



FACULTAD  
DE CIENCIAS  
ECONÓMICAS



Trabajo Final de grado de la Licenciatura en Economía

# La relación de largo plazo entre inflación y crecimiento económico en el Cono Sur

por Federico Cerrito<sup>1</sup>

Director: Carlos Walter Robledo

Codirector: Ricardo Descalzi

## RESUMEN

El objetivo principal de este trabajo es aportar con metodologías econométricas al estudio de la relación entre la inflación y el crecimiento económico para mejorar el contexto de aplicación de política económica, ya que existe un amplio debate sobre esta temática con enfoques opuestos. Esta es una investigación de base empírica que busca aumentar la información disponible respecto a cómo la inflación modifica el contexto macroeconómico de un país desde un abordaje econométrico de series de tiempo multivariadas. Para ello, se especifica un modelo de corrección del error entre la inflación y el crecimiento económico para el periodo 1910-2021, para Argentina, Chile y Uruguay. Para interpretar de manera más completa esta relación, se cuenta con la ventaja de incorporar el impacto intertemporal entre las variables y el set de herramientas de contabilidad de las innovaciones.

Clasificación JEL: C32, E31, O40.

Palabras clave: Macroeconomía, cointegración, inflación, crecimiento económico, países de América del Sur.

---

<sup>1</sup> Fecha: Febrero 2023 Legajo: 40684166 Mail: federicocerrito@mi.unc.edu.ar



La relación de largo plazo entre inflación y crecimiento económico en el Cono Sur de Federico Cerrito está sujeta a una [Licencia Creative Commons Reconocimiento 4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/) .

# Índice de contenido

1. INTRODUCCIÓN	4
2. MARCO TEÓRICO	9
2.1. Relación Positiva	9
2.2. Relación Neutral	10
2.3. Relación Negativa	10
2.4. Relación no lineal	11
3. OBJETIVOS E HIPÓTESIS	12
4. METODOLOGÍA Y FUENTES DE DATOS	13
5. ESTIMACIONES Y RESULTADOS	15
6. CONCLUSIONES	28
7. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	30
8. APÉNDICE ESTADÍSTICO	34

## Índice de figuras

<b>Figura 1</b> <i>Indicador de apertura comercial para el Cono Sur, de 1960 a 2021</i>	6
<b>Figura 2</b> <i>Inflación en el Cono Sur, de 1910 a 2021.</i>	7
<b>Figura 3</b> <i>Función impulso-respuesta: Shock inflacionario sobre PIB</i>	23
<b>Figura 4</b> <i>Función impulso-respuesta: Shock inflacionario sobre inflación</i>	24
<b>Figura 5</b> <i>Descomposición de la varianza para la variable PIB</i>	25
<b>Figura 6</b> <i>Raíces inversas del polinomio AR para los tres países</i>	41
<b>Figura 7</b> <i>Test CUSUM para los tres países</i>	44
<b>Figura 8</b> <i>Test CUSUM<sup>2</sup> para los tres países</i>	45
<b>Figura 9</b> <i>Inspección de funciones FAC y FACP de los residuos al cuadrado para Argentina</i>	46
<b>Figura 10</b> <i>Inspección de funciones FAC y FACP de los residuos al cuadrado para Chile</i>	47
<b>Figura 11</b> <i>Inspección de funciones FAC y FACP de los residuos al cuadrado para Uruguay</i>	47

## Índice de tablas

<b>Tabla 1</b> <i>Resultados del test Dickey-Fuller aumentado</i>	15
<b>Tabla 2</b> <i>Resultados del test Phillips-Perron</i>	16
<b>Tabla 3</b> <i>Prueba de razón de verosimilitud</i>	18
<b>Tabla 4</b> <i>Test de cointegración de Johansen</i>	19
<b>Tabla 5</b> <i>Estimación por Máxima verosimilitud</i>	20
<b>Tabla 6</b> <i>Estimación GARCH de ecuación 1 Chile</i>	21
<b>Tabla 7</b> <i>Test de exogeneidad débil</i>	26
<b>Tabla 8</b> <i>Prueba de Causalidad de Granger Toda y Yamamoto</i>	27
<b>Tabla 9</b> <i>Elección óptima de retardos para los tres países</i>	34
<b>Tabla 10</b> <i>Estimación del modelo particular para Argentina</i>	35
<b>Tabla 11</b> <i>Estimación del modelo 2 para Argentina</i>	36
<b>Tabla 12</b> <i>Estimación del modelo particular para Chile</i>	37
<b>Tabla 13</b> <i>Estimación del modelo 2 para Chile</i>	38
<b>Tabla 14</b> <i>Estimación del modelo particular para Uruguay</i>	39
<b>Tabla 15</b> <i>Estimación del modelo 5 para Uruguay</i>	40
<b>Tabla 16</b> <i>Test de normalidad Jarque-bera para los tres países</i>	42
<b>Tabla 17</b> <i>Test de autocorrelación LM para los tres países</i>	42
<b>Tabla 18</b> <i>Test de autocorrelación Portmanteau para los tres países</i>	43
<b>Tabla 19</b> <i>Test Mariano-Debold para los tres países</i>	48

## 1. INTRODUCCIÓN

Este estudio busca contribuir a la rica bibliografía empírica ya existente en lo que respecta a uno de los tópicos económicos más importantes del siglo XX, la inflación y su relación con el crecimiento económico. Es necesario subrayar que la inflación es un fenómeno económico cuyo protagonismo está en alza en todo el mundo debido al shock provocado por la pandemia de COVID-19. Sin embargo, esta problemática siempre estuvo vigente en Argentina, mientras que en el resto del bloque del Cono Sur sus resultados han mejorado de forma notoria desde la década de 1990. A pesar de ello, Latinoamérica se presenta como el continente más inflacionario para el año 2022 según proyecciones de los principales bancos de Wall Street (Bloomberg<sup>2</sup>), por lo tanto, profundizar en el análisis de los efectos que el alza generalizada del nivel de precios provoca en el crecimiento económico resulta fundamental para poder diseñar estrategias macroeconómicas más consistentes en la región.

En el amplio campo de la investigación económica, se encuentran numerosas posiciones respecto a esta temática, pero lo cierto es que todas convergen en cuatro grandes ramas: la relación positiva, la relación negativa, la relación neutral o la relación no lineal<sup>3</sup> que se presentarán en forma ampliada en la sección destinada al marco teórico. Estas posiciones suelen estar respaldadas por trabajos empíricos, que, por lo general, carecen de un horizonte temporal amplio, lo cual limita empíricamente las extrapolaciones de los resultados logrados, debido a que si uno analiza la historia económica de un país observará periodos de crecimiento con inflación moderada y de estanflación, etc. Por ejemplo, en una investigación bajo el modelo econométrico propuesto, se comunica que la relación de largo plazo es positiva para países de Asia. Mallik y Chowdhury (2001) trabajaron sobre Bangladesh, India, Pakistán y Sri Lanka para el período 1960-1997 con una inflación promedio aproximada entre 7% y 9% en el periodo de análisis, muy por debajo de

---

<sup>2</sup> Recuperado de Bloomberg Línea. Por María Eloísa Capurro – 23/11/2021.

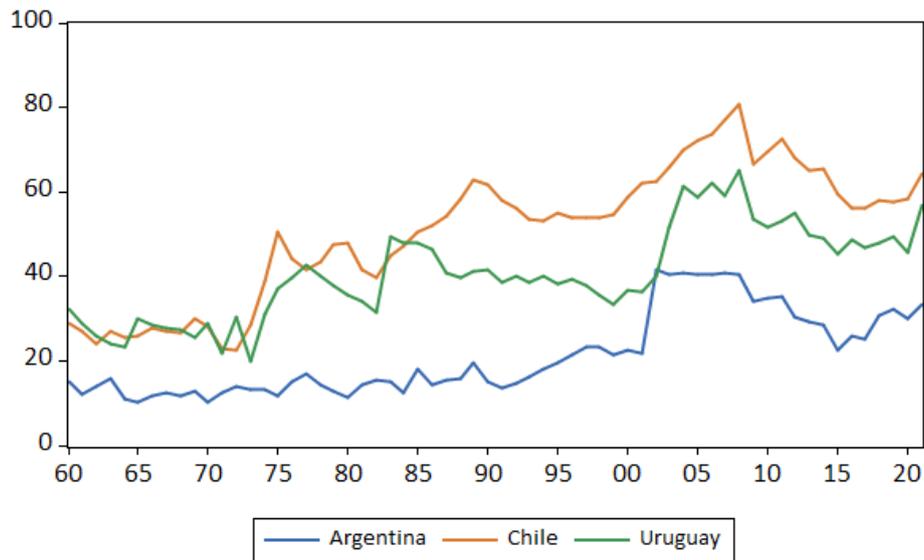
<sup>3</sup> Solo las tres primeras serán objeto de análisis para evaluar a cuál de ellas se ajustan estas economías.

las tasas de nuestra región, estimando elasticidades positivas de entre 0% y 2%. Entonces, en este caso, la inflación promedio de la muestra se encuentra por debajo del umbral estimado por Khan y Senhadji (2001) para países en vías de desarrollo del 12%, en donde la relación se transforma en negativa. Por lo tanto, elegir un horizonte temporal corto puede alterar significativamente los resultados. Por esto, se ha decidido considerar, en esta región, la franja temporal más extensa permitida por los datos, para hacer un análisis homogéneo y evitar este sesgo. Sin embargo, la metodología implementada cuenta con una característica particular, a medida que, en la serie de datos, se expande el horizonte temporal y se mejora el sentido de un análisis de cointegración, aumenta el riesgo de cambio estructural de los parámetros, según Zietz (2000). De esto se desprende que la elección del horizonte temporal constituye un arma de doble filo. Teniendo en cuenta esta problemática se asumen cambios estructurales estocásticos y se ha optado por verificar la estabilidad de los parámetros mediante la prueba de estabilidad CUSUM y CUSUM<sup>2</sup>.

Cabe destacar que, a los fines de esta investigación, se han seleccionado este grupo de países debido a la falta de análisis de esta relación de largo plazo y a las grandes similitudes que tienen en materia de historia económica, política y cercanía territorial. Aunque, a su vez, se observa cierta heterogeneidad en lo que respecta a Chile con el resto de las economías, siendo esta una economía mucho más abierta al comercio internacional (ver Figura 1) y con una estructura productiva distinta, se aprovecha como punto de comparación para evaluar los resultados. Además, ante la falta de consenso sobre el tema en la literatura académica y en los trabajos empíricos, resulta de vital importancia realizar una investigación para cada economía, de manera tal de obtener un análisis robusto para el diseño de política económica, según Hernández (2018).

