



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

LV REUNIÓN ANUAL | NOVIEMBRE DE 2020

Sustitución de monedas y efecto histéresis: una aplicación empírica para Argentina

Temperley, Patricio

ISSN 1852-0022 / ISBN 978-987-28590-8-4

Sustitución de monedas y efecto histéresis:

una aplicación empírica para Argentina

Patricio Jorge Temperley

temperleypatricio@gmail.com

Resumen

En economías con grandes fluctuaciones cambiarias e inestabilidad macroeconómica, la sustitución de monedas es un fenómeno de alta importancia. Mediante el uso de una variable ratchet, que mide el efecto histéresis –irreversibilidad en la sustitución de monedas–, se estudia el caso argentino para 2003-2019. Para ello, se utilizó un modelo ARDL (Autorregresivo de Lags Distribuidos), en donde se encontró que el efecto histéresis es persistente en el largo plazo. Lo anterior tiene serias implicancias en cuanto a la dificultad de implementar política monetaria y respecto a la estabilidad de la demanda de dinero.

Palabras clave: sustitución de monedas, efecto histéresis, demanda de dinero, variable ratchet.

Clasificación JEL: E41, E44, C32.

Abstract

In economies with large exchange rate fluctuations and macroeconomic instability, currency substitution is a highly important phenomenon. The Argentine case is studied through the inclusion of a ratchet variable, which accounts for the hysteresis effect –irreversibility in the currency substitution process–, for 2003-2019. To that end, an ARDL (Autorregresive Distributed Lag) model was used, where it was found that the hysteresis effect is persistent in the long run. This has serious implications to conduct monetary policy and with regard to the stability of the demand for money.

Key words: currency substitution, hysteresis effect, demand for money, ratchet variable.

JEL Classification: E41, E44, C32.

Índice General

I	Introducción	1
II	Hechos estilizados de Argentina	5
III	Aspectos metodológicos	10
III.1	Modelo econométrico	10
III.2	Datos y variables	11
III.3	Metodología	12
IV	Evidencia empírica	14
IV.1	Tests de raíces unitarias	14
IV.2	<i>Bounds test</i> para cointegración de variables	15
IV.3	Resultados de estimaciones	16
V	Implicancias de política económica	20
VI	Conclusiones	25
	Referencias	26

Índice de Tablas

1	Indicadores macroeconómicos 2003-2019	8
2	Tests de raíces unitarias	14
3	<i>Bounds test</i> para cointegración o relación de largo plazo entre las variables	15
4	Resultados bajo el procedimiento ARDL	16

Índice de Gráficos

1	Inflación y tipo de cambio oficial durante 2003-2019	6
2	Índices CS_1 y CS_2	8

I. Introducción

En economías emergentes con alta inestabilidad macroeconómica, ya sea por tasas de inflación elevadas y volátiles o por agudos escenarios de fluctuaciones cambiarias, los agentes pierden confianza en la moneda debido a que el costo de oportunidad de mantener dinero en moneda local se torna elevado e incierto. Los vaivenes de la economía argentina han llevado a que coexistan dinero doméstico y extranjero, lo que la ha convertido en una economía bimonetaria de facto.

Intuitivamente, lo que ocurre con estos períodos de grandes oscilaciones es lo que Guidotti & Rodríguez (1992) han llamado la inversa de la *Ley de Gresham*. Contrario a lo que sucedía cuando el dinero poseía valor intrínseco, ahora la moneda fuerte es la que desplaza a la débil. En este sentido, argumentan que la dolarización no se da solamente por un aumento en la tasa de inflación, sino que es la inflación alta y sostenida en el tiempo la que fomenta la continua y gradual formación de posiciones en moneda extranjera.¹

En la misma línea, Savastano (1996) advierte que estos procesos no surgen (aunque sí son agravados) por fogonazos inflacionarios aislados, sino que se forman paulatinamente. El dinero va perdiendo en una secuencia asincrónica sus funciones de reserva de valor, unidad de cuenta y medio de pago. Típicamente la función de reserva de valor es la primera en desaparecer, pero hacen falta prolongados períodos de elevada inflación, volatilidad cambiaria o inestabilidad institucional para que se pierdan las otras dos propiedades. Cuando las propiedades del dinero se ven vulneradas casi en su mayoría, la economía corre peligro de que se instaure una irreversibilidad del proceso. Esto quiere decir que es sencillo huir del dinero local hacia el extranjero, pero existe persistencia en el uso de la moneda extranjera, no retornando a la moneda local.

¹ La *Ley de Gresham* era particularmente importante cuando las monedas poseían valor intrínseco y postula que, si hay dos monedas en circulación, la moneda “mala” termina desplazando a la “buena”. Se deduce de la observación que los agentes preferían huir rápido de la moneda “mala” utilizándola en las transacciones económicas.

Consecuentemente, una vez estabilizado el panorama macroeconómico y desaparecidos los incentivos a huir de la moneda débil, se registran niveles de dolarización constantes o en crecimiento, cuando debería esperarse que estos descieran. A esta sustitución asimétrica entre monedas se la conoce como *efecto histéresis* y, siguiendo a Dornbusch, Sturzenegger & Wolf (1990), se instaure por la adaptación financiera desarrollada luego de periodos de alta inflación, en los que surgen nuevas instituciones e instrumentos financieros. Estos comúnmente se materializan en depósitos en moneda extranjera o arreglos informales entre agentes para intercambiar pesos por dólares, que disminuyen la demanda de dinero local para un nivel dado de tasas de interés nominales. En este sentido, desarrollar estos instrumentos involucra incurrir en un costo fijo de aprendizaje, y, una vez hundidos estos costos, hay escasos estímulos a regresar a la moneda local cuando se estabiliza la economía.

El objetivo del presente trabajo radica entonces en estudiar el grado de persistencia de la sustitución de monedas en Argentina, definida como una situación en la que una moneda extranjera estable es utilizada extensivamente por residentes de una economía en simultáneo con la moneda de curso legal. En otras palabras, se indaga si existe efecto histéresis en la demanda de dinero en Argentina para el periodo que tiene lugar luego de la salida del régimen de convertibilidad hasta el día de hoy (2003-2019).

El trabajo de Fasano-Filho (1986), que mediante una estimación de demanda de dinero encuentra significativa la sustitución de monedas en Argentina para 1960-1976 (sobre todo a partir de 1970), y los valiosos aportes de Ramirez-Rojas (1985), Kamin & Ericsson (1993) y Dabus, Delbianco & Fioriti (2016), que pasan a estudiar si existe persistencia en la sustitución de monedas en la década de 1970 en el primer caso, en el periodo 1977-1993 en el segundo caso y en el período 1980-2013 en el tercero, permiten inferir que no es una novedad pensar que en Argentina pueda existir irreversibilidad en la sustitución de monedas (efecto histéresis). Sin embargo, este trabajo se propone saldar algunas cuestiones no resueltas para el periodo iniciado post convertibilidad.

