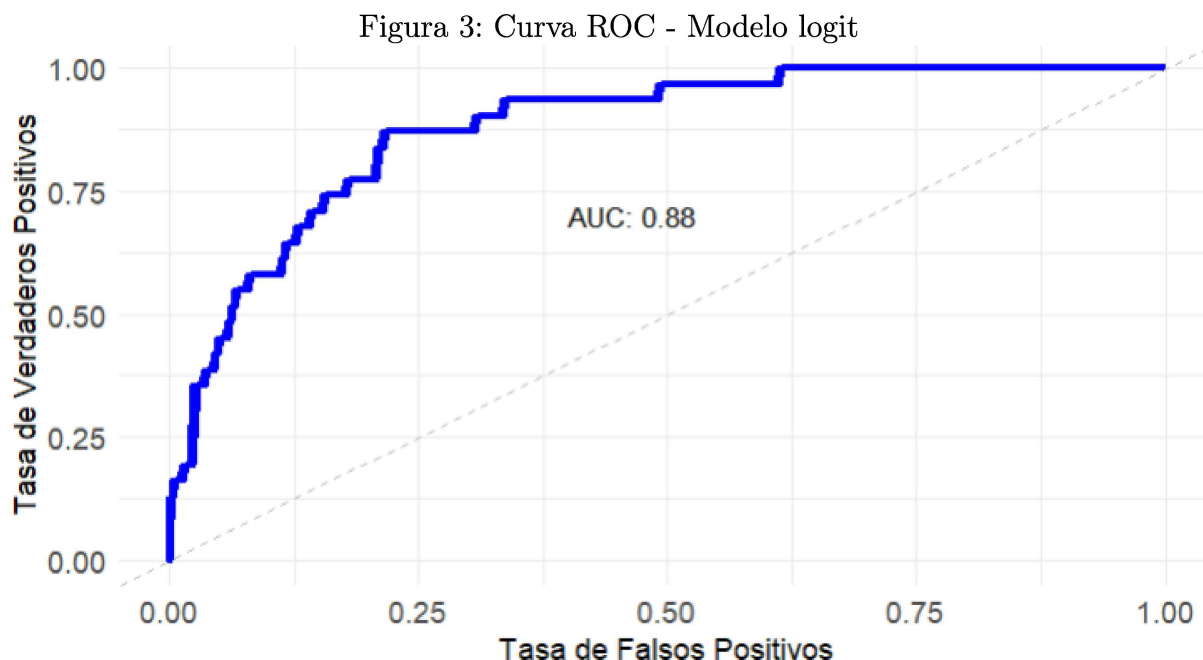
Null deviance: 204.43 on 323 df

Residual deviance: 144.21 on 316 df

AIC: 160.21

A continuación se presenta la estimación de la curva ROC del modelo logit, la cual evidencia una buena capacidad de ajuste, con un área bajo la curva (AUC) en torno al 88 %. Este indicador sintetiza la capacidad del modelo para discriminar entre los meses en los que efectivamente ocurrió una corrida cambiaria y aquellos en los que no. Un valor de AUC cercano a 1 implica un excelente poder predictivo, mientras que un valor cercano a 0.5 sugiere que el modelo no discrimina mejor que el azar. En este caso, un AUC del 88 % indica que el modelo logra distinguir correctamente la mayoría de los episodios de corrida, validando la relevancia estadística y económica de las variables explicativas utilizadas. En

el marco de este trabajo, este resultado refuerza la hipótesis central de que los factores que afectan la demanda de dinero permiten anticipar, con razonable precisión, escenarios de inestabilidad cambiaria.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA.

En términos generales, la evidencia muestra que el modelo logit planteado en diferencias tiene una buena capacidad para estimar la probabilidad de ocurrencia de una corrida y el sentido de los parámetros van en la dirección esperada. Sin embargo, necesitamos dar un paso adicional para estimar el efecto marginal de las variables. A tal fin se evalúa el modelo logit entrenado con todos los datos de la muestra en el régimen de altas y bajas reservas, teniendo en cuenta cuando efectivamente se produce una corrida. Este ejercicio es necesario, a los efectos de distinguir entre correlación y causalidad en distintos escenarios como la suba de tasas de interés en una corrida donde la suba de tasas es la respuesta al pánico y éste a su vez está afectado por la variación de las tasas.

A continuación se presentan los efectos marginales promedio estimados en los cuatro regímenes analizados. Los resultados muestran que el efecto de la tasa de interés sobre la probabilidad de una corrida es sensiblemente menor en contextos de bajas reservas internacionales.

Este resultado refuerza una de las hipótesis centrales del trabajo: la efectividad de la tasa de interés como instrumento de política monetaria se ve severamente limitada —o incluso anulada— cuando el Banco Central no dispone de un nivel suficiente de reservas. En dichos contextos, la tasa pierde relevancia como señal para los agentes económicos,

que tienden a ignorarla tanto para correr hacia el dólar o para dejar de hacerlo. En otras palabras, sin reservas, la tasa queda "fuera de combate".