## Figura 1

Indicador de apertura comercial para el Cono Sur, de 1960 a 2021



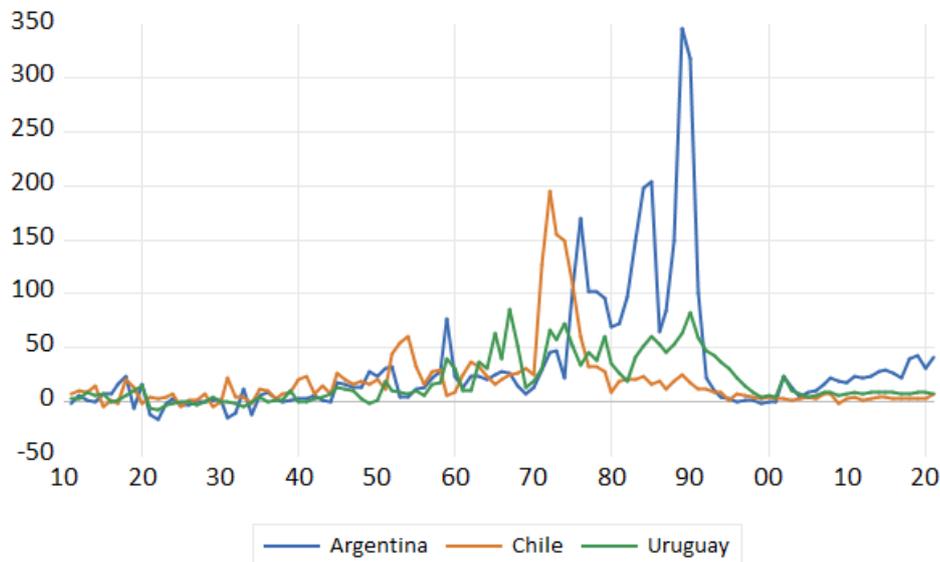
Nota: Banco Mundial

Al observar los datos de inflación (calculada como la diferencia del logaritmo natural del IPC) para el periodo de análisis de Argentina, Chile y Uruguay que aparecen en la Figura 2, es posible observar un patrón de comportamiento temporal similar para el grupo de países. Este comprende un nivel bajo en el periodo comprendido entre 1910-1950, en línea con la inflación internacional, menor al 30%. Sin embargo, luego de este periodo comienza un ciclo ascendente que se detiene luego de un estallido inflacionario en la década de 1970 para Chile y de 1980 para los otros dos países. Luego de estos estallidos inflacionarios, generalmente, acompañados de crisis económicas, surge un ciclo virtuoso de franco descenso de la variable de interés desde la década de los noventa en adelante, presentando Argentina un retroceso a partir del año 2010 con el resto del grupo. Otra característica que se quiere resaltar es la información obtenida por el promedio de la inflación en el periodo, siendo del 32,87% para Argentina, 18,8% para Chile y del 18,3% para Uruguay. Además, al analizar la desviación estándar de la muestra, medida que sirve como

indicador de la inestabilidad macroeconómica de un país, según Fischer (1993), se encuentran valores del 58,3%, 31,32%, 21,66%, respectivamente.

**Figura 2**

*Inflación en el Cono Sur, de 1910 a 2021.*



Fuente: Elaboración propia.

En lo que respecta a los antecedentes en la literatura sobre esta temática, existe una amplia bibliografía sobre análisis de esta relación utilizando grandes datos de panel como las investigaciones de Barro (2013), Judson y Orphanides (1996) y De Gregorio (1991). Estos trabajos plantean dos grandes grupos: los países desarrollados, por un lado y los subdesarrollados, por el otro, destacando que no se abordan las posibles presencias de los fenómenos de sobrediferenciación, de un posible sesgo de endogeneidad entre las variables, presencia de no estacionariedad en los procesos generados de las series de tiempo disponibles y muestras de tamaño pequeño para los países del segundo grupo. Estos tres estudios prueban la presencia de una relación negativa entre inflación y crecimiento económico y, en el caso del segundo, se concluye también que la volatilidad de la inflación afecta negativamente al crecimiento.

Cabe señalar que, ante la falta de difusión de investigaciones sobre la relación de largo plazo mediante especificaciones VAR/ECM, este estudio pretende hacer una contribución para los países del Cono Sur. Como antecedentes, se mencionan los trabajos realizados sobre dos países latinoamericanos, Risso y Carrera (2010) y Saballos Montes (2013). El primero corresponde a una estimación con un modelo de corrección del error para la economía mexicana en los años 1970-2007, obteniendo el resultado de una elasticidad negativa entre las variables del 1,56% con una inflación promedio del 23% para el periodo de análisis. El segundo trabajo se sirve de la misma metodología de estimación de Johansen acerca de la economía de Nicaragua para los años 1961-2011, con un resultado para la relación también negativo del 0,022293% y una inflación promedio de 622%.

En lo que respecta a la estructura de este trabajo de investigación, la introducción es seguida por una segunda sección en donde se detalla el marco teórico. En la tercera sección se plantean los objetivos y se formulan las hipótesis. La metodología de estimación y la fuente de datos son objeto de la cuarta sección, a la cual le sigue la quinta, en la que se presentan las estimaciones y los resultados obtenidos. Por último, la sexta parte está dedicada a las conclusiones y a las sugerencias de recomendaciones para futuras líneas de investigación.

## **2. MARCO TEÓRICO**

La especificación de un modelo de corrección de error permitiría identificar y cuantificar la relación entre crecimiento económico e inflación mediante el concepto de cointegración. Es decir, si existe una combinación lineal entre dos variables integradas de orden uno,  $I(1)$ , que sea estacionaria, la tendencia estocástica de las variables está relacionada. A su vez, el concepto de cointegración implica la noción de equilibrio de largo plazo, pero, en este caso, no necesariamente el equilibrio surge por fuerzas del mercado, Engle y Granger lo usan como sinónimo de una relación causal o comportamental, siguiendo a Enders (2014). Por esa razón, mediante la estimación del modelo, es posible obtener una medida de cómo reacciona el crecimiento económico ante desviaciones aleatorias del equilibrio de largo plazo y así caracterizar el tipo de relación con la inflación para las economías bajo estudio.

Como ha sido mencionado anteriormente, en el debate sobre los efectos que genera el aumento generalizado de precios en el crecimiento económico, se destacan cuatro posiciones relevantes, según Ibarra y Trupkin (2011). A continuación, serán expuestas brevemente, siguiendo como referencia la investigación realizada por Hernández (2018).

### **2.1. Relación Positiva**

Los trabajos de mayor relevancia que respaldan esta teoría son el realizado por Mundell (1963) y Tobin (1965). Los autores afirman que la alta inflación puede inducir a los individuos a reducir sus tenencias de dinero en favor de tenencias de capital, generando que la tasa de interés sea menor a la inflación y, por lo tanto, se favorezca la formación de capital mediante aumento de la inversión y, por ende, el crecimiento económico.

## **2.2. Relación Neutral**

Sidrauski (1967) plantea un modelo macroeconómico de crecimiento neoclásico con el dinero como activo alternativo sin rendimiento, en donde introduce funciones de demanda derivadas de un problema de optimización de una familia representativa, la cual maximiza una función de utilidad que tiene en cuenta el consumo real y los servicios producidos por la tenencia de dinero. Los resultados de este modelo indican que el stock de capital de largo plazo es independiente respecto al aumento del dinero en la economía, siendo esto equivalente a un aumento en el nivel de precios de igual magnitud. Esto provoca una reducción de las tenencias reales de dinero, pero no afecta al consumo real, por lo tanto, la conclusión de este modelo es el de la superneutralidad del dinero y la no relación entre inflación y crecimiento económico en el largo plazo. En lo que respecta al corto plazo, se desprende del modelo que un aumento en la cantidad de dinero genera un incremento de las transferencias del gobierno al sector privado, impulsando el consumo y disminuyendo la tasa de acumulación de capital.

## **2.3. Relación Negativa**

En lo que respecta a una relación negativa entre estas variables macroeconómicas, De Gregorio (2003) explica los principios que sustentan esta teoría. El autor plantea que la inflación genera una disminución en el uso del dinero (real), el cual es un insumo para la actividad económica que minimiza los costos de transacción y facilita las operaciones comerciales. Cabe resaltar que este no es el único efecto que genera en la economía: el autor destaca la introducción de distorsiones en el proceso decisor de inversiones, argumentando que esta genera un aumento en el premio por riesgo inflacionario en papeles de largo plazo, lo que redundará en mayores costos financieros y menor inversión. Además, provoca el aumento de volatilidad de los precios relativos, y perjudica la asignación de recursos eficiente y el funcionamiento del mercado del crédito agregando mayor dificultad al proceso de selección de proyectos rentables. Por último, la evidencia

y el sentido común dan cuenta del efecto regresivo del impuesto inflacionario sobre los deciles de menores ingresos, ya que estos cuentan con mayor proporción de su riqueza en forma de dinero.

#### **2.4. Relación no lineal**

La teoría más reciente sobre esta temática consiste en considerar a la inflación como una fuerza cuyo efecto sobre el crecimiento económico es neutral o positivo para niveles bajos, y luego de superado cierto umbral, esta relación se invierte provocando efectos negativos. El primer trabajo empírico sobre esta relación es el realizado por Sarel (1996), que puso en evidencia un quiebre en la relación al 8% de inflación anual. Más tarde, se publica el relevante trabajo de Khan y Senhadji (2001), cuyo resultado es el de un quiebre al 3% para economías desarrolladas y del 12% para economías subdesarrolladas usando la metodología de mínimos cuadrados no lineales. Asimismo, resulta importante resaltar la investigación sobre la estimación para el umbral de la economía argentina, realizado por Maia, Pierri y Trajtenberg (2022) quienes proponen un modelo autorregresivo por umbrales a través del cual obtienen el resultado de un quiebre en la relación al alcanzar el 12,9%.

### **3. OBJETIVOS E HIPÓTESIS**

#### **Objetivo General:**

Analizar la relación dinámica de largo plazo y los posibles desequilibrios de corto plazo entre crecimiento económico e inflación en las economías del Cono Sur en los últimos 111 años<sup>4</sup>.

#### **Objetivos Específicos:**

- 1- Modelar econométricamente la relación de largo y corto plazo entre crecimiento económico e inflación y analizar los resultados obtenidos.
- 2- Estimar el efecto de shocks aleatorios en las variables económicas bajo estudio.

#### **Hipótesis:**

- 1- La relación de largo plazo entre las variables inflación y crecimiento económico existe, siendo negativa y elástica.
- 2- Un shock en la inflación produce un efecto negativo en el PIB.

---

<sup>4</sup> Esta ventana temporal está definida por la disponibilidad de las series de tiempo que se han logrado conformar para este estudio.

#### 4. METODOLOGÍA Y FUENTES DE DATOS

En muchos modelos econométricos, se pasa por alto el hecho de que las variables económicas suelen generar feedbacks entre sí, por lo tanto, la estimación uniecuacional genera estimadores sesgados por la presencia de correlación entre el término de error y las variables regresoras, Enders (2014).

Por este motivo, se han formulado modelos que circunscriben este problema utilizando estimaciones simultáneas, tratando cada variable como una posible variable endógena y permitiendo la incorporación de feedbacks entre ellas. Siguiendo esta línea, se desarrollaron los modelos de vectores autorregresivos, y posteriormente se desarrolló el modelo de corrección del error. Este último permite modelar las relaciones de largo plazo y corto plazo entre variables cuyo orden de integración sea 1 o mayor, a través de la presencia de una combinación lineal estacionaria entre las variables (cointegración).

Para estimar el modelo, se ha elegido la metodología de Johansen (1988) cuyo eje ronda en la estimación por máxima verosimilitud restringida de la matriz que modela la relación de largo plazo y la determinación de su rango. Para el caso de  $r$  variables, si la matriz es de rango  $0$ , esto implica que el proceso es estacionario y puede ser estimado mediante un VAR en diferencias, luego si la matriz es de rango incompleto ( $0 < \text{Rango} < r$ ), este indica la cantidad de relaciones de cointegración entre las variables y posibilita la estimación del modelo ECM mediante máxima verosimilitud restringida de Johansen. Por último, si la matriz es de rango completo es posible considerar la estimación del modelo en niveles mediante un vector autorregresivo debido a que las variables son  $I(0)$  (Lutkepohl, 2005). Para la prueba de hipótesis respecto a la matriz de interés, se emplean los test basados en el estadístico de la traza o "*Trace statistic*" y el estadístico del máximo autovalor "*Maximum eigenvalue statistic*", cuyas distribuciones asintóticas fueron presentadas por Johansen (1996).