En particular, la propuesta radica en estudiar el desempeño argentino con la reciente agudización de la inflación tras la crisis iniciada en el año 2018, además de investigar si existe histéresis no sólo en un sentido estrecho, sino también en un sentido amplio (medido a través del ratio CS_2 , que se expondrá posteriormente). Profundizar esta línea de análisis se torna fundamental, debido a que permite deducir si existe aún espacio para la política monetaria en influenciar la asignación de divisas (*currency allocation*) del portafolio de las familias.²

Respetando la terminología propuesta por Calvo & Vegh (1992), en donde diferencian dolarización de sustitución de monedas, se debe tener presente que, mientras la dolarización refiere al proceso completo en el que el dinero doméstico va perdiendo las propiedades de reserva de valor, unidad de cuenta y medio de pago en último lugar, la sustitución de monedas es la última etapa de dicho proceso. De esta manera, la investigación sobre sustitución de monedas se desenvuelve en situaciones que la moneda local perdió en algún grado las propiedades de reserva de valor y unidad de cuenta, y se discute la existencia de problemas para funcionar correctamente como medio de pago.³

El inconveniente que se presenta para el estudio es la falta de datos sobre tenencias no bancarizadas en moneda extranjera, que se utilicen de manera sustituta a la moneda local. De esta forma, se torna imposible subsanar las falencias que vienen presentándose desde trabajos anteriores y la manera de encarar el estudio continúa siendo mediante dos índices de sustitución de monedas: CS_1 , que se calcula como el cociente entre depósitos a la vista y en caja de ahorros en moneda extranjera sobre el total de depósitos a la vista y en caja de ahorros en pesos y dólares; y CS_2 , que es el cociente entre depósitos de residentes en el país y en el extranjero (a la vista, en caja de ahorros y a plazo) en dólares, sobre el total de depósitos (a la vista, en caja de ahorros y a plazo) en pesos y dólares, tanto en Argentina como en el exterior.⁴ Esta especificación de los índices va en línea con la trabajada para

²El trabajo de Dabus *et al.* (2016) sólo encuentra significancia de las variables *ratchet*, aquellas que miden el efecto histéresis, para el ratio CS_1 pero no para el CS_2 . Esto evidencia que el efecto histéresis para la muestra trabajada sólo se mantenía en un sentido estrecho.

³No es excluyente el dólar estadounidense como divisa fuerte en estos procesos. Normalmente el dólar es a donde tienden a refugiarse los agentes ya que funciona como divisa de cambio (*vehicle currency*). Esto es, como patrón de cambio en las transacciones internacionales. (Us, 2003)

⁴En CS_2 algunos trabajos incluyen las tenencias de moneda extranjera en efectivo, según existan estimaciones

Nigeria por Bawa, Otomosho & Doguwa (2015), en donde la definición del sentido estrecho o amplio de los índices se basa en la liquidez y facilidad de disponibilidad de los depósitos.

Resumiendo, desde un principio debe conocerse que existe un riesgo de subestimación del fenómeno estudiado, puesto que hay tenencias en efectivo de moneda extranjera circulando en la economía que no pueden captarse.⁵

Con ayuda de la metodología desarrollada por Pesaran & Shin (1995), y posteriormente por Pesaran, Shin & Smith (2001), se aplicará el enfoque *bounds testing* para cointegración de variables y se utilizará un modelo Autorregresivo de Lags Distribuidos (ARDL) derivado de la especificación de Mongardini & Mueller (1999), que incluye una variable *ratchet* para capturar el efecto histéresis. Los datos que se utilizarán son de frecuencia mensual para Argentina durante 2003-2019.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. La sección 2 narra un breve compendio de la economía argentina en el campo macroeconómico durante las últimas dos décadas. La sección 3 describe la metodología que se utilizará y los datos y variables empleados. La sección 4 examina los resultados empíricos y la sección 5 delinea algunas recomendaciones de política. Por último, en la sección 6 se presentan las conclusiones del trabajo.

de las mismas. Al no contar con datos oficiales, y tener que realizarse supuestos muy restrictivos para poder contar con una estimación, se optó por no incluir estas tenencias.

⁵Habiendo aclarado esto, trataremos los términos dolarización y sustitución de monedas como sinónimos durante el presente trabajo.

II. Hechos estilizados de Argentina

El período estudiado no es lineal. En particular, la periodización puede dividirse de dos maneras. Por un lado, en términos de crecimiento del producto, Argentina creció entre 2003 y 2011 un 59,75 % a una tasa promedio anual del 6,15 % anual; mientras que desde 2011 comienza un proceso de estancamiento, en el que el PIB ha tenido un crecimiento promedio anual del -0,29 % entre 2012 y 2019.

Por otro lado, respecto a la estabilidad macroeconómica, desde el año 2007 comienzan a generarse presiones inflacionarias. La brecha del producto, que venía siendo fuertemente negativa luego de la crisis del 2001, para entonces se había cerrado. La economía crecía a un ritmo muy alto, en gran medida beneficiada por los altos precios de las *commodities* y un sector público con espacio para aumentar su tamaño tras la licuación de los ingresos y gastos de gobierno post crisis.

De esta manera, el país poseía fuertes entradas de divisas por el comercio exterior y, desde el Banco Central de la República Argentina (BCRA de ahora en más), se instaló una política activa de acumulación de reservas, que llevó a las reservas internacionales de 11.000 millones de dólares en 2003 a un máximo de 50.000 en 2008. (Redrado, 2009) Como contrapartida de la acumulación, había un exceso monetario que iba lentamente traduciéndose en mayor inflación, a pesar de los intentos de esterilización, mediante letras y notas (LEBACs y NO-BACs). A partir de allí, y luego de cerca de 15 años sin problemas inflacionarios sostenidos, se instaló una cada vez más acentuada elevación del nivel de precios. Con el aumento de la inflación se tornó más arduo sostener un tipo de cambio real competitivo y estable, como había sido férreamente mantenido desde 2003.

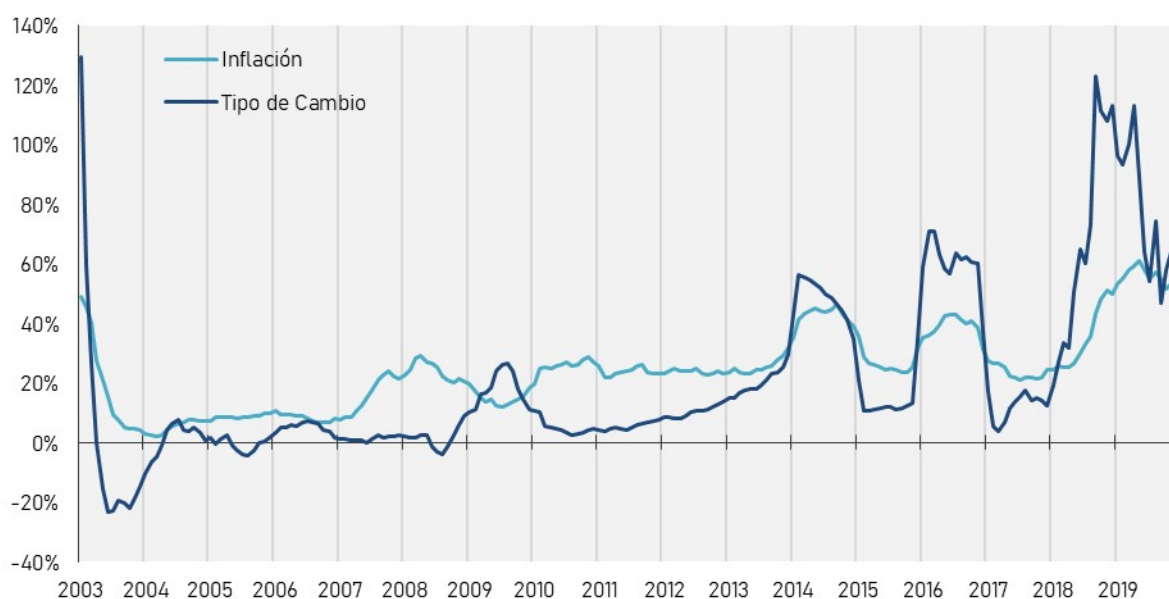
A partir del 2011, la Argentina comenzó con un ciclo de estanflación que hasta el día de hoy perdura. Los superávits gemelos (fiscal y comercial) habían desaparecido, se comenzaron a perder reservas y los desbalances se cubrieron mayoritariamente vía emisión monetaria. Las presiones inflacionarias continuaron incrementándose a la vez que se deterioraba el plano cambiario que, a pesar de buscar corregirse con aisladas devaluaciones, nunca se alcanzaba el

nivel previo de tipo de cambio real. Además, con la intensificación de la inflación, las tasas de interés reales pasaron a ser negativas. De esta manera, se lograba mantener el crédito barato y sostener los niveles de demanda agregada, pero, por otro lado, se perdían los incentivos para ahorrar en pesos.