Caso contrario, cuando la economía transita en un régimen de altas reservas, la tasa vuelve a ser la variable dominante de la demanda de dinero. En particular, se observa que la elasticidad de la corrida se duplica cuando la economía efectivamente sufre un proceso de pánico, lo que posiblemente esté reflejando la respuesta del BCRA de subir la tasa para evitar el desarme de la demanda de dinero.

Con respecto a las expectativas de devaluación, los resultados arrojan que en contextos de bajas reservas son la variable dominante. Lo que refuerza la hipótesis principal de este trabajo. Ahora bien, es relevante notar que en ambos regimenes, el efecto de los desalineamientos del TCRM sobre la probabilidad de una corrida se más que duplican cuando la economía sufre un momento de pánico. En otras palabra: los agentes miran los desalineamientos en su decisión de correr o no hacia el dólar siempre y con mayor intensidad cuando el BCRA no cuenta con un stock suficiente de reservas. Este efecto le da un sustento empírico a la intuición de utilizar los desalineamientos como una variable para aproximar las expectativas devaluatorias.

Cuadro 8: Modelo Logit – Efectos Marginales Promedio con Altas Reservas

Variable	Altas Reservas	Con Corrida	Sin Corrida
Δ EMAE	-0.0163*** (0.0046)	-0.0374*** (0.0102)	-0.0138*** (0.0040)
Δ Expectativas	0.3566* (0.2048)	0.8200* (0.4446)	0.3021* (0.1777)
Δ Reservas Netas	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)
Δ Tasa de Interés	0.7456*** (0.2079)	1.7143*** (0.4349)	0.6316*** (0.1862)

Notas: Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Cuadro 9: Modelo Logit – Efectos Marginales Promedio con Bajas Reservas

Variable	Bajas Reservas	Con Corrida	Sin Corrida
Δ EMAE	-0.0144*** (0.0054)	-0.0295*** (0.0105)	-0.0130*** (0.0050)
Δ Expectativas	0.5991** (0.2424)	1.2256*** (0.4491)	0.5409** (0.2258)
Δ Reservas Netas	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)
Δ Tasa de Interés	0.0757** (0.0375)	0.1548* (0.0799)	0.0683** (0.0338)

Notas: Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

10 Conclusiones

Este estudio analizó el impacto de las expectativas de devaluación en la demanda de dinero en el contexto de una economía bimonetaria como es Argentina, utilizando un enfoque basado en los desalineamientos del tipo de cambio real respecto a su tendencia de largo plazo, estimada mediante un modelo *BEER* con variables macroeconómicas fundamentales.

Los resultados del *VECM* confirman que las variables tradicionales, como el nivel de actividad económica y la tasa de interés, afectan la demanda de dinero en la dirección esperada. Sin embargo, al incorporar las expectativas de devaluación, estas se vuelven el factor predominante, con una elasticidad superior a la de la tasa de interés.

La incorporación de un *modelo de umbrales*, siguiendo la metodología de Hansen (2000), muestra la existencia de dos regímenes diferenciados según el nivel de *Reservas Netas del BCRA*, con un umbral crítico entre **USD 7.400 y 9.200 millones**:

- **En el régimen de bajas reservas**, las expectativas de devaluación dominan completamente la dinámica de la demanda de dinero, volviéndola **altamente inelástica** a la tasa de interés.
- **En el régimen de altas reservas**, los desalineamientos cambiarios pierden relevancia y la tasa de interés se convierte en el principal determinante.

Finalmente, un caso de aplicación del modelo es la detección de corridas cambiarias. Los resultados obtenidos mediante la estimación logit, junto con su buena capacidad de ajuste medida a través de la Curva ROC, refuerzan las principales conclusiones del trabajo. En particular, se observa que los mayores desalineamientos cambiarios aumentan la probabilidad de una corrida, lo que respalda su interpretación como un proxy de expectativas. Asimismo, la suba en las tasas de interés tiende a asociarse con episodios de crisis, cuando el BCRA las incrementa como herramienta para evitar un desarme en la demanda de dinero. Por otro lado, los aumentos en las reservas netas contribuyen a reducir significativamente la probabilidad de ocurrencia de una corrida cambiaria.

Estos resultados tienen implicaciones directas para la política monetaria en Argentina. **Sin reservas internacionales, la política de tasas de interés se torna ineficaz**, ya que ninguna tasa es lo suficientemente alta para frenar la presión devaluatoria y sostener la liquidez en el sistema financiero. En este contexto, la estabilidad monetaria requiere de una política integral que fortalezca la posición de reservas del Banco Central.