También se analiza la relación de causalidad entre las variables en cuestión bajo la prueba de Granger corregida para modelos ECM según Toda y Yamamoto (1995), luego el test de exogeneidad débil para realizar inferencia y se realizan los correspondientes análisis de las funciones de impulso-respuesta y de descomposición de la varianza. Es importante destacar que todas las pruebas y estimaciones fueron llevadas a cabo con el software econométrico Eviews 12, trabajando con un nivel de significancia del 5%.

En lo que respecta a la fuente de los datos, para los 3 países bajo estudio se ha seleccionado como variables dependientes en el modelo el logaritmo natural del índice de precios del consumidor y el logaritmo natural del producto interno bruto real para el horizonte temporal 1910-2021. Para Argentina, se utilizó la serie de datos del IPC provista por Maia, Pierri y Trajtenberg (2022) con empalme desde 2017 con datos del INDEC y la serie de datos del PIB real a precios constantes de 2004 de la Fundación NorteSur con empalme desde 2019 con datos del INDEC. Para Uruguay, se recurrió al trabajo realizado por Brum, Román y Willebald (2016) para el PIB real a precios constantes de 2005 vía empalme desde 2011 con datos del Instituto Nacional de Estadística de Uruguay para la serie de precios del consumidor y con información del Banco Central de Uruguay y CEPAL para el producto. Para Chile, se empleó la base de datos del Centro de Estudios Nacionales de Desarrollo Alternativo con empalme desde 2010 con datos del Banco Central de Chile para ambas variables (PIB real a precios constantes de 1995).

## 5. ESTIMACIONES Y RESULTADOS

Para realizar una estimación bajo un modelo de corrección del error, primero es necesario verificar la propiedad de no estacionariedad y el orden de integración de los procesos estocásticos que se incluye endógenamente en el modelo. Para ello, se realizan las pruebas de hipótesis de Dickey-Fuller aumentada (DFA) y la prueba Phillips-Perron (P-P) para las variables en niveles y en primeras diferencias:

**Tabla 1**  
*Resultados del test Dickey-Fuller aumentado*

Variable	Términos determinísticos	Rezagos	P-valor
Ln PIB (ARG)	-	0	1
$\Delta$ Ln PIB (ARG)	Constante	0	0,000
Ln IPC (ARG)	Constante y tendencia lineal	3	0,6050
$\Delta$ Ln IPC (ARG)	-	2	0,0157
Ln PIB (CHI)	Constante y tendencia lineal	1	0,0453
$\Delta$ Ln PIB (CHI)	Constante	1	0,0000
Ln IPC (CHI)	Constante y tendencia lineal	2	0,6848
$\Delta$ Ln IPC (CHI)	-	1	0,0027
Ln PIB (URU)	Constante y tendencia lineal	1	0,1191
$\Delta$ Ln PIB (URU)	-	0	0,0000
Ln IPC (URU)	Constante y tendencia lineal	5	0,1787
$\Delta$ Ln IPC (URU)	Constante	0	0,0291

Nota: Elaboración propia.

**Tabla 2**  
*Resultados del test Phillips-Perron*

Variable	Términos determinísticos	P-valor
Ln PIB (ARG)	-	0,6943
$\Delta$ Ln PIB (ARG)	Constante	0,000
Ln IPC (ARG)	Constante y tendencia lineal	0,7194
$\Delta$ Ln IPC (ARG)	-	0,0014
Ln PIB (CHI)	Constante y tendencia lineal	0,2561
$\Delta$ Ln PIB (CHI)	Constante	0,000
Ln IPC (CHI)	Constante	0,9081
$\Delta$ Ln IPC (CHI)	-	0,0070
Ln PIB (URU)	Constante y tendencia lineal	0,2724
$\Delta$ Ln PIB (URU)	Constante	0,0000
Ln IPC (URU)	Constante y tendencia lineal	0,6411
$\Delta$ Ln IPC (URU)	Constante	0,0242

Nota: Elaboración propia.

Habiéndose verificado que las variables económicas prueban ser procesos estocásticos no estacionarios integrados de orden uno, es posible proceder con la estimación del modelo de corrección del error.

El siguiente paso consiste en determinar la cantidad de retardos ( $p$ ) que tendrá el modelo, para lo cual se sigue la metodología propuesta por Enders (2014). Esta consiste en estimar un modelo VAR con las variables sin diferenciar, para luego evaluar los criterios de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn y elegir el orden de lags que minimicen estos criterios. En este caso, se ha seleccionado un modelo de orden 4 para Argentina, orden 3 para Chile y de orden 2 para Uruguay. Los resultados de estas pruebas pueden ser consultados en la Tabla 9 en el Anexo Estadístico.

A continuación, se presenta el modelo particular a estimar:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta Y_{t-i} + \xi_t + \delta \tau \quad (1)$$

Donde  $Y = (\ln PIB \text{ real}, \ln IPC)'$  es un vector  $2 \times 1$  que contiene las variables endógenas,  $\delta$  es un vector  $2 \times 1$  de términos de tendencia determinística y, por último,  $\xi$  es un vector  $2 \times 1$  de términos de error. El resto de términos explican la dinámica de largo plazo y de corto plazo. No se incluye una constante como término determinístico en el modelo, pero sí en el vector de cointegración. Las principales ventajas de esta especificación es la reducción de la varianza de los datos gracias a la aplicación del logaritmo natural y que, en el vector de cointegración, el coeficiente a estimar representa la elasticidad del crecimiento económico con respecto a la inflación:

$$\ln PIB = c + \beta * \ln IPC \quad (2)$$

$$\text{Donde: } \beta = \frac{\partial \ln PIB}{\partial \ln IPC} = \frac{\Delta \ln PIB}{\Delta \ln IPC} = \text{elasticidad crecimiento/inflación}$$

Una cuestión muy importante a determinar en los modelos de corrección del error es la elección de la especificación de los términos determinísticos del mismo, debido a que los procedimientos de selección son largamente arbitrarios, las distribuciones de los estadísticos de la traza y del máximo autovalor dependen de los términos determinísticos incluidos, según Andersson (1999). Tanto en las aplicaciones empíricas como en la mayoría de softwares econométricos las especificaciones más usadas de un modelo de corrección del error para los términos determinísticos se resumen en 5 modelos:

- 1: sin constante o tendencia.
- 2: con constante solo en el vector de cointegración.
- 3: con constante en vector de cointegración y VAR.
- 4: con constante y tendencia en vector de cointegración.
- 5: con constante y tendencia en vector de cointegración, más tendencia en VAR.

Teniendo en cuenta lo mencionado anteriormente, el espacio de modelos alternativos es muy amplio, por ende, es importante investigar un gran rango de especificaciones combinando criterios estadísticos y económicos, Pesaran y Smith (1998). Por este motivo, se ha optado por

ampliar la cantidad de especificaciones posibles en la parte determinística del modelo, respetando el hecho de que las variables en niveles pueden presentar una tendencia lineal y/o cuadrática.

Para la elección del modelo particular presentado en la ecuación 1 y ecuación 2, se han establecido una serie de pruebas y criterios, a saber. Primero, se ha seleccionado un criterio de elección objetivo, consistente en la minimización del criterio de Schwarz, y la existencia de una relación de cointegración entre las variables bajo una especificación entre los tipos de modelos de 1 a 5. Este criterio ha sido elegido debido a que nuestro objetivo es una estimación consistente, y dicho criterio lo cumple tanto para procesos estacionarios como no estacionarios presentes en esta investigación, Lutkepohl (2005). Luego se ha continuado en la búsqueda de distintas especificaciones que maximicen la función de verosimilitud y minimicen los criterios de Akaike y Schwarz, obteniendo como resultado el modelo particular presentado anteriormente. Luego, se enfrentaron los modelos “tabulados” para cada país contra el modelo alternativo propuesto en la prueba de razón de verosimilitud, para comprobar si existían diferencias significativas en la función log verosimilitud, y la prueba Diebold-Mariano (1995) para evaluar la capacidad predictiva de los modelos. Los resultados obtenidos que se presentan en el Apéndice Estadístico muestran un mejor desempeño para el modelo alternativo en los tres países en la mayoría de los casos o un rendimiento sin diferencias significativas, por ello este modelo se ha escogido. Por último, se efectuó un test de razón de verosimilitud sobre las matrices de covarianzas del término de error para evaluar si el modelo particular resulta significativamente distinto del modelo tabulado y que la inclusión de la variable tendencia es relevante cuyos resultados se observan en la Tabla 3:

**Tabla 3**

*Prueba de razón de verosimilitud*

País	Modelo restringido	Modelo sin restringir	Estadístico Chi-cuadrado	P-valor
Argentina	Modelo 2	Modelo particular	11,37	0,01
Chile	Modelo 2	Modelo particular	9,78	0
Uruguay	Modelo particular	Modelo 5	-1,43	1

Nota: Elaboración propia.

El tercer paso implica realizar las docimas de hipotesis de cointegracin de Johansen (1996) sobre el rango de la matriz  $\Pi$ :

**Tabla 4**  
*Test de cointegracin de Johansen*

Pas	Test	Hipotesis nula	Estadstico	P-valor
Argentina	Trace	R = 0	20,2618	0,0020
	Trace	R = 1	9,164546	0,1728
	Max	R = 0	23,2102	0,0030
	Max	R = 1	9,164546	0,1728
Chile	Trace	R = 0	21,2244	0,0368
	Trace	R = 1	4,0058	0,4113
	Max	R = 0	17,2185	0,0308
	Max	R = 1	4,0058	0,4113
Uruguay	Trace	R = 0	28,9883	0,0024
	Trace	R = 1	3,9453	0,4203
	Max	R = 0	25,0430	0,0014
	Max	R = 1	3,9453	0,4203

Nota: Elaboracin propia. R = Rango de la matriz.

Se rechaza la hipotesis nula de no cointegracin bajo los test de la traza y del mximo autovalor, aceptndose la hipotesis nula de un solo vector de cointegracin, utilizando los valores crticos para un nivel de significancia del 5% de MacKinnon-Haug-Michelis (1999) y Osterwald-Lenum (1992). Si bien estos valores para el modelo particular no han sido calculados en la literatura, debido a todo lo anteriormente expuesto, se dispone de evidencia significativa para asumir que, bajo esta nueva especificacin, existe una relacin potencial de cointegracin entre las variables econmicas para los tres pases. Adems, Enders (2014) considera que para que en un modelo de correccin del error bivariado cumpla con la cointegracin, es necesario que una raz caracterstica sea igual al valor unitario y que el resto se encuentre dentro del crculo unitario, criterio que se cumple en los 3 modelos y cuya grfica se encuentra en el Apndice Estadstico.