Al mismo tiempo, a fines de 2011 se instauraron un conjunto de restricciones a la operatoria con moneda extranjera conocidas como “cepo cambiario”, que buscaba frenar la pérdida continua de reservas y que se tradujo en una prima en el mercado negro de divisas del 60 % en promedio en el año 2013. Las limitaciones para acceder a moneda extranjera de manera bancarizada provocaron una interrupción no genuina en la suba de los CS. De hecho, la evolución de la prima en el mercado negro (ver Tabla N°1) permite deducir que en ningún momento cesó la demanda por dólares. La economía seguía incrementando su dolarización, aunque por fuera del sistema bancario.

Así, los incrementos de precios ya no eran provocados sólo por una economía funcionando en pleno empleo, sino también empezaron a responder a comportamientos inerciales e indexatorios, conducidos en gran parte por las expectativas de devaluación que generaba la brecha cambiaria.

Gráfico N°1: Inflación y tipo de cambio oficial durante 2003-2019
En variaciones interanuales



Fuente: elaboración propia en base a FMI y Direcciones Provinciales de Estadísticas y Censos de San Luis y Córdoba.

Para fines del periodo, se liberalizó el mercado de cambios y, tras una inicial tregua, los problemas cambiarios retornaron, aunque de diferente manera, con la crisis iniciada en 2018. El resultado de cuenta corriente del año 2017 fue de -4,8 % del PIB y el déficit fiscal había llegado al 5,9 % del PIB. Los grandes desequilibrios y el incumplimiento de un ambicioso plan de metas de inflación condujeron a una fuerte reversión de los flujos de capitales, que desató una sucesión de corridas cambiarias. La economía sintió fuerte el *sudden stop*, principalmente porque el gobierno nacional financiaba la mayoría del desequilibrio fiscal mediante colocación de deuda externa.

Durante este período, existió una renovada fase de acumulación de reservas internacionales. Esta vez no provenían de superávits comerciales; pues ahora el Tesoro colocaba deuda en dólares e incurría gastos en pesos, para lo cual se engrosaban las reservas del BCRA a la vez que se emitía. En esta línea, en búsqueda de esterilizar lo emitido para financiar al Tesoro, se fijó una alta tasa de retorno a la principal herramienta de política monetaria (LEBACs y posteriormente LELIQs), en particular luego del *sudden stop*. (Sturzenegger, 2019)

Si bien para 2019 había disminuido el déficit fiscal, aumentado los retornos reales a los activos en pesos y la economía se hallaba en una profunda recesión, factores por los que debería haberse esperado un descenso de la inflación, los precios continuaron con su camino ascendente. Aquí fue trascendental el golpe final que recibe la demanda de dinero tras las elecciones presidenciales primarias, donde en un día el tipo de cambio aumentó un 25 %. Por las externalidades de red (*network externalities*) formadas tras años de deterioro de la moneda, cada fluctuación cambiaria, por pequeña que fuese, provocaba sucesivas sustituciones de pesos por dólares.

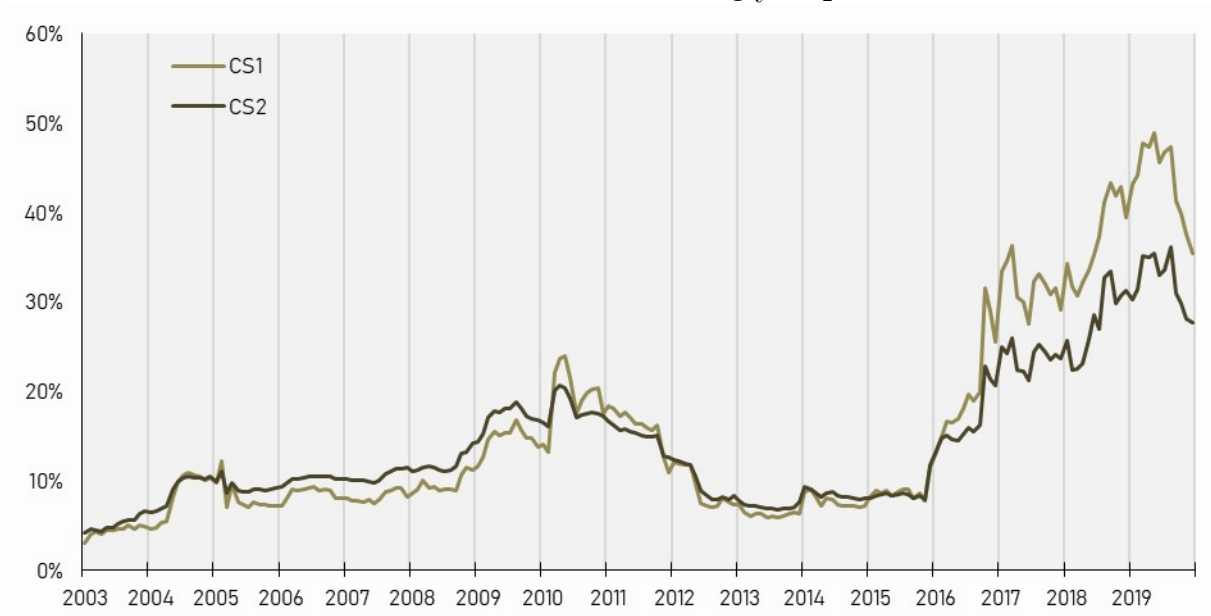
Tabla N°1: Indicadores macroeconómicos 2003-2019⁶

Fecha	Crecimiento %	Inflación %	Res. Fiscal % PIB	Cta. Cte. % PIB	Reservas m.m. u\$s	Prima %
2003	8,8 %	17,4 %	-	6,3 %	11.884	0,4 %
2004	9,0 %	5,2 %	2,4 %	1,9 %	16.872	0,3 %
2005	8,9 %	8,7 %	1,6 %	2,5 %	23.375	0,2 %
2006	8,0 %	8,3 %	1,6 %	2,8 %	25.085	0,6 %
2007	9,0 %	16,1 %	1,0 %	2,1 %	40.432	1,0 %
2008	4,1 %	23,8 %	1,3 %	1,5 %	47.800	1,6 %
2009	-5,9 %	14,8 %	-0,6 %	2,2 %	46.359	1,2 %
2010	10,1 %	25,9 %	-0,2 %	-0,4 %	49.713	1,7 %
2011	6,0 %	23,9 %	-1,4 %	-1,0 %	50.401	5,4 %
2012	-1,0 %	23,7 %	-2,1 %	-0,4 %	46.149	26,2 %
2013	2,4 %	25,8 %	-1,9 %	-2,1 %	37.547	60,1 %
2014	-2,5 %	42,7 %	-2,4 %	-1,6 %	28.522	53,3 %
2015	2,7 %	26,6 %	-5,1 %	-2,7 %	31.122	51,5 %
2016	-2,1 %	38,9 %	-5,8 %	-2,7 %	32.226	3,2 %
2017	2,8 %	23,4 %	-5,9 %	-4,8 %	49.371	3,7 %
2018	-2,6 %	35,4 %	-5,0 %	-5,2 %	56.637	2,2 %
2019	-2,1 %	56,1 %	-3,8 %	-0,9 %	59.886	6,9 %

Fuente: elaboración propia en base a BCRA, FMI, INDEC, Ministerio de Economía y Direcciones Provinciales de Estadísticas y Censos de San Luis y Córdoba.

Lo narrado tuvo sus efectos, como es de esperar, sobre los índices CS₁ y CS₂. En este sentido, la dinámica de la inflación y el tipo de cambio observada en el Gráfico N°1 tuvo un impacto cada vez mayor en los índices de dolarización con el pasar de los años.

Gráfico N°2: Índices CS₁ y CS₂



Fuente: elaboración propia en base a BCRA.

⁶ “Inflación” medida como el cociente entre promedios anuales del IPC, “Res. Fiscal” refiere al resultado financiero del Sector Público Nacional base caja, “Cta. Cte.” al resultado de cuenta corriente y “Prima” a la prima del mercado negro, definida como la brecha entre el tipo de cambio oficial y paralelo.

