

Efectos de las variables que financian el déficit fiscal: señoreaje y endeudamiento público sobre la inflación, un análisis para MERCOSUR durante el periodo 2002-2022.



Angie Valentina Arévalo Tobar

Nicolás Andrés Velasco Suarez

Facultad de Administración y Economía

Universidad Colegio Mayor de Cundinamarca

Programa de Economía

Tutor: Nelson Manolo Chávez

15 de mayo de 2024

Agradecimientos

Queremos expresar nuestro más sincero agradecimiento a Nelson Manolo Chávez, nuestro tutor de tesis, por su invaluable acompañamiento y sabias recomendaciones durante todo el desarrollo de esta investigación. Su guía y apoyo han sido fundamentales para alcanzar nuestros objetivos académicos.

También deseamos extender nuestra gratitud a todas las personas que han sido parte de nuestro proceso educativo. A nuestros estimados compañeros de clase, seres queridos y familias les agradecemos profundamente por su inquebrantable apoyo a lo largo de nuestra carrera. Sus palabras de aliento y ánimo han sido un motor para nuestro crecimiento y desarrollo académico.

A todos ustedes, nuestro más sincero agradecimiento.

Resumen

Este estudio se centra en analizar los efectos de las diferentes formas de financiamiento del déficit fiscal sobre la inflación, en el contexto de los países del Mercado del Sur (Mercosur) durante el período 2002-2022. Se realiza un análisis cuantitativo mediante un modelo de datos de panel, y un análisis comparativo de modelos Autorregresivos de Rezagos Distribuidos (ARDL). Los resultados resaltan la importancia y vigencia de la teoría monetarista ortodoxa, en donde el crecimiento del dinero en el largo plazo es un claro generador de inflación, lo cual conduce a recomendar en términos de política económica que los bancos centrales de cada uno de los países del Mercosur velen por la estabilidad de precios especialmente en Argentina.

***Palabras clave:** señoreaje, inflación, endeudamiento público, política monetaria*

Abstract

This study focuses on analyzing the effects of different forms of financing the fiscal deficit on inflation, in the context of the Southern Market countries (Mercosur) during the period 2002-2022. A quantitative analysis is carried out using a model. Of panel data, and a comparative analysis of Autoregressive Distributed Lags (ARDL). The results highlight the importance of the orthodox monetarist theory, where the growth of money in the long term is a clear generator of inflation, which leads to recommending in terms of economic policy that the central banks of each of the countries of Mercosur ensure price stability, especially in Argentina.

***Key Words:** Seigniorage, inflation, public debt, monetary policy.*

JEL: C01, C13, C32, E31, E63, H68

Contenido

Introducción	6
1. Revisión de literatura	9
Zidelkhil y Mouhoubi (2022)	14
2. Marco teórico.....	15
Romer	20
3. Hechos estilizados	21
4. Metodología	37
5. Resultados modelo de datos panel	42
6. Resultados ARDL.....	43
6.1. Resultados modelo ARDL de Argentina	44
6.2. Resultados modelo ARDL de Brasil.....	46
6.3. Resultados modelo ARDL de Paraguay	48
6.4. Resultados modelo ARDL de Uruguay.....	49
7. Conclusiones.....	53
8. Recomendaciones de política.....	56
9. Referencias	57
10. Anexos	63
Anexo A. Pruebas de Raíz Unitaria y Estacionariedad.	63
Anexo B. Modelo de regresión lineal de datos de panel calculando los errores estándar robustos a la heterocedasticidad.	67
Anexo C. Modelo de corrección de errores para Argentina.	67
Anexo D. Modelo de corrección de errores para Brasil.	71
Anexo E. Modelo de corrección de errores para Paraguay.	75
Anexo F. Modelo de corrección de errores para Uruguay.....	79
Anexo G. Prueba de Estacionariedad.	83

Índice de tablas

Tabla 1. <i>Resultados modelo de datos panel de efectos aleatorios con Mínimos Cuadrados Generalizados.</i>	30
Tabla 2. Resultados modelo ARDL de Argentina	32
Tabla 3. Resultados modelo ARDL de Brasil	33
Tabla 4. Resultados modelo ARDL de Paraguay	35
Tabla 5. Resultados modelo ARDL de Uruguay	36

Índice de figuras.

Figura 1. El señoreaje y el crecimiento de la cantidad nominal de dinero	14
Figura 2. Necesidades del señoreaje y su maximización, determinantes de inflación.	15
Figura 3. Comportamiento de las variables que financian el déficit y la inflación en Brasil	17
Figura 4. Comportamiento de las variables que financian el déficit y la inflación en Argentina.	19
Figura 5. Comportamiento de las variables que financian el déficit y la inflación en Uruguay.	22
Figura 6. Comportamiento de las variables que financian el déficit y la inflación en Paraguay.	2

Introducción

La gestión adecuada de las finanzas públicas es esencial para el funcionamiento de cualquier economía y puede llegar a ser una variable determinante en la inflación. La manera en la que los países subsanen el déficit fiscal ya sea a través de endeudamiento público que implica la emisión de bonos y la toma de préstamos, o por medio del señoreaje que se refiere al beneficio financiero que obtiene el gobierno al emitir y controlar la circulación de la moneda, tiene implicaciones significativas. El señoreaje, como fuente de ingresos, permite al gobierno financiar gastos sin necesidad de aumentar impuestos o recurrir al endeudamiento excesivo, pero debe ser manejado con cuidado para evitar la inflación descontrolada. Este balance es crucial para el objetivo establecido por muchos bancos centrales de mantener los niveles de inflación en un solo dígito. Un panorama óptimo de baja inflación proporciona estabilidad a los agentes económicos, reduce la incertidumbre, propicia la inversión, mantiene un poder adquisitivo estable que incentiva el consumo, y asegura políticas monetarias eficientes. Por tanto, el manejo adecuado del señoreaje es vital para la estabilidad económica y el desarrollo sostenido.

El MERCOSUR, creado en 1991 con el Tratado de Asunción y actualizado en 1994 con el Protocolo de Ouro Preto, busca la integración económica entre Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay. Se basa en políticas económicas y acuerdos comerciales que armonizan las políticas macroeconómicas, así que con el propósito de fortalecer esta idea y promover la instauración de metas compartidas en áreas como resultados fiscales, deuda pública y fluctuaciones de precios, se creó el Grupo de Monitoreo Macroeconómico el 29

de julio de 2000, conformado por los Ministros de Economía (Hacienda o Finanzas) y los Presidentes de Bancos Centrales, dicho grupo tiene como objetivo consensuar las metas, una de las cuales establece que "a partir de 2006, el límite máximo para la inflación básica es del 4% anual" (MERCOSUR, 2000). Sin embargo, durante el período de análisis, no todos los países lograron alcanzar lo establecido, lo que plantea interrogantes sobre cómo las distintas formas de financiamiento público pueden estar influyendo en estas disparidades.

A pesar de que todos los países del MERCOSUR siguen la estrategia de política monetaria de inflation-targeting¹, existe una gran diferencia en los niveles de endeudamiento público, inflación y señoreaje. Este hecho enriquece el análisis de la investigación, que abarca el período 2002-2022, marcado por la pandemia y otros acontecimientos relevantes. Aunque existen investigaciones sobre el tema, hay una falta de estudios específicos que lo aborden en el contexto del bloque económico en su conjunto. El objetivo es llenar este vacío en la literatura existente para obtener una visión más completa de los factores que influyen en la estabilidad de precios en la región y proporcionar recomendaciones para futuras investigaciones y políticas.

Además de lo anterior, cabe resaltar que Venezuela no se encuentra en este trabajo por su intermitencia en la integración económica del bloque durante el tiempo de estudio. A pesar de unirse en 2006 como miembro asociado, es hasta 2012 que obtiene la aprobación plena, sin embargo, fue suspendida en 2016 y nuevamente en 2017 debido a incumplimientos económicos, base de este análisis y preocupaciones sobre la democracia y

¹ El inflation targeting o meta de inflación, es una estrategia de política monetaria implementada por bancos centrales para controlar la inflación y mantenerla en niveles bajos y estables. Para alcanzar esta meta, los bancos utilizan instrumentos como la tasa de interés de referencia.

los derechos humanos. Es por ello que se excluye a este país velando por garantizar mayor coherencia y fiabilidad en los resultados. De igual manera, Colombia no hace parte de esta investigación, ya que, aunque es un país asociado al MERCOSUR desde 2004, no es miembro pleno del bloque. Esto significa que no está sujeto a las mismas obligaciones y compromisos macroeconómicos que los países miembros, además, al examinar la literatura existente, se encontraron varios estudios centrados en Colombia y que tomaban el enfoque del presente trabajo, lo que sugiere que no hay un vacío académico significativo respecto a este país. Por tanto, su exclusión se justifica para evitar redundancias y asegurar un análisis más enfocado en los países miembros del MERCOSUR.

De tal manera que, el objetivo general de este estudio es establecer los efectos de las variables que financian el déficit fiscal, señoreaje y endeudamiento público, sobre la inflación, en los países de MERCOSUR, para el periodo comprendido entre 2002-2022. Para ello se plantean los siguientes objetivos específicos: Caracterizar las variables que financian el déficit fiscal, y su relación con la inflación; estimar los efectos del señoreaje y de las deudas públicas interna y externa sobre la inflación en los países del Mercado Común del Sur; y finalmente plantear recomendaciones de política económica para los países que presenten altas inflaciones en el proceso de integración regional ya mencionado. Por lo cual, se formula la pregunta ¿Cuáles son los efectos de las variables que financian el déficit fiscal, señoreaje y endeudamiento público, sobre la inflación, en los países de MERCOSUR, para el periodo comprendido entre 2002-2022?

En las siguientes secciones, se presentará una revisión de la literatura empírica existente sobre el tema, seguida del marco teórico, hechos estilizados, la metodología utilizada en el estudio, datos panel y ARDL, se presentan los resultados obtenidos.

Finalmente, se discutirán las implicaciones de estos hallazgos y se ofrecerán recomendaciones para futuras políticas fiscales en los países de MERCOSUR. Por último, la línea de investigación institucional del presente trabajo corresponde a la sociedad y la cultura.

1. Revisión de literatura

Los efectos del señoreaje y endeudamiento público sobre la inflación, ha sido tema de amplio debate en la literatura económica; por ende, ha dado lugar a un buen número de investigaciones que permiten exponer el estado del arte de este campo, los cuales serán enunciados de manera cronológica desde 1982 hasta 2022.

Cuadra y Rosende, (1982) desarrollan un estudio sobre la política fiscal y cambiaria bajo un contexto inflacionario, basándose en la experiencia chilena durante el periodo 1960-1980, con el cual desean demostrar que la parte del gasto fiscal que no alcanza a ser financiada con los ingresos corrientes del gobierno debe ser cubierta con endeudamiento interno o externo. Por lo que expresan conceptualmente el problema y crean un modelo formal, partiendo de la existencia de una restricción del financiamiento fiscal, ya que a pesar de que el gobierno opte por un aumento de los pasivos externos, si las posibilidades de préstamos extranjeros escasean o el nivel de reservas internacionales ha llegado a un nivel crítico, se recurrirá al crédito interno, acompañado por devaluaciones.

Sin embargo, cuando el financiamiento de deuda proviene del Banco Central, el gobierno obtendrá los recursos a través de una pérdida de reservas, sustentable hasta cierto límite antes de ocasionar una presión inflacionaria. Por otra parte, se encuentra que una expansión del déficit no necesariamente tendrá repercusiones en el nivel de precios si el tipo de cambio no varía, debido a que las presiones de demanda no generan repercusiones

en los precios de los bienes transables, puesto que estos pueden ser fácilmente importados, no obstante, los precios de los no transables pueden tener efectos indirectos en la economía local debido a que no hay total independencia de aquellos, sino que se encuentran interconectados en la economía local. Como resultado, las políticas adoptadas por Chile durante los veinte años de estudio permiten concluir que a pesar de que se desee optar por un endeudamiento externo, este solo potenciará el desequilibrio ya existente en el país, así que se tendrá que recurrir al financiamiento interno, aunque el gobierno quiera evitar el aumento de la inflación originada por el déficit fiscal, el financiamiento externo no podrá ser sostenido indefinidamente por lo que se requerirá una aceleración de la inflación doméstica, a través de una mayor tasa de devaluación.

Desde otra perspectiva, Posada (2000) realiza un análisis donde hace referencia a los conceptos de señoreaje e impuesto inflacionario y a sus magnitudes para el caso colombiano durante el periodo 1990-1999 evaluando a la relación entre estos y las utilidades brutas del Emisor, expuestas de manera formal. Donde concluye que la relación entre la utilidad bruta del Banco de la República y el señoreaje asociado a la base monetaria es muy variable, pero las principales causas del aumento de la cantidad de base monetaria son equivalentes a las del señoreaje y de la utilidad bruta del Emisor; explicadas por fenómenos macroeconómicos tales como la política monetaria y cambiaria, coyuntura internacional, entre otras. Por otro lado, también encuentra que el señoreaje beneficia a aquellos que emiten el dinero (Banco Central y bancos comerciales) porque es una fuente directa (tenencia de activos financieros) e indirecta (tenencia de reservas internacionales) de utilidades; al igual que a quienes reciben ingresos o créditos de la emisión, caso del gobierno nacional, gracias a las utilidades netas del banco que se deben destinar al Presupuesto nacional y a operaciones financieras de mercado abierto. Estas dos formas de

la apropiación y emisión del señoreaje se encuentran interconectadas, ya que, un aumento del señoreaje por la vía indirecta causa más por la vía directa.

Así mismo, Abu y Karim, (2012) en su investigación buscan examinar el efecto de los déficits fiscales sobre la inflación, en siete países en vía de desarrollo de África (Botswana, Burundi, Egipto, Kenia, Nigeria, Sudáfrica y Túnez) basándose en la teoría fiscal del precio la cual sostiene que cuando hay déficits persistentes en un país, estos son cubiertos a través de la emisión de dinero. Para ello se hace uso de un modelo de datos panel y mínimos cuadrados ordinarios (MCO), cada uno con dos enfoques estos son realizados para el periodo comprendido entre 1987 y 2002. Los resultados de la estimación MCO sin incluir el crecimiento económico muestran un efecto positivo significativo de los déficits fiscales sobre la inflación en Egipto, Kenia, Nigeria y Túnez, lo cual sugiere que la monetización de los déficits públicos sin inversión productiva puede aumentar la masa monetaria y la demanda agregada, ejerciendo presión al alza sobre los precios. Sin embargo, los déficits no tienen un impacto significativo en la inflación en Botswana y Burundi, lo que determina la influencia de otros factores.

Por otro lado, al analizar el impacto de los déficits fiscales en la inflación en el modelo de MCO, reflejan que mientras en Kenia y Nigeria un mayor crecimiento económico mitiga los efectos inflacionarios de los déficits. No obstante, los resultados del modelo de datos de panel muestran que en países africanos en desarrollo persiste una asociación significativa entre déficits e inflación, independientemente del crecimiento económico. Estos resultados subrayan la importancia de una gestión fiscal prudente y de políticas que fomenten el crecimiento económico real para contrarrestar los efectos inflacionarios de los déficits en estos países.

Chávez & Vera (2014) en su artículo, pretenden establecer las repercusiones de las diferentes formas de financiación del déficit fiscal; señoreaje, financiamiento interno y externo, sobre la inflación para el período de 1997 a 2012 en Chile, México y Colombia, gracias a que sus niveles de inflación tienden a ser de un solo dígito. Para ello se hace uso de un modelo econométrico de datos panel con efectos fijos y periodicidad anual en base a datos de los bancos centrales de los respectivos países, el cual arroja que las variables independientes no son estadísticamente significativas, es decir, no son creadoras de inflación en estos países. Por otro lado, ninguna de las tres naciones presenta una fuerte relación entre inflación y los métodos de financiación mencionados, hecho que se evidencio en los bajos coeficientes de correlación resultantes. Es decir, las políticas de inflación objetivo han sido fructíferas durante el período de análisis, lo cual se soporta en los resultados de esta investigación y verifica la hipótesis planteada por los autores.

Renna, (2015) se enfoca en el período 1993 a 2014, en Argentina, donde se busca estimar la evolución del impuesto inflacionario y los montos de señoreaje o ingresos por emisión primaria y secundaria, al igual que su proporción frente al Producto Interno Bruto (PIB). A partir de esto, se logra inferir el comportamiento de la demanda de dinero y la credibilidad de los agentes económicos. La hipótesis plantea el comportamiento de las variables en dos tramos. El primero durante la convertibilidad que se caracterizó por ser estable, presentar impuesto inflacionario y señoreaje cercanos a cero; el segundo, después de la convertibilidad que presentaba tendencias positivas en las variables ya mencionadas y el señoreaje secundario superior al primario.