Por lo cual se asume que las variables están cointegradas en los tres casos y es posible la estimación del modelo de corrección del error mediante máxima verosimilitud. En la siguiente tabla se presentan los resultados:

**Tabla 5**  
*Estimación por Máxima verosimilitud*

Argentina			Chile			Uruguay		
Cointegrating Eq:	CointEq1		Cointegrating Eq:	CointEq1		Cointegrating Eq:	CointEq1	
LPBIARG(-1)	1.000000		LPBICHILE(-1)	1.000000		LPBIURU(-1)	1.000000	
LIPCARG(-1)	0.018816	(0.00341)	LIPCCHILE(-1)	0.002606	(0.01819)	LIPCURU(-1)	0.040530	(0.00788)
C	-9.986102	(0.13628)	C	-14.11584	(0.38260)	C	-16.82162	(0.16212)
Error Correction:	D(LPBIARG)	D(LIPCARG)	Error Correction:	D(LPBIHILE)	D(LIPCCHILE)	Error Correction:	D(LPBIURU)	D(LIPCURU)
CointEq1	-0.270349	0.183807	CointEq1	-0.156124	-0.089168	CointEq1	-0.208270	-0.100344
	(0.05631)	(0.36259)		(0.03798)	(0.08441)		(0.04345)	(0.10987)
	[0.0000]	[0.6128]		[0.0001]	[0.2921]		[0.0000]	[0.3621]

Nota: Elaboración propia. En paréntesis la desviación estándar y en corchetes los p-valores.

Los resultados en la Tabla 5 (las estimaciones completas de los modelos se encuentran en las Tablas 9,11 y 13 del apéndice estadístico) muestran que el coeficiente estimado en el vector de cointegración, que implica la estimación de la elasticidad del crecimiento económico de Argentina con respecto a la inflación, es del -0,018%, es decir, el crecimiento es inelástico respecto a la inflación y esta afecta de manera negativa al crecimiento. Para el caso de Chile, se obtiene un coeficiente de -0,0026%. Luego, para el caso de Uruguay, se obtiene un coeficiente estimado del -0,04%, siendo también inelástico y negativo su impacto en el crecimiento.

Dos importantes conclusiones pueden extraerse mediante el análisis de los coeficientes de ajuste, la respuesta ante desviaciones del equilibrio de largo plazo y la validez del modelo, ya que al menos un coeficiente debe ser significativamente distinto de cero. En este caso, los tres modelos resultan válidos y las estimaciones de los coeficientes implican un ajuste del 27%, 15%, 20%, para Argentina, Chile y Uruguay respectivamente ante desviaciones del equilibrio en cada año. Siguiendo por esta línea, resta el análisis de los coeficientes de corto plazo, sin embargo, estos están basados en el modelo VAR en diferencias, por lo tanto, son estimadores burdos, Hansen y

Juselius (1995). Se destacan la significancia del coeficiente del término determinístico de tendencia y del primer retardo del PIB para la primera ecuación del modelo en los tres países.

El cuarto paso corresponde al análisis de la adecuación del modelo. Para ello, se ha optado por realizar un test de estabilidad de parámetros CUSUM para la primera ecuación del sistema (crecimiento económico), donde en los tres casos se encuentra dentro de los intervalos de confianza, por lo tanto, se mantiene la hipótesis nula de estabilidad de los parámetros (Figura 10 en Apéndice Estadístico). Sin embargo, al analizar el test *CUSUM*<sup>2</sup>, solo la ecuación de crecimiento argentino cumple con el criterio de estabilidad de parámetros.

Los residuos de este tipo de modelo deben cumplir con tres requisitos fundamentales para considerar como válidas las estimaciones y resultados obtenidos, puesto que lo que se busca es obtener estimaciones representativas de la relación entre variables y no la realización de pronósticos. Estos requisitos comprenden la no autocorrelación, la distribución normal y homocedástica de los residuos. Para comprobarlo, se han realizado los test de autocorrelación de LM y Portmanteau, Jarque-Bera para normalidad de errores e inspección de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial de los residuos al cuadrado, para identificar la estructura homogénea o no de la varianza. Los modelos de Argentina y Uruguay cumplen satisfactoriamente con estos criterios, sin embargo, para el caso de Chile, sus residuos no contienen una distribución normal y tampoco homogeneidad de varianza<sup>5</sup>. Estos resultados pueden ser consultados en el Apéndice Estadístico.

Debido a esta problemática para el caso de Chile, se ha propuesto una estimación uniecuacional para la ecuación de interés (crecimiento económico como variable endógena) teniendo en cuenta la exogeneidad débil de la variable inflación, con un modelo GARCH, ya que se prueba la presencia de una relación ARMA (1, 1) en los términos de error. Esta estimación se realiza por máxima verosimilitud y teniendo en cuenta dicha especificación de la varianza

---

<sup>5</sup> Los resultados de estos test se encuentran en el apéndice estadístico.

condicional. El coeficiente de interés estimado arroja un resultado del -0,018% y a continuación se presentan los resultados obtenidos:

**Tabla 6**  
*Estimación GARCH de ecuación 1 Chile*

Chile				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Cointeq1	-0.168922	0.032650	-5.173700	0.0000
LIPCCHILE(-1)	0.018235	0.007077	2.576586	0.0100
C	-13.81887	0.173616	-79.59433	0.0000
D(LPBICHILE(-1))	-0.242933	0.104219	-2.330981	0.0198
D(LPBICHILE(-2))	-0.182563	0.101194	-1.804090	0.0712
D(LPBICHILE(-3))	-0.013606	0.087790	-0.154980	0.8768
D(IPCCHILE(-1))	0.049475	0.026771	1.848116	0.0646
D(LIPCCHILE(-2))	-0.086634	0.036343	-2.383792	0.0171
D(LIPCCHILE(-3))	-0.034889	0.022376	-1.559234	0.1189
@TREND	0.007035	0.001321	5.325939	0.0000
Variance Equation				
C	0.000223	0.000224	0.995301	0.3196
RESID(-1)^2	0.903806	0.297995	3.032960	0.0024
GARCH(-1)	0.316484	0.133950	2.362710	0.0181
R-squared	0.041906	Mean dependent var	0.030735	
Adjusted R-squared	-0.046082	S.D. dependent var	0.077856	
S.E. of regression	0.079630	Akaike info criterion	-2.761591	
Sum squared resid	0.621411	Schwarz criterion	-2.438742	
Log likelihood	162.1259	Hannan-Quinn criter.	-2.630688	
Durbin-Watson stat	1.290357			

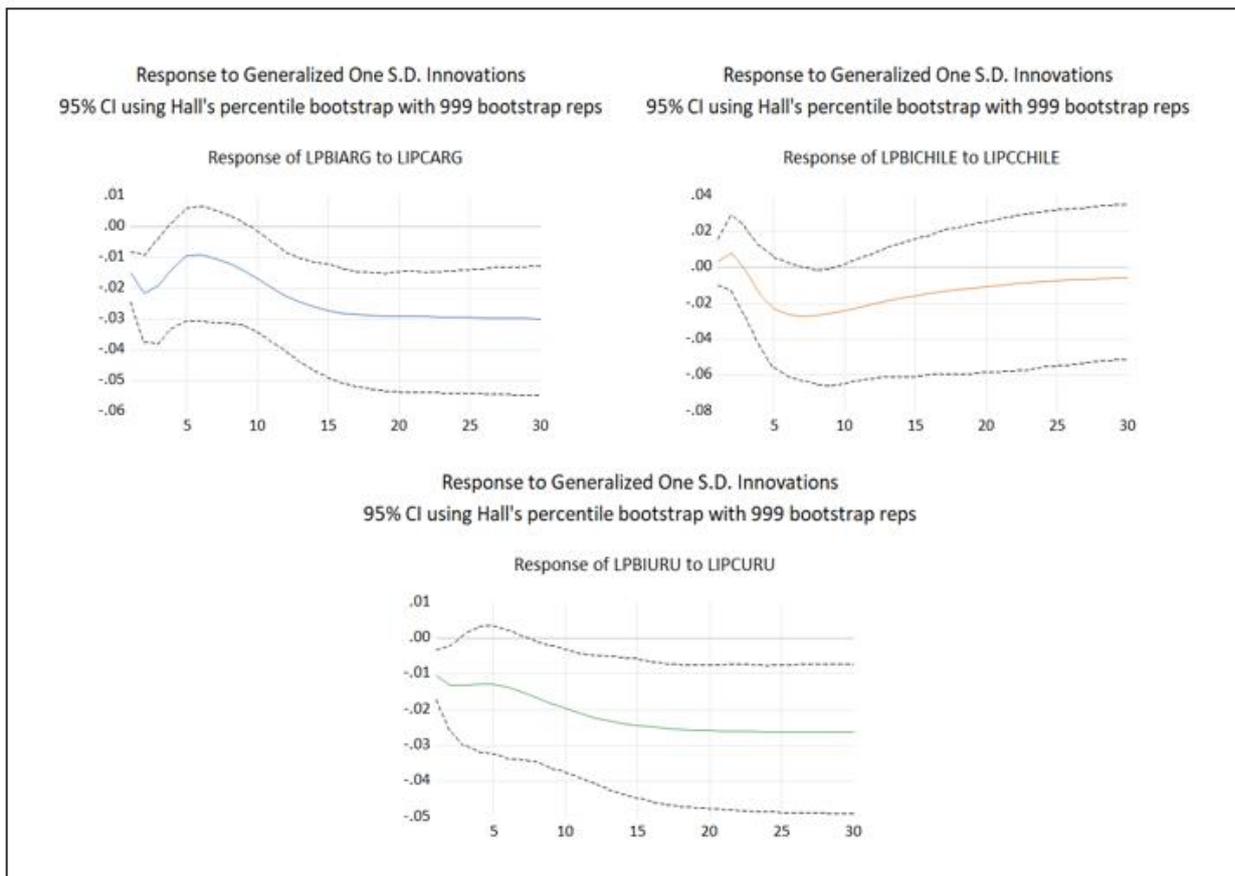
Nota: Elaboración propia.

Un par de herramientas esenciales para evaluar las interrelaciones dinámicas entre las variables económicas endogeneizadas en una especificación VAR se basan en la representación vectorial de promedios móviles o “*moving average*” o VMA, (Enders, 2014; Lutkepohl, 2005). Estas herramientas son las funciones impulso respuesta y la descomposición de la varianza. Siguiendo esta línea, se presentan las FIR ante shocks aleatorios en ambas variables de una desviación estándar con el método de descomposición de impulsos generalizados para la región.