En el Gráfico N°2 se observa el comportamiento de CS_1 y CS_2 . Las mayores tasas de inflación y volatilidad del tipo de cambio se tradujeron en ratios CS cada vez más elevados, llegando el CS_1 a un pico máximo de 48,9 % en mayo de 2019 y el CS_2 a uno de 36,2 % en agosto de 2019.

Debe nuevamente ser resaltado el comportamiento 2011-2014, en donde, como se advirtió, no existió una mejora radical en los *fundamentals* que permitiera pensar en una pausa de la dolarización; la demanda de moneda extranjera simplemente operaba por canales no oficiales. Cabe destacar, además, que por el suceso confiscatorio que ocurrió tras la salida de la convertibilidad, en donde se instaló un “corralito” a los depósitos bancarios y una pesificación asimétrica y forzosa, en Argentina el comportamiento de los depósitos en moneda extranjera puede tener un matiz algo llamativo tras una depreciación de la moneda. En lugar de aumentar los depósitos en dólares para proteger el poder adquisitivo, existe una gran cantidad de retiros de los depósitos en moneda extranjera por el temor a un suceso similar al vivido a fines del año 2001. Esto conduce a menores CS_1 y CS_2 aunque la sustitución de monedas posiblemente se haya intensificado, sólo que por fuera del sistema bancario. Estas aclaraciones son importantes de realizar puesto que revelan una conducta diferente a muchas economías emergentes. El camino sigue su recorrido, aunque por momentos con un proceder extra bancario y no computable.

III. Aspectos metodológicos

III.1. Modelo econométrico

La generalidad de los estudios de sustitución de monedas utiliza un modelo estructural basado en una función de demanda de dinero que incorpora como variables explicativas diferenciales en las tasas de interés, depreciación de la moneda y/o expectativas inflacionarias. El supuesto que hay por detrás es que la demanda de dinero extranjero está guiada por la paridad descubierta de la tasa de interés (la diferencia entre el retorno real a la moneda local y extranjera). Para medir la irreversibilidad del proceso se incorpora una variable *ratchet*, que captura el efecto histéresis.

Seguiremos la especificación de Mongardini & Mueller (1999), aunque con ciertas modificaciones. Se evaluará un modelo dinámico uniecuacional para cada índice CS. Así, cada ratio es explicado en función de sus propios *lags*, de la variación del tipo de cambio, del diferencial de tasas de interés, y de la variable *ratchet*. Además, se estudia la inclusión de una variable *dummy* que capture el factor político existente en los años de elecciones presidenciales.⁷ El modelo ARDL (Autorregresivo de Lags Distribuidos) puede resumirse así:

$$CS_{it} = \beta_0 + \beta_1 CS_{it-L_1} + \beta_2 TC_{t-L_2} + \beta_3 Int_{t-L_3} + \beta_4 Rat_{it-L_4} + \beta_5 \Psi_t + \mu_t \quad i = 1, 2 \quad (1)$$

Donde: CS_1 se define como el ratio de sustitución de monedas en sentido estrecho (depósitos más líquidos); CS_2 es el índice de sustitución de monedas en sentido amplio (añade depósitos a plazo y en el extranjero); TC representa las variaciones en el tipo de cambio; Int es el diferencial entre la tasa de interés pasiva en pesos y en dólares en el sistema bancario local; Rat es la variable *ratchet*, que no es más que una serie concatenada de cada último máximo que tiene el índice CS; y, por último, Ψ es una variable *dummy* que busca captar el efecto de las elecciones presidenciales.

⁷ Una definición apropiada del efecto político para estos modelos es la elaborada por Ortiz (1983). Define al riesgo político como el riesgo adicional de depreciación cambiaria devenido del posible cambio en el régimen fiscal tras las elecciones o de modificaciones en regulaciones respecto a las tenencias de depósitos en dólares.

III.2. Datos y variables

Las fuentes de datos son el Banco Central de la República Argentina (BCRA) y el Fondo Monetario Internacional (FMI).

Respecto a las variables, para TC se utiliza la variación promedio mensual del tipo de cambio. Int sigue la corrección propuesta por Dabus *et al.* (2016), que, ante la ausencia de una serie homogénea de bonos domésticos comparables a los *US Treasury Bills*, utilizan el *spread* existente entre las remuneraciones a los depósitos en pesos y en dólares. Para este trabajo, Int es la variación mensual de la diferencia entre la tasa BADLAR privada en pesos y en dólares.⁸ Ψ asume el valor 1 en el mes en que tienen lugar las elecciones presidenciales y los dos meses anteriores y posteriores, 0 en caso contrario. Rat tiene la siguiente especificación:

$$\text{Rat}_{it} = \begin{cases} \text{CS}_{it} & t = 1 \\ \text{MAX}(\text{Rat}_{it-1}; \text{CS}_{it}) & t \geq 2 \end{cases} \quad (2)$$

Para la construcción del índice CS_1 se utilizaron los depósitos en cuentas corrientes y a la vista, y depósitos en caja de ahorros, en pesos y en dólares. En cuanto a CS_2 , se añaden a los anteriores los depósitos a plazo fijo y otros menos líquidos, y los depósitos de residentes en el extranjero. Así:

$$\text{CS}_1 = \frac{\text{CCD} + \text{CAD}}{\text{CC} + \text{CA}} \quad \text{CS}_2 = \frac{\text{CCD} + \text{CAD} + \text{PFD} + \text{DED}}{\text{CC} + \text{CA} + \text{PF} + \text{DE}} \quad (3)$$

Donde: CC son depósitos en cuenta corriente, CA son depósitos en caja de ahorros, PF son depósitos a plazo fijo y DE son depósitos en el extranjero; en pesos y en dólares. Cuando se añade D se trata de depósitos solamente en dólares.

Al igual que Dabus *et al.* (2016), no se realizará la transformación logarítmica a CS que utilizan Mongardini & Mueller (1999), por problemas de autocorrelación.

⁸ La tasa BADLAR es una tasa variable calculada de manera diaria por el BCRA, que representa la tasa de interés pagada por los bancos a los depósitos a plazo fijo de 30 a 35 días, de más de un millón de pesos o dólares, según corresponda. Existe la tasa BADLAR pública y privada, según se trate de entidades bancarias públicas o privadas.

III.3. Metodología

Previo al procedimiento econométrico, se debe comenzar por comprobar las propiedades de estacionariedad de las series. Para esto se realizarán los tests de raíces unitarias ADF (Augmented Dickey-Fuller) y PP (Phillips-Perron), para cada una de las series mencionadas anteriormente.

Una vez resuelto este paso, adoptaremos el enfoque *bounds testing* (o prueba de umbrales) para cointegración y el procedimiento ARDL (Autorregresivo de Lags Distribuidos) para modelos de corrección de error propuesto por Pesaran & Shin (1995) y extendido por Pesaran *et al.* (2001). Las ventajas de utilizar este método radican en que, comparado al enfoque basado en estudiar los residuos de Engle & Granger y al basado en máxima verosimilitud de Johansen & Juselius, no se requiere el mismo orden de integración de las variables en la ecuación a estimar, aunque estas no pueden ser integradas de orden dos o superior. (Samreth & Sok, 2018) Entonces, el procedimiento puede ser aplicado incluso cuando existe una mezcla de variables $I(0)$ e $I(1)$.

La representación de corrección del error de la ecuación (1), que incorpora los efectos de corto plazo y de largo plazo de las variables independientes, es especificada de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \Delta(CS_{it}) = & \delta_0 + \sum_{j=1}^{L_1} \delta_{1j} \Delta(CS_{it-j}) \\ & + \sum_{j=0}^{L_2} \delta_{2j} \Delta(TC_{t-j}) + \sum_{j=0}^{L_3} \delta_{3j} \Delta(Int_{t-j}) + \sum_{j=0}^{L_4} \delta_{4j} \Delta(Rat_{it-j}) + \delta_5 \Delta(\Psi_t) \\ & + \lambda_1 CS_{it-1} + \lambda_2 TC_{t-1} + \lambda_3 Int_{t-1} + \lambda_4 Rat_{t-1} + \lambda_5 \Psi_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

Donde: δ_{sj} son los coeficientes de corto plazo; λ_s son los parámetros de largo plazo del modelo; ϵ_t es el error y Δ representa el operador de primeras diferencias. Además, L_s representa el orden óptimo de *lags* determinados para cada variable según el criterio de información de Akaike (AIC).