Para comprobar la hipótesis, se desarrolla un marco teórico el cual permite postular fórmulas a partir de una ecuación diferencial de la demanda de saldos reales, adecuadas para realizar las estimaciones empíricas correspondientes, basadas en datos tales como el

índice de precios al consumidor, agregados monetarios y el PIB, bajó una periodicidad mensual. Esto permitió verificar el cumplimiento de la hipótesis, puesto que el impuesto inflacionario en el periodo 1993-2001 es prácticamente nulo, desde 2002 es creciente, al igual que el señoreaje, aunque presenta fluctuaciones en los 90, en promedio tiene los mismos comportamientos. Por otra parte, el máximo señoreaje primario corresponde al año 2002 y llega al 4,5% del producto. Así mismo, la relación entre el déficit fiscal y el señoreaje primario permite demarcar tres periodos, uno en donde el señoreaje primario no tiene mayor relevancia en la financiación del déficit fiscal, hasta el 2001. Otra en la que es significativo y hay un superávit fiscal fase que se comprende desde 2003-2008. Por último, durante 2010-2014 donde se presenta un déficit y un señoreaje alto, es decir, se monetizan los desequilibrios.

Igualmente, Varón, Rios, y Chavez (2017), desarrollan un estudio que se enfoca en el déficit presupuestario e inflación, pero en la Alianza del Pacífico, pretendiendo determinar si la inflación se ve afectada por las formas en que los gobiernos financian dichos déficits, ya sea por medio de señoreaje o endeudamiento tanto interno como externo. Este cometido se lleva a cabo por medio de la estimación de un modelo econométrico con variables estandarizadas para cada país (Colombia, México, Perú y Chile) y se estima un modelo de datos agrupados. Esto les permite concluir que para ninguno de los países que integran la Alianza del Pacífico, así como para los cuatro países en conjunto, el financiamiento del déficit fiscal a través de las tres formas ya mencionadas, son generadoras de inflación, es decir, ha existido un buen manejo por parte de estos países frente a la política monetaria y fiscal, por lo que han cumplido con el objetivo de la alianza del pacífico de estimular el crecimiento y desarrollo económico.

Así mismo Jonathan David, (2022) en su trabajo busca determinar los efectos de los métodos de financiación, señoreaje y deuda pública, sobre la inflación de Argentina, Venezuela y Colombia, así que, caracteriza estas variables a lo largo del tiempo y la significancia de cada una de ellas sobre la inflación a través de un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR), pruebas de causalidad de Granger y gráficos de impulso-respuesta, que permiten conocer los efectos causales en cada relación y su impacto a lo largo del tiempo. Esto da cabida a identificar dos grupos de análisis. Por un lado, se encuentra Argentina y Venezuela, los cuales presentan una influencia significativa y positiva del señoreaje durante los períodos de inflación e hiperinflación, al igual que un impacto de la deuda pública en los niveles de precios bajo un contexto de inflación a causa de la monetización; para el primer país el impacto es negativo, mientras que pasa lo contrario en el segundo.

Por otro parte, se encuentra Colombia, caracterizado por el cumplimiento de su política de inflación objetivo durante el período de estudio, donde el gobierno ha hecho uso de la monetización de deuda, pero sin incidencias en el incremento de los precios. Para concluir, en esta investigación se cumple la teoría monetarista ortodoxa y su afirmación de que, una vez sobrepasado el nivel óptimo de señoreaje, la inflación incrementa a gran escala, por lo que la emisión se ve consumida. Es decir, el señoreaje sí tiene un impacto en el nivel de precios de una economía.

Zidelkhil y Mouhoubi (2022) exploran como Argelia utiliza el señoreaje para financiar el déficit del gasto público, en espacio de 1965 a 2018. Para este estudio los autores plantean un modelo econométrico ARDL con corrección de errores sin restricciones, para observar la relación entre el impuesto inflacionario, el cambio en la base monetaria, el déficit presupuestario y las exportaciones de hidrocarburos como índice de

shock en relación con el uso del señoreaje. En ello, encuentran que efectivamente el señoreaje, concretamente el impuesto inflacionario, juega un papel significativo en la financiación del déficit por parte de Argelia. En su análisis, el déficit presupuestario se relaciona de manera positiva con el uso del señoreaje; al aumentar la inflación, el gobierno recibe más ingresos del impuesto inflacionario y disminuye el valor real de las obligaciones financieras. Además, el gobierno depende del señoreaje en el ejercicio de financiar el déficit, esto explicado por las altas inflaciones, pero bajo este mismo escenario, el banco central puede estar proyectando un incremento de las tasas de intervención para reducir la inflación, esto a su paso con un desincentivo a la inversión privada.

2. Marco teórico

Con el fin de elaborar una guía conceptual que permita la exploración y comprensión del fenómeno investigado, a continuación, se realizará un recorrido por cada uno de los conceptos y las relaciones teóricas que guardan entre ellos.

El déficit presupuestario público definido como el “gasto público menos los ingresos del Estado, lo que es igual, a su vez, a la cantidad de nueva deuda que necesita emitir el Estado para financiar sus operaciones” (Mankiw, 2006) presenta dos formas de financiación señaladas por Blanchard y Pérez (2011), a través de préstamos externos e internos, no generadores de inflación, o por medio de la monetización de deuda. Ambos casos acuden a la venta de bonos, solo que en este último la compra es ejecutada por el Banco Central quien paga al Estado con emisión para que subsane su déficit presupuestario. Es ahí cuando surge el señoreaje, antigua fuente preciosa de ganancias para los señores, que hoy día representa los ingresos reales generados para el Estado por medio de la creación de

dinero, definido más específicamente como el producto entre el crecimiento de la cantidad nominal de dinero ($\Delta M/M$ o μ) y los saldos monetarios reales (M/P o m), representado así:

$$S\tilde{n} = \frac{\Delta M}{M} \frac{M}{P} \quad [1]$$

$$S\tilde{n} = \mu m \quad [1']$$

En su análisis sobre la inflación, Blanchard y Pérez (2011) la definen como el incremento continuo en el nivel global de precios, caracterizado por un alcance generalizado y duración prolongada que implica el aumento de estos de manera recurrente. Una elevada inflación conlleva a una imprevisibilidad de los mismos, lo cual sumerge a los agentes económicos en un intrincado escenario de suposiciones, que generan incertidumbre en los mercados, fuga de capitales, deteriora el sector externo y la monetización de la economía, desvía las utilidades del área productiva hacia la especulativa, frena el crecimiento y acentúa el déficit fiscal. Por otro lado, “la teoría cuantitativa de la inflación indica que la tasa de inflación es igual a la tasa de crecimiento de la oferta de dinero menos la tasa de crecimiento del producto agregado” (Mishkin, 2014).

$$\pi = \frac{\dot{M}}{M} - \frac{\dot{Y}}{Y} \quad [2]$$

De acuerdo a la ecuación (2), cuando el crecimiento de la cantidad nominal de dinero es mayor que el de la producción, se generará inflación. Hecho que ocurre en el largo plazo, puesto que la economía llega a la condición de pleno empleo y por tanto se estanca la producción, lo cual reafirma el postulado de Friedman de que la inflación en el largo plazo es un fenómeno monetario ($\pi = \mu$).

Respecto al mercado monetario, se asume que se encuentra en estado de equilibrio, de tal manera que, los saldos reales (M/P) son iguales a la demanda de dinero (L). Romer (2006) se tiene una dependencia negativa con el tipo de interés nominal y positiva con la renta real, así mismo se aplica la identidad de Fisher, la cual indica que, $i \equiv r + \pi^e$:

$$\frac{M}{P} = L(i, Y) = L(r + \pi^e, Y) \quad [3]$$

(-)(+)

Donde " r " e " i " representan la tasa de interés, real y nominal respectivamente, " Y " figura el nivel de renta real y la variable " π^e " corresponde a la inflación esperada. Dado que se considera al crecimiento de la cantidad de dinero la principal causa de inflación, se supone que los precios son flexibles en el largo plazo y se asume pleno empleo en esta temporalidad, por lo tanto, la producción y el tipo de interés real no se ven afectados, es decir, son constantes, lo que implica que la inflación es igual a tasa de crecimiento de la cantidad de dinero y a la inflación esperada, de esta manera la función de dinero se expresa de la siguiente manera:

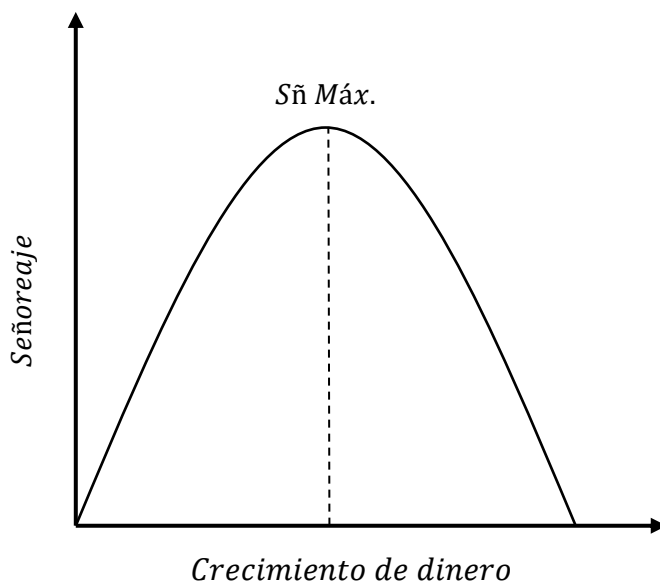
$$L(\bar{r} + \pi, \bar{Y}) \quad \text{donde,} \quad \mu = \pi = \pi^e$$

Siguiendo a Romer (2006) al tomar en cuenta los planteamientos anteriores el señoreaje está determinado por:

$$S\tilde{n} = \mu L(\bar{r} + \mu, \bar{Y}) \quad [4]$$

Figura 1

El señoreaje y el crecimiento de la cantidad nominal de dinero



Nota. Elaboración propia a partir de Blanchard, & Pérez (2011).

La figura 1 muestra que, si “ Y ” y “ r ” se mantienen constantes, la única generadora de señoreaje es la tasa de crecimiento nominal del dinero; sin embargo, un aumento de μ , tiene dos vías de impacto; por un lado, presenta una relación directa, al incrementar μ , se provoca un aumento en el $Sñ$, hecho que ocurre en el corto plazo. Por el otro, cuando el crecimiento nominal del dinero es muy alto, este se traduce en inflación, donde los individuos prefieren utilizar menos dinero porque ha incrementado el costo de oportunidad de tener efectivo, entonces la subida de precios conduce a una disminución de la demanda de dinero, esto a su vez reduce los saldos monetarios reales y por tanto del señoreaje, escenario presente en el largo plazo. El comportamiento se puede delimitar en el punto de inflexión de la función, el cual equivale al máximo señoreaje, en donde $\mu = \pi = \pi^e$

En Blanchard y Pérez (2011), la evidencia empírica ha demostrado que la curva de señoreaje presenta una relación semejante a la de la curva de Laffer, esta última muestra que un incremento de los impuestos aumenta los ingresos fiscales hasta el punto en el que

los ingresos fiscales se maximizan, a partir de este si el gobierno sigue aumentando los impuestos, entonces los ingresos fiscales se reducirán.

Esta relación nace a partir de la concepción de la inflación como un impuesto a los saldos reales (πm). Sumado a esto, una inflación alta, conlleva a un bajo nivel en el recaudo impositivo y por tanto a un déficit presupuestario. Este fenómeno es el efecto Tanzi-Olivera donde los impuestos recaen sobre el ingreso nominal pasado, por lo tanto, van a perder su valor real debido a la inflación y los retardos en el recaudo tributario. En consecuencia, una presencia elevada de inflación representa un déficit presupuestal.

Cagan (1956) citado por Blanchard y Fisher (1993) proponen una función de demanda de dinero dada por:

$$m \equiv \frac{M}{P} = c e^{-a\pi^e} \quad [5]$$

Donde c es el término de la constante que captura a \overline{Yr} , puesto que se asume, que en estado estacionario tanto la producción como la tasa de interés, son constantes; a representa la semielasticidad de la demanda de dinero, que mide la respuesta relativa de la demanda de dinero ante una variación absoluta de la inflación, la cual se puede inferir que es negativa gracias al signo que la acompaña y π^e es la inflación esperada, que cuanto mayor sea, menor será la demanda de saldos reales en dinero.

Ahora bien, bajo el supuesto de expectativas adaptativas; es decir, la inflación esperada depende únicamente de la inflación pasada, Cagan formaliza este supuesto a partir de la siguiente ecuación:

$$\frac{d\pi^e}{dt} = b (\pi - \pi^e) \quad [6]$$

El coeficiente b refleja la velocidad de ajuste de las expectativas de inflación. Si la inflación actual supera a la esperada, la inflación esperada aumenta y viceversa.

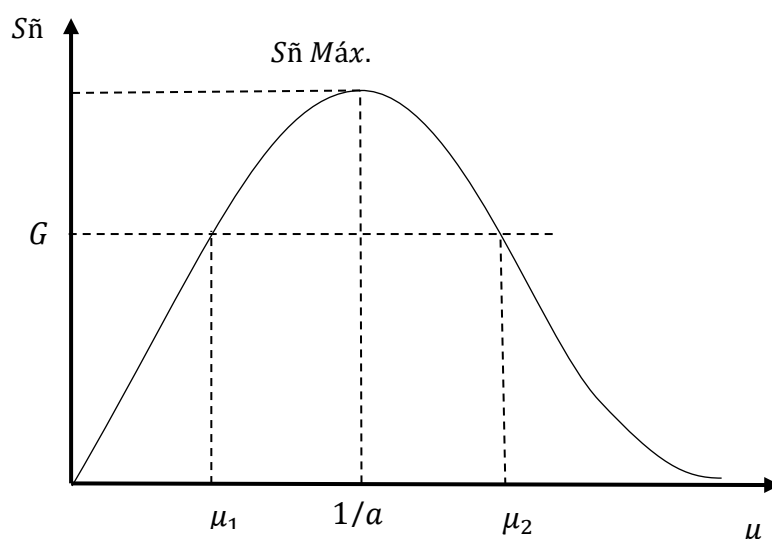
A partir de la ecuación [1'] y de la incorporación [5] en la misma, se puede definir el señoreaje en este modelo de la siguiente manera:

$$S\tilde{n} = \mu c e^{-a\pi^e} \quad [7]$$

Romer (2006), plantea el problema de maximización del señoreaje al cual se enfrenta el gobierno, sin ninguna restricción presupuestaria y que la tasa de crecimiento del dinero que maximiza el señoreaje en el estado estacionario es igual a $1/a$. Por otro lado, Cagan (1956) estima de manera empírica que a está evaluado en $1/3$ y $1/2$, lo cual implica que el máximo señoreaje se alcanza cuando μ está sobre 2 y 3, es decir, cuando se generan tasas de crecimiento del dinero entre 200% y 300%, así que evalúa que la expresión de dicha relación es positiva si $\mu < 1/a$ y negativa a partir de ese punto.

Figura 2

Necesidades del señoreaje y su maximización, determinantes de inflación.



Nota. Donde G representa el gasto real que el gobierno efectuó y desea financiar a partir del señoreaje, $(S\tilde{n} \text{ Máx.}, 1/a)$, es el punto de inflexión donde se maximiza el señoreaje; (G, μ_1) y (G, μ_2) son las coordenadas donde se logra cubrir el gasto ejecutado por el gobierno, pero con diferentes perspectivas de inflación. Elaboración propia a partir de Romer (2006).