Referencias

- Ahumada, H. A. and Garegnani, M. L. (2012). Forecasting a monetary aggregate under instability: Argentina after 2001. *International Journal of Forecasting*, 28:412–427.
- Bahmani-Oskooee, M., Miteza, I., and Tanku, A. (2020). Exchange rate changes and money demand in albania: a nonlinear ardl analysis. *Economic Change and Restructuring*, 53(4):619–633.
- Bastourre, D., Carrera, J., and Ibarlucia, J. (2008). *En busca de una quimera: enfoques alternativos para el tipo de cambio real de equilibrio en Argentina*. Centro de Estudios Monetarios y Latinoamericanos.
- Baumol, W. J. (1952). The transactions demand for cash: An inventory theoretic approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 66(4):545–556.
- Blaszkiewicz, M., Kowalski, P. A., Rawdanowicz, L., and Wozniak, P. (2004). Harrod-balassa-samuelson effect in selected countries of central and eastern europe. *CASE Network Reports*, (57).
- Cagan, P. (1956). *The Monetary Dynamics of Hyperinflations*. University of Chicago Press, Chicago.
- Calvo, G. A. and Mishkin, F. S. (2007). The mirage of exchange-rate regimes for emerging market countries.
- Calvo, G. A. and Reinhart, C. M. (2002). Fear of floating. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(2):379–408.
- Cecchetti, S. G., Mohanty, M., and Zampolli, F. (2011). Achieving growth amid fiscal imbalances: the real effects of debt. In *Economic Symposium Conference Proceedings*, volume 352, pages 145–196. Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Chen, S. L. and Wu, J. L. (2005). Long-run money demand revisited: evidence from a non-linear approach. *Journal of International Money and Finance*, 24(1):19–37.
- Choudhry, T. (1995). High inflation rates and the long-run money demand function: Evidence from cointegration tests. *Journal of Macroeconomics*, 17(1):77–91.
- Cuestas, J. C., Mourelle, E., and Regis, P. J. (2020). Real exchange rate misalignments in ceecs: Have they hindered growth? *Empirica*, 47(4):733–756.
- De la Vega, P. C., Zack, G., Calvo, J., and Libman, E. (2024). Determinantes de la inflación en argentina, 2004-2022. *Nombre de la revista o institución si aplica*.

- Dornbusch, R. and Fischer, S. (1980). Exchange rates and the current account. *The American Economic Review*, 70(5):960–971.
- Dudzich, V. (2021). Real exchange rate misalignments and currency crises in the former soviet union countries. *Comparative Economic Studies*, 64(3):384.
- Edward, S. (1994). Real and monetary determinants of real exchange rate behavior: Theory and evidence from developing countries. In Williamson, J., editor, *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Institute for International Economics, Washington.
- Edwards, S. (1989). *Real Exchange Rate*. MIT Press, Cambridge.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2):251–276.
- European Central Bank (2003). Exchange rate regimes for emerging market economies. ECB Occasional Paper Series 5, European Central Bank. Accessed April 2025.
- Frenkel, J. (1978). Further evidence on expectations and the demand for money during the german hyperinflation.
- Frenkel, J. A. and Mussa, M. L. (1985). Asset markets, exchange rates and the balance of payments. In *Handbook of International Economics*, volume 2, pages 679–747.
- Friedman, M. (1956). *Studies in the Quantity Theory of Money*. University of Chicago Press.
- Froot, K. A. and Rogoff, K. (1995). Perspectives on ppp and long-run real exchange rates. In *Handbook of International Economics*, volume 3, pages 1647–1688.
- Garcia-Cicco, J., Garegnani, L., Gómez-Aguirre, M., Krysa, A., and Libonatti, L. (2022). Regularidades empíricas de la inflación en latinoamérica. *Economic Research Working Papers*, (101).
- Glick, R. and Hutchison, M. M. (2011). Currency crises. *Working Paper*, (2011-22).
- Gourinchas, P.-O. and Rey, H. (2014). External adjustment, global imbalances, valuation effects. In *Handbook of international economics*, volume 4, pages 585–645. Elsevier.
- Greenidge, K., C. R. T. M. C. and Drakes, M. L. (2012). Threshold effects of sovereign debt: Evidence from the caribbean. *International Monetary Fund*.
- Gubler, M. and Sax, C. (2019). The balassa-samuelson effect reversed: New evidence from oecd countries. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 155(1):3.

- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Hansen, B. E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68(3):575–603.
- Harberger, A. C. (1950). Currency depreciation, income and the balance of trade. *Journal of Political Economy*, 58:47–60.
- Ho, S. H. and Saadaoui, J. (2021). Symmetric and asymmetric effects of exchange rates on money demand: Empirical evidence from vietnam. *Applied Economics*, 53(34):3948–3961.
- Howard, M. (2002). Exchange rate devaluation and the demand for real money balances in jamaica / dévaluation du taux de change et demande des balances monétaires réelles en jamaïque. *Savings and Development*, pages 33–48.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3):231–254.
- Kamin, S. B. and Ericsson, N. R. (2003). Dollarization in post-hyperinflationary argentina. *Journal of International Money and Finance*, 22(2):185–211.
- Kemme, D. M. and Roy, S. (2006). Real exchange rate misalignment: Prelude to crisis? *Economic Systems*, 30(3):207–230.
- Khan, M. S., Senhadji, A. S., and Smith, B. D. (2006). Inflation and financial depth. *Macroeconomic Dynamics*, 10(2):165–182.
- Kose, M. A., Prasad, E. S., and Taylor, A. D. (2009). Thresholds in the process of international financial integration. Working Paper 14916, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Krugman, P. (1998). The eternal triangle: Explaining international financial perplexity. massachusetts institute of technology, cambridge (mass.). *unpublished, MIT*.
- Levy Yeyati, E. (2021). Financial dollarization and de-dollarization in the new millennium. *Documento de Trabajo. Universidad Torcuato Di Tella, Escuela de Gobierno*.
- MacDonald, R. (1997). What determines real exchange rates? the long and short of it. *Fondo Monetario Internacional Working Paper No. 97/21*.
- McNown, R. and Wallace, M. S. (1992). Cointegration tests of a long-run relation between money demand and the effective exchange rate. *Journal of International money and Finance*, 11(1):107–114.