El enfoque *bounds testing* para cointegración en modelos ARDL de Pesaran *et al.* (2001) requiere testear estadísticamente la existencia de relaciones de largo plazo entre las variables explicativas. En particular, se prueba la hipótesis nula de no cointegración o no relación de largo plazo entre las variables en niveles de la ecuación (4), $H_0: \lambda_s = 0$ contra la hipótesis alternativa $H_1: \lambda_s \neq 0$. La prueba estadística es implementada mediante un test F no estándar para significatividad conjunta, que se contrasta con los valores críticos provistos por Pesaran *et al.* (2001). Aquí, si el estadístico es mayor al umbral crítico superior, para un nivel de significancia dado, la hipótesis nula es rechazada. Por lo tanto, hay evidencia que sugiere que existen relaciones de largo plazo (cointegración) entre las variables explicativas. Viceversa si el estadístico es menor que el umbral crítico inferior. Por último, si el estadístico se encuentra entre los umbrales críticos, entonces el resultado es inconcluso. Una vez establecidas las relaciones de cointegración, se debe especificar un modelo de corrección de error de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \Delta(\text{CS}_{it}) = & \gamma_0 + \sum_{j=1}^{L_1} \gamma_{1j} \Delta(\text{CS}_{it-j}) \\ & + \sum_{j=0}^{L_2} \gamma_{2j} \Delta(\text{TC}_{t-j}) + \sum_{j=0}^{L_3} \gamma_{3j} \Delta(\text{Int}_{t-j}) + \sum_{j=0}^{L_4} \gamma_{4j} \Delta(\text{Rat}_{it-j}) + \gamma_5 \Delta(\Psi_t) \\ & + \rho \text{EC}_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (5)$$

Donde: ρ es el parámetro de ajuste, que mide la velocidad a la que el equilibrio es restablecido luego de un *shock* de corto plazo; EC_{t-1} es el término de corrección del error y no es más que los residuos de la ecuación de largo plazo (1)⁹; y v_t son los residuos.

Entonces, mientras que en (5) se hallan los resultados de la estimación de corto plazo para el modelo ARDL seleccionado; la ecuación estimada de largo plazo será:

$$\hat{\text{CS}}_{it} = \hat{\eta}_0 + \hat{\eta}_1 \text{CS}_{it-L_1} + \hat{\eta}_2 \text{TC}_{t-L_2} + \hat{\eta}_3 \text{Int}_{t-L_3} + \hat{\eta}_4 \text{Rat}_{it-L_4} + \hat{\eta}_5 \Psi_t \quad i = 1, 2 \quad (6)$$

Donde: $\hat{\text{CS}}_{it}$ son los valores predichos del ratio CS, y $\hat{\eta}_s$ son los coeficientes estimados de η_s .

⁹ El término de corrección del error se define entonces de la siguiente manera,

$$\text{EC} = \text{CS}_{it} - \eta_0 - \eta_1 \text{CS}_{it-L_1} - \eta_2 \text{TC}_{t-L_2} - \eta_3 \text{Int}_{t-L_3} - \eta_4 \text{Rat}_{it-L_4} - \eta_5 \Psi_t$$

IV. Evidencia empírica

IV.1. Tests de raíces unitarias

Se comenzó por estudiar las propiedades de estacionariedad de las series, mediante tests de raíces unitarias. Fueron empleados los tests Augmented Dickey-Fuller (ADF) y Phillips-Perron (PP).

Tabla N°2: Tests de raíces unitarias

Variables	Niveles		Primeras diferencias		Conclusión
	ADF	PP	ADF	PP	
CS ₁	-1,5777	-1,5135	-4,5546***	-15,2270***	I(1)
CS ₂	-1,5148	-1,4322	-5,4164***	-15,2520***	I(1)
TC	-5,3157***	-10,7280***	-9,0286***	-23,5170***	I(0)
Int	-5,7643***	-11,5830***	-10,5760***	-26,9960***	I(0)
Rat ₁	-1,3368	-0,9855	-5,2151***	-11,7520***	I(1)
Rat ₂	-1,5739	-1,1311	-4,7918***	-12,9620***	I(1)

Nota: * indica significancia al 10 %, ** al 5 % y *** al 1 %.

La Tabla N°2 muestra los resultados de las pruebas estimadas, en las que puede observarse que la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria no puede rechazarse para CS₁, CS₂, Rat₁ y Rat₂, a niveles de confianza del 95 % o mayores. Al realizarse las pruebas para las variables en primeras diferencias, en todos los casos se rechaza la hipótesis nula, concluyendo que estas son I(1).

Por otro lado, tanto TC como Int son variables estacionarias en niveles, bajo las dos pruebas utilizadas. Al repetirse las pruebas para las variables en primeras diferencias, el rechazo a la hipótesis nula se torna más fuerte.

Estos resultados evidencian la necesidad de utilizar la metodología propuesta en la sección anterior, que es especialmente útil cuando se cuenta con un *set* de variables I(0) e I(1), aunque puede utilizarse de todas maneras si se contase con la totalidad de variables I(1).

IV.2. *Bounds test* para cointegración de variables

Conociendo el orden de integración de las variables, se estimó el modelo descrito en la ecuación (1) a partir de su representación de corrección del error de la ecuación (4), con la diferencia que se excluyó el intercepto. Esto se realizó con el propósito de encontrar, si hubieren, relaciones de largo plazo entre las variables explicativas y los índices CS_i .

Para tal sentido, se realizó la prueba *bounds test* para modelos ARDL bajo la hipótesis nula de no cointegración de las variables. Al ser un test de significatividad conjunta, si se rechaza la hipótesis nula existe evidencia que sugiere que los coeficientes de las variables rezagadas son diferentes de cero y, por lo tanto, se concluye que existe cointegración.

Tabla N°3: *Bounds test* para cointegración o relación de largo plazo entre las variables

Variables	Estadístico F	Valores críticos		Conclusión
		Umbral inferior	Umbral superior	
CS_1, TC, Int, Rat_1	5,2360	2,26	3,48	Cointegración
CS_2, TC, Int, Rat_2	3,7730	2,26	3,48	Cointegración

Nota: valores críticos obtenidos de Pesaran *et al.* (2001). Tabla CI(i), Caso I. Nivel de significancia del 5 %.

Tal como se observa en la Tabla N°3, cuando se incluyen las variables *ratchet*, ya sea para el ratio CS_1 o CS_2 , existe relación de largo plazo entre las variables. El estadístico F es de 5,2360 y 3,7730 para el ratio CS_1 y CS_2 , respectivamente. Al ser mayores que el umbral superior (3,48), en ambos modelos hay cointegración a un nivel de significancia del 5 %.

En el caso del primer modelo se puede concluir que existe cointegración incluso con una significancia del 1 %, ya que el umbral superior en dicho caso es 4,44.

Resumiendo, hay evidencia de relaciones de largo plazo entre las variables bajo las dos especificaciones que se tendrán en cuenta, aunque cuando se incluyen depósitos menos líquidos (CS_2), esta relación parece menos fuerte.

IV.3. Resultados de estimaciones

La Tabla N°4 muestra la relación entre las variables estudiadas. Los resultados se obtuvieron luego de estimar el modelo enunciado en las ecuaciones (5) y (6), que permiten dilucidar los efectos de corto plazo y de largo plazo de las variables explicativas sobre los ratios a estudiar. Mientras que el panel superior muestra los resultados de corto plazo, el panel inferior presenta los resultados obtenidos para el largo plazo.

Bajo el criterio de información de Akaike, se obtuvo la cantidad óptima de rezagos a incluir para cada variable, que resultó en un modelo ARDL (2,2,0,1) para el índice CS_1 , y un modelo ARDL (1,1,0,1) para CS_2 , donde las variables son CS_i , TC, Int y Rat_i , respectivamente.