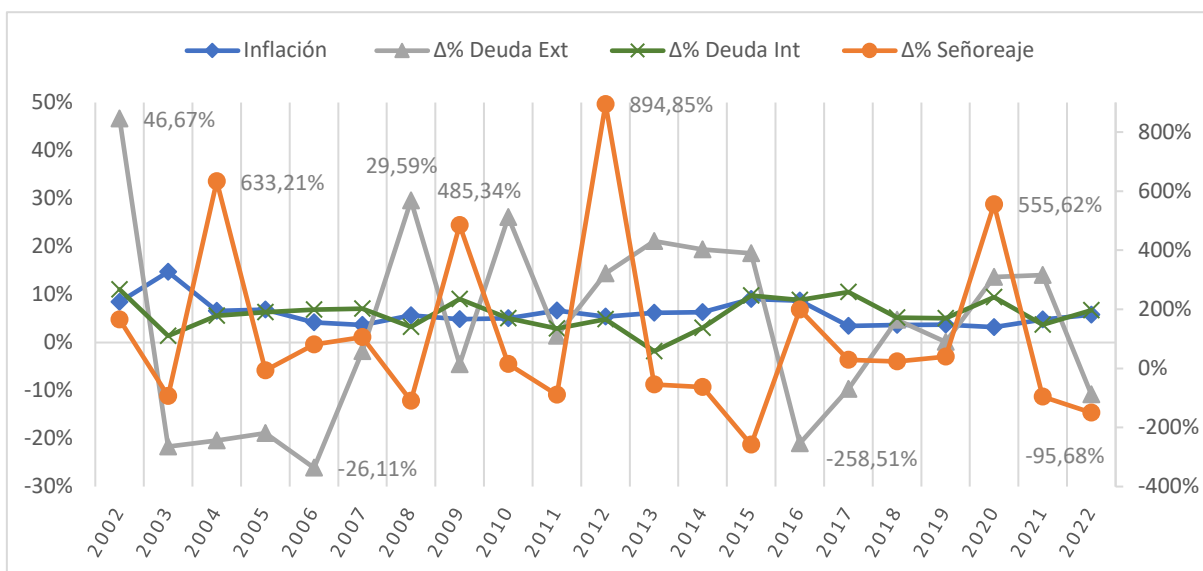
En la figura 2 se puede observar el punto óptimo del señoreaje donde se maximiza y la tasa de crecimiento del dinero es un determinante fundamental, puesto que en un primer momento μ_1 no es generadora de inflación y cubre las necesidades del gobierno; sin embargo, en el largo plazo, el crecimiento de dinero μ_2 se traduce en inflación y el señoreaje se reduce.

3. Hechos estilizados

En esta sección, nos adentraremos en el análisis de los hechos estilizados para los países de análisis, una herramienta fundamental para comprender las complejidades y regularidades observadas en los datos económicos.

Figura 3

Comportamiento de las variables que financian el déficit y la inflación en Brasil.



Nota. Datos expresados en variaciones donde en el eje Y se representa la inflación, deuda externa y deuda interna, mientras que, en el eje secundario, se encuentra el señoreaje. Elaborada por los autores. Fuentes: IPC, M1 y PIB recopilados de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (2023); Deuda externa y Deuda interna Banco Central de Brasil (2003).

Brasil presenta niveles inflacionarios estables durante el período de análisis, “el régimen de metas de inflación ha tenido éxito, manteniendo la tasa de inflación real dentro del intervalo de tolerancia en la mayor parte de los años civiles desde su adopción en 1999” (Banco Central do Brasil, s.f.); con un máximo de 14,71% en 2003, única cifra de dos dígitos; gracias a la devaluación de 2002 por la fuga de capitales explicada por el sustancial crecimiento del riesgo país a causa de la inestabilidad política vivida en ese entonces, puesto que, fue un año de elecciones presidenciales las cuales definieron al candidato izquierdista Luiz Inácio Lula como presidente, hecho inquietante para los mercados, ya que se temía la implementación de una política económica populista y la posibilidad de no cumplir con los pagos de la deuda pública. Ante la elevada inflación y la incertidumbre, el banco central decide tomar una postura restrictiva expresada en una tasa de expansión del

agregado Monetario M1 de tan solo el 2%, algo mínimo comparado con el año inmediatamente anterior.

Además, la crisis económica argentina de 2001 acentuó la aversión al riesgo de los inversionistas internacionales hacia la región, así que “ante la volatilidad observada en sus mercados, Brasil recurrió a desembolsos de créditos del Fondo Monetario Internacional (FMI), que ascendieron a 10.000 millones de dólares y pasaron a engrosar las reservas internacionales”² (CEPAL, 2002), esto como una estrategia para fortalecer la posición financiera y protegerse contra el posible contagio de la crisis vecina, lo cual reflejó un pico en la deuda externa de 2002. Sin embargo, para 2003 tanto la deuda interna como la externa tienen una gran caída, contrario a lo esperado, la llegada del nuevo gobierno promovió el control de los gastos fiscales.

A nivel monetario la CEPAL (2004) encuentra que en este año hay una expansión del crédito, donde encuentra que se popularizan las operaciones con garantías directas sobre los sueldos, por otro lado, se presenta una compra de títulos públicos mediante operaciones de mercado abierto, con el fin de disminuir la participación de títulos indexados que estaban vinculados a la evolución del tipo de cambio. Esto afecta directamente al M1. Por un lado, hay una mayor creación secundaria de dinero ligada a las entidades financieras y por el otro una inyección de liquidez por parte del Banco Central de Brasil; por lo tanto, este agregado monetario tiene un alza nominal de solo 2,2% en 2003 y de 15% en 2004; un cambio abrupto conduce a un pico en el señoreaje para 2004.

² CEPAL: Comisión Económica para América Latina y el Caribe, hace parte de las 5 comisiones regionales de Naciones Unidas

Otro punto histórico a demarcar ocurre en 2008 donde la crisis suprime altera la economía del mundo y de Brasil haciendo que la demanda de productos brasileños en los mercados internacionales cayera y con ello sus exportaciones, al igual que los flujos de capital, esto afectó negativamente los ingresos del país por consiguiente “entre octubre de 2008 y febrero de 2009, el real registró una devaluación superior al 40%, pero a partir de marzo se observa una fuerte valorización de la moneda (10% en mayo)” (CEPAL, 2009) esto provocó un gran aumento en la deuda externa medida en términos del Real, dado que las obligaciones se volvieron más costosas de pagar. Sin embargo, la tasa de cambio después presenta una importante recuperación la cual permitió la reducción de la misma reflejado en el valle de 2009.

Así mismo pronto llegó otro choque externo el cual afectó al país de estudio. Para 2011-2012 surge la volatilidad de los mercados financieros gracias a la crisis de la eurozona. Por lo tanto, el Banco Central de Brasil adopta una posición favorable al crecimiento, evidenciada por las siete reducciones consecutivas de la tasa de interés básica, Selic ³, que disminuyó del 11% anual a fines de 2011 al 7,25% en octubre de 2012 (Grupo de Monitoreo Macroeconómico, 2012). Acción sucedida por un incremento en la base monetaria, impulsado por el aumento de las reservas internacionales y de los instrumentos de pago disponibles. Por ende, en el presente año se observó una tasa de crecimiento del M1 significativa de 14,14%, ya que, en el primer semestre de 2011, se mantenía una perspectiva totalmente opuesta con el objetivo de contener la inflación generada por el crecimiento económico del 7,7% experimentado en 2010 amenazaba con fuertes presiones

³ La Selic, es la tasa de interés de referencia y el principal instrumento de política monetaria utilizado por el Banco Central de Brasil para controlar la inflación y promover la estabilidad económica del país.

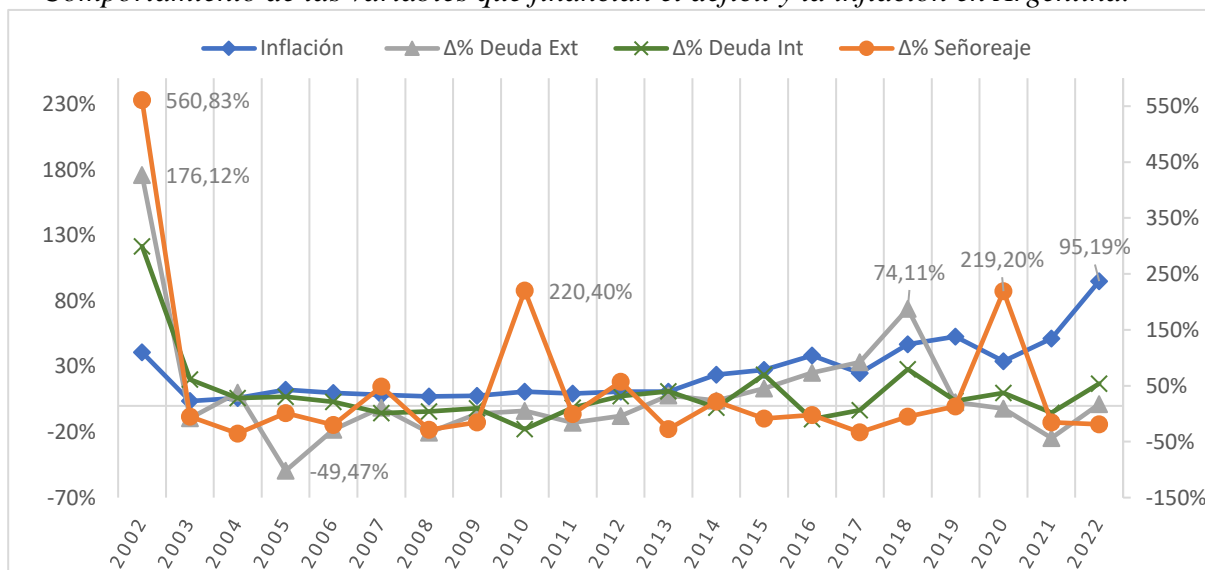
inflacionarias, por lo que este mismo agregado monetario solo tuvo un crecimiento del 1,54% para 2011, cambio reflejado en un alto pico de señoreaje.

En 2015 se rompieron las metas inflacionarias con un 9,03% resultado de la fuerte depreciación de la moneda local y el aumento en los precios de la energía y los combustibles. En respuesta a esta situación el Comité de Política Monetaria (Copom) tomó la decisión unánime de elevar la Selic a 14,25% manteniéndola a lo largo del año con el fin de hacer que la inflación converja a su objetivo a finales de 2016. Así mismo, se presenta una contracción del M1 en 2015 y en noviembre una tasa negativa del 5,3% (DEPEC, 2015). De esta manera, se puede concluir que, gracias a una elevada inflación y una reducción del agregado monetario, se muestra una variación negativa de los saldos reales y con ello un valle en el señoreaje de -258,51%.

Como punto de contraste a esta cifra, en 2020 el señoreaje crece a un 556%, emprendido por el Banco Central el cual buscaba mitigar los golpes de la pandemia aumentando el grado de liquidez a través de la “disminución de encajes obligatorios y la flexibilización de garantías y de requerimientos de capital por parte de los bancos (...). Además, se estableció una línea de canje de 60.000 millones de dólares con la Reserva Federal de los Estados Unidos” (UN. CEPAL , 2021). Medida que acrecentó la deuda externa del país; no obstante, la política expansiva no duró mucho, gracias a las presiones inflacionarias de las medidas tomados puesto que en 2021 la inflación supera la meta inflacionaria de 4%, conllevando al endurecimiento monetario con una Selic de 13,75% en 2022; sin embargo, no tiene mayores resultados y la inflación se sitúa en 5,79%.

Figura 4

Comportamiento de las variables que financian el déficit y la inflación en Argentina.



Nota. Datos expresados en variaciones, donde en el eje Y se representa la inflación, deuda externa y deuda interna, mientras que, en el eje secundario, se encuentra el señoreaje. Elaborada por los autores. Fuentes: IPC, recopilados de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (2023). M1, Banco Central de Argentina, BCA (2022). Deuda Interna y Deuda externa obtenidos del Instituto Nacional Estadísticas y Censos de Argentina (2023).

Al realizar un análisis de Argentina se denota un punto crítico en el año 2002, explicado por una serie de impactos adversos en el mundo, al igual que la ejecución de una combinación de políticas monetaria, cambiaria y fiscal desde los noventa, como la Ley de Convertibilidad, respaldada por altas tasas de interés para atraer inversiones y mantener el valor del peso. Sin embargo, estas medidas resultaron ser insuficientes, por lo que, en 2001, reina la desconfianza y comienza a observarse una fuerte disminución del valor de mercado de los instrumentos de deuda pública y una reducción paulatina en el saldo de los depósitos del sector no financiero, disminuyendo en aproximadamente \$20.000 millones (23%) en el año, acompañado de una desaceleración del crecimiento económico (Banco Central de la República de Argentina, 2003).

Entre 2000 y 2001, se observó una reducción del M1 del 28%, una deflación del 1.54%, la derogación de la paridad cambiaria a finales de este periodo y una desaceleración económica la cual redujo la recaudación de impuestos contribuyendo al hueco fiscal que instigó a una declaración de default. Según la CEPAL (2003) en 2002 el Banco Central de la República Argentina (BCRA) optó por aumentar la base monetaria a través de redescuentos a entidades financieras, la conversión de depósitos (incrementó los activos líquidos en pesos argentinos en más del 70%) y la ampliación del crédito al gobierno en respuesta a la presión de la deuda fiscal que fue acompañada por la amortización de préstamos con organismos multilaterales, pero se elevó, a 155.000 millones de dólares, cifra muy alta con relación al PIB; por otro lado, se presentó una fuerte devaluación, la cual contribuyó al aumento del 40% en el Índice de Precios del Consumidor (IPC), donde el sector de productos importados experimentó una expansión del 200% en el índice de precios mayoristas validando los grandes picos presentes en la gráfica.

En 2005, el país experimentó una reducción significativa de su deuda externa, casi la mitad con respecto al año anterior. Este logro se atribuye principalmente al canje de deudas en situación irregular según el (Ministerio de Economía, 2005) de un total de deuda elegible más los intereses atrasados valorada en U\$\$ 102.566 se reestructura a un compromiso de solo U\$\$ 35.261. Así mismo el (Ministerio de Economía y Producción, 2006) destaca la estricta disciplina fiscal que permite el pago total de la deuda con el FMI, ascendía a U\$\$ 9.530 millones, utilizando las reservas internacionales del BCRA. Por otro lado, la inflación creció un 12% interanual (i.a) debido a la recuperación de los precios de servicios frente a los productos, la priorización de los mercados internacionales, reduciendo la oferta interna y generando aumentos en los precios de ciertos productos. Además, el

crecimiento del empleo, salarios y beneficios empresariales ha impulsado la demanda sobre la oferta en algunos sectores.

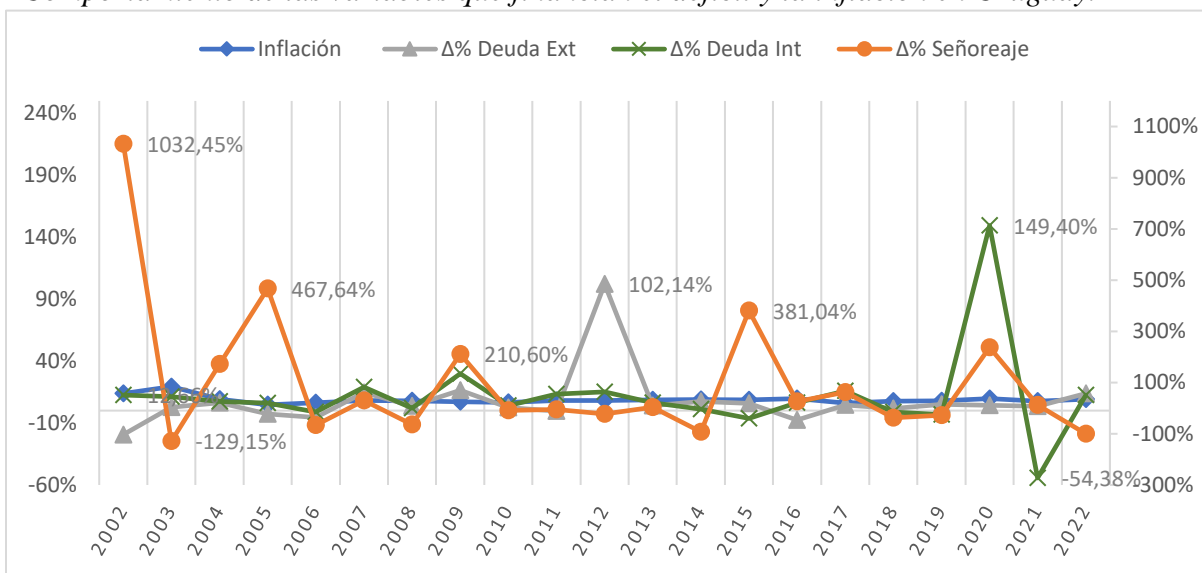
En 2009, Argentina enfrentó una marcada desaceleración económica debido a la crisis financiera global de 2008. En respuesta, el BCRA implementó una política expansiva reduciendo las tasas de interés, evidenciándose un crecimiento del 13.5% en el M1. Esta estrategia continuó en 2010, como documenta las (NU. CEPAL, 2011) la economía mostró un dinamismo fuera de lo previsto, del 9% i. a. La expansión generó una alta demanda de dinero, acompañada por el BCRA para evitar afectaciones en la expansión económica, el crédito y el empleo, cumpliendo con su cometido, el crédito en diciembre alcanza un crecimiento i.a. del 37,7%. Esto resultó en un aumento del M1 del 35.5%, superando la evolución anterior, también se observó una ampliación en los saldos reales debido a la drástica evolución del agregado monetario y con esto un señoreaje del 220% en comparación al presentado en el periodo anterior.