- Minsky, H. P. (1976). *John maynard keynes*. Springer.
- Minsky, H. P. (1992). The financial instability hypothesis. *Working Paper No. 74*.
- Nurkse, R. (1945). Conditions of international monetary equilibrium. (*No Title*).
- Patinkin, D. (1956). *Money, Interest, and Prices; An Integration of Monetary and Value Theory*. Harper and Row.
- Robinson, J. (1947). Essays in the theory of employment. (*No Title*).
- Robinson, J. (1953). The production function and the theory of capital. *The review of economic studies*, 21(2):81–106.
- Robinson, J. (1971). The measure of capital: The end of the controversy. *The Economic Journal*, 81(323):597–602.
- Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. *Brookings papers on economic activity*, 2008(2):365–412.
- Schmukler, S. L. and Servén, L. (2002). Pricing currency risk under currency boards. *Journal of Development Economics*, 69(2):367–391.
- Switzer, L. N. and Picard, A. (2016). Stock market liquidity and economic cycles: A non-linear approach. *Economic Modelling*, 57:106–119.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, volume 39, pages 195–214. Elsevier.
- Tobin, J. (1960). The interest-elasticity of transactions demand for cash. *The Review of Economics and Statistics*, 38(3):241–247.
- Togo, E. (2007). *Coordinating public debt management with fiscal and monetary policies: an analytical framework*, volume 4369. World Bank Publications.
- Tommasi, M. and Spiller, P. (2007). The institutional foundations of public policy in argentina.
- Uz Akdogan, I. (2023). The demand for money and the real exchange rate misalignments in emerging european countries: A nonlinear approach. *Bulletin of Economic Research*, 75(3):776–807.
- Villca, A., Torres, A., Posada, C. E., and Velásquez, H. (2020). Demanda de dinero en américa latina, 1996-2016: Una aplicación de cointegración en datos de panel. *Desarrollo y Sociedad*, 85:233–264.

Williamson, J. (1994). *Estimating equilibrium exchange rates*. Peterson Institute.

Wu, G. (2009). Broad money demand and asset substitution in china. *Economic Research*.

11 Anexo 1 Estimación Tipo de Cambio Real de Equilibrio

Para la estimación del TCRM de equilibrio y sus respectivos desalineamientos, se consideraron variables de frecuencia trimestral para el periodo de análisis debido principalmente a que varias no se encuentran expresadas en valores mensuales como son el PBI per cápita o el stock de deuda externa total del balance de pagos. El gasto público, la productividad y el déficit fiscal se encuentran desestacionalizadas.

Variable	Descripción	Fuente
TCRM	Tipo de Cambio Real Multilateral (TCRM), calculado con los valores del último mes de cada trimestre.	BCRA
TIC	Índice de Términos del Intercambio, que mide la relación entre los precios de exportación e importación.	INDEC
G	Gasto Fiscal Primario como proporción del PBI.	MECON, INDEC
F	Resultado Fiscal en porcentaje del PBI, incluyendo ingresos y egresos del sector público.	MECON, INDEC
Deuda	Stock total de deuda externa, pública y privada, expresado en millones de USD.	Balanza de P. INDEC
Productividad	Cociente entre el PBI per cápita anual de Argentina y el de sus 13 principales socios comerciales, ajustado a dólares constantes de 2015 y ponderado por la participación trimestral en el TCRM.	Banco Mundial, BCRA

Cuadro 10: Descripción de las variables utilizadas en el análisis

A los efectos de estimar un modelo por OLS entre todas ellas como determinantes del tipo de cambio de equilibrio, se realizaron las pruebas tradicionales de Dickey -Fuller para detectar la presencia de raíz unitaria y corroborar que sean todas integradas del mismo orden.

Como puede verse en la tabla a continuación, la prueba de ADF nos permite asegurar que las variables son $I(1)$ y en diferencias se vuelven estacionarias.

Cuadro 11: Resultados del Test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Variable	Estadístico ADF	Orden de Rezago	p-valor
Deuda	-1.6757	4	0.7112
Gasto Fiscal	-2.9895	4	0.1662
Déficit Fiscal	-2.0505	4	0.5557
Productividad	-1.3412	4	0.8499
Términos de Intercambio (TIC)	-1.6765	4	0.7108
Tipo de Cambio Real Multilateral (TCRM)	-2.0425	4	0.5590
Δ Deuda	-3.4253	4	0.05398
Δ Gasto Fiscal	-6.6479	4	0.01
Δ Déficit Fiscal	-6.7948	4	0.01
Δ Productividad	-3.5935	4	0.03708
Δ TIC	-5.7424	4	0.01
Δ TCRM	-5.0010	4	0.01

Nota: Se presentan los valores del test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) junto con el orden de rezago y el p-valor. La hipótesis nula del test establece que la serie tiene una raíz unitaria (no es estacionaria).