Este método presentado por Pesaran y Shin (1998) cuenta con la ventaja de permitir la interacción contemporánea de todas las variables, sin caer en la necesidad de imponer la ortogonalidad de algunos valores mediante la descomposición de Choleski. A continuación, en la Figura 6, se presentan estas funciones con intervalos de confianza bajo el método de Bootstrap de Hall's (1992) ante shocks de la variable inflación sobre el PIB real:

### Figura 3

*Función impulso-respuesta: Shock inflacionario sobre PIB*



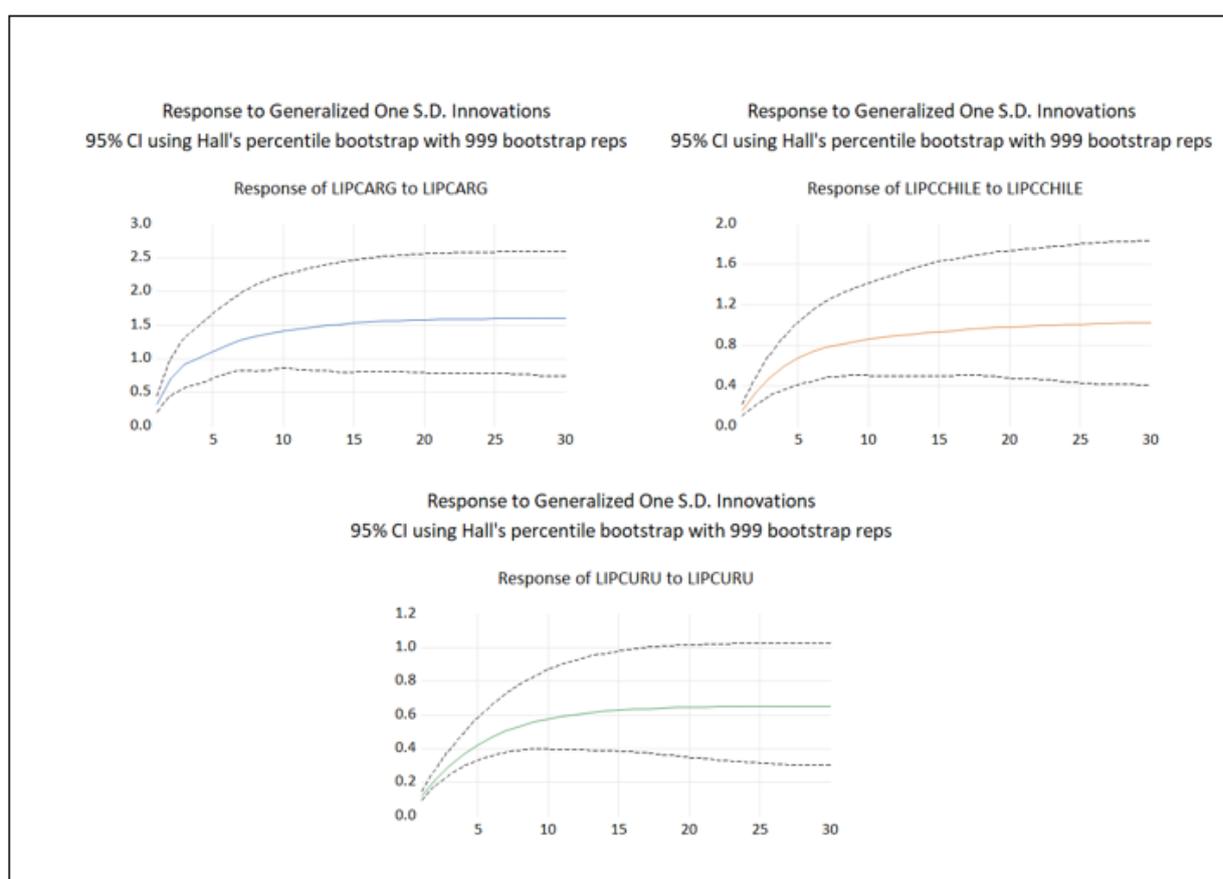
Nota: Elaboración propia.

Estas funciones se diferencian de un clásico modelo VAR en donde el efecto de un shock decae a medida que los periodos de análisis tienden al infinito, debido a que, al tratarse de variables no estacionarias, los efectos de los shocks son permanentes, Lutkepohl (2005). Los resultados obtenidos sobre un shock aleatorio de la inflación en el PIB refuerzan la hipótesis de una relación negativa entre las variables en los tres casos. El impacto sobre el producto crece de forma lineal

hasta el periodo 15 aproximadamente, donde luego se estabiliza y se hace permanente para Argentina y Uruguay, y en Chile, el efecto luego del periodo 7 empieza a disiparse hasta reducirse sustancialmente pero no lo suficiente como para evitar la permanencia del shock. Además, al observar los impulsos de la inflación sobre sí misma (observar Figura 4), se puede comprobar la existencia de inercia inflacionaria en Argentina, debido a que un shock en el nivel de precios genera un aumento mayor y permanente en el mismo. Para el resto de países dicho efecto no ocurre.

#### Figura 4

*Función impulso-respuesta: Shock inflacionario sobre inflación*



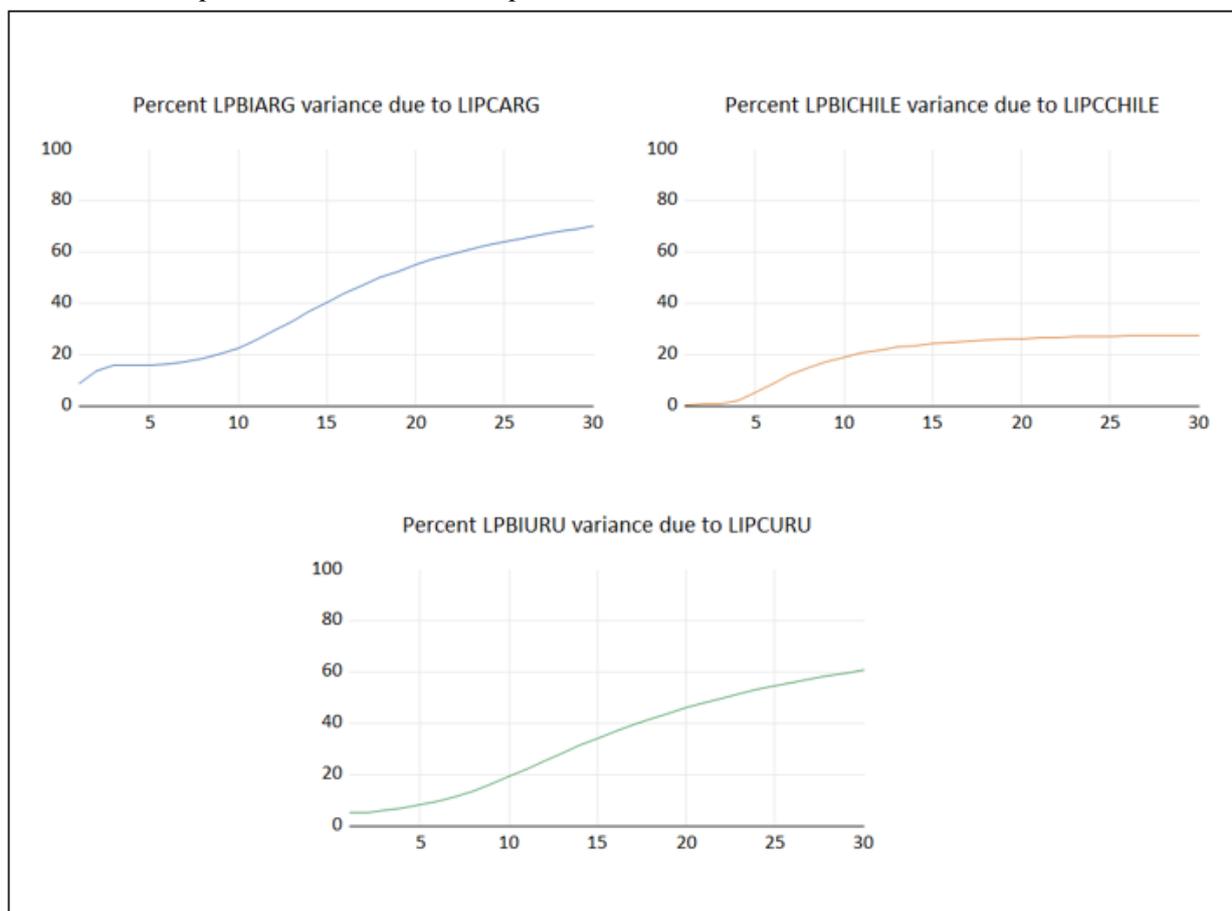
Nota: Elaboración propia.

Otro de los objetivos de esta investigación es la de proveer una medida de la volatilidad que el aumento generalizado de precios genera en el PIB, y, para ello, se presenta la descomposición de varianza en la Figura 5. En este caso, sí se aplicó la descomposición propuesta por Choleski, imponiendo el orden de la más exógena a la más endógena, es decir, primero el

logaritmo natural del IPC y luego, el logaritmo natural del PIB. Esto ayuda a comprender mejor los efectos de la inflación sobre el crecimiento, ya que bajo este orden el PIB recibe impactos contemporáneos de ambas variables.

### Figura 5

*Descomposición de la varianza para la variable PIB*



Nota: Elaboración propia.

El impacto en la volatilidad del PIB es significativo para los 3 países, siendo Chile el país con menor volatilidad. Este resultado también refuerza el signo negativo de la relación en lo que sería un efecto indirecto, porque, en este modelo, un aumento en la inflación genera mayor volatilidad en el producto interno bruto. Se presentan dos grandes canales por los cuales la incertidumbre y variabilidad impactan de manera negativa en el desempeño de la macroeconomía, siguiendo a Fischer (1993). Primero, se destaca la postura de Lucas (1973), quien argumenta que la incertidumbre ante la alta inflación puede reducir la productividad de la economía y la

relocalización de recursos, disminuyendo la tasa de crecimiento de la productividad. Luego se menciona el aporte de Pindyck y Solimano (1993) quienes afirman que la incertidumbre macroeconómica tiende a reducir la inversión, debido a que los inversionistas esperan una reducción de la inestabilidad para comprometerse con una inversión.

Otro tópico de gran relevancia en el análisis de un modelo de corrección del error es la existencia o no de una relación de exogeneidad débil entre variables. Se considera una variable como débilmente exógena si el coeficiente de ajuste de la variable en cuestión es cero, es decir, si la misma no cambia ante desvíos en la relación de largo plazo y en este caso la otra variable se encarga de realizar todo el ajuste. También este tipo de relación implica que en un modelo bivariado la segunda ecuación no contiene información relevante para la estimación de la primera y, por lo tanto, es posible la estimación uniecuacional de la misma, Enders (2014). A su vez, este resultado posibilita la estimación de un modelo autorregresivo de retardos distribuidos posibilitado por la exogeneidad débil de la inflación, situación que excede los límites de esta investigación.

A continuación, se realiza la prueba de exogeneidad débil (hipótesis nula) bajo un test de exclusión Chi-cuadrado con un grado de libertad para la variable inflación en los 3 casos bajo estudio:

**Tabla 7**  
*Test de exogeneidad débil*

Variable	Estadístico	P-valor
Ln IPC (ARG)	0,2083	0,648
Ln IPC (CHI)	0,9164	0,3384
Ln IPC (URU)	0,7385	0,3901

Nota: Elaboración propia.

Por último, resta analizar el sentido de causalidad de Granger. Esta idea implica considerar una variable como predeterminada por otra, es decir, la introducción de la información de una

variable en el proceso de estimación ayuda a predecir la variable dependiente de manera más eficiente, según Lutkepohl (2005). El test de causalidad de Granger con la corrección sugerida por Toda y Yamamoto (1995) para modelos ECM surge debido a la distribución asintótica no estándar que presenta el test de Wald para modelos VAR con variables cointegradas. Los autores proponen estimar un modelo VAR en niveles con el número óptimo de retardos ( $p$ ) pero agregando una cantidad de rezagos igual al orden de integración ( $d$ ) máximo de las variables y luego realizar el test de Wald para los coeficientes de orden  $p$ . En la Tabla 8 se presentan los resultados:

**Tabla 8**  
*Prueba de Causalidad de Granger Toda y Yamamoto*

Hipótesis nula	Estadístico	Grados de libertad	P-valor
LNPIB(ARG) no causa en el sentido de Granger a LNIPC(ARG)	5,4600	5	0,3623
LNIPC(ARG) no causa en el sentido de Granger a LNPIB(ARG)	3,0544	5	0,6916
LNPIB(CHI) no causa en el sentido de Granger a LNIPC(CHI)	6,8944	4	0,1416
LNIPC(CHI) no causa en el sentido de Granger a LNPIB(CHI)	1,9146	4	0,7515
LNPIB(URU) no causa en el sentido de Granger a LNIPC(URU)	0,2519	3	0,9688
LNIPC(ARG) no causa en el sentido de Granger a LNPIB(URU)	1,8081	3	0,6132

Nota: Elaboración propia.