Bajo otro enfoque, la inflación de Argentina tuvo una tendencia alcista manteniendo cifras de dos dígitos desde 2012 hasta 2022 con un promedio inflacionario de 38% aproximadamente. En 2019 se presenta uno de los mayores picos equivalente a 59%. El (BCRA, 2019) atribuye este hecho a una crisis macroeconómica que comenzó en 2016. Factores como la desregulación cambiaria, la emisión de títulos del banco central, la falta de coordinación entre las políticas fiscal y monetaria contribuyeron a esta crisis al igual que al endeudamiento externo. Esto último, se evidenció en el crecimiento latente de la deuda externa donde, “los egresos por intereses de la deuda pública registraron un aumento del 72,9% en 2018, (...) se debió en gran medida a la pronunciada suba del tipo de cambio nominal y también al aumento del acervo de deuda” (CEPAL, 2019).

Sin embargo, la deuda presenta un punto de giro en 2020 gracias al proceso de canje, que permitió la reestructuración del 99 % aproximadamente de la deuda elegible. Además, se renegociaron las condiciones del préstamo otorgado por el FMI en 2018 (NU. CEPAL, 2020). Por otro lado, la pandemia tomó por sorpresa a Argentina, se encontraba con un alto endeudamiento e inflación, niveles crecientes de desocupación y pobreza. Por ende, el BCRA decide adoptar una política monetaria expansiva para atender la crisis, con reducción de la tasa de interés de referencia y una alta monetización, donde la asistencia financiera al sector público fue el principal factor de expansión. Presentando para este año un crecimiento del 73% de M1 que desemboca una variación porcentual de 219% de señoreaje. En 2022, cambia de dirección la política monetaria, con un crecimiento de la tasa de política de 75% nominal anual a fin de año, con el fin de combatir la inflación la cual alcanzó un 95% i.a. Cifra explicada por choques externos como el estallido de la guerra ucraniana, causante de aumentos en los precios internacionales de alimentos y energía e internos como el aumento de un conjunto de precios regulados y la incertidumbre en el mercado cambiario local (NU. CEPAL, 2023)

Figura 5

Comportamiento de las variables que financian el déficit y la inflación en Uruguay.



Nota. Datos expresados en variaciones donde en el eje Y se representa la inflación, deuda externa y deuda interna, mientras que, en el eje secundario, se encuentra el señoreaje. Elaborada por los autores. Fuentes: IPC obtenidos del Instituto Nacional de Estadística (2023); M1 y PIB tomados de CEPAL (2023); Deuda externa y Deuda interna obtenidos de Banco Central del Uruguay (2023)

Uruguay ha tenido niveles inflacionarios bajos y estables, gracias a su trabajo y esquema de inflación objetivo. Desde antes de implementar el proyecto de la Base Monetaria (BM) como ancla nominal del sistema, Uruguay tenía un plan de estabilización basado en el tipo de cambio, bajo un método de bandas cambiarias deslizantes, el cual tuvo éxito desde su implementación en 1990. Desde el inicio, Uruguay presentó una reducción significativa de la tasa de inflación, ya que llevaba una volatilidad mayor a dos dígitos por un periodo mayor a 40 años, reduciendo la inflación en 1999, 2000 y 2001 a pesar de las elecciones de Uruguay de 1999.

A pesar del triunfo de este sistema, el contexto internacional en particular Argentina, y sus restricciones financieras como el “corralito”⁴, reduciendo sus importaciones y el retiro de depósitos, hizo que se modificarán las bandas cambiarias aumentando la devaluación, dando su declive en el año 2002. Proporcionando la adopción del esquema de inflación objetivo, desde junio de 2002, cuando se inician las medidas para poner en marcha el régimen de objetivos de BM, que iban en concordancia con las metas de inflación (Grovald, M, 2017).

El Banco Central de Uruguay (BCU) opta por una política de agregados monetarios, fijando la meta de la BM, también, estimando los distintos factores que determinan los movimientos de la oferta monetaria. Al tiempo, en 2004, los compromisos de la BM pasaron a ser más flexibles, al usar un rango de flotación. Finalmente, en 2005, “se deja la BM como ancla de la política monetaria, eliminando las metas sobre base monetaria y se establece un compromiso más firme sobre el objetivo de inflación.” (Aboal, D., Lanzilotta, B., y Perera, M , 2006). Dejando de prioridad la inflación objetivo, con una intervención más discrecional, al tener un rango límite durante el año siguiente. El M1 tiene una alta correlación con los precios, por esto, es el agregado en el cual la autoridad monetaria se centra para dar manejo por medio de la oferta primaria de dinero y mantener estos niveles hacia el objetivo de inflación. Como se ve en la figura 5, el año 2005 tiene un alto nivel de señoreaje, durante el cuarto trimestre, la BM promedio alcanzó \$ 17.886 millones, ubicándose 2,4% por encima del límite superior del rango objetivo de variación de la BM

⁴ En un esfuerzo por frenar la salida de capitales que azotaba a Argentina durante una profunda crisis económica, durante el gobierno del presidente Fernando de la Rúa impuso el "corralito". La cual, limitó severamente el acceso de los ciudadanos a sus propios ahorros, restringiendo la extracción de efectivo y congelando los depósitos a plazo.

(Banco Central de Uruguay, 2005), esto dando como opción discontinuar la colocación de títulos UI⁵ y la compra de divisas para alcanzar la meta de inflación.

Para el año 2009, agregado a los efectos permanentes de la crisis de 2008, el crecimiento de la base monetaria en un 25% colocó el nivel del señoreaje en un crecimiento importante, pero a pesar de esto, las decisiones de las autoridades de aumentar las tasas por evaluación del riesgo inflacionario por coyunturas internacionales e internas, así mismo mantener la inflación en un rango control. Además, el factor principal detrás del crecimiento de la deuda ha sido las medidas de protección financiera, como los desembolsos preventivos realizados por organismos multilaterales y la asignación de Derechos Especiales de Giro. (Banco Central del Uruguay, 2009)

La deuda externa de Uruguay en 2012 se debió principalmente a la emisión de bonos soberanos por parte del gobierno uruguayo, con el objetivo de financiar el déficit fiscal y el gasto público. La Deuda Bruta del Sector Público Global a septiembre 2012 asciende a USD 27.907 millones, en tanto los activos se ubican en USD 15.519 millones, ambos tienen prácticamente el mismo incremento (Banco Central del Uruguay, 2012)

Desde mitad del año 2013, el BCU, cambió el instrumento de política monetaria, el emisor deja de usar la tasa de interés como principal herramienta para controlar la inflación. En cambio, se enfocará en controlar la cantidad de dinero en circulación mediante el M1, dejando una acelerada inestabilidad y el BCU usa medidas contractivas para evitar cambios en la inflación esperada. Pero esta ha estado por encima del rango para el 2014 donde la

⁵ UI: bono indexado es un título de renta fija cuya rentabilidad está ligada a la evolución de una medida macroeconómica que actúa como un índice.

inflación fue mayor al 8%, cifra que supera el rango establecido (3% al 7%). Sumado a esto, el salario real siguió incrementando, la variación i.a fue de un 3,5%, lo cual fue significativo para aumentar los ingresos y reducir la desigualdad en los sectores con menor remuneración. (CEPAL, 2015).

El pico máximo de la deuda interna (149%) y el pico del señoreaje (236,87%) en 2020 se debe a que, el BCU disminuyó el porcentaje de encaje obligatorio, esto para incentivar a la economía y brindar mayor liquidez a las empresas y consumidores, una clara medida de política expansiva, con incentivos a los bancos para crear dinero de manera secundaria. Además, otra política monetaria fue la creación de un fondo de garantía para las empresas, llamado SiGa⁶, un crédito de fácil acceso para las Pymes para que se mantengan en los distintos sectores económicos.

Desde el ángulo de las políticas fiscales, se adoptó la ampliación de seguros al desempleo, para arrendatarios, monotributos Mides⁷ y otras medidas, para atenuar el golpe sobre los ingresos de personas en estado de vulnerabilidad. En conjunto, el gobierno incrementó el gasto en salud, para contener la pandemia como la compra de kits de emergencia, cubrebocas, vacunas y hospitales para los enfermos por el COVID- 19. Esto desembocó en un gran gasto del sector público, que se fomentó mediante la emisión de

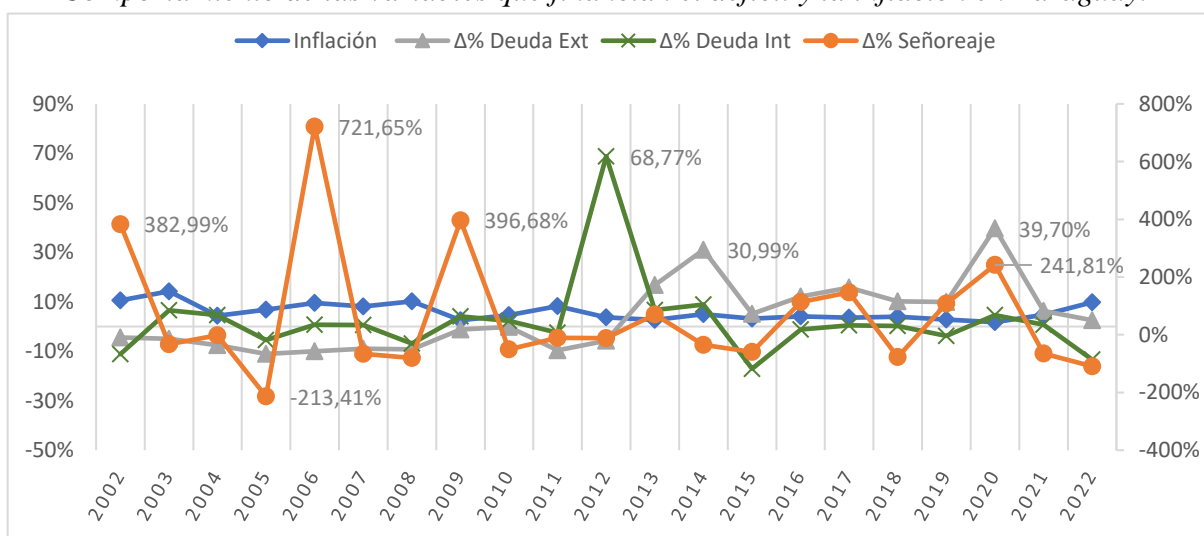
⁶ El Sistema Nacional de Garantías para Empresas (SiGa) es un programa del gobierno uruguayo que tiene como objetivo facilitar el acceso al crédito de las Micro, Pequeñas y Medianas Empresas del país. También jugando un papel importante en la reactivación económica posterior a la pandemia. Al facilitar el acceso al crédito, para invertir en la reapertura de sus negocios, la creación de nuevos empleos y la adaptación a la nueva realidad económica.

⁷ Es un régimen especial para emprendimientos personales o asociativos al que pueden acceder las personas que integran hogares por debajo de la línea de pobreza o en situación de vulnerabilidad socioeconómica. Permite la inclusión en el sistema de seguridad social de sus integrantes.

dinero originando un mayor señoreaje, y el aumento de la deuda, ocasionando un crecimiento del déficit fiscal (Aguilar, et al, 2021) cercano al 6% del PIB.

Figura 6

Comportamiento de las variables que financian el déficit y la inflación en Paraguay.



Nota. Datos expresados en variaciones donde en el eje Y se representa la inflación, deuda externa y deuda interna, mientras que, en el eje secundario, se encuentra el señoreaje. Elaborada por los autores. Fuentes: IPC obtenidos del Banco Mundial; M1 y PIB tomados de (CEPAL); Deuda interna y Deuda externa tomados de CEPAL (2000 a 2011), Ministerio de hacienda de Paraguay (2012-2022).

Paraguay es un país con una pequeña economía abierta, a pesar de ello, ha logrado el control de la inflación y de los agregados monetarios. Al principio la política monetaria del Banco Central de Paraguay (BCP) estaba centrada en la intervención de los agregados. Pero, también como a los demás países de la región, la crisis argentina afectó a una economía débil y con dificultades financieras. Por esta razón el presidente de este momento Duarte Frutos en 2003 junto al FMI entró en un programa de estabilización hasta el 2008,

con grandes iniciativas como el control de gastos, mejorar la administración tributaria, reforma al Banco Nacional del Fomento (BNF), entre otras.

La combinación de una tasa de interés más baja y reformas para un incremento en el gasto público en 2005 y 2006, debido al presupuesto expansivo aprobado por el Congreso (BANK, S. Paraguay.) son características de la alta utilización de efectivo por parte del país, generando un alto grado de señoreaje (721%). Agregado a esto, estaba altamente dolarizado desde 2004, casi la mitad de los depósitos y los préstamos estaban en esta moneda (BANK, S. Paraguay.) lo cual hace difícil la política monetaria ya que no hay control de sus tasas de interés y de los agregados monetarios, esta situación limita al banco central como prestamista de última instancia, sin embargo, a finales del año, adoptó una postura de mayor reacción ante los movimientos de la inflación.

El periodo de la crisis financiera mundial en 2008, como era de esperarse, afectó de manera negativa a la economía de Paraguay, con la consecuente caída de los precios de las materias primas y el acceso a créditos internacionales, pese a esto, el país pudo recuperarse mediante la demanda interna, las exportaciones de sus principales socios como Brasil, y las políticas contra cíclicas para estimular la economía, como el aumento del gasto público y la emisión de dinero, que se ve reflejada en el señoreaje (396%) con un ligero aumento en la inflación. Por lo tanto, el BCP decidió utilizar un enfoque monetario moderno denominado “Esquema de Política Monetaria de Metas de Inflación”, el cual entró en vigor a partir del año 2011 (Banco Central del Paraguay, 2018). Como se muestra en el gráfico, el enfoque seleccionado es clave en el control de la inflación y por lo tanto la estabilidad del señoreaje en el periodo, post crisis.

El crecimiento de la deuda interna en 2012 es explicado se debe a que el Ministerio de Hacienda canceló una deuda interna de 917 millones de dólares mediante la emisión de un bono perpetuo el 18 de julio de 2012 a favor del BCP. La colocación del bono no tenía fecha de vencimiento definida, pero sí una tasa de interés del 0.25% anual. Estas deudas nacen a partir del problema de financiamiento presupuestario desde 1980; las pérdidas causadas por la privatización de diversas empresas públicas y así mismo, la asistencia financiera a bancos comerciales en situación deficitaria y de quiebra (Moliner, L,2022)

El crecimiento del endeudamiento aumentó considerablemente en el periodo de 2013-2018, bajo la justificación de la inversión en el sector público, donde fue transferido un bono externo al Ministerio de Obras Públicas y Comunicaciones (MOPC) por más de 1.000 millones de dólares (Moliner, L,2022). Conjuntamente, la deuda pública en este periodo aumentó de 3.752 millones de dólares en 2013 a 6.908 millones en 2018, aumentando en un 84,11 %. Incluido, el aumento de la deuda externa que fue de 96,93%. El deterioro de las finanzas públicas fue originado por la adopción de una política fiscal expansiva en un entorno caracterizado por una pronunciada reducción de los ingresos y una inyección de liquidez en el mercado finalizando 2016. Lo cual se vio reflejado en 2017, sin embargo, no se hay un impacto en la inflación. Por otra parte, el déficit en cuenta corriente, tuvo un incremento debido a la caída de las exportaciones, además del aumento excesivo de la deuda pública externa a 7.239 millones de dólares en 2019 (18,6% del PIB).

En 2020 el BCP toma una postura expansiva, para mitigar el impacto de la pandemia; redujo los encajes legales, bajaron los costos de liquidez consecuencia de una creación de la Facilidad de Crédito Especial y se flexibilizaron las normas prudenciales para facilitar el refinanciamiento de créditos. La reducción de los costos de liquidez y de la

tasa de interés que pasó de 3,75% en marzo de 2020 a 0,75% en julio del mismo año, aumentando paulatinamente la emisión monetaria, desembocando en un crecimiento del señoreaje del 241.8%.

Dada la reducción de las tasas internacionales y la necesidad del gobierno paraguayo de llevar a cabo proyectos de infraestructura, se colocaron dos bonos soberanos, elevando la deuda externa a 9.339 millones de dólares (26,3% del PIB). En resumen, el BCP tomó medidas para estimular la economía durante la pandemia, lo que propicia un aumento de la deuda pública. También se evidencia una preferencia de financiamiento por medio de los bonos externos, puesto que en 2021, el 41% de la deuda, estaba conformada por préstamos externos, mientras que, a finales de 2021, la deuda en bonos externos ocupaba el 43% del total de la deuda.

Como los demás países, el periodo post COVID demuestra la respuesta al ciclo expansivo de la emisión monetaria para estimular la economía, este comportamiento se repite para las 4 economías del bloque, donde se reduce el señoreaje ya que las economías reducen paulatinamente la emisión de dinero y se aumentan las tasas de interés para responder a la inflación esperada.