A continuación se muestran los resultados del Test de Traza de Johansen, que permiten inferir que existe al menos una relación de largo plazo entre las variables y la respectiva ecuación de cointegración.

Cuadro 12: Resultados del Test de Johansen - Estadístico de Traza

Hipótesis	Estadístico de Traza	10 % CV	5 % CV	1 % CV
$r \leq 5$	3.50	7.52	9.24	12.97
$r \leq 4$	9.20	17.85	19.96	24.60
$r \leq 3$	26.44	32.00	34.91	41.07
$r \leq 2$	57.09	49.65	53.12	60.16
$r \leq 1$	97.93	71.86	76.07	84.45
$r = 0$	141.61	97.18	102.14	111.01

Nota: El test de Johansen se realizó sin tendencia lineal ni constante en la ecuación de cointegración.

Se rechaza la hipótesis nula de r relaciones de cointegración cuando el estadístico de traza excede el valor crítico al 5 %.

Cuadro 13: Ecuación de Cointegración Estimada

Variable	Coefficiente
$\log(TCRM)$	1.0000
$\log(TIC)$	1.4866
Déficit Fiscal	6.6334
Productividad	-1.4555
Gasto Fiscal	-0.1205
$\log(Deuda)$	-0.2567

Nota: La ecuación de cointegración se estimó mediante MCO en dos etapas.

Dado que las variables son cointegradas y los signos de la ecuación de cointegración van la dirección esperada, esto es que tanto el stock de deuda como la productividad (efecto Balassa-Samuelson) y el gasto fiscal tienden a apreciar el TCRM, mientras que el déficit y los términos del intercambio a depreciarlo, se procede a estimar una ecuación por OLS entre las variables.

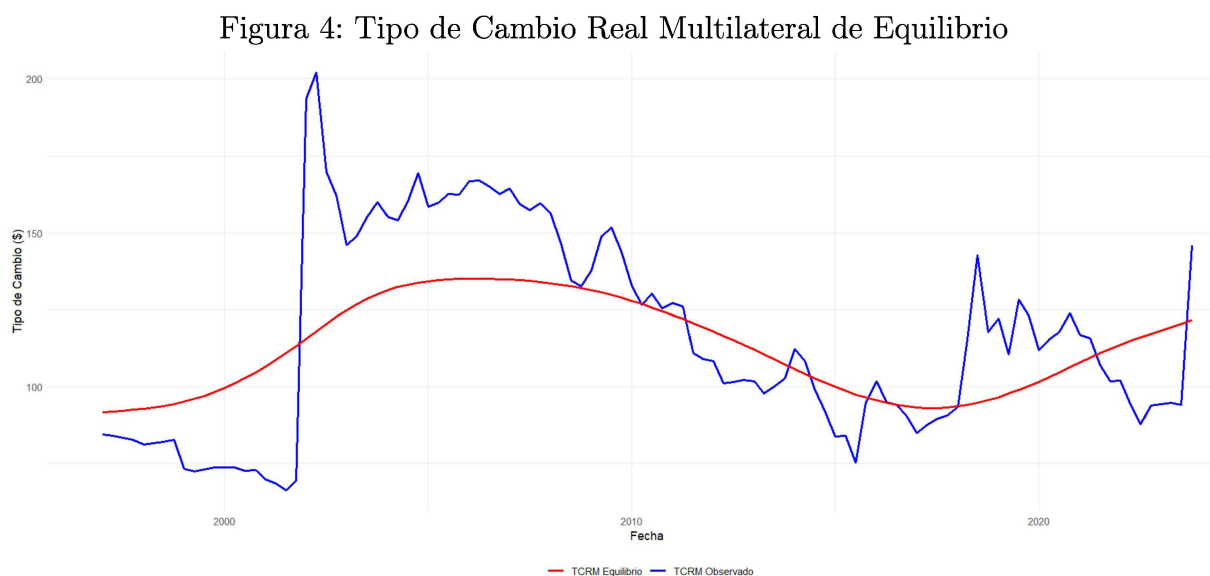
Cuadro 14: Resultados de la regresión de $\log(TCRM)$

Variable	Coefficiente	Error Estándar	Valor t
Constante	1.0554	(1.1377)	0.928
$\log(TIC)$	1.4463***	(0.2774)	5.214
Productividad	-1.4342***	(0.3146)	-4.559
Gasto Fiscal	-0.1024	(0.7611)	-0.135
Déficit Fiscal	6.0638***	(1.3303)	4.558
$\log(Deuda)$	-0.3288*	(0.1421)	-2.313
Estadísticas del modelo			
Error estándar de los residuos		0.2192	
R^2 Ajustado		0.3989	
Estadístico F	15.2 (p-value: $3,831 \times 10^{-11}$)		
Grados de libertad		102	

Nota: Los errores estándar están entre paréntesis. Significancia: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Finalmente, se toman los valores de tendencia de las variables aplicando el filtro de

Hodrick-Prescott y se evalúan estos valores en el modelo de OLS. La brecha entre el TCRM observado y el de largo plazo son los respectivos desalineamientos. Por último, dado que se requieren valores mensuales para integrarlos al modelo VECM, se partió de los resultados trimestrales y se hizo inferencia en la media para obtener la frecuencia mensual.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA.