Se estimaron los modelos con y sin intercepto. Como bajo todas las especificaciones la constante añadida no tenía significancia estadística tanto en el corto como en el largo plazo, se optó por excluirla.

Tabla N°4: Resultados bajo el procedimiento ARDL

Variable	CS ₁		Variable	CS ₂	
	ARDL (2,2,0,1)			ARDL (1,1,0,1)	
	Coefficiente	<i>p-value</i>		Coefficiente	<i>p-value</i>
Corto plazo: representación de corrección del error					
$\Delta(CS_1(-1))$	-0,1786	0,001	-	-	-
$\Delta(TC)$	0,0981	0,000	$\Delta(TC)$	0,1040	0,000
$\Delta(TC(-1))$	-0,0458	0,081	-	-	-
$\Delta(Int)$	-0,0018	0,729	$\Delta(Int)$	-0,0025	0,434
$\Delta(Rat_1)$	1,5716	0,000	$\Delta(Rat_2)$	1,6363	0,000
$\Delta(\Psi)$	-0,0060	0,044	$\Delta(\Psi)$	-0,0022	0,231
EC_{t-1}	-0,0460	0,004	EC_{t-1}	-0,0425	0,002
R ²	0,5341	-	R ²	0,5794	-
Durbin-Watson	1,9397	-	Durbin-Watson	1,8637	-
Prueba F	36,6855	0,000	Prueba F	66,8253	0,000
Observaciones	201	-	Observaciones	201	-
Largo plazo: coeficientes estimados					
TC	2,6723	0,032	TC	0,2360	0,621
Int	-0,0384	0,730	Int	-0,0596	0,446
Rat ₁	0,3805	0,024	Rat ₂	0,5811	0,000
Ψ	-0,1317	0,094	Ψ	-0,0530	0,260

A grandes rasgos, cuando son estadísticamente significativas, las variables se comportan con el signo esperado. Además, el mayor poder explicativo parece venir dado por el tipo de cambio y la variable *ratchet*, teniendo evidencia mixta la variable *dummy* incorporada. Por último, el diferencial de tasas de interés no parece ser significativo en ninguno de los dos modelos.

Respecto al primer modelo (CS_1), los resultados de corto plazo indican que la variable dependiente rezagada un periodo es significativa estadísticamente y de signo negativo. Por lo tanto, es de esperar que un incremento en el ratio CS sea seguido de un aumento menor en los periodos posteriores. Esto resalta la naturaleza convergente que existe en el proceso.

Al mismo tiempo, el tipo de cambio y la variable *ratchet* son significativos y de signo positivo. Lo anterior sugiere que variaciones positivas del tipo de cambio llevan a menor confianza en la moneda doméstica y un aumento en la dolarización, esto en connivencia con persistencia de la preferencia por moneda extranjera (cuando existe una mejora en los *fundamentals* en el corto plazo, los agentes no desarman sus tenencias en dólares).

Dos resultados llamativos pueden agregarse de la dinámica de corto plazo para el primer modelo: la significancia de la variable *dummy* que captura el efecto de las elecciones presidenciales sobre los índices, y la nula explicatividad que tiene el diferencial de tasas de interés. El signo de la variable que mide el factor político es negativo, permitiendo deducir que durante estos meses hay un ajuste de corto plazo que se materializa con retiros de depósitos en moneda extranjera, en lugar de aumentar la dolarización por vía bancaria.

Considerando el largo plazo, sólo son estadísticamente significativas a un nivel de significancia del 5 % el tipo de cambio y la variable *ratchet*. Si se fuese más flexible en el análisis también podría considerarse el factor político como importante. No obstante, la variable *dummy* se diseñó e incorporó pensando en un potencial esclarecimiento del corto plazo, dado que es un ajuste de portafolios meramente especulativo.

Aquí, tanto el tipo de cambio, como la variable que modela el efecto histéresis tienen signo positivo. Se puede concluir que existe irreversibilidad en la sustitución de monedas en Argentina para la muestra considerada en un sentido estrecho (midiendo ratios que consideran depósitos a la vista y en cuenta corriente, es decir, más líquidos), lo que permite aseverar que los agentes no ajustan sus portafolios en el largo plazo cuando los *fundamentals* de la economía mejoran, manteniéndose posicionados en la moneda extranjera.

Los resultados destacables del segundo modelo (CS₂) son, en gran medida, similares a los del modelo anterior. Nuevamente, se destaca que el diferencial de tasas de interés no agrega poder explicativo. Esto puede deberse a que uno de los supuestos primordiales para que la condición de paridad descubierta de tasas de interés actúe es que haya un libre acceso al mercado cambiario doméstico y extranjero. En otras palabras, se requiere libre movilidad de capitales para que la condición se verifique, y en gran parte de la muestra considerada este supuesto no se cumple.

Al corto plazo, tipo de cambio y la variable *ratchet* son positivos y significativos tal como antes, pero ahora el riesgo político parece no tener impacto. Este hecho era esperable dado que la medida CS₂ incorpora depósitos que son muy poco líquidos y difíciles de sustituirse en el corto plazo. Al tratarse de depósitos en el exterior o a plazo fijo, es difícil que los agentes puedan reaccionar rápido ante algún evento político.

En cuanto al largo plazo, si bien pierde significancia el tipo de cambio aparece el efecto histéresis como estadísticamente significativo y con signo positivo. Este es un hallazgo importante, ya que existe evidencia que indica que el efecto histéresis no sólo se mantiene bajo un análisis estrecho sino también en un sentido amplio. Lo anterior tiene fuertes implicancias de política monetaria, y torna aún más desafiante todo intento que trate de realizarse por revertir esta situación, debido a que los canales convencionales por los que opera se encuentran debilitados.

Por último, es de vital importancia destacar que en ambos modelos el término de corrección del error es estadísticamente significativo y negativo, proporcionando evidencia a favor de la relación de largo plazo entre las variables estudiadas, y de la convergencia del modelo. En esta línea, EC es importante ya que es el parámetro de ajuste y mide la velocidad en la que cada modelo vuelve al equilibrio si se le introduce un *shock* de corto plazo. No parecen registrarse grandes diferencias en la velocidad de ajuste, que en efecto es baja, dado que el primer modelo ajusta en un mes un 4,60 % de la divergencia del periodo previo, mientras que el segundo un 4,25 %. Este dilatado ajuste puede deberse a que en gran parte de la muestra existieron controles cambiarios que limitan la operatoria en moneda extranjera mediante cupos mensuales de acceso a divisas extranjeras o declaraciones juradas para acceder al mercado de cambios. Consecuentemente, se retrasa la capacidad de los agentes para ajustar sus tenencias de manera inmediata, debilitando la velocidad de ajuste del modelo.

Resumiendo, se encontró una fuerte irreversibilidad en la sustitución de monedas en Argentina para el periodo 2003-2019. El efecto histéresis presente en Argentina, tanto en un sentido estrecho como amplio, es y será un desafío para el BCRA a la hora de decidir sus políticas. Además, el efecto del tipo de cambio es significativo en la mayoría de los casos y los factores políticos parecen tener preponderancia en el corto plazo.

No debe dejarse de mencionar que existen problemas de subestimación de la sustitución de monedas. Gran parte del proceso se desenvuelve de manera inobservable y será menester de futuras investigaciones encontrar una vía, sin acudir a supuestos demasiado restrictivos, para estimar de manera frecuente las tenencias en efectivo de moneda extranjera.

V. Implicancias de política económica

El fenómeno analizado en el trabajo es entendido en la literatura como el resultado de largos períodos inflacionarios con inestabilidad cambiaria, es decir de desequilibrios macroeconómicos. Pero su importancia se deviene no solamente de ser la consecuencia visible de años de deterioro de la moneda local, sino que además del enorme desafío que representa para la política económica.

En este sentido, la sustitución de monedas es un síntoma que aparece tras extensas fases de inestabilidad. Sin embargo, al mismo tiempo, es una enfermedad que genera rispideces y conflictos *a posteriori*, reduciendo la efectividad de las políticas.