Los resultados obtenidos muestran que, en el modelo, la inflación y el crecimiento económico no exhiben una relación de causalidad en el sentido de Granger. Sumando el resultado anterior sobre exogeneidad débil, es posible afirmar que la variable inflación es fuertemente exógena y que las estimaciones uniecuacionales son factibles para el periodo y economías bajo análisis, siguiendo el criterio de Engle, Henry y Richard (1983).

## 6. CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos bajo el modelado econométrico planteado, implican la aceptación de las dos hipótesis formuladas y el cumplimiento de los objetivos planteados. La elasticidad crecimiento económico-inflación resultó negativa pero inelástica, y se ha comprobado que un shock aleatorio de la variable inflación repercute de manera negativa en el producto interno bruto y genera costos permanentes en el mismo para los tres países objeto de estudio. El uso de modelos vectoriales de series de tiempo resulta fundamental para la evaluación y la comprensión profunda de los costos y relaciones entre variables económicas. En esta investigación, se ha obtenido como resultado que, ante un aumento de 10 puntos porcentuales en la inflación, el PIB cae en un 0,18% para el caso de Chile y Argentina, y en un 0,4% para Uruguay. Además, se han podido identificar otras características como la presencia de inercia inflacionaria y el efecto indirecto negativo sobre el ingreso total de la economía a través del aumento de la volatilidad, por medio de las herramientas de contabilidad que poseen estos modelos. Este hallazgo redunda en una recomendación de política económica con fundamentación econométrica que consiste en mantener la inflación baja.

Los resultados de este estudio no son más que un eslabón en la cadena de la investigación económica, teniendo en cuenta que, en la mayoría de los casos, las variables económicas registran procesos estocásticos integrados de primer orden, insumo fundamental para un análisis ECM. Por lo tanto, es fundamental profundizar en la comprensión de las relaciones de largo plazo entre estas y otras variables para optimizar las políticas económicas. De este modo, se abren nuevos desafíos para futuras líneas de investigación, a través de la simulación mediante el método de Monte Carlo de los valores críticos para distintas especificaciones de los términos determinísticos del modelo, con la finalidad de obtener resultados más precisos en lo que respecta a la prueba de hipótesis sobre la cantidad de vectores de cointegración y ampliar la diversidad de especificación de los mismos. Además, para fortalecer la bondad de ajuste de los modelos vectoriales de series de tiempo, se plantea el desafío de incluir variables *dummies* y/o otras variables económicas, temas

muy relevantes que exceden el alcance del presente trabajo. Atento a que en este estudio se analiza a cada país del Cono Sur en forma independiente, queda planteado el desafío en una continuidad de las investigaciones, la especificación de una estructura de datos en panel para modelar las propiedades de integración de orden uno de las variables económicas estudiadas y conducir las inferencias planteadas en el presente trabajo.

## 7. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andersson, B. (1999). On the Causality Between Saving and Growth: Long- and Short-Run Dynamics and Country Heterogeneity, *Uppsala University, Department of Economics, Working Paper Series 1999:18*.
- Barro, R. J. 2013. Inflation and Economic Growth, *Annals of Economics and Finance, Society for AEF*, vol. 14(1), pages 121-144, May.
- Brum, C., Román, C., & Willebald, H. (2016). Un enfoque monetario de la inflación en el largo plazo. El caso de Uruguay (1870-2010). *El Trimestre Económico*, 83(329), 61-98.
- Bruno, M., & Easterly, W. (1998). Inflation crises and long-run growth, *Journal of Monetary economics*, 41(1), 3-26.
- Capurro, M. E. (23 de noviembre de 2021). La inflación se dispara en todos lados, pero es peor en América Latina, *Bloomberg Línea*. <https://www.bloomberglinea.com/2021/11/23/la-inflacion-se-dispara-en-todos-lados-pero-es-peor-en-america-latina>.
- De Gregorio, J. (1991), The Effects of Inflation on Economic Growth: Lessons From Latin America, No 1991/095, *IMF Working Papers, International Monetary Fund*.
- De Gregorio, J. (2003). El Banco Central y la inflación. Documento de Política Económica N° 5, *Banco Central de Chile*.
- Diebold, F.X. and Mariano, R.S. (1995) Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*. 13, 253-263.
- Enders, W. (2014) *Applied Econometric Time Series*. 4th Edition. John Wiley, New York.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987) Co-Integration and Error Correction: Representation,

- Estimation, and Testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55, 251-276.
- Engle, R. F., Hendry, D. F., & Richard, J. (1983). Exogeneity. *Econometrica*, 51(2), 277-304.
- Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in growth. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 485–512.
- Hall, P. (1992). The Bootstrap and Edgeworth Expansion. *Springer-Verlag, New York*.
- Hansen, H. & Juselius, K. (1995). CATS in RATS. Cointegration Analysis of Time Series, *Estima, Evanston, IL*.
- Hernández, S.A. (2018). Inflación y crecimiento económico: un análisis de la literatura. *Universidad de San Andrés, Departamento de Economía*. Trabajos de Licenciatura en Economía.
- Ibarra, R. and D. Trupkin (2011), The relationship between inflation and growth: A panel smooth transition regression approach for developed and developing countries, *Banco Central del Uruguay*, Working Paper Series 006-2011.
- Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12 Nos 2/3, pp. 231-54.
- Johansen, S. (1996). Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models. *New York: Oxford University Press*.
- Judson, R. & Orphanides, A. 1996. Inflation, volatility and growth, *Finance and Economics Discussion*, Series 96-19, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- Khan, M & Senhadji, A. (2001). Threshold Effects in the Relationship Between Inflation and Growth. *IMF Staff Papers*. 48. 1-1. 10.5089/9781451853339.001.
- Lucas, R. E. (1973). Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *The American Economic Review*, 63(3), 326-334.
- Lütkepohl, H. (2005). New introduction to multiple time series analysis. Berlin: *Springer*.

- MacKinnon, J.G., Haug, A.A. and Michelis, L. (1999) Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563-577.
- Maia, J. I., Pierri, D., & Trajtenberg, L. A. (2022). La relación entre inflación y crecimiento: Estimación del umbral de inflación para Argentina. *Desarrollo Económico. Revista De Ciencias Sociales*, 58(226), 433–457.
- Mallik, G. and Chowdhury, A. (2001) Inflation and Economic Growth: Evidence from Four South Asian Countries. *Asia-Pacific Development Journal*, 8, 123-135.
- Mundell, R. (1963). Inflation and real interest. *Journal of Political Economy*, 71(3), 280-283.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics<sup>1</sup>. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 461–472.
- Pesaran, H. H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17–29.
- Pesaran, H. M., & Smith, R. P. (1998). Structural Analysis of Cointegrating Vars. *Journal of Economic Surveys*, 471-505.
- Pindyck, R. & Solimano, R. (1993). Economic instability and aggregate investment, *NBER Macroeconomics Annual*, 259-303.
- Risso, A.W. & Sánchez Carrera, E.J. (2010), Inflation and Mexican economic growth: long-run relation and threshold effects, *Journal of Financial Economic Policy*, Vol. 1 No. 3, pp. 246-263.
- Saballos Montes, F. A. (2013). Análisis de la relación entre Inflación, Crecimiento Económico de Nicaragua durante el período 1961-2011, *Banco Central de Nicaragua*, Documentos de

Trabajo DT 027-Julio 2013.

Sarel, M. (1996). Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth. *Staff Papers (International Monetary Fund)*, 43(1), 199–215.

Sidrauski, M. (1967). Rational choice and patterns of growth in a monetary economy. *The American Economic Review*, 57(2), 534-544.

Tobin, J. (1965). Money and economic growth. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 671-684.

Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225–250.

Zietz, J. (2000). Cointegration versus traditional econometric techniques in applied economics, *Eastern Economic Journal*, 26 (4), 469-482.

## 8. APÉNDICE ESTADÍSTICO

**Tabla 9**

*Elección óptima de retardos para los tres países*

<u>Argentina</u>							<u>Chile</u>						
VAR Lag Order Selection Criteria Endogenous variables: LPBIARG LIPCARG Sample: 1910 2021 Included observations: 104							VAR Lag Order Selection Criteria Endogenous variables: LPBICHILE LIPCCHILE Sample: 1910 2021 Included observations: 104						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ	Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	73.54182	NA	0.000900	-1.337343	-1.235635	-1.296138	1	94.20731	NA	0.000605	-1.734756	-1.633049	-1.693551
2	126.1389	101.1482	0.000354	-2.271902	-2.068487*	-2.189492	2	167.2746	140.5140	0.000160	-3.062973	-2.859558*	-2.980564
3	133.0756	13.07298	0.000334	-2.328376	-2.023254	-2.204762	3	173.6950	12.09991*	0.000153*	-3.109518*	-2.804396	-2.985904*
4	139.2830	11.45983*	0.000320*	-2.370826*	-1.963997	-2.206008*	4	177.1113	6.307098	0.000155	-3.098294	-2.691465	-2.933476
5	142.0285	4.963161	0.000328	-2.346703	-1.838166	-2.140680	5	178.9387	3.303324	0.000161	-3.056513	-2.547976	-2.850490
6	143.3961	2.419432	0.000346	-2.296078	-1.685834	-2.048850	6	180.8268	3.340528	0.000168	-3.015900	-2.405656	-2.768672
7	144.8707	2.552255	0.000363	-2.247513	-1.535562	-1.959081	7	183.9294	5.369839	0.000171	-2.998642	-2.286690	-2.710209
8	147.9423	5.198138	0.000371	-2.229660	-1.416001	-1.900023	8	186.7319	4.742744	0.000176	-2.975613	-2.161955	-2.645976
* indicates lag order selected by the criterion LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) FPE: Final prediction error AIC: Akaike information criterion SC: Schwarz information criterion HQ: Hannan-Quinn information criterion							* indicates lag order selected by the criterion LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) FPE: Final prediction error AIC: Akaike information criterion SC: Schwarz information criterion HQ: Hannan-Quinn information criterion						
<u>Uruguay</u>													
VAR Lag Order Selection Criteria Endogenous variables: LPBIURU LIPCURU Sample: 1910 2021 Included observations: 104													
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ							
1	178.2128	NA	0.000120	-3.350246	-3.248538	-3.309041							
2	243.6604	125.8609	3.69e-05*	-4.531931*	-4.328516*	-4.449522*							
3	244.9644	2.457500	3.89e-05	-4.480085	-4.174963	-4.356471							
4	247.6171	4.897389	3.99e-05	-4.454176	-4.047347	-4.289357							
5	253.7179	11.02833*	3.83e-05	-4.494576	-3.986039	-4.288552							
6	258.2032	7.935523	3.80e-05	-4.503908	-3.893664	-4.256680							
7	259.1896	1.707159	4.03e-05	-4.445953	-3.734002	-4.157521							
8	261.2950	3.563007	4.19e-05	-4.409519	-3.595860	-4.079882							
* indicates lag order selected by the criterion LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) FPE: Final prediction error AIC: Akaike information criterion SC: Schwarz information criterion HQ: Hannan-Quinn information criterion													

Nota: Elaboración propia.