12 Anexo 2 Estimación VECM

Para estimar un VECM en principio, se realizaron los análisis habituales de prueba de raíz unitaria. La tabla a continuación muestra que para todas las variables no puede rechazarse la Hipótesis de raíz unitaria en niveles, mientras que sus diferencias son estacionarias.

Cuadro 15: Resultados del Test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Variable	Estadístico ADF	Orden de Rezago	p-valor
$M0$	1.8076	6	0.99
$M2$	-0.8174	6	0.9594
$EMAE$	-1.6504	6	0.7239
Tasa de Interés	0.2961	6	0.99
Expectativas de Devaluación	-3.2462	6	0.0804
$\Delta M0$	-5.1081	6	0.01
$\Delta M2$	-8.0066	6	0.01
$\Delta EMAE$	-5.7866	6	0.01
Δ Tasa de Interés	-6.5738	6	0.01
Δ Expectativas de Devaluación	-6.2451	6	0.01

Nota: Se presentan los valores del test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) junto con el orden de rezago y el p-valor. La hipótesis nula del test establece que la serie tiene una raíz unitaria (no es estacionaria).

A partir del resultado satisfactorio del ADF Test, se procede a elegir el orden del VAR por medio de los criterio de información. Dado que estos no son concluyentes, se escogió partir del Hannan-Quinn (HQ) porque permite modelos más parsimoniosos que el criterio de Akaike (AIC) y se fue incrementando gradualmente el orden del VAR hasta eliminar la autocorrelación de los residuos.

Cuadro 16: Selección de Rezagos para el Modelo VAR

Variable	AIC(n)	HQ(n)	SC(n)	FPE(n)
<i>M0</i>	20	2	2	20
<i>M2</i>	21	3	2	21
<i>M3</i>	21	3	2	19

Nota: Se presentan los rezagos óptimos seleccionados según diferentes criterios: AIC (Criterio de Información de Akaike), HQ (Criterio de Hannan-Quinn), SC (Criterio de Schwarz-Bayesian) y FPE (Error de Predicción Final).

Una vez determinado el orden del VAR, se procede a estimar el Test de Traza de Johansen para identificar el orden de la cointegración. Para los tres modelos, el resultado indica que existe al menos una relación de cointegración.

Cuadro 17: Resultados del Test de Johansen - Estadístico de Traza

Modelo	Hipótesis	Estadístico de Traza	5 % CV	1 % CV
<i>M0</i>	$r \leq 3$	3.13	9.24	12.97
	$r \leq 2$	11.52	19.96	24.60
	$r \leq 1$	31.29	34.91	41.07
	$r = 0$	79.25	53.12	60.16
<i>M2</i>	$r \leq 3$	3.74	9.24	12.97
	$r \leq 2$	11.13	19.96	24.60
	$r \leq 1$	30.71	34.91	41.07
	$r = 0$	75.13	53.12	60.16
<i>M3</i>	$r \leq 3$	3.58	9.24	12.97
	$r \leq 2$	12.22	19.96	24.60
	$r \leq 1$	33.63	34.91	41.07
	$r = 0$	85.37	53.12	60.16

Nota: Se presentan los resultados del Test de Traza de Johansen para evaluar la presencia de relaciones de cointegración en cada modelo. Se rechaza la hipótesis nula de r relaciones de cointegración cuando el estadístico de traza excede el valor crítico al 5 %.

En la tabla a continuación se muestran los resultados de la ecuación de cointegración estimadas. Tanto las expectativas como la tasa de interés están expresadas en porcentajes.

Cuadro 18: Ecuaciones de Cointegración Estimadas

Variable	M0	M2	M3
M_t	1.0000	1.0000	1.0000
$\log(EMAE)$	0.6902	0.8829	0.7896
<i>Expectativas</i>	-0.9976	-0.7705	-0.5893
<i>Inters</i>	-0.3671	-0.0868	-0.2342

Nota: La ecuación de cointegración fue estimada a partir de un VECM con un rango de cointegración $r = 1$ en cada modelo. Los coeficientes reflejan las relaciones de largo plazo entre la demanda de dinero, el nivel de actividad económica (*EMAE*), las expectativas de devaluación y la tasa de interés.

A continuación se muestran los resultados obtenidos para las pruebas de autocorrelación de residuos y la estacionariedad de los mismos. En ambos casos los resultados son favorables, indicando ausencia de autocorrelación y residuos estacionarios.

Cuadro 19: Test de Autocorrelación de Breusch-Godfrey

Modelo	Chi-cuadrado	Grados de libertad	p-valor
VAR_{M0}	89.811	80	0.2124
VAR_{M2}	85.809	80	0.3082
VAR_{M3}	145.100	80	1.173e-05

Nota: El test de Breusch-Godfrey evalúa la presencia de autocorrelación en los residuos de los modelos VAR. Un p-valor alto sugiere que no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación.