4. Metodología

Una vez realizada la caracterización de las variables bajo un análisis descriptivo con el fin de crear un panorama el cual permite entender las conclusiones del comportamiento de los países. Se continúa estimando un modelo econométrico que evidenciará el comportamiento de las variables para determinar el efecto sobre la inflación, teniendo en cuenta que se hace uso de los mismos datos especificados anteriormente, pero con una periodicidad trimestral.

Autores referenciados en la revisión de la literatura como Chávez y Vera (2014), utilizaron un modelo de datos panel con efectos fijos para determinar las repercusiones de las formas en las que el gobierno financia el déficit fiscal en la inflación para Colombia, Chile y México. Equivalentemente, en este estudio se escoge esta metodología para ver el comportamiento de la inflación dependiendo de las diferentes formas de financiación del gobierno.

Por otro lado, se optó por el modelo de datos panel, puesto que en concordancia con Gujarati (2009) permite observar una o más variables a lo largo del tiempo, combinando las series de tiempo de corte transversal, este proporciona una mayor cantidad de datos, más variabilidad, más grados de libertad y eficiencia. Añadido a esto, de acuerdo con Greene (2010) los modelos de datos panel tienen mayor flexibilidad para modelar el comportamiento de los distintos grupos en comparación con los modelos de selección cruzada.

Este estudio tiene el grupo del Mercado del Sur que está conformado por Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay. El modelo de datos panel en forma general es:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta' x_{it} + \varepsilon_{it}$$

Donde i es el i -ésima unidad transversal (los cuatro países) y t es el periodo para las variables (2002-2022, con periodicidad trimestral). El efecto individual α , representa el término del intercepto y asume que es constante en toda la serie de tiempo t y específico para la unidad de sección cruzada individual; β' es el vector de parámetros de cada variable independiente.

Por lo tanto, se establece la función de inflación para determinar su sensibilidad ante las variaciones de las fuentes de financiamiento del déficit fiscal. Por lo tanto, se considera el siguiente modelo:

$$\pi_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 S\tilde{n}_{it} + \beta_2 Di + \beta_3 De_{it} + \varepsilon_{it}$$

Esto se logra con el procedimiento acostumbrado de MCO. Donde:

π : Inflación

$S\tilde{n}$: Señoreaje

Di : Deuda interna

De : Deuda externa

ε : Término error

Todas las variables se encuentran en variaciones porcentuales.

Ahora bien, con el fin de tener una comprensión más detallada y precisa de los determinantes de la inflación en cada contexto nacional y no solo el bloque de los países de Mercosur, se plantea la implementación de modelos ARDL para cada país, este permite ver el efecto que tiene el cambio en la variable independiente en varios periodos de tiempo, además captura el comportamiento de cointegración de la inflación con los métodos de financiación del déficit para cada país y distingue la conducta individual respecto al control de la emisión monetaria y endeudamiento público. Además, Zidelkhil y Mouhoubi (2022) usan esta misma metodología, con variables semejantes a las propuestas en la investigación.

Siguiendo a Hill, C., Griffiths, W., y Lim, G. (2018) las variables de series de tiempo son dinámicas, es decir, sus valores actuales tienen correlación con sus valores

pasados y el de otras variables a lo largo del tiempo. Para modelar estas relaciones se puede modelar introduciendo variables con rezagos al modelo. Por consiguiente, el modelo de ARDL de manera general sería:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 S\tilde{n}_1 + \beta_2 Dext_t + \beta_3 Dint_t + \sum_{i=1}^p \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j S\tilde{n}_{t-j} + \sum_{k=1}^r \delta_k Dext_{t-k} + \sum_{l=1}^s \theta_l Dint_{t-l} + e_t$$

π : Inflación medida como la variación porcentual del IPC

$S\tilde{n}$: Señoreaje en unidades monetarias nacionales de cada país

Di : Deuda interna en millones de dólares americanos

De : Deuda externa en millones de dólares americano

ε : Termina error

Los coeficientes de los retardos de la variable dependiente e independientes respectivamente:

$$\alpha_i, \gamma_j, \delta_k, \theta_l$$

Asimismo (p q r y s) son los retardos máximos de la variable dependiente e independientes respectivamente. Siguiendo a Stock y Watson (2012), los supuestos de los que este modelo debe seguir son los siguientes: No existe multicolinealidad perfecta, homocedasticidad y normalidad de los errores.

Es de ayuda la metodología ARDL ya que es laxa en cuanto a la restricción de que todas las variables deben tener el mismo nivel de integración. Esto implica que las variables pueden ser estacionarias, integradas de primer orden o una combinación de ambas. Sin

embargo, no pueden ser integradas de un orden superior al segundo (Pesaran y Pesaran, 1997, citado en Flores y Rojas, 2020), para corroborar el orden de integración de las variables, se opta por utilizar la prueba de Dickey-Fuller aumentada, ver anexos (G y H).

Para el modelo ARDL, en este estudio se propone incorporar la corrección de errores (EC), el cual permite analizar la relación a largo plazo entre las variables, considerando posibles desequilibrios a corto plazo. La inclusión de EC reconoce las discrepancias entre los valores observados y los valores de equilibrio a largo plazo de las variables en el modelo. El mecanismo de corrección de errores en estos modelos asegura que la dinámica de corto plazo de las variables sea consistente con la relación de largo plazo, es decir, que estén cointegradas.

Para esta corrección, se toma como guía a Kripfganz y Schneider (2023) que desarrollan el modelo de EC, donde indican como es el comportamiento de las variables en el largo y corto plazo, siguiendo también la prueba límites propuesta por Pesaran, Shin y Smith (2001) para examinar la existencia de una relación a largo plazo. Este método permite entender cómo las variables se ajustan a la tendencia temporal de largo plazo, después de experimentar un desequilibrio a corto plazo. Por último, se usa la selección automática del óptimo de rezagos con el criterio de información de AKAIKE (AIC). (Ver anexo C, D, E y F)

En el contexto del presente estudio se toma un nivel de significancia del 5% para llevar a cabo el análisis de los resultados obtenidos a partir de cada modelo econométrico. Se procedió a estimar un modelo de datos panel bajo la premisa de efectos aleatorios, respaldado por la realización de la prueba de Hausman (véase Anexo A) para validar la elección del modelo. Asimismo, por la existencia de heterocedasticidad, se recurre a la

corrección mediante el modelo de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (FGLS), resultados reflejados en la tabla 1.

Tabla 1.

5. Resultados modelo de datos panel

Variable	Coficiente	P> t
Señoreaje	$-4.07e^{-6}$	0.482
L1Sñ	$2.91e^{-6}$	0.613
Deuda interna	0.227	0.386
L1di	0.651	0.011
Deuda externa	-0.014	0.355
L1de	0.009	0.541
Constante	0.017	0.000

Nota. Elaborada por los autores. Donde se evidencia el impacto del señoreaje, la deuda externa e interna y el primer rezago de estas L1Sñ, L1de y L1di respectivamente. Por último, se encuentra la constante del modelo.

Los resultados del modelo indican que las variables examinadas no tienen ningún efecto sobre la inflación en el bloque económico, a excepción de la deuda interna rezagada un periodo, la cual presenta un impacto positivo pero marginal. Específicamente cuando los gobiernos en conjunto deciden aumentar la deuda pública interna en un 1% manteniendo constante las demás variables, la inflación para el bloque económico aumenta en un 0.65% un trimestre después. Esto sugiere que, si los agentes económicos perciben que el endeudamiento interno pasado ocasiona presiones inflacionarias, pueden ajustar sus comportamientos y expectativas de precios, lo que resulta en una inflación más alta en el siguiente periodo. Además, esta forma de financiamiento del déficit fiscal puede aumentar la disponibilidad de fondos para el gasto público, estimulando la demanda agregada en la economía. Si la economía está cerca de su capacidad máxima, este aumento en la demanda

puede desembocar en un aumento en los precios. Por último, si ninguna de las variables tiene cambios, la inflación tendrá un incremento del 0,017%

6. Resultados ARDL

Para todos los países, el modelo ARDL muestra cómo se comporta la inflación con las diferentes formas de financiación del déficit en el corto⁸ y largo plazo, aunque el bloque de MERCOSUR se ha caracterizado por controlar la inflación, el señoreaje juega un papel importante en los resultados del análisis.

Cabe resaltar que los modelos cumplen con los respectivos supuestos del ARDL como son cointegración, normalidad, heterocedasticidad y CUSUM⁹ (ver anexos C, D, E y F). Por otro lado, la tabla de resultados, que tiene un primer coeficiente en la sección ADJ¹⁰ de la salida de la regresión, representa la velocidad de ajuste, de la variable dependiente (inflación) para que retorne a su relación de largo plazo cuando el equilibrio posee distorsiones en el corto plazo. Kripfganz y Schneider (2023), una velocidad de ajuste donde su coeficiente es negativo indicará que la inflación se ajusta a su equilibrio en el largo plazo después de una desviación en el corto plazo. Incluso, el nivel de significancia indica que es un ajuste rápido a este equilibrio. La sección de LR representa los coeficientes en el largo plazo, por ende, SR representa la interpretación de los coeficientes en el corto plazo.

⁸ En la salida del modelo, en el corto plazo, LD representa a las variables en niveles. Además, L1D, L2D... LnD representa el número de rezagos de dicha variable.

⁹ La prueba CUSUM en un ARDL se emplea para evaluar si los coeficientes del modelo son estables a lo largo del tiempo o si hay evidencia de cambios estructurales en la relación entre las variables incluidas en el modelo.

¹⁰ Un coeficiente del ADJ negativo indica que el modelo tiene mecanismos para corregir errores pasados y ajustarse en el periodo actual para acercarse a su estado deseado.

El hecho de que una variable inmediatamente sea positiva y significativa no determina que el efecto sea de inmediato o sea de ajuste en el corto plazo, el modelo de EC aclara la relación a largo plazo de las dinámicas y desviaciones del corto plazo.

Tabla 2

6.1. Resultados modelo ARDL de Argentina

Variable	Coefficiente	P> t
ADJ	-.8096451	0.000
Cons	.0006684	0.296
Largo plazo		
Sñ_Arg	1.59e - 08	0.000
D_Ext_arg	-.005837	0.575
D_Int_Arg	.0290978	0.124
Corto plazo		
Inf_Arg		
LD	1.112631	0.000
L2D	-.3183983	0.013
L3D	.6175097	0.000
L4D	-.1953541	0.039
L5D	.3840747	0.000
Sñ_Arg		
D1	-6.71e-09	0.065
D_ext_Arg		
D1.	.0218069	0.029
D_int_Arg		
D1.	.0803097	0.004

Nota. Elaborada por los autores. Donde *Inf_Arg* = Inflación, *Sñ_Arg* = Señoreaje, *D_Int_Arg* = Deuda interna y *D_Ext_Arg* = Deuda externa

El coeficiente de ajuste de inflación rezagada es negativo y significativo, lo que muestra que los errores de corto plazo en el sistema se corregirán a una velocidad del 80%.

Sumado a esto, el test de límites indica rechazar la hipótesis nula, por lo tanto, se puede afirmar que hay cointegración de las variables. En cuanto a la perspectiva de corto plazo los coeficientes de la inflación son significativos a excepción del segundo rezago. Estos denotan un panorama mixto, lo cual sugiere una dinámica compleja de corto plazo para la inflación, potencialmente influenciada por la inflación pasada.

Respecto al efecto de corto plazo del señoreaje, este no es significativo, lo que expresa que su impacto sobre la inflación podría no ser inmediato. Por otro lado, si aumenta la deuda interna en un millón de dólares o la deuda externa en la misma cuantía, la inflación crece en 0.385% o 0.22% respectivamente, manteniendo las demás variables constantes, esto puede deberse a un financiamiento persistente y exacerbado, mientras que, en el largo plazo, estas variables no son significativas, es decir, no generan presiones inflacionarias, contrario al señoreaje que tiene un coeficiente positivo y significativo, el cual puede expresar un aumento en la inflación en el largo plazo; sin embargo, este es bajo, pero el único diciente en este panorama.

Tabla 3

6.2. Resultados modelo ARDL de Brasil

Variable	Coefficiente	P> t
ADJ	-.7029365	0.000
Cons	.0029831	0.415
Largo plazo		
$S\tilde{n}_{Br}$	$7.07e - 07$	0.007
D_{Ext}_{Br}	$-4.56e - 09$	0.017
D_{Int}_{Br}	$4.10e - 08$	0.002
Corto plazo		
Inf_Br		
LD	-.0591242	0.720
L2D	-.4604906	0.004
L3D	.0262626	0.813
L4D	-.1981399	0.049
$S\tilde{n}_{Br}$		
D1	$-4.73e - 07$	0.000
L1D	$-4.14e - 07$	0.000
L2D	$-3.67e - 07$	0.000
L3D	$-3.28e - 07$	0.000
L4D	$-2.34e - 07$	0.000
L5D	$-1.29e - 07$	0.000
D_{Int}_{Br}		
D1	$-5.46e - 08$	0.105
L1D	$-3.52e - 09$	0.917
L2D	$1.28e - 07$	0.000
L3D	$4.88e - 08$	0.182

Nota. Elaborada por los autores. Donde Inf_{Br} = Inflación, $S\tilde{n}_{Br}$ = Señoreaje, D_{Int}_{Br} = Deuda interna y D_{Ext}_{Br} = Deuda eterna.

Los coeficientes de manera inmediata para los términos de la inflación y señoreaje son negativos y significativos, esto sugiere un efecto negativo sobre la inflación actual a corto plazo. Por otra parte, la deuda interna, muestra una relación positiva en su tercer rezago conduciendo a un aumento en los precios en la economía nacional. Mientras que, en el largo plazo, el señoreaje tiene un coeficiente positivo, estadísticamente significativo con un impacto directo sobre la inflación. La deuda externa por el contrario tiene un efecto

negativo, significativo, que conduce a la reducción de la variable dependiente lo cual se puede deber a que se mitigan las expectativas inflacionarias de los agentes puesto que se subsane el déficit fiscal con deuda externa.

Por otro lado, al igual que en el corto plazo la deuda interna tiene un efecto positivo, que conduce a un aumento de la inflación, de acuerdo con Barquero y Loaiza (2017) la inflación aumenta respecto a la deuda en los países desarrollados. Desde otro ángulo, se puede afirmar que cualquier perturbación de corto plazo en el modelo se corregirá rápidamente ya que el término de corrección tiene un coeficiente negativo correspondiente de -0.7029365 , lo que muestra que los errores de corto plazo en el sistema se corregirán a una velocidad del 70%. Igualmente, la prueba de límites indica una relación de cointegración de las variables.

Tabla 4

6.3. Resultados modelo ARDL de Paraguay

Variable	Coefficiente	P> t
ADJ	-1.167915	0.000
Cons	.0288935	0.592
Largo plazo		
Sñ_Par	-1.21e - 08	0.439
D_Ext_Par	.0037094	0.382
D_Int_Par	-.0064694	0.465
Corto plazo		
Inf_Par		
LD	.1206204	0.592
L2D	-.0436768	0.777
L3D	.137619	0.191
D_Int_Par		
D1	-.1702208	0.031
L1D	.1505019	0.236
L2D	-.1054522	0.323
L3D	.1786044	0.017
L4D	-.2060238	0.005
L5D	.0296543	0.731
L6D	.0881125	0.194
D_Ext_Par		
D1	-.1466698	0.034
L1D	.1941175	0.051
L2D	-.1943803	0.015

Nota. Elaborada por los autores. Donde *Inf_Par* = Inflación, *Sñ_Par* = Señoreaje, *D_Int_Par* = Deuda interna y *D_Ext_Par* = Deuda externa

Paraguay presenta una relación significativa entre la inflación y su coeficiente de ajuste, la cual es negativa, indicando un equilibrio estable en el largo plazo. En el corto plazo, la deuda externa tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo en el primer y último rezago, mientras que la deuda interna muestra efectos mixtos frente a la inflación, lo que sugiere una relación ambigua, por el contrario, el señoreaje no parece tener un impacto significativo en la inflación. Sin embargo, a largo plazo, ninguna de las formas

utilizadas para financiar el déficit público parece generar inflación. Aunque las pruebas de límites sugieren la presencia de cointegración, el movimiento no resulta estadísticamente significativo.