**Tabla 10**

*Estimación del modelo particular para Argentina*

Vector Error Correction Estimates  
 Date: 11/24/22 Time: 19:00  
 Sample (adjusted): 1914 2021  
 Included observations: 108 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & p-values in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LPBIARG(-1)	1.000000	
LIPCARG(-1)	0.018816 (0.00341)	
C	-9.986102 (0.13628)	

Error Correction:	D(LPBIARG)	D(LIPCARG)
CointEq1	-0.270349 (0.05631) [0.0000]	0.183807 (0.36259) [0.6128]
D(LPBIARG(-1))	0.200667 (0.09620) [0.0383]	0.390487 (0.61945) [0.5292]
D(LPBIARG(-2))	0.061492 (0.09972) [0.5382]	-0.271754 (0.64205) [0.6726]
D(LPBIARG(-3))	0.186733 (0.09565) [0.0523]	-0.416459 (0.61588) [0.4997]
D(LIPCARG(-1))	-0.018208 (0.01548) [0.2410]	1.161004 (0.09969) [0.0000]
D(LIPCARG(-2))	0.028454 (0.02178) [0.1930]	-0.681990 (0.14026) [0.0000]
D(LIPCARG(-3))	0.003145 (0.01557) [0.8401]	0.300242 (0.10022) [0.0031]
@TREND	0.009331 (0.00190) [0.0000]	-0.004876 (0.01226) [0.6914]

R-squared	0.172189	0.706942
Adj. R-squared	0.114243	0.686428
Sum sq. resids	0.262221	10.87135
S.E. equation	0.051208	0.329717
F-statistic	2.971511	34.46131
Log likelihood	171.8723	-29.26134
Akaike AIC	-3.034673	0.690025
Schwarz SC	-2.835996	0.888701
Mean dependent	0.024969	0.337366
S.D. dependent	0.054410	0.588807

Determinant resid covariance (dof adj.)	0.000260
Determinant resid covariance	0.000223
Log likelihood	147.6007
Akaike information criterion	-2.381494
Schwarz criterion	-1.909638
Number of coefficients	19

Nota: Elaboración propia.

**Tabla 11***Estimación del modelo 2 para Argentina*

Vector Error Correction Estimates  
Sample (adjusted): 1914 2021  
Included observations: 108 after adjustments  
Standard errors in ( ) & p-values in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LPBIARG(-1)	1.000000	
LIPCARG(-1)	-0.068018 (0.02011)	
C	-11.47462 (0.53175)	
Error Correction:	D(LPBIARG)	D(LIPCARG)
CointEq1	0.012558 (0.00467) 0.0078	0.063790 (0.02750) [0.0214]
D(LPBIARG(-1))	0.051689 (0.10825) [0.6335]	0.127902 (0.63685) [0.8410]
D(LPBIARG(-2))	-0.067036 (0.11073) [0.5456]	-0.483346 (0.65143) [0.4590]
D(LPBIARG(-3))	0.055802 (0.10656) [0.6011]	-0.616363 (0.62689) [0.3267]
D(LIPCARG(-1))	-0.024660 (0.01681) [0.1439]	1.146443 (0.09890) [0.0000]
D(LIPCARG(-2))	0.029823 (0.02353) [0.2065]	-0.689558 (0.13844) [0.0000]
D(LIPCARG(-3))	-0.005020 (0.01644) [0.7604]	0.323387 (0.09670) [0.0010]
R-squared	0.024045	0.711561
Adj. R-squared	-0.033933	0.694426
Sum sq. resids	0.309148	10.69999
S.E. equation	0.055325	0.325485
F-statistic	0.414730	41.52680
Log likelihood	162.9822	-28.40340
Akaike AIC	-2.888559	0.655618
Schwarz SC	-2.714717	0.829460
Mean dependent	0.024969	0.337366
S.D. dependent	0.054410	0.588807
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.000289
Determinant resid covariance		0.000253
Log likelihood		140.7679
Akaike information criterion		-2.291999
Schwarz criterion		-1.869811
Number of coefficients		17

Nota: Elaboración propia.

**Tabla 12***Estimación del modelo particular para Chile*

Vector Error Correction Estimates  
 Date: 12/01/22 Time: 22:31  
 Sample (adjusted): 1913 2021  
 Included observations: 109 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & p-values in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LPBICHILE(-1)	1.000000	
LIPCCHILE(-1)	0.002606 (0.01819)	
C	-14.11584 (0.38260)	
Error Correction:	D(LPBIHILE)	D(LIPCCHILE)
CointEq1	-0.156124 (0.03798) [0.0001]	-0.089168 (0.08441) [0.2921]
D(LPBIHILE(-1))	0.145618 (0.09049) [0.1091]	0.123112 (0.20111) [0.5411]
D(LPBIHILE(-2))	-0.142877 (0.09009) [0.1143]	0.019335 (0.20023) [0.9232]
D(LIPCCHILE(-1))	0.030021 (0.04277) [0.4836]	1.106205 (0.09507) [0.0000]
D(LIPCCHILE(-2))	-0.088183 (0.04370) [0.0449]	-0.286006 (0.09712) [0.0036]
@TREND	0.005703 (0.00126) [0.0000]	0.003288 (0.00279) [0.02401]
R-squared	0.198082	0.761431
Adj. R-squared	0.159153	0.749850
Sum sq. resids	0.520171	2.569335
S.E. equation	0.071065	0.157940
F-statistic	5.088397	65.74828
Log likelihood	136.6353	49.58539
Akaike AIC	-2.396977	-0.799732
Schwarz SC	-2.248830	-0.651584
Mean dependent	0.030811	0.192319
S.D. dependent	0.077499	0.315785
Determinant resid covariance (dof adj.)	0.000126	
Determinant resid covariance	0.000112	
Log likelihood	186.3536	
Akaike information criterion	-3.144103	
Schwarz criterion	-2.773734	
Number of coefficients	15	

Nota: Elaboración propia.

**Tabla 13***Estimación del modelo 2 para Chile*

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1913 2021

Included observations: 109 after adjustments

Standard errors in ( ) &amp; p-values in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LPBICHILE(-1)	1.000000	
LIPCCHILE(-1)	-0.154602 (0.03156)	
C	-18.38897 (0.40865)	
Error Correction:	D(LPBIHILE)	D(LIPCCHILE)
CointEq1	-0.026971 (0.00582) [0.0000]	-0.012666 (0.01236) [0.3067]
D(LPBIHILE(-1))	0.123846 (0.09397) [0.1890]	0.130688 (0.19970) [0.5136]
D(LPBIHILE(-2))	-0.195251 (0.09246) [0.0359]	0.006652 (0.19647) [0.9730]
D(LIPCCHILE(-1))	0.036305 (0.04482) [0.4189]	1.110147 (0.09525) [0.0000]
D(LIPCCHILE(-2))	-0.082032 (0.04611) [0.0767]	-0.274489 (0.09798) [0.0056]
R-squared	0.110215	0.757989
Adj. R-squared	0.075993	0.748681
Sum sq. resids	0.577166	2.606404
S.E. equation	0.074496	0.158308
F-statistic	3.220550	81.43325
Log likelihood	130.9688	48.80471
Akaike AIC	-2.311353	-0.803756
Schwarz SC	-2.187897	-0.680300
Mean dependent	0.030811	0.192319
S.D. dependent	0.077499	0.315785
Determinant resid covariance (dof adj.)	0.000138	
Determinant resid covariance	0.000126	
Log likelihood	180.1870	
Akaike information criterion	-3.067652	
Schwarz criterion	-2.746665	
Number of coefficients	13	

Nota: Elaboración propia.

**Tabla 14***Estimación del modelo particular para Uruguay*

Vector Error Correction Estimates

Date: 10/03/22 Time: 19:29

Sample (adjusted): 1912 2021

Included observations: 110 after adjustments

Standard errors in ( ) &amp; p-values in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LPBIURU(-1)	1.000000	
LIPCURU(-1)	0.040530 (0.00788)	
C	-16.82162 (0.16212)	
Error Correction:	D(LPBIURU)	D(LIPCURU)
CointEq1	-0.208270 (0.04345) [0.0000]	-0.100344 (0.10987) [0.3621]
D(LPBIURU(-1))	0.403131 (0.08273) [0.0000]	0.027641 (0.20920) [0.8950]
D(LIPCURU(-1))	0.002244 (0.02212) [0.9193]	0.823483 (0.05594) [0.0000]
@TREND	0.007349 (0.00150) [0.0000]	0.003952 (0.00380) [0.2995]
R-squared	0.241279	0.705488
Adj. R-squared	0.219806	0.697153
Sum sq. resids	0.236485	1.512291
S.E. equation	0.047233	0.119444
F-statistic	11.23628	84.63914
Log likelihood	181.7460	79.69377
Akaike AIC	-3.231746	-1.376250
Schwarz SC	-3.133547	-1.278051
Mean dependent	0.024957	0.186533
S.D. dependent	0.053475	0.217047
Determinant resid covariance (dof adj.)	3.03E-05	
Determinant resid covariance	2.81E-05	
Log likelihood	264.2312	
Akaike information criterion	-4.604204	
Schwarz criterion	-4.334156	
Number of coefficients	11	

Nota: Elaboración propia.