En base a Clements & Schwartz (1993), las consecuencias de mantener un alto grado de dolarización en la economía pueden resumirse en que: exacerba el impacto inflacionario de los desbalances fiscales financiados con emisión monetaria, pequeños cambios en el nivel de sustitución de monedas pueden impactar en la variabilidad de la tasa de inflación, y existe menor capacidad de la autoridad monetaria para actuar como prestamista de última instancia, lo que aumenta la vulnerabilidad del sector bancario.

Pepić *et al.* (2015) añaden el debilitamiento de la autoridad central para conducir la política monetaria vía tasa de interés, y, por el lado de la política cambiaria, señalan los potenciales desajustes (*mismatches*) en los que entra una economía altamente dolarizada por depender fuertemente de los movimientos del tipo de cambio, que pueden llevar a inestabilidad en el sector financiero. En esta línea, Ülke (2016) apunta que un alto CS aumenta el efecto del *pass-through*.

Por último, mediante una aplicación teórica de la *regla de Ramsey*, Sturzenegger (1997) identifica serios efectos redistributivos cuando se opera bajo sustitución de monedas. Introduciendo heterogeneidad entre agentes demuestra que aquellos de mayor productividad (de mayor ingreso) salen beneficiados, mientras que los menos productivos (y más pobres) terminan perjudicados.

Entonces, en economías altamente dolarizadas la naturaleza del banco central se altera y no persigue una política monetaria en sentido estricto. Se limita a constituir cuantas reservas internacionales pueda y mantener el financiamiento al déficit fiscal bajo control. Por esta razón, la estabilidad macroeconómica deja de estar al alcance de la autoridad monetaria y queda relegada a la voluntad que tenga el gobierno de respetar su restricción presupuestaria intertemporal.

Diversos trabajos han debatido sobre si debe fomentarse la dolarización (ver Alesina & Barro, 2001; Berg & Borensztein, 2000; Calvo & Vegh, 1992; De Nicoló, Honohan & Ize, 2003). El argumento radica en que ir hacia una dolarización completa (dar curso legal al dólar estadounidense o adoptar un régimen de convertibilidad) establece un compromiso institucional muy fuerte que gozará de la credibilidad suficiente para disminuir la inflación.

No obstante, deben considerarse algunos inconvenientes al respecto. En primer lugar, existe un problema intertemporal: nada asegura hasta cuando se mantendrá este marco, complicando la salida del régimen. En segundo lugar, y no menos importante, al abandonar la independencia monetaria se pierde la posibilidad de actuar antes *shocks* externos, se comprometen fuertemente las funciones de prestamista de última instancia, a la vez que, si no se corrige el déficit fiscal, se incurrirá en endeudamiento al cual las economías emergentes muestran alta intolerancia.¹⁰ Sintetizando, esta estrategia es, en el mejor de los casos, riesgosa.

Aunque no sea el objetivo del trabajo estudiar la resolución del problema detalladamente, pueden trazarse algunos lineamientos de política a grandes rasgos. Dado que aquí se busca estudiar un fenómeno empírico, es imperioso que las posibles soluciones sean realistas y políticamente viables. Es por este motivo que la alternativa que emerge como la más disruptiva—implementar una relación de convertibilidad peso-dólar, o adoptar el dólar estadounidense como moneda de curso legal— sea desechada desde un principio. Sin dudas que la desventa-

¹⁰ Si el endeudamiento es interno, puede haber *crowding-out* (el gobierno desplaza a los privados de la posibilidad de financiarse). Se empeoran los portafolios bancarios y hay posibilidades de corridas bancarias y colapso del sistema financiero. Si el endeudamiento es externo, las economías en desarrollo muestran un nivel de intolerancia elevado. Esto es, para bajos niveles de deuda comienzan a tener problemas macroeconómicos.

ja de un esquema *hard peg* respecto a la dificultad de salir del mismo una vez instaurado es verdaderamente importante en Argentina y generaría fuertes tensiones implementarlo, fundamentalmente por la crisis que tuvo lugar en 2001 tras la salida de la convertibilidad.

Es así que llegamos al escenario que aparece como el más parsimonioso y tiene que ver con lo que en principio parece trivial: construir una moneda fuerte generando fuertes desincentivos a la demanda de moneda extranjera. Este enfoque de dos carriles es ampliamente respaldado por diversos autores de economías emergentes, conscientes de las fuertes restricciones que existen para generar grandes cambios institucionales de *shock*.

En este sentido, al no atar de manos al gobierno resulta aún más desafiante asumir un plan de largo plazo que tenga como mandamiento supremo consolidar la moneda nacional. A pesar de este inconveniente, las experiencias internacionales, y en particular latinoamericanas, de fortalecimiento de la moneda local han sido en su mayoría basadas en largos caminos de políticas sostenibles en el tiempo, que pudieron calmar las expectativas devaluatorias al mismo tiempo que controlaron no sólo las altas tasas de aumentos de precios, sino también la alta variabilidad en las mismas.¹¹

Es preciso comprender que en términos de política económica hay dos grandes fases a afrontar. En un primer momento se debe emprender un plan de estabilización que logre aplacar las expectativas y cumpla con dominar la inflación. Pero aquí no termina la tarea para los *policy-makers*, puesto que debe resolverse el problema del alto nivel de dolarización de la economía, que es el que termina complicando los conductos de la política monetaria y poniendo en peligro el sistema financiero, como se expuso anteriormente.

¹¹ Neanidis & Savva (2006) estiman la significancia de la volatilidad del ratio CS previo y de la tasa de inflación sobre el ratio CS actual. En ambos casos las variables son estadísticamente significativas, sugiriendo que no sólo es importante controlar los niveles de estas variables, sino también sus oscilaciones.

En base a lo expuesto y siguiendo a Morales (2003), al ser la dolarización completa un camino arriesgado, y que el extremo opuesto (un régimen de metas de inflación estricto) complicaría la evolución de los ratios de CS ante cualquier evento cambiario (por tener como piedra angular la necesidad de un tipo de cambio flexible), la solución más efectiva consiste en generar mecanismos *market-friendly* sostenidos en el tiempo para ir reduciendo la sustitución de monedas gradualmente.

En esta línea, si bien es aconsejable que la tasa de interés real sea positiva, no se considera una herramienta que deba ser utilizada por sí sola y de manera activa, ya que para solucionar el problema debería ser altamente positiva y generaría consecuencias negativas sobre la inversión y el producto. De la misma manera, aumentar los encajes bancarios a los depósitos en moneda extranjera funciona para garantizar la sostenibilidad del sistema bancario y disminuir las posiciones de crédito en moneda extranjera, pero hace poco por detener la formación de activos en dólares estadounidenses. Como alternativas más atractivas surgen favorecer los mercados de futuros o depósitos en moneda local que sean del tipo *dollar-linked*, debido a que permiten disminuir la incertidumbre por perspectivas alcistas en el plano cambiario, al mismo tiempo que se operan en pesos y no en dólares. Este tipo de instrumentos cuentan con la ventaja que liberan presión sobre las reservas internacionales, disminuyen los costos de transacción y aumentan la liquidez bancaria.

Respecto al plano cambiario, no es aconsejable perseguir un esquema *crawling-peg* (devaluaciones pequeñas y continuas) porque consolida las expectativas ascendentes. Al mismo tiempo, un programa de metas de inflación estricto con tipo de cambio totalmente liberado no surge como una alternativa atractiva debido a que, si bien absorbe *shocks* externos, puede traer alta volatilidad cambiaria, como ya se mencionó. En este aspecto, un esquema de flotación administrada, que apunte a mantener un tipo de cambio competitivo y estable, aparece como la opción más razonable.

De la mano con las herramientas mencionadas es fundamental desarrollar un mercado de capitales local profundo para lograr encauzar el ahorro privado tanto a empresas como al gobierno en pesos (inicialmente apelando a instrumentos *dollar-linked*). Actualmente en Argentina, este funciona como una institución de escasa capacidad para sustentar el financiamiento privado y público, a la vez que el poco volumen se opera mayoritariamente en dólares. Savastano (1996) postula que economías con mercados financieros bien desarrollados permiten ofrecer un *set* de instrumentos líquidos y de buen rendimiento que preservan el portafolio, lo que explica en alguna medida por qué los agentes no necesitan huir a otra moneda.