Tabla 5

6.4. Resultados modelo ARDL de Uruguay

Variable	Coefficiente	P> t
ADJ	-1.562444	0.000
Cons	.0191148	0.292
Largo plazo		
Sñ_Ur	8.23e - 07	0.000
D_Ext_Ur	-.000177	0.507
D_Int_Ur	.0001536	0.283
Corto plazo		
Inf_Ur		
LD	.438871	0.029
L2D	.4235197	0.008
L3D	-.2115893	0.153
L4D	.0920183	0.451
L5D	-.0393959	0.711
L6D	-.2029344	0.013
Sñ_Ur		
D1	-1.52e - 06	0.000
L1D	-1.35e - 06	0.000
L2D	-1.26 - 06	0.000
L3D	-1.19 - 06	0.000
L4D	-6.45e - 07	0.001
L5D	-3.72e - 07	0.003
L6D	-2.05e - 07	0.004
D_Int_Ur		
D1	-.0003636	0.535
L1D	-.0012513	0.042
L2D	-.0007205	0.244
L3D	-.0019599	0.002
L4D	-.0001388	0.754
L5D	-.0002504	0.565
L6D	-.0007737	0.066
D_Ext_Ur		
LD	.0007392	0.337
L2D	.0009233	0.230
L3D	.0014021	0.078
L4D	.0011698	0.147

Nota. Elaborada por los autores. Donde Inf_{Ur} = Inflación, $Sñ_{Ur}$ = Señoreaje, $D_{Int_{Ur}}$ = Deuda interna y $D_{ext_{Ur}}$ = Deuda externa

El ajuste de la inflación es igual que en los países anteriores, negativo y significativo con un equilibrio estable en el largo plazo. En cuanto a la perspectiva de corto plazo, los coeficientes para los términos de inflación rezagada muestran un panorama mixto, donde los rezagos del primer y segundo trimestre son significativos y positivos, mientras que el sexto es negativo. Esto refleja una compleja dinámica de corto plazo para la inflación en Uruguay, potencialmente influenciada por el pasado de esta, que tiene efectos compensadores.

Para el caso del señoreaje en el corto plazo, sus efectos son relevantes y negativos, es decir la inflación se reduce a lo largo del tiempo, mientras que la deuda interna presenta un comportamiento similar en sus rezagos uno y tres; sin embargo, la deuda externa no toma relevancia dentro del modelo. Desde un panorama de largo plazo, la única variable que resulta ser significativa es el señoreaje, donde se evidencia que, si hay un aumento en el largo plazo de un millón de guaraníes, la inflación crece en 8.23×10^{-7} , cuando las demás variables permanecen constantes.

Al realizar un análisis comparativo entre los resultados de los modelos de cada país, se puede evidenciar que el coeficiente de ajuste de la inflación rezagada es negativo y significativo para todos los países, lo cual sugiere que en una temporalidad de largo plazo la inflación pasada tiene un efecto negativo sobre la inflación actual. En otras palabras, si la inflación fue alta en el período anterior, tiende a disminuir la actual, potencialmente debido a intervenciones de política o ajustes en el comportamiento económico. En el corto plazo, los términos rezagados de la inflación revelan una combinación de efectos positivos y

negativos en Argentina, Uruguay y Brasil, lo que indica un proceso dinámico complejo, influenciado por su propia historia que tiene algunos efectos compensadores. En contraste, en Paraguay los coeficientes de los términos rezagados de la inflación no son significativos, lo que sugiere que la inflación no ha sido un problema en el país.

Los efectos de corto plazo del señoreaje no son explicativos en Argentina y Paraguay, esto expresa que el impacto de esta variable sobre la inflación podría no ser inmediato, lo cual va en concordancia con Romer (2006) quien expresa que, en el corto plazo, el crecimiento de la cantidad de dinero no es generador de inflación y cubre las necesidades del gobierno. Desde otro panorama se encuentran Uruguay y Brasil, que presentan coeficientes estadísticamente significativos, con una relación inversa frente a la inflación, hecho que no se esperaba, pero puede ser explicado por el efecto de la demanda agregada que sufre un aumento a raíz de la mayor cantidad de dinero en la economía. Sin embargo, si esta se encuentra por debajo de su capacidad máxima de producción, la ampliación es absorbida por el aumento de la producción en lugar de resultar en un aumento generalizado de los precios, lo cual puede conducir a una reducción temporal de la inflación. Además, en el corto plazo, los agentes económicos pueden no ajustar inmediatamente sus expectativas inflacionarias en respuesta a un aumento en el señoreaje.

En un largo horizonte temporal, el señoreaje tiene un coeficiente positivo y significativo para la mayoría de los países, exceptuando Paraguay cuya variable no impacta la inflación. En cuanto a los efectos de corto plazo de la deuda interna sobre la inflación, se encuentra un panorama diferente para cada país. Para el caso de Argentina y Brasil, se presentan efectos positivos, pero que difieren en su magnitud, mientras que Paraguay tiene efectos combinados y Uruguay negativos.

La deuda interna no es generadora de inflación en ningún país exceptuando Brasil donde su aumento provoca un alza en los precios. Ahora bien, desde la perspectiva de corto plazo, por parte de la deuda externa argentina se presenta un coeficiente positivo, caso contrario ocurre en Paraguay, que cuenta con una relación negativa en la deuda externa. En Brasil y Uruguay, no cobra relevancia esta variable en el corto plazo. Para el largo solo es relevante en Brasil, con un coeficiente negativo, lo cual puede estar acorde a las expectativas inflacionarias donde una financiación del déficit por medio de préstamos externos no altera la percepción de la inflación y por lo tanto se presentaría una reducción de la misma.

7. Conclusiones

Los resultados de la investigación, basados en la estimación del panel de datos muestra que los efectos del financiamiento del déficit fiscal mediante señoreaje, deuda interna y deuda externa del bloque de Mercosur en su conjunto para el periodo de 2002 a 2022 no son generadores de inflación, concordando con lo esperado; a excepción de la deuda interna, ya que cuando los gobiernos deciden endeudarse a nivel interno en el periodo inmediatamente anterior, la inflación actual aumenta de manera marginal, conduciendo a inferir que la inflación resulta ser inelástica ante cambios en este método de financiación fiscal.

En cuanto a la evolución del Mercosur en un contexto nacional e individual, los resultados de los modelos ARDL reflejan los escenarios planteados en la metodología. En el corto plazo, los coeficientes de los países analizados muestran una dinámica compleja en relación con la inflación. Mientras Argentina, Uruguay y Brasil exhiben combinaciones variables de efectos positivos y negativos, indicativos de una respuesta dinámica a diversos factores económicos y políticos, Paraguay muestra una estabilidad relativa en la inflación. Esto puede sugerir una gestión económica prudente. Sin embargo, estas fluctuaciones entre los valores observados tienden a ajustarse hacia sus valores de equilibrio a largo plazo como lo estipula el modelo.

En el largo plazo, cada uno de los países tienden a aumentar la inflación con el aumento del señoreaje conforme a la teoría monetarista ortodoxa, corroborando que la inflación es un fenómeno monetario en el largo plazo. A excepción de Paraguay que no sufre ninguna alteración en sus procesos inflacionarios, puesto que no cae en una inconsistencia temporal, sino que hace un buen manejo de la emisión, elevándose por

pequeños periodos de tiempo como sucedió en el 2006 en donde aumentó un 721%, para luego disminuirla en el año inmediatamente posterior en un 66%, así mismo tiene un marco institucional sólido que respalda la política monetaria y fiscal, que generan confianza y credibilidad en la economía, lo cual le ha permitido cumplir con el esquema de políticas monetarias de metas de inflación implementadas en 2011.

De otra parte, el endeudamiento público de Brasil a nivel interno genera inflación en el largo plazo; sin embargo, su magnitud es muy pequeña; lo que se puede explicar porque los países no suelen contemplar el comportamiento de alza de precios por parte de estas medidas de subvención. Desde otra perspectiva, los fondos obtenidos a través del endeudamiento externo se utilizan para financiar proyectos de inversión que aumentan la productividad y el crecimiento económico a largo plazo, esto puede contrarrestar la presión inflacionaria. Además, el endeudamiento externo se afilia a las expectativas de inflación, dado que el gobierno financia el déficit fiscal con deuda externa en vez de hacerlo con emisión monetaria, generando que los agentes económicos ajusten sus expectativas de la inflación futura, por lo tanto, la reducción de la inflación esperada reduce la inflación efectiva. Las políticas adecuadas llevadas a cabo por el Mercosur han ayudado a la adecuada intervención para controlar la influencia inflacionaria por parte de las deudas públicas.

Aunque el análisis descriptivo reveló que Argentina experimenta períodos inflacionarios a lo largo del período de estudio, este comportamiento no se refleja de manera consistente en el modelo ARDL. En particular, el efecto del señoreaje en la inflación argentina es más pequeño de lo esperado, este resultado puede atribuirse a la naturaleza volátil de la serie de tiempo, caracterizada por cambios bruscos y fluctuaciones

significativas, que alternan entre variaciones positivas y negativas de manera repetitiva. Esta volatilidad puede dificultar la captura de la relación entre el señoreaje y la inflación de manera precisa y sistemática en el modelo, lo que podría explicar la discrepancia entre los hallazgos del análisis descriptivo y los resultados del modelo ARDL.

Finalmente, este hallazgo respalda la teoría expuesta en el marco teórico, donde la emisión de dinero a largo plazo provoca un aumento de la inflación, mientras el señoreaje se reduce, una mayor oferta monetaria que no está respaldada por un aumento correspondiente en la producción de bienes y servicios es generadora de presiones inflacionarias, para el caso del análisis individual. Sin embargo; esto no se cumple en el bloque en conjunto.

Si bien la investigación previa ha establecido una relación causal entre el señoreaje y la inflación en el Mercosur, surgen nuevas interrogantes que podrían enriquecer el panorama actual y fomentar futuras investigaciones. Una línea de investigación interesante podría enfocarse en el análisis de la heterogeneidad entre los países del Mercosur ¿Existen factores específicos que moderan o amplifican este efecto? La comprensión de estas variaciones podría ayudar a formular políticas económicas más precisas y adaptadas a cada contexto nacional. Otra línea podría explorar la interacción entre otros determinantes de la inflación, como las expectativas inflacionarias o la inflación estructural ¿Cómo se interrelacionan estos factores y cómo influyen en la dinámica inflacionaria?

En definitiva, la investigación sobre el señoreaje, la deuda pública y la inflación en el Mercosur presenta un terreno fértil para el surgimiento de nuevas hipótesis y preguntas que podrían conducir a un mayor entendimiento de las complejas relaciones económicas que subyacen a la estabilidad de precios en la región.

8. Recomendaciones de política

El comportamiento del esquema de inflation-targetting ha tenido un manejo similar en los cuatro países, lo que ha garantizado la estabilidad de los precios. Se recomienda seguir fomentando el objetivo de política monetaria de mantener la inflación baja y estable para Brasil, Uruguay y Paraguay. Sin embargo, Argentina denota un comportamiento de altas emisiones, por lo que se sugiere una reducción inmediata del M1, lo cual causa shocks arduos de evaluar y generan distorsiones del análisis. Se recomienda evitar el uso de la estrategia de financiamiento del déficit fiscal mediante la monetización de la deuda, resaltando los altos niveles inflacionarios sometidos a lo largo del periodo de análisis y en años anteriores, por lo que se recomienda que este país entre en un programa de estabilización de la inflación, aplicando la estrategia de política de rentas, la cual ancla la inflación, anclando los salarios, y anunciando políticas monetarias y fiscales restrictivas.

La coordinación efectiva entre las políticas fiscales y monetarias es fundamental para alcanzar la inflación objetivo y evitar efectos inflacionarios excesivos. Se deben establecer mecanismos de coordinación formal entre los gobiernos y los bancos centrales del Mercosur, con el objetivo de alinear las políticas fiscales y monetarias con las metas de estabilidad de precios, lo cual se puede alcanzar garantizando la independencia de cada uno de los bancos centrales de los países del bloque.

La implementación de reformas estructurales que promuevan la competencia, la productividad y el crecimiento económico a largo plazo es crucial para reducir las presiones inflacionarias. Para la cual se sugiere la eliminación de las distorsiones en los mercados de bienes y servicios, reducir las barreras comerciales y promover la inversión en sectores estratégicos.

9. Referencias

- Aboal, Diego & Lanzilotta, Bibiana & Perera, Marcelo. (2008). Integración Financiera en el MERCOSUR.
- Abu, N., & Karim, M. Z. (Diciembre de 2012). Inflationary Effects of Fiscal Deficits in Developing Countries: Empirical Evidence from Africa 2012. Melaka, Malasia: National Research & Innovation Conference for Graduate Students in Social Sciences.
- Aguilar, G., Alpuín, M., Cardozo, A. C., & Pardie, M. (2021). Políticas fiscales y monetarias aplicadas en Uruguay en el contexto de Pandemia.
- Banco Central de la República de Argentina. (2003). Boletín Monetario y Financiero edición anual 2002. Buenos Aires: BCRA. Obtenido de Chrome extension://efaidnbmnnnibpcajpcgiclfndmkaj/<https://www.bcra.gob.ar/Pdfs/PublicacionesEstadisticas/BMyF%202002%20web.pdf>
- Banco Central del Paraguay. (2018) ¿En qué consiste el esquema de metas de inflación?
- Banco Central del Uruguay. (2012). Boletín de Política Monetaria – Cuarto Trimestre
- Banco Central do Brasil. (s.f.). Banco Central do Brasil. Obtenido de Historial de Metas de Inflación: <https://www.bcb.gov.br/en/monetarypolicy/historicalpath>
- BANK, S. Paraguay.
- Barquero Romero, J. P., & Loaiza Marín, K. (2017). Inflación y deuda pública. Monetaria, 39(1).

BCRA. (2019). Informe Anual al honorable congreso de la nación argentina. Buenos Aires: Banco Central de la República de Argentina.

BCU del Uruguay. (2005). Boletín de Política Monetaria – Cuarto Trimestre

BCU del Uruguay. (2009). Informe de Política Monetaria – Cuarto Trimestre

Blanchard, O., y Fisher, S. (1993). Lectures on Macroeconomics. London: The MIT Press.

Blanchard, O., y Pérez, D. (2011). Macroeconomía, Aplicaciones para latinoamerica. Buenos Aires: Prentice Hall.

CEPAL. (2002). Situación y perspectivas. Estudio Económico de América Latina y el caribe 2001-2002. Santiago de Chile: Naciones Unidas.

CEPAL. (2003). Estudio Económico de América Latina 2002-2003. Santiago: Naciones Unidas.

CEPAL. (2003). Estudio económico de América Latina y el Caribe 2002-2003. Santiago de Chile: Naciones Unidas.

CEPAL. (2004). Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2004-2005. Santiago de Chile. Obtenido de chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/<https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/effe42b3-10a8-423d-99f6-3305c3e24d49/content>

CEPAL. (2009). Estudio económico de América Latina y el Caribe 2008-2009. CEPAL. Obtenido de Chrome extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/<https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/c3395d02-95e3-41b9-a55d-f39d484c4cfb/content>

- CEPAL, N. (2019). Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2019. El nuevo contexto financiero mundial: efectos y mecanismos de transmisión en la región. CEPAL.
- Chávez, M., & Vera, M. (2014). Evaluación de los efectos del financiamiento del déficit fiscal en la inflación. Los casos de Chile, México y Colombia. *Equidad y Desarrollo*, 49-73.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2014) Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2015: desafíos para la sostenibilidad del crecimiento en un nuevo contexto externo, Uruguay.
<https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/386503c6-b223-43f6-ba1d-66dfb1e0b4bf>
- Cuadra, S., & Rosende, F. (Julio de 1982). Política fiscal y cambiaria en economías inflacionarias: consideraciones sobre la experiencia chilena. Obtenido de Serie de Estudios Económicos. Documentos de Investigación N° 15. Editado por el Banco Central de Chile.
- DEPEC, E. D. (2015). programação monetaria. Banco do Brasil.
- Flores, A., & Rojas, V. A. C. (2020). Relación entre la demanda de transporte y el crecimiento económico: Análisis dinámico mediante el uso del modelo ARDL. *Revista de Economía y Finanzas*, 43(122)
- Gujarati, D., & Porter, D. (2009). *Econometría*. McGRAW-HILL/INTERAMERICANA EDITORES, S.A. DE C.V.
- Greene, W. (2010). *Econometric analysis*. Nueva Jersey: Pearson Prentice.

- Grupo de Monitoreo Macroeconómico. (2012). Indicadores Macroeconómicos del Mercosur. Brasilia: Mercosur.
- Grovald, M. (2017). Comportamiento de los esquemas de metas de inflación de Brasil y Uruguay.
- Hill, C., Griffiths, W., & Lim, G. (2018). Principles of Econometrics (5th ed.). Wiley. Retrieved from <https://www.perlego.com/book/1978886/principles-of-econometrics-pdf> (Original work published 2018)
- Jonathan David, G. D. (2022). Los Efectos del Señoreaje y el Financiamiento por Deuda Pública sobre la inflación en Argentina, Venezuela y Colombia en el periodo 2000-2021. 63.
- Kripfganz, S., & Schneider, D. C. (2023). ardl: Estimación de modelos autorregresivos de retardo distribuido y corrección de equilibrio. *Revista Stata*, 23(4), 983-1019. <https://doi.org/10.1177/1536867X231212434>
- Los Presidentes de los Estados Partes del MERCOSUR. (2000). Declaración Presidencial Sobre Convergencia. Declaración Presidencial Sobre Convergencia, (pág. 2). Florianópolis.
- Mankiw, N. G. (2006). *Macroeconomics* (Sexta ed.). New York.
- Ministerio de Economía. (18 de Marzo de 2005). Argentina.gob.ar. Obtenido de chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://www.argentina.gob.ar/sites/default/files/mfin_180305_anuncio_resultados.pdf

Ministerio de Economía y Producción. (2006). La economía argentina durante 2005 y la evolución reciente. Buenos Aires.