Cuadro 20: Test de Raíz Unitaria para los Residuos VECM

Modelo	Variable	Estadístico ADF	Valor p
4*VECM M0	M0	-13.0518	<2.2e-16
	EMAE	-13.0925	<2.2e-16
	Expectativas	-11.7193	<2.2e-16
	Interés	-12.6364	<2.2e-16
4*VECM M2	M2	-12.6408	<2.2e-16
	EMAE	-12.9066	<2.2e-16
	Expectativas	-11.7748	<2.2e-16
	Interés	-12.5720	<2.2e-16
4*VECM M3	M3	-12.8369	<2.2e-16
	EMAE	-12.8194	<2.2e-16
	Expectativas	-11.9750	<2.2e-16
	Interés	-12.9581	<2.2e-16

Nota: Los valores críticos para el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) con un nivel de significancia del 5 % son -2.87. En todos los casos, el estadístico ADF es menor que este valor, lo que indica que los residuos de los modelos VECM son estacionarios.

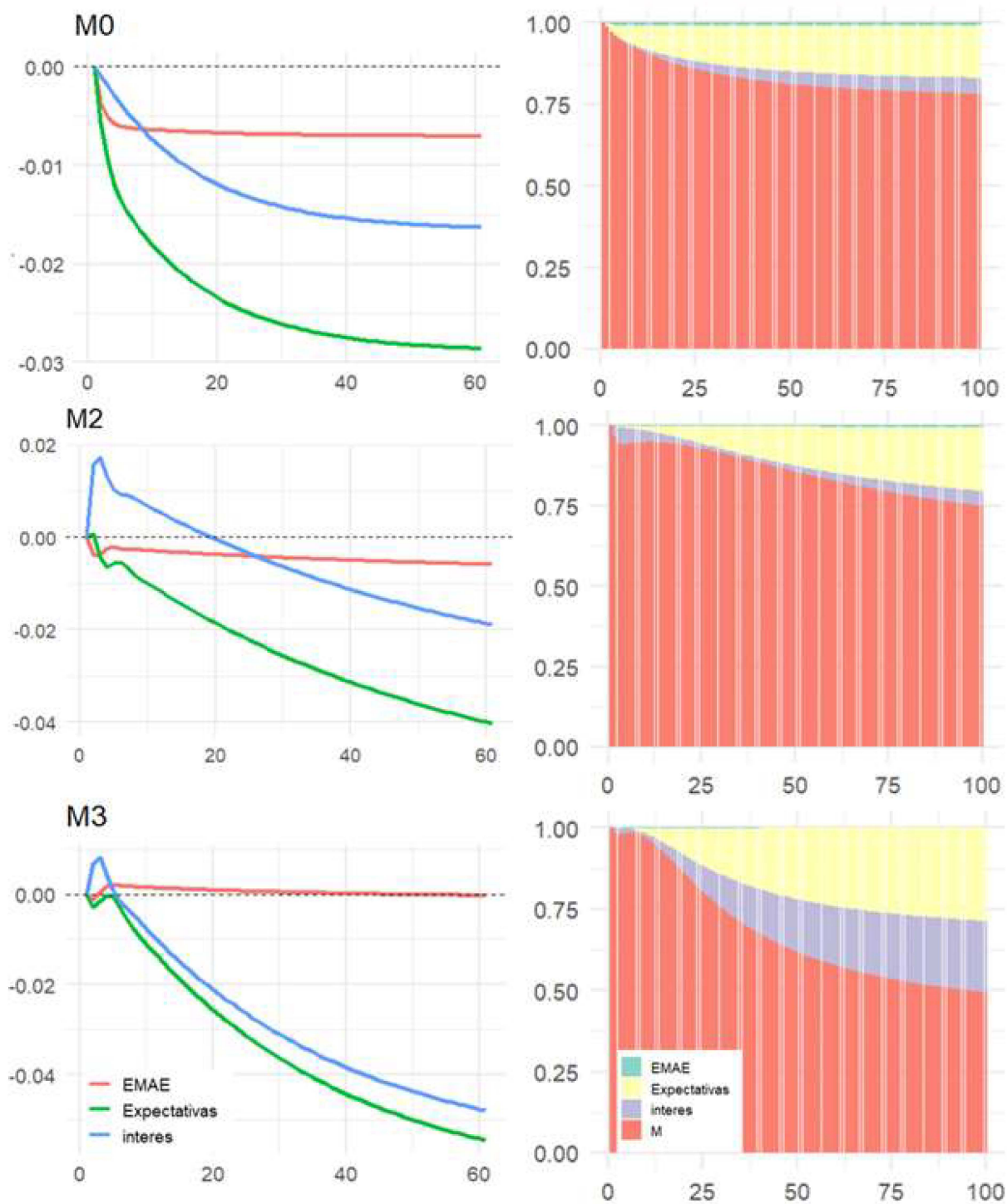
Las funciones de impulso-respuesta obtenidas muestran que las variables reaccionan en la dirección y magnitud esperadas. En particular, los shocks en la tasa de interés y en las expectativas de devaluación generan un efecto contractivo sobre la demanda de dinero, mientras que los shocks en el nivel de actividad la expanden. Sin embargo, se observa que la demanda de dinero es menos sensible a las variaciones en el nivel de actividad y más elástica frente a cambios en las expectativas de devaluación y en la tasa de interés.