Respecto a la confección de políticas orientadas al mercado, éstas no involucran lo mismo que emprender un plan de liberalización financiera. En este aspecto, Guidotti & Rodríguez (1992) sostienen que liberar restricciones sobre actividades financieras puede recrudecer la sustitución de monedas incluso sin que exista un aumento en la tasa de inflación, por disminuir los costos de transacción de utilizar otra moneda. Análogamente, Savastano (1991) apunta que eliminar restricciones a los movimientos de capitales puede incrementar la formación de depósitos en moneda extranjera al ingresar al país, acentuando la sustitución de monedas. Esto se explica porque las eliminaciones de restricciones a los flujos de capitales pueden no estar acompañadas de un entorno macroeconómico saludable, lo que provoca entradas de capitales pero que se mantienen en moneda extranjera por los riesgos existentes.

En resumen, desde una perspectiva de hacedor de política, los lineamientos recomendados consisten en políticas graduales con rasgos *market-friendly*, que combinen una política económica marcada por independencia monetaria, política cambiaria consistente en el tiempo y equilibrios fiscales sostenidos. Una política monetaria contractiva aislada vía tasa de interés es insuficiente cuando la dolarización es alta, por ello se requiere de un conjunto de señales gubernamentales que reencaminen las expectativas hacia la dirección correcta.

VI. Conclusiones

Motivado por la crisis iniciada en el año 2018, donde desde entonces el plano monetario-cambiario se ha tornado central para la mayoría de los argentinos, se estudió el fenómeno de la sustitución de monedas y el efecto histéresis para el lapso que inicia en el posterior reordenamiento institucional tras la salida de la convertibilidad, hasta el año 2019.

Los resultados obtenidos empíricamente defienden la inclusión del tipo de cambio y de la variable *ratchet* como principales factores explicativos del fenómeno, además del factor político en el corto plazo. El diferencial de tasas de interés no añadió explicatividad al modelo estudiado.

Si bien el trabajo no se propone debatir a fondo la cuestión vinculada al diseño de política económica bajo este tipo de fenómeno, algunos lineamientos fueron trazados. Esto se debe a que la principal implicancia negativa que tiene la presencia de histéresis en la sustitución de monedas es la inviabilidad de implementación de algunas políticas o la mayor dificultad para aplicar otras, en el mejor de los casos.

Concluyendo, años de experiencia inflacionaria y problemas cambiarios inducen a los agentes a huir de la moneda local y refugiarse en una moneda más segura. La naturaleza duradera de este proceso se debe resolver con soluciones sostenidas en el tiempo, que reflejen coherencia monetaria-fiscal para no originar sucesivos conflictos cambiarios. Esto se debe encarar con profunda seriedad: en Argentina los agentes ya no sólo no ajustan sus tenencias por mejoras en los *fundamentals* en el corto plazo (Dabus *et al.*, 2016), sino que hay evidencia que sugiere que tampoco lo realizan ante mejoras en el largo plazo.

Referencias

- [1] ALESINA, A. & BARRO, R. J. (2001). Dollarization. *American Economic Review*, Papers and Proceedings 91, pp. 381-385.
- [2] BAWA, S., OTOMOSHO, B. S. & DOGUWA, S. I. (2015). Ratchet Effects in Currency Substitution: An Application to Nigeria. *CBN Journal of Applied Statistics*, 6(2), pp. 19-37.
- [3] BERG, A. & BORENSZTEIN, E. (2000). Full Dollarization: The Pros and Cons. *IMF Economic Issues*, No. 24.
- [4] CALVO, G. A. & VEGH, C. A. (1992). Currency Substitution in Developing Countries: An Introduction. *IMF Working Paper* 92/40.
- [5] CLEMENTS, B. & SCHWARTZ, G. (1993). Currency Substitution: The Recent Experience of Bolivia. *World Development*, 21(11), pp. 1883-1893.
- [6] DABUS, C., DELBIANCO, F. & FIORITI, A. (2016). High Inflation, Price Stability and Hysteresis Effect: Evidence from Argentina. *Revista de Análisis Económico*, 31(1), pp. 59-73.
- [7] DE NICOLÓ, G., HONOHAN, P. & IZE, A. (2003). Dollarization of the Banking System: Good or Bad?. *IMF Working Paper* 03/146.
- [8] DORNBUSCH, R., STURZENEGGER, F. & WOLF, H. (1990). Extreme Inflation: Dynamics and Stabilization. *Brookings Papers on Economic Activity*, 21(2), pp. 1-84.
- [9] FASANO-FILHO, U. (1986). Currency Substitution and the Demand for Money: The Argentine Case 1960-1976. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 122(2), pp. 327-339.
- [10] GUIDOTTI, P. E. & RODRÍGUEZ, C. A. (1992). Dollarization in Latin America: Gresham's Law in Reverse?. *IMF Staff Papers*, 39(3), pp. 518-544.

- [11] KAMIN, S. B. & ERICSSON, N. R. (1993). Dollarization in Argentina. *International Finance Discussion Papers*, No. 460, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- [12] MONGARDINI, J. & MUELLER, J. (1999). Ratchet Effects in Currency Substitution: An Application to the Kyrgyz Republic. *IMF Working Paper* 99/102.
- [13] MORALES, J. A. (2003). Dollarization of Assets and Liabilities: Problem or Solution? The Case of Bolivia. *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, 6(1), pp. 7-39.
- [14] NEANIDIS, K. C. & SAVVA, C. S. (2006). The Effects of Uncertainty on Currency Substitution and Inflation: Evidence from Emerging Economies. *The School of Economics Discussion Paper Series* 0609, Economics, The University of Manchester.
- [15] ORTIZ, G. (1983). Currency Substitution in Mexico: The Dollarization Problem. *Journal of Money, Credit and Banking*, 15(2), pp. 174-185.
- [16] PEPIĆ, M., MARINKOVIĆ, S., RADOVIĆ, O. & MALOVIĆ, M. (2015). Determinants of Currency Substitution in Southeast European Countries. *Economic Themes*, 53(2), pp. 162-184.
- [17] PESARAN, M. H. & SHIN, Y. (1995). An Autorregresive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. *Cambridge Working Papers in Economics* 9514, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- [18] PESARAN, M. H., SHIN, Y. & SMITH, R. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp. 289-326.
- [19] RAMIREZ-ROJAS, C. L. (1985). Currency Substitution in Argentina, Mexico and Uruguay. *IMF Staff Papers*, 32(4), pp. 629-667.
- [20] REDRADO, M. (2009). La Política Monetaria y Financiera Argentina frente a la Crisis. *Documento de Trabajo*, No. 3, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Católica Argentina.

- [21] SAMRETH, S. & SOK, P. (2018). Revisiting the Impacts of Exchange Rate Movement on the Dollarization Process in Cambodia. *MPRA Paper*, No. 91240, University Library of Munich.
- [22] SAVASTANO, M. A. (1992). The Pattern of Currency Substitution in Latin America: An Overview. *Revista de Análisis Económico*, 7(1), pp. 29-72.
- [23] SAVASTANO, M. A. (1996). Dollarization in Latin America: Recent Evidence and Some Policy Issues. *IMF Working Paper* 96/4.
- [24] STURZENEGGER, F. (1997). Understanding the Welfare Implications of Currency Substitution. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21(2-3), pp. 391-416.
- [25] STURZENEGGER, F. (2019). Macri's Macro: The Meandering Road to Stability and Growth. *Brookings Papers on Economic Activity* Conference Draft .
- [26] ÜLKE, V. (2016). The Degree of Currency Substitution and Exchange Rate Pass-Through. *MPRA Paper*, No. 75633, University Library of Munich.
- [27] US, V. (2003). Analyzing the Persistence of Currency Substitution using a Ratchet Variable: The Turkish Case. *Emerging Markets Finance & Trade*, 39(4), pp. 58-81.