Mishkin, F. (2014). Moneda, Banca y mercados financieros (Septima ed.). (V. C. Olgún, Trad.) México: Pearson Education.

Moliner, L. (2022). Acerca del problema de la deuda pública paraguaya en la actualidad. Revista de Estudios Paraguayos, 40(2), 3-32.

Montero, R (2005): Test de Hausman. Documentos de Trabajo en Economía Aplicada. Universidad de Granada. España

NU. CEPAL. (2021). Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2021: dinámica laboral y políticas de empleo para una recuperación sostenible e inclusiva más allá de la crisis del COVID-19. CEPAL.

NU. CEPAL. (2020). Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2020: principales condicionantes de las políticas fiscal y monetaria en la era postpandemia de COVID-19. CEPAL.

NU. CEPAL. (2011). Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2010-2011: modalidades de inserción externa y desafíos de política macroeconómica en una economía mundial turbulenta. Santiago de Chile: CEPAL.

NU. CEPAL. (2023). Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2023. El financiamiento de una transición sostenible: inversión para crecer y enfrentar el cambio climático. CEPAL.

- Posada, C. E. (2000). Señoreaje, impuesto inflacionario y utilidades. Banco de la República, 21.
- Renna, Emiliano. (2015). Señoreaje e impuesto inflacionario en Argentina 1993-2014: (Trabajo final de grado). Mendoza, Universidad Nacional de Cuyo. Facultad de Ciencias Económicas. Dirección URL del informe: <https://bdigital.uncu.edu.ar/7148>
Fecha de consulta del artículo: 26/07/23.
- Romer, D. (2006). Macroeconomía Avanzada (tercera ed.). Madrid: McGraw.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2012). Introducción a la Econometría. Revista Digital Universitaria.
- Varón, O., Ríos, H. F., & Chávez, N. M. (2017). Déficit Presupuestario e inflación: Caso la Alianza del Pacífico. Obtenido de Dialnet:
<https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6233004>
- Zidelkhal, H., & Mouhoubi, A. (2022). The use of seigniorage in financing budget deficits in Algeria: an ARDL Approach. *Journal of Economics & Finance* (2437-0630), 8(1).

Corrección de estacionariedad.

Levin-Lin-Chu unit-root test for Inflacion

Ho: Panels contain unit roots Number of panels = 4
 Ha: Panels are stationary Number of periods = 84

AR parameter: Common Asymptotics: N/T -> 0
 Panel means: Included
 Time trend: Not included

ADF regressions: 1 lag
 LR variance: Bartlett kernel, 14.00 lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-7.3417	
Adjusted t*	-4.1974	0.0000

Levin-Lin-Chu unit-root test for Señoreaje

Ho: Panels contain unit roots Number of panels = 4
 Ha: Panels are stationary Number of periods = 84

AR parameter: Common Asymptotics: N/T -> 0
 Panel means: Included
 Time trend: Not included

ADF regressions: 1 lag
 LR variance: Bartlett kernel, 14.00 lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-16.1059	
Adjusted t*	-10.2020	0.0000

```
. xtunitroot llc Deuda_interna
```

```
Levin-Lin-Chu unit-root test for Deuda_interna
```

```
Ho: Panels contain unit roots      Number of panels =      4
Ha: Panels are stationary           Number of periods =     84
```

```
AR parameter: Common                Asymptotics: N/T -> 0
Panel means:  Included
Time trend:   Not included
```

```
ADF regressions: 1 lag
```

```
LR variance:   Bartlett kernel, 14.00 lags average (chosen by LLC)
```

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-9.4468	
Adjusted t*	-5.3873	0.0000

```
. xtunitroot llc Deuda_externa
```

```
Levin-Lin-Chu unit-root test for Deuda_externa
```

```
Ho: Panels contain unit roots      Number of panels =      4
Ha: Panels are stationary           Number of periods =     84
```

```
AR parameter: Common                Asymptotics: N/T -> 0
Panel means:  Included
Time trend:   Not included
```

```
ADF regressions: 1 lag
```

```
LR variance:   Bartlett kernel, 14.00 lags average (chosen by LLC)
```

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-9.3816	
Adjusted t*	-5.6586	0.0000

Test de Hausman.

```
. hausman fel rel
```

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fel	(B) rel		
Deuda_inte~a	.0860599	.0675592	.0185007	.
Deuda_exte~a	.0138399	.0376989	-.023859	.
Señoreaje	-7.18e-06	-.0000127	5.47e-06	.

```

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

```

```
Test: Ho: difference in coefficients not systematic
```

```

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          =   -2.96   chi2<0 ==> model fitted on these
                    data fails to meet the asymptotic
                    assumptions of the Hausman test;
                    see suest for a generalized test

```

Siguiendo Montero. R (2005) en ocasiones, cuando en la muestra hay pocos individuos (menos de 50 o 60) el resultado de la prueba, es decir el valor de la Chi2, puede arrojar un número negativo (lo cual es imposible) pero que a los efectos de la prueba se debe interpretar como una fuerte evidencia de que no puede rechazarse la hipótesis nula (stata reference manual AJ, 447)

Prueba de autocorrelación.

```

Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
F( 1, 3) = 0.711
Prob > F = 0.4609

```

Multicolinealidad

```
. asdoc vif
(File Myfile.doc already exists, option append was assumed)
```

Variable	VIF	1/VIF
Deuda_exte~a	1.10	0.906972
Deuda_inte~a	1.10	0.907274
Señoreaje	1.00	0.999546
Mean VIF	1.07	

Anexo B. Modelo de regresión lineal de datos de panel calculando los errores estándar robustos a la heterocedasticidad.

```
> ls(hetero)
```

```
Cross-sectional time-series FGLS regression
```

```
Coefficients: generalized least squares
```

```
Panels: heteroskedastic
```

```
Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.5044)
```

```
Estimated covariances      =          4      Number of obs      =          332
Estimated autocorrelations =          1      Number of groups   =           4
Estimated coefficients      =          7      Time periods      =          83
                                Wald chi2(6)      =          9.26
                                Prob > chi2        =          0.1594
```

Inflacion	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
Señoreaje	-4.07e-06	5.79e-06	-0.70	0.482	-.0000154 7.28e-06
LlSñ	2.91e-06	5.75e-06	0.51	0.613	-8.37e-06 .0000142
Deuda_interna	.0227073	.0261949	0.87	0.386	-.0286339 .0740484
Lldi	.0651756	.0255197	2.55	0.011	.0151579 .1151933
Deuda_externa	-.0142686	.015414	-0.93	0.355	-.0444795 .0159423
Llde	.009322	.0152615	0.61	0.541	-.0205901 .039234
_cons	.0179326	.0020399	8.79	0.000	.0139344 .0219308

Anexo C. Modelo de corrección de errores para Argentina.

Prueba AIC.

Optimal lag selection, % complete:
—|—20%—|—40%—|—60%—|—80%—|—100%
.....
AIC optimized over 3584 lag combinations

ARDL(6,1,1,1) regression

ARDL EC

Sample: 2002q1 - 2022q4

Number of obs = 83

R-squared = 0.8716

Adj R-squared = 0.8496

Log likelihood = 323.87982

Root MSE = 0.0053

D_Inf_Arg	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ADJ						
Inf_Arg						
L1.	-.8096451	.1177905	-6.87	0.000	-1.044571	-.5747194
LR						
S \hat{H} _Arg	1.59e-08	3.15e-09	5.05	0.000	9.64e-09	2.22e-08
D_Ext_Arg	-.005837	.0103485	-0.56	0.575	-.0264765	.0148024
D_Int_Arg	.0290978	.0186877	1.56	0.124	-.0081737	.0663692
SR						
Inf_Arg						
LD.	1.112631	.1131116	9.84	0.000	.8870372	1.338225
L2D.	-.3183983	.1251799	-2.54	0.013	-.5680617	-.0687349
L3D.	.6175097	.1334339	4.63	0.000	.3513843	.8836352
L4D.	-.1953541	.0930699	-2.10	0.039	-.3809762	-.009732
L5D.	.3840747	.0852968	4.50	0.000	.2139557	.5541937
S \hat{H} _Arg						
D1.	-6.71e-09	3.57e-09	-1.88	0.065	-1.38e-08	4.16e-10
D_Ext_Arg						
D1.	.0218069	.0096885	2.25	0.028	.0024837	.04113
D_Int_Arg						
D1.	.0803097	.026629	3.02	0.004	.0271999	.1334196
_cons	.0006684	.0006344	1.05	0.296	-.0005969	.0019337

Test de límites

Pesaran, Shin, and Smith (2001) bounds test

H0: no level relationship F = 12.644
 Case 3 t = -6.478

Finite sample (3 variables, 86 observations, 5 short-run coefficients)

Kripfganz and Schneider (2020) critical values and approximate p-values

	10%		5%		1%		p-value	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F	2.761	3.858	3.304	4.506	4.520	5.928	0.000	0.000
t	-2.545	-3.418	-2.862	-3.766	-3.485	-4.435	0.000	0.000

do not reject H0 if

either F or t are closer to zero than critical values for I(0) variables
 (if either p-value > desired level for I(0) variables)

reject H0 if

both F and t are more extreme than critical values for I(1) variables
 (if both p-values < desired level for I(1) variables)

decision: no rejection (.a), inconclusive (.), or rejection (.r) at levels:

	10%	5%	1%
decision	.r	.r	.r

Autocorrelación

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.268	1	0.6049

H0: no serial correlation

Normalidad

```
. swilk residuos // test Shapiro-Wilk, si p_value < 0.05 no hay normalidad
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
residuos	86	0.97791	1.609	1.047	0.14766

Heterocedasticidad

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
```

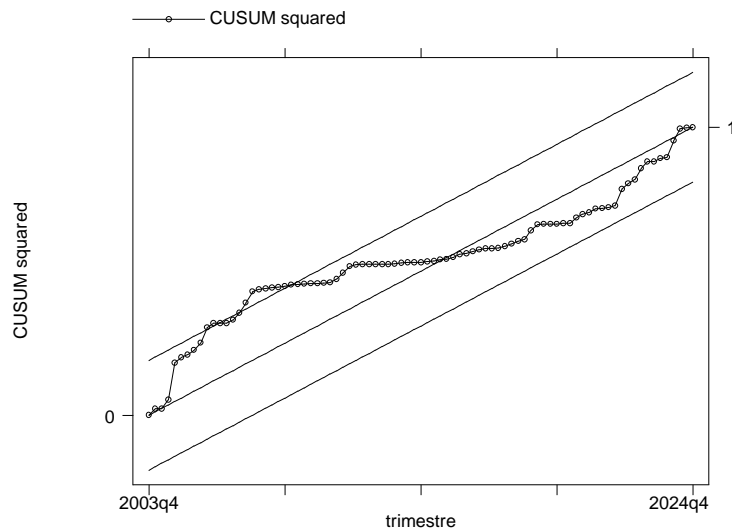
```
Ho: Constant variance
```

```
Variables: fitted values of D.dInf_Arg
```

```
chi2(1) = 0.20
```

```
Prob > chi2 = 0.6580
```

CUSUM



Anexo D. Modelo de corrección de errores para Brasil.

Prueba AIC.

Optimal lag selection, % complete:
—|—20%—|—40%—|—60%—|—80%—|—100%
.....
AIC optimized over 3584 lag combinations

ARDL(5,6,0,4) regression

ARDL EC

Sample: 2002q1 - 2022q4
 Number of obs = 78
 R-squared = 0.7459
 Adj R-squared = 0.6684
 Log likelihood = 304.61715
 Root MSE = 0.0056

D. Inf_Br	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ADJ						
Inf_Br						
L1.	-.7029365	.1869093	-3.76	0.000	-1.076941	-.3289317
LR						
S $\hat{\pi}$ _Br	7.07e-07	2.54e-07	2.78	0.007	1.99e-07	1.22e-06
D_Ext_Br	-4.56e-09	1.85e-09	-2.46	0.017	-8.26e-09	-8.55e-10
D_Int_Br	4.10e-08	1.30e-08	3.16	0.002	1.50e-08	6.69e-08
SR						
Inf_Br						
LD.	-.0591242	.1642774	-0.36	0.720	-.3878425	.269594
L2D.	-.4604906	.152865	-3.01	0.004	-.7663727	-.1546084
L3D.	.0262626	.1104404	0.24	0.813	-.1947282	.2472534
L4D.	-.1981399	.0987367	-2.01	0.049	-.3957115	-.0005683
S $\hat{\pi}$ _Br						
D1.	-4.73e-07	1.11e-07	-4.27	0.000	-6.94e-07	-2.51e-07
LD.	-4.14e-07	1.06e-07	-3.90	0.000	-6.27e-07	-2.02e-07
L2D.	-3.67e-07	9.96e-08	-3.69	0.000	-5.67e-07	-1.68e-07
L3D.	-3.28e-07	8.25e-08	-3.98	0.000	-4.93e-07	-1.63e-07
L4D.	-2.34e-07	6.14e-08	-3.81	0.000	-3.57e-07	-1.11e-07
L5D.	-1.29e-07	3.49e-08	-3.71	0.000	-1.99e-07	-5.95e-08
D_Int_Br						
D1.	-5.46e-08	3.32e-08	-1.65	0.105	-1.21e-07	1.18e-08
LD.	-3.52e-09	3.37e-08	-0.10	0.917	-7.10e-08	6.40e-08
L2D.	1.28e-07	3.37e-08	3.81	0.000	6.09e-08	1.96e-07
L3D.	4.88e-08	3.62e-08	1.35	0.182	-2.35e-08	1.21e-07
_cons	.0029831	.0036325	0.82	0.415	-.0042855	.0102517

Test de límites

Pesaran, Shin, and Smith (2001) bounds test

H0: no level relationship F = 9.314
 Case 3 t = -3.759

Finite sample (3 variables, 80 observations, 14 short-run coefficients)

Kripfganz and Schneider (2020) critical values and approximate p-values

	10%		5%		1%		p-value	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F	2.695	3.892	3.238	4.569	4.471	6.081	0.000	0.000
t	-2.493	-3.354	-2.821	-3.719	-3.469	-4.424	0.004	0.046

do not reject H0 if

either F or t are closer to zero than critical values for I(0) variables
 (if either p-value > desired level for I(0) variables)

reject H0 if

both F and t are more extreme than critical values for I(1) variables
 (if both p-values < desired level for I(1) variables)

decision: no rejection (.a), inconclusive (.), or rejection (.r) at levels:

	10%	5%	1%
decision	.r	.r	.