Además, en todos los casos, el impacto de las expectativas de devaluación supera con creces el efecto de la tasa de interés, lo que sugiere que en contextos de alta incertidumbre cambiaria, la política monetaria basada en tasas de interés pierde efectividad para controlar la demanda de dinero.

Los resultados de la descomposición de la varianza refuerzan estas conclusiones, mostrando que las expectativas de devaluación explican una proporción significativa de la varianza de la demanda de dinero, mientras que el nivel de actividad tiene un peso relativamente menor. Estos resultados son consistente con la hipótesis de que, en economías bimonetarias como la argentina, las decisiones sobre tenencia de dinero doméstico depen-

den fuertemente de la percepción de estabilidad cambiaria.

Figura 5: Funciones de Impulso Respuesta (IRF) y Descomposición de la Varianza



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA.

13 Anexo 3 Métodos alternativos estimación por umbrales

A continuación se muestran los resultados obtenidos en el valor del umbral de reservas netas comparando entre distintos modelos como STAR, TVAR y Hansen que modelizan el punto de quiebre de forma endógena.

Cuadro 21: Resultados de Modelos STAR, TAR y Test de Umbral

Modelo	Método	Threshold	Estadístico Principal	Bootstrap P-Value
3*M0	STAR	2.0701	SSE = 0.4508	-
	TVAR	5068.828	-	-
	Hansen	7416.738	LM = 69.2979	0
3*M2	STAR	1.2446	SSE = 0.4166	-
	TVAR	5288.085	-	-
	Hansen	9275.648	LM = 65.9846	0
3*M3	STAR	1.0463	SSE = 0.2752	-
	TVAR	5068.828	-	-
	Hansen	7416.738	LM = 70.6003	0

Nota: Los valores de threshold corresponden a los estimados por cada método. SSE es el error cuadrático de los modelos STAR. LM es el estadístico del test de Hansen con heterocedasticidad corregida. El valor p de bootstrap indica la significancia del umbral en la especificación TAR.

Una vez obtenidos los valores del umbral por los tres métodos, se estiman las regresiones por OLS teniendo en cuenta los respectivos puntos de quiebre. En todos los casos, más allá del punto de umbral que es ligeramente diferente entre los modelos, las conclusiones del análisis se mantienen invariantes. Esto es que en el régimen de bajas reservas la demanda de dinero se vuelve inelástica a la tasa de interés y las expectativas de devaluación son la variable dominante. Mientras que en el caso contrario, cuando la economía transiciona hacia el régimen de altas reservas, la tasa pasa a ser la variable más importante y los desalineamientos pierden poder en la demanda de dinero.

Cuadro 22: Resultados de las Regresiones para el Modelo M0

Variable	Hansen		TAR		STAR	
	Bajo	Alto	Bajo	Alto	Bajo	Alto
Intercepto	-1.7561***	0.2258	-1.6058**	-2.0315***	-0.6614	-7.3873***
EMAE	1.0158***	0.6825***	0.9828***	1.1283***	0.8067***	2.1798***
Interés	-0.2581***	-0.5655***	-0.2497***	-0.7007***	-0.3300***	-0.7937***
Dev	-0.9929***	-0.0508	-0.9721***	-0.3397***	-0.9406***	-0.7547***
R^2	0.6445	0.5468	0.6172	0.5419	0.6841	0.8459

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Cuadro 23: Resultados de las Regresiones para el Modelo M2

Variable	Hansen		TAR		STAR	
	Bajo	Alto	Bajo	Alto	Bajo	Alto
Intercepto	-1.5079***	3.7094***	-1.6618***	1.5940**	-1.4949**	-4.3545***
EMAE	1.1760***	0.1828	1.2085***	0.5990***	1.1942***	1.7631***
Interés	-0.0065	-0.4258***	-0.0105	-0.4913***	-0.0984**	-0.4363***
Dev	-0.8338***	0.0980	-0.8396***	-0.0919	-0.8498***	-0.5769***
R^2	0.7979	0.4900	0.7867	0.4248	0.8316	0.7991

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Cuadro 24: Resultados de las Regresiones para el Modelo M3

Variable	Hansen		TAR		STAR	
	Bajo	Alto	Bajo	Alto	Bajo	Alto
Intercepto	-2.49398***	3.12763***	-2.55011***	0.94988*	-2.43637***	-4.42452***
EMAE	1.28028***	0.20704*	1.29155***	0.63643***	1.28039***	1.68808***
Interés	-0.16481***	-0.56829***	-0.16346***	-0.65877***	-0.21364***	-0.60546***
Dev	-0.60596***	0.19343**	-0.59829***	-0.03646	-0.58785***	-0.48224***
R^2	0.7946	0.6536	0.7842	0.5797	0.7463	0.7985

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.