Autocorrelacion

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.128	1	0.7204

H0: no serial correlation

Normalidad

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
residuos	80	0.97993	1.377	0.702	0.24144

Heterocedasticidad

```
. estat hettest //Brush Pagan //p_value < 0.05 hay heterocedasticidad
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

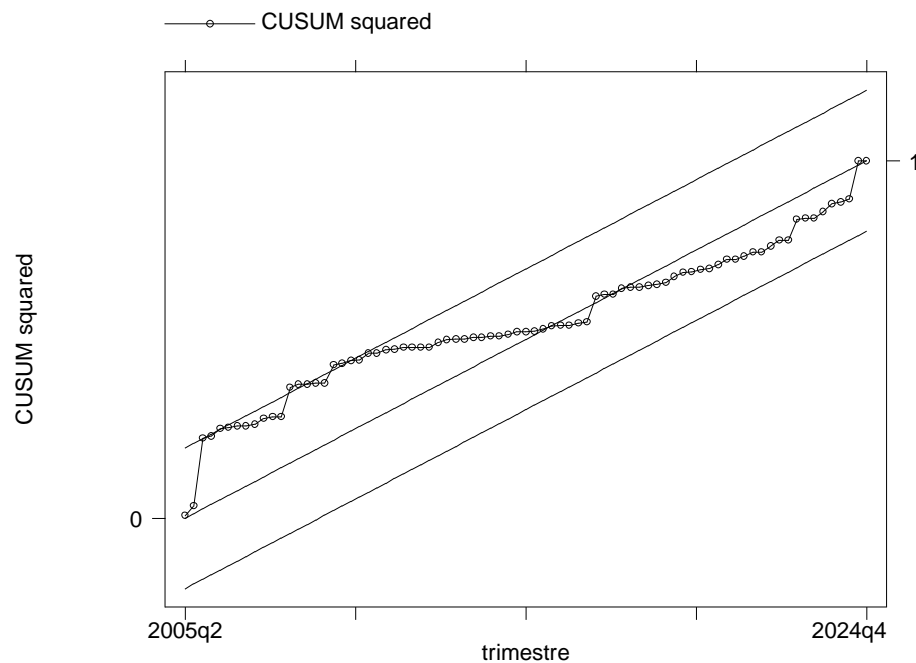
Ho: Constant variance

Variables: fitted values of D.Inf_Br

chi2(1) = 1.82

Prob > chi2 = 0.1777

Cusum



Anexo E. Modelo de corrección de errores para Paraguay.

Prueba AIC.

Optimal lag selection, % complete:
—|—20%—|—40%—|—60%—|—80%—|—100%
.....
AIC optimized over 3584 lag combinations

ARDL(4,0,3,7) regression

ARDL EC

Sample: 2002q1 - 2022q4

Number of obs = 77

R-squared = 0.7357

Adj R-squared = 0.6595

Root MSE = 0.0124

Log likelihood = 239.00928

D_Inf_Par	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ADJ						
Inf_Par						
L1.	-1.167915	.2538428	-4.60	0.000	-1.675853 - .6599768	
LR						
SK_Par	-1.21e-08	1.56e-08	-0.78	0.439	-4.33e-08 1.90e-08	
D_Ext_Par	.0037094	.0042093	0.88	0.382	-.0047134 .0121322	
D_Int_Par	-.0064694	.0087982	-0.74	0.465	-.0240745 .0111357	
SR						
Inf_Par						
LD.	.1206204	.22402	0.54	0.592	-.3276426 .5688835	
L2D.	-.0436768	.15326	-0.28	0.777	-.3503492 .2629957	
L3D.	.137619	.1039603	1.32	0.191	-.0704052 .3456431	
D_Ext_Par						
D1.	-.1466698	.0676893	-2.17	0.034	-.2821158 -.0112237	
LD.	.1941175	.0975415	1.99	0.051	-.0010626 .3892975	
L2D.	-.1943803	.0774453	-2.51	0.015	-.3493479 -.0394127	
D_Int_Par						
D1.	-.1702208	.0768006	-2.22	0.031	-.3238984 -.0165432	
LD.	.1505019	.1255762	1.20	0.236	-.1007754 .4017792	
L2D.	-.1054522	.1058816	-1.00	0.323	-.3173209 .1064164	
L3D.	.1786044	.0723909	2.47	0.017	.0337506 .3234582	
L4D.	-.2060238	.0697493	-2.95	0.005	-.345592 -.0664557	
L5D.	.0296543	.0858619	0.35	0.731	-.142155 .2014636	
L6D.	.0881125	.0670964	1.31	0.194	-.046147 .2223721	
_cons	.0288935	.0536777	0.54	0.592	-.0785155 .1363024	

Pruebas límites

Pesaran, Shin, and Smith (2001) bounds test

H0: no level relationship F = 5.776
 Case 3 t = -4.601

Finite sample (3 variables, 77 observations, 13 short-run coefficients)

Kripfganz and Schneider (2020) critical values and approximate p-values

	10%		5%		1%		p-value	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F	2.704	3.899	3.251	4.580	4.493	6.101	0.002	0.014
t	-2.496	-3.360	-2.825	-3.725	-3.475	-4.433	0.000	0.007

do not reject H0 if

either F or t are closer to zero than critical values for I(0) variables
 (if either p-value > desired level for I(0) variables)

reject H0 if

both F and t are more extreme than critical values for I(1) variables
 (if both p-values < desired level for I(1) variables)

decision: no rejection (.a), inconclusive (.), or rejection (.r) at levels:

	10%	5%	1%
decision	.r	.r	.

Autocorrelacion

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.110	1	0.7407

H0: no serial correlation

Normalidad

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
residuos	77	0.98121	1.250	0.488	0.31287

Heterocedasticidad

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

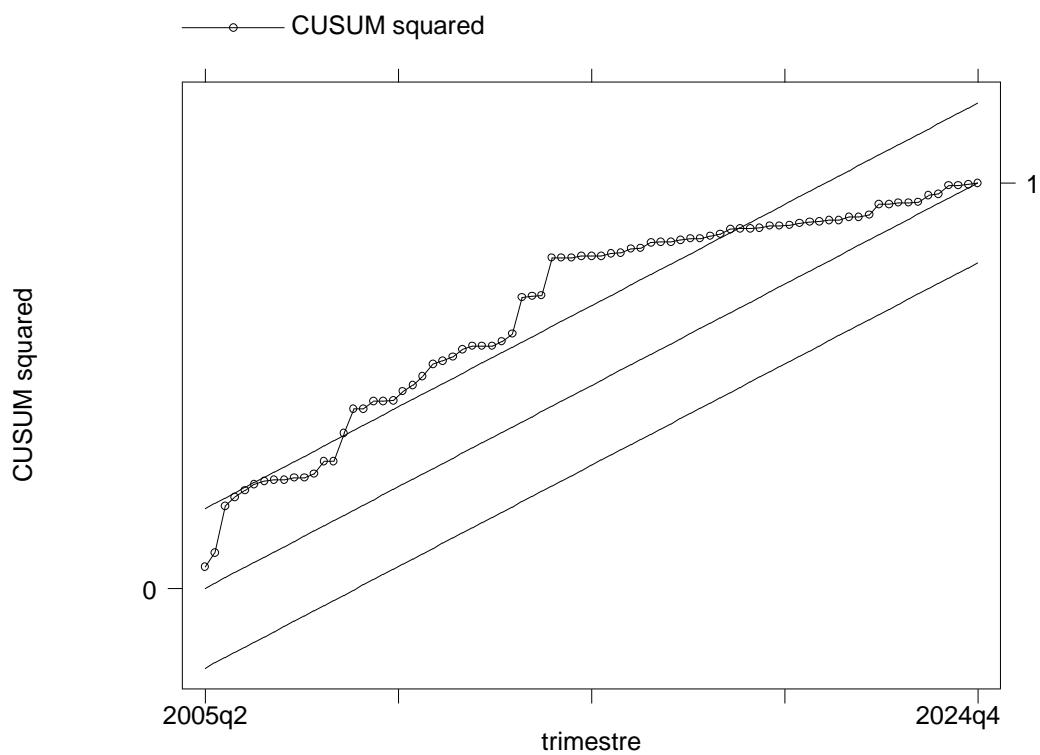
Ho: Constant variance

Variables: fitted values of D.Inf_Par

chi2(1) = 0.03

Prob > chi2 = 0.8644

Cusum



Anexo F. Modelo de corrección de errores para Uruguay.

Prueba AIC

Optimal lag selection, % complete:
—|—20%—|—40%—|—60%—|—80%—|—100%
.....
AIC optimized over 3584 lag combinations

ARDL(7,7,4,7) regression

Modelo EC

Sample: 2002q1 - 2022q4
 Log likelihood = 294.20649
 R-squared = 0.9265
 Adj R-squared = 0.8891
 Root MSE = 0.0090

D_Inf_Uru	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ADJ						
Inf_Uru						
L1.	-1.562444	.2522823	-6.19	0.000	-2.068029	-1.056859
LR						
S \hat{h} _Uru	8.23e-07	1.96e-07	4.19	0.000	4.30e-07	1.22e-06
D_Ext_Uru	-.000177	.0002653	-0.67	0.507	-.0007088	.0003547
D_Int_Uru	.0001536	.0001417	1.08	0.283	-.0001303	.0004376
SR						
Inf_Uru						
L1.	.438871	.1955666	2.24	0.029	.0469468	.8307951
L2D.	.4235197	.154857	2.73	0.008	.1131793	.7338601
L3D.	-.2115893	.1461578	-1.45	0.153	-.5044961	.0813176
L4D.	.0920183	.1212941	0.76	0.451	-.1510606	.3350972
L5D.	-.0393959	.1057082	-0.37	0.711	-.25124	.1724481
L6D.	-.2029344	.079438	-2.55	0.013	-.3621318	-.043737
S \hat{h} _Uru						
D1.	-1.52e-06	2.40e-07	-6.35	0.000	-2.01e-06	-1.04e-06
L1.	-1.35e-06	2.33e-07	-5.81	0.000	-1.82e-06	-8.86e-07
L2D.	-1.26e-06	2.28e-07	-5.53	0.000	-1.72e-06	-8.03e-07
L3D.	-1.19e-06	2.10e-07	-5.64	0.000	-1.61e-06	-7.65e-07
L4D.	-6.45e-07	1.75e-07	-3.69	0.001	-9.95e-07	-2.95e-07
L5D.	-3.72e-07	1.21e-07	-3.06	0.003	-6.16e-07	-1.29e-07
L6D.	-2.05e-07	6.79e-08	-3.02	0.004	-3.41e-07	-6.92e-08
D_Ext_Uru						
D1.	.0007392	.0007638	0.97	0.337	-.0007914	.0022698
L1.	.0009233	.00076	1.21	0.230	-.0005998	.0024464
L2D.	.0014021	.0007819	1.79	0.078	-.000165	.0029691
L3D.	.0011698	.0007947	1.47	0.147	-.0004229	.0027625
D_Int_Uru						
D1.	-.0003636	.0005818	-0.62	0.535	-.0015296	.0008024
L1.	-.0012513	.0006024	-2.08	0.042	-.0024586	-.000044
L2D.	-.0007205	.0006113	-1.18	0.244	-.0019456	.0005045
L3D.	-.0019599	.0006165	-3.18	0.002	-.0031954	-.0007243
L4D.	-.0001388	.00044	-0.32	0.754	-.0010206	.0007431
L5D.	-.0002504	.0004331	-0.58	0.565	-.0011185	.0006176
L6D.	-.0007737	.0004131	-1.87	0.066	-.0016017	.0000542
_cons	.0191148	.0179511	1.06	0.292	-.0168599	.0550895

Test de límites

Pesaran, Shin, and Smith (2001) bounds test

H0: no level relationship F = 16.606
 Case 3 t = -6.193

Finite sample (3 variables, 84 observations, 24 short-run coefficients)

Kripfganz and Schneider (2020) critical values and approximate p-values

	10%		5%		1%		p-value	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F	2.617	3.903	3.152	4.595	4.374	6.151	0.000	0.000
t	-2.442	-3.286	-2.779	-3.663	-3.442	-4.391	0.000	0.000

do not reject H0 if

either F or t are closer to zero than critical values for I(0) variables
 (if either p-value > desired level for I(0) variables)

reject H0 if

both F and t are more extreme than critical values for I(1) variables
 (if both p-values < desired level for I(1) variables)

decision: no rejection (.a), inconclusive (.), or rejection (.r) at levels:

	10%	5%	1%
decision	.r	.r	.r

Autocorrelacion

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.542	1	0.4617

H0: no serial correlation

Normalidad

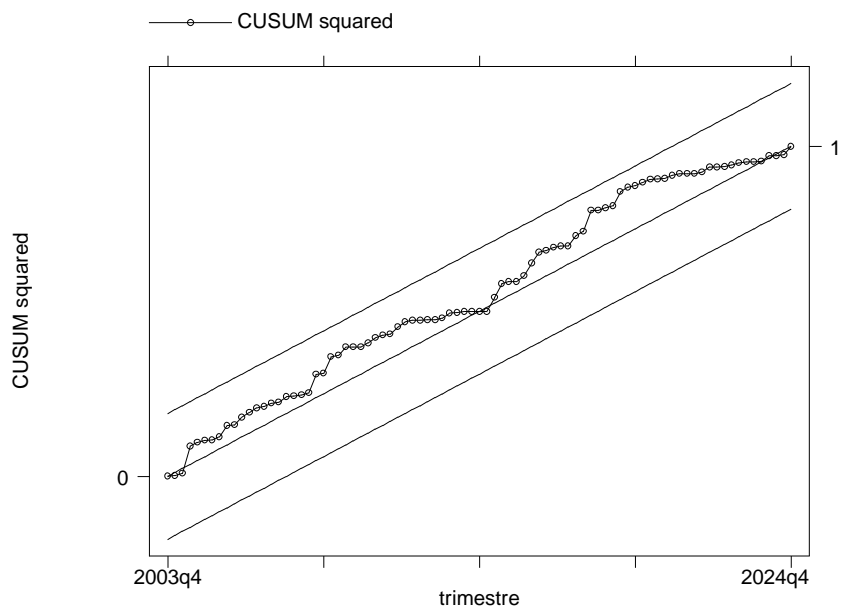
Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
residuos	84	0.98702	0.927	-0.166	0.56608

Heterocedasticidad

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of D.Inf_Uru

chi2(1) = 0.45
Prob > chi2 = 0.5039



Anexo G. Prueba de Estacionariedad.
Argentina

```
. dfuller Inf_Arg, lags(2) // no estacionaria
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      81
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	2.367	-3.537	-2.905	-2.588

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9990
```

```
. dfuller Sñ_Arg, notrend // Estacionaria
```

```
Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      83
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.033	-3.534	-2.904	-2.587

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0319
```

```
. dfuller D_Ext_Arg, notrend lags(2) // no estacionaria
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      81
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.035	-3.537	-2.905	-2.588

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.2716
```

```
. dfuller D_Int_Arg, lags(2) // no estacionaria
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      81
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-0.179	-3.537	-2.905	-2.588

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9410
```

Brasil

```
.
. dfuller Sñ_Br, notrend lags(2) // estacionaria

Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      83

          Test          _____ Interpolated Dickey-Fuller _____
          Statistic      1% Critical   5% Critical   10% Critical
                          Value         Value         Value
-----
Z(t)          -8.758          -3.534          -2.904          -2.587
```

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

```
. dfuller Inf_Br, notrend lags(2) // estacionaria

Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      88

          Test          _____ Interpolated Dickey-Fuller _____
          Statistic      1% Critical   5% Critical   10% Critical
                          Value         Value         Value
-----
Z(t)          -3.945          -3.527          -2.900          -2.585
```

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0017

```
. dfuller D_Ext_Br, notrend lags(2) // no estacionaria

Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      82

          Test          _____ Interpolated Dickey-Fuller _____
          Statistic      1% Critical   5% Critical   10% Critical
                          Value         Value         Value
-----
Z(t)           0.442          -3.535          -2.904          -2.587
```

```
. dfuller D_Int_Br, notrend lags(2) // no Estacionaria

Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      82

          Test          _____ Interpolated Dickey-Fuller _____
          Statistic      1% Critical   5% Critical   10% Critical
                          Value         Value         Value
-----
Z(t)          -1.152          -3.535          -2.904          -2.587
```

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.6938

Paraguay

```
. dfuller Sf_Par, notrend noconstant lags(2) // Estacionaria
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs =      89
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-5.160	-2.604	-1.950	-1.610

```
. dfuller D_Int_Par, lags(2) // no estacionaria
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs =      89
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.775	-3.525	-2.899	-2.584

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.3931
```

```
. dfuller Inf_Par, notrend lags(2) // estacionaria
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs =      88
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-4.485	-3.527	-2.900	-2.585

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0002
```

```
. dfuller D_Ext_Par, notrend lags(2) // no estacionaria
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs =      89
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.050	-3.525	-2.899	-2.584

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.2651
```

Uruguay

```
. dfuller Sf_Ur, notrend lags(2) // Estacionaria
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      88
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-6.293	-3.527	-2.900

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```

```
. dfuller D_Ext_Ur, lags(2) // no estacionaria
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      89
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.085	-3.525	-2.899

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.7208
```

```
. dfuller D_Int_Ur, lags(2) // no estacionaria
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      89
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-0.059	-3.525	-2.899

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9534
```

```
. dfuller Inf_Ur, notrend lags(2) // Estacionaria
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      88
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-5.936	-3.527	-2.900

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```

Datos transformados H.

Argentina

```
. dfuller dInf_Arg
```

```
Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =           82
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-4.724	-3.535	-2.904	-2.587

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0001
```

```
. dfuller dext_Arg
```

```
Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =           82
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-4.119	-3.535	-2.904	-2.587

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0009
```

```
. dfuller dint_Arg
```

```
Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =           82
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.764	-3.535	-2.904	-2.587

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0033
```

Brasil.

```
. dfuller dext_Br
```

```
Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =           83
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.534	-2.904	-2.587

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```

```
. dfuller dint_Br
```

```
Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =           83
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.534	-2.904	-2.587

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```

Paraguay.

```
. dfuller dext_Par
```

```
Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =           90
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.524	-2.898	-2.584

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0181
```

```
. dfuller dint_Par
```

```
Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =           90
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.524	-2.898	-2.584

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0463
```

Uruguay

```
. dfuller dext_Ur
```

```
Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =           90
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.524	-2.898	-2.584

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```

```
. dfuller dint_Ur
```

```
Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =           90
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.524	-2.898	-2.584

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```