**Tabla 15***Estimación del modelo 5 para Uruguay*

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1912 2021

Included observations: 110 after adjustments

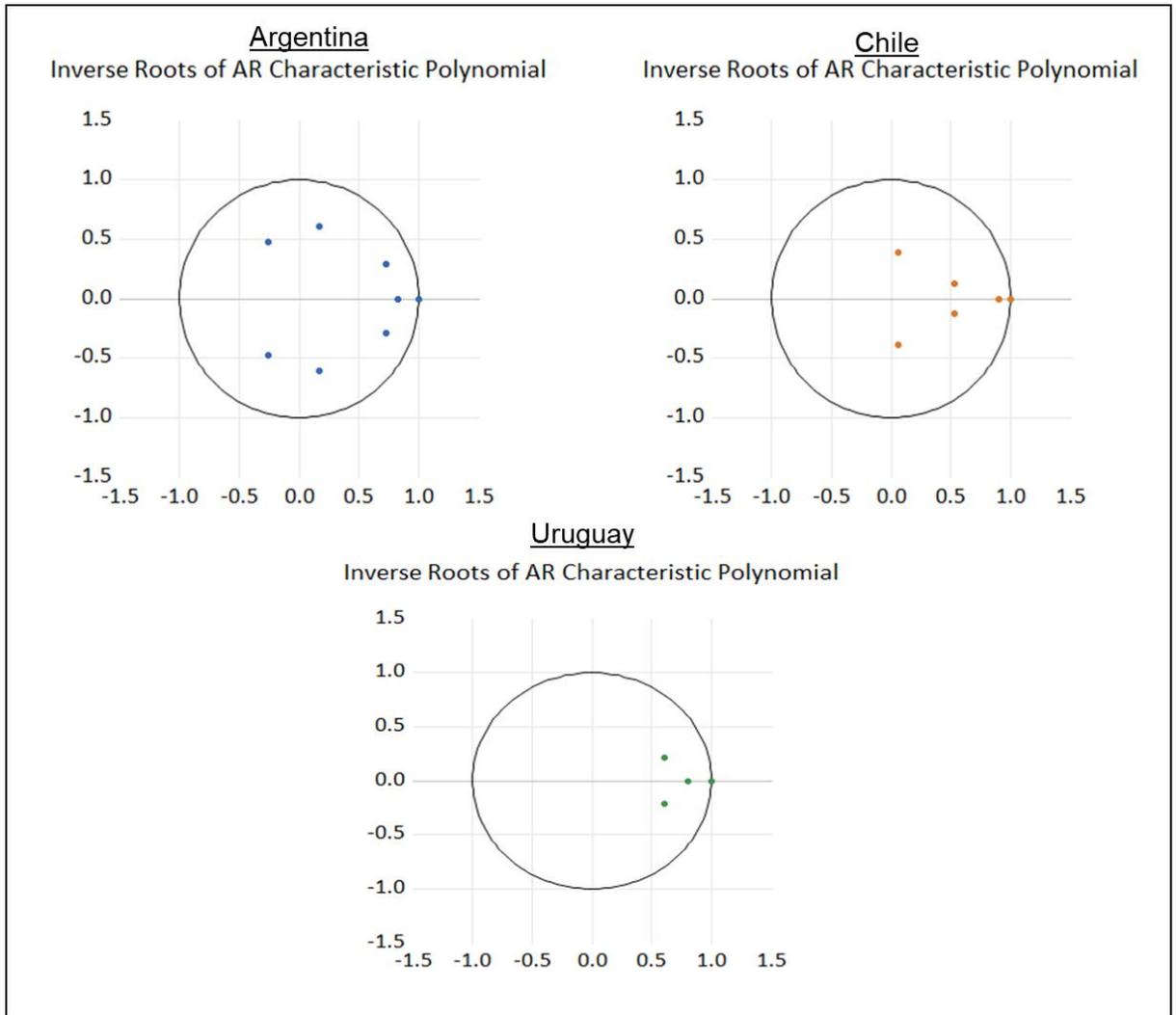
Standard errors in ( ) &amp; p-values in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LPBIURU(-1)	1.000000	
LIPCURU(-1)	0.039776 (0.00789)	
@TREND(10)	-0.035354	
C	-16.75030	
Error Correction:	D(LPBIURU)	D(LIPCURU)
CointEq1	-0.213160 (0.04851) [0.0000]	-0.073126 (0.12268) [0.5518]
D(LPBIURU(-1))	0.408685 (0.08725) [0.0000]	-0.003117 (0.22065) [0.9887]
D(LIPCURU(-1))	0.002964 (0.02232) [0.8945]	0.821247 (0.05646) [0.0000]
C	0.016449 (0.00959) [0.0000]	0.018353 (0.02426) [0.4846]
@TREND(10)	-3.48E-05 (0.00015) [0.8182]	0.000274 (0.00038) [0.4752]
R-squared	0.242369	0.705884
Adj. R-squared	0.213507	0.694680
Sum sq. resids	0.236146	1.510257
S.E. equation	0.047424	0.119931
F-statistic	8.397458	63.00054
Log likelihood	181.8251	79.76780
Akaike AIC	-3.215001	-1.359415
Schwarz SC	-3.092252	-1.236665
Mean dependent	0.024957	0.186533
S.D. dependent	0.053475	0.217047
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.08E-05
Determinant resid covariance		2.80E-05
Log likelihood		264.3362
Akaike information criterion		-4.587931
Schwarz criterion		-4.293333
Number of coefficients		12

Nota: Elaboración propia.

**Figura 6**

*Raíces inversas del polinomio AR para los tres países*



Nota: Elaboración propia.

**Tabla 16***Test de normalidad Jarque-bera para los tres países*

<u>Argentina</u>				<u>Chile</u>			
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.830081	2	0.1473	1	46.72369	2	0.0000
2	813.9742	2	0.0000	2	1967.539	2	0.0000
Joint	817.8043	4	0.0000	Joint	2014.263	4	0.0000

<u>Uruguay</u>			
Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.445782	2	0.2944
2	52.49724	2	0.0000
Joint	54.94302	4	0.0000

Nota: Elaboración propia.

**Tabla 17***Test de autocorrelación LM para los tres países*

<u>Argentina</u>							<u>Chile</u>						
VEC Residual Serial Correlation LM Tests Date: 12/01/22 Time: 21:39 Sample: 1910 2021 Included observations: 108							VEC Residual Serial Correlation LM Tests Date: 12/01/22 Time: 21:40 Sample: 1910 2021 Included observations: 109						
Null hypothesis: No serial correlation at lag h							Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.	Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.411981	4	0.4914	0.856089	(4, 194.0)	0.4914	1	2.315759	4	0.6779	0.579391	(4, 200.0)	0.6779
2	3.727165	4	0.4442	0.935929	(4, 194.0)	0.4442	2	3.986903	4	0.4078	1.001668	(4, 200.0)	0.4078
3	2.732143	4	0.6036	0.684316	(4, 194.0)	0.6036	3	6.156194	4	0.1878	1.555084	(4, 200.0)	0.1878
4	0.945037	4	0.9180	0.235618	(4, 194.0)	0.9180							
Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h							Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.	Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.411981	4	0.4914	0.856089	(4, 194.0)	0.4914	1	2.315759	4	0.6779	0.579391	(4, 200.0)	0.6779
2	5.825341	8	0.6668	0.727777	(8, 190.0)	0.6669	2	9.577684	8	0.2959	1.207999	(8, 196.0)	0.2960
3	8.994005	12	0.7034	0.747338	(12, 186.0)	0.7036	3	9.827313	12	0.6311	0.818401	(12, 192.0)	0.6313
4	14.80853	16	0.5387	0.927100	(16, 182.0)	0.5393							

<u>Uruguay</u>						
VEC Residual Serial Correlation LM Tests Date: 12/01/22 Time: 21:41 Sample: 1910 2021 Included observations: 110						
Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.077215	4	0.5450	0.771306	(4, 206.0)	0.5450
2	1.890359	4	0.7559	0.472461	(4, 206.0)	0.7559
Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.077215	4	0.5450	0.771306	(4, 206.0)	0.5450
2	4.123763	8	0.8458	0.513070	(8, 202.0)	0.8458

Nota: Elaboración propia.

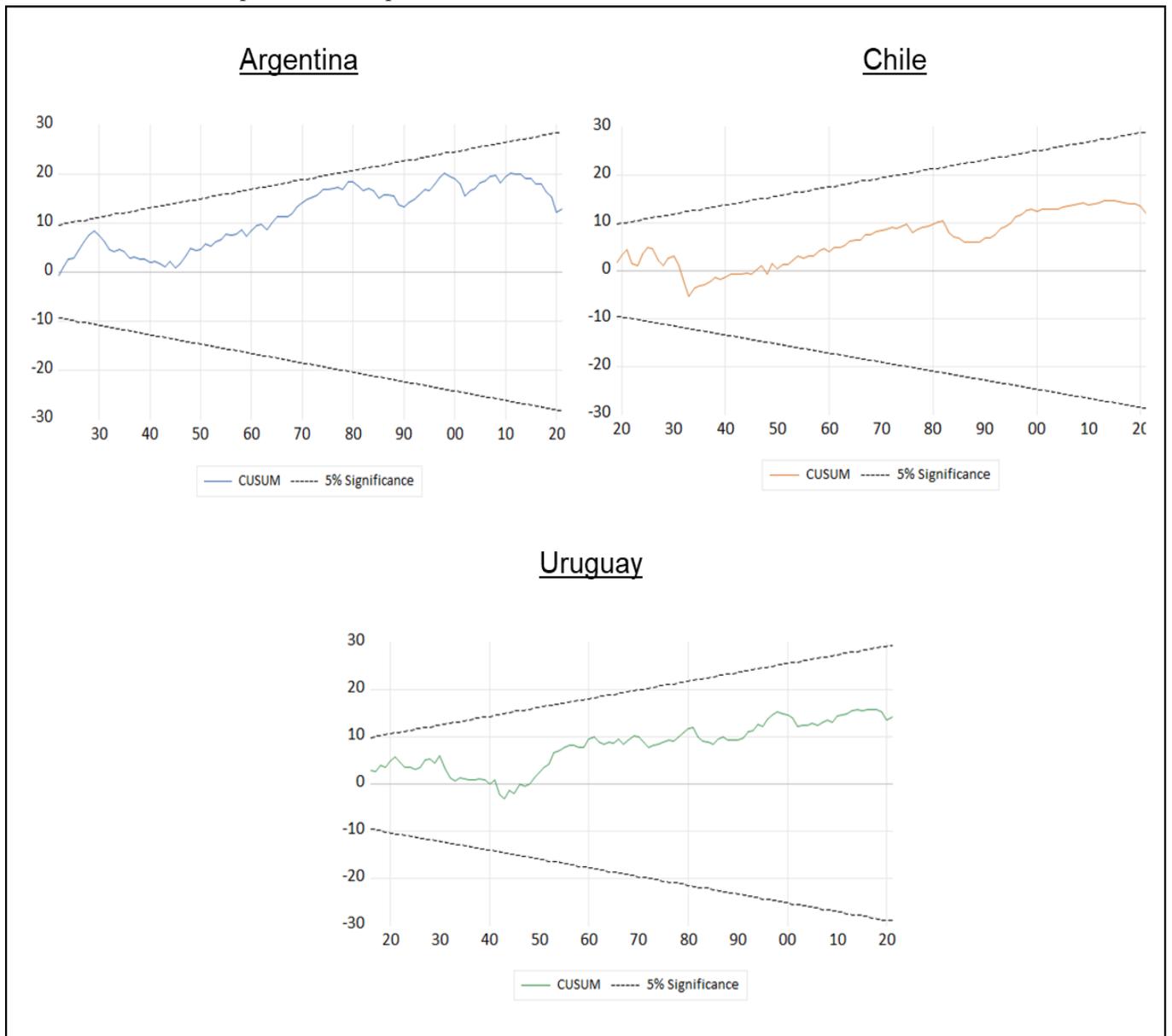
**Tabla 18***Test de autocorrelación Portmanteau para los tres países*

<u>Argentina</u>						<u>Chile</u>					
VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations Null Hypothesis: No residual autocorrelations up to lag h Date: 12/01/22 Time: 21:38 Sample: 1910 2021 Included observations: 108						VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations Null Hypothesis: No residual autocorrelations up to lag h Date: 12/01/22 Time: 21:40 Sample: 1910 2021 Included observations: 109					
Lags	Q-Stat	Prob.*	Adj Q-Stat	Prob.*	df	Lags	Q-Stat	Prob.*	Adj Q-Stat	Prob.*	df
1	0.364082	---	0.367485	---	---	1	0.091566	---	0.092414	---	---
2	0.826409	---	0.838535	---	---	2	1.927244	---	1.962404	---	---
3	1.992096	---	2.037527	---	---	3	6.802461	0.4497	6.975598	0.4314	7
4	2.609031	0.9187	2.678190	0.9131	7						
<u>Uruguay</u>											
VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations Null Hypothesis: No residual autocorrelations up to lag h Date: 12/01/22 Time: 21:42 Sample: 1910 2021 Included observations: 110											
Lags	Q-Stat	Prob.*	Adj Q-Stat	Prob.*	df						
1	1.931872	---	1.949595	---	---						
2	3.584086	0.8262	3.632406	0.8210	7						

Nota: Elaboración propia.

**Figura 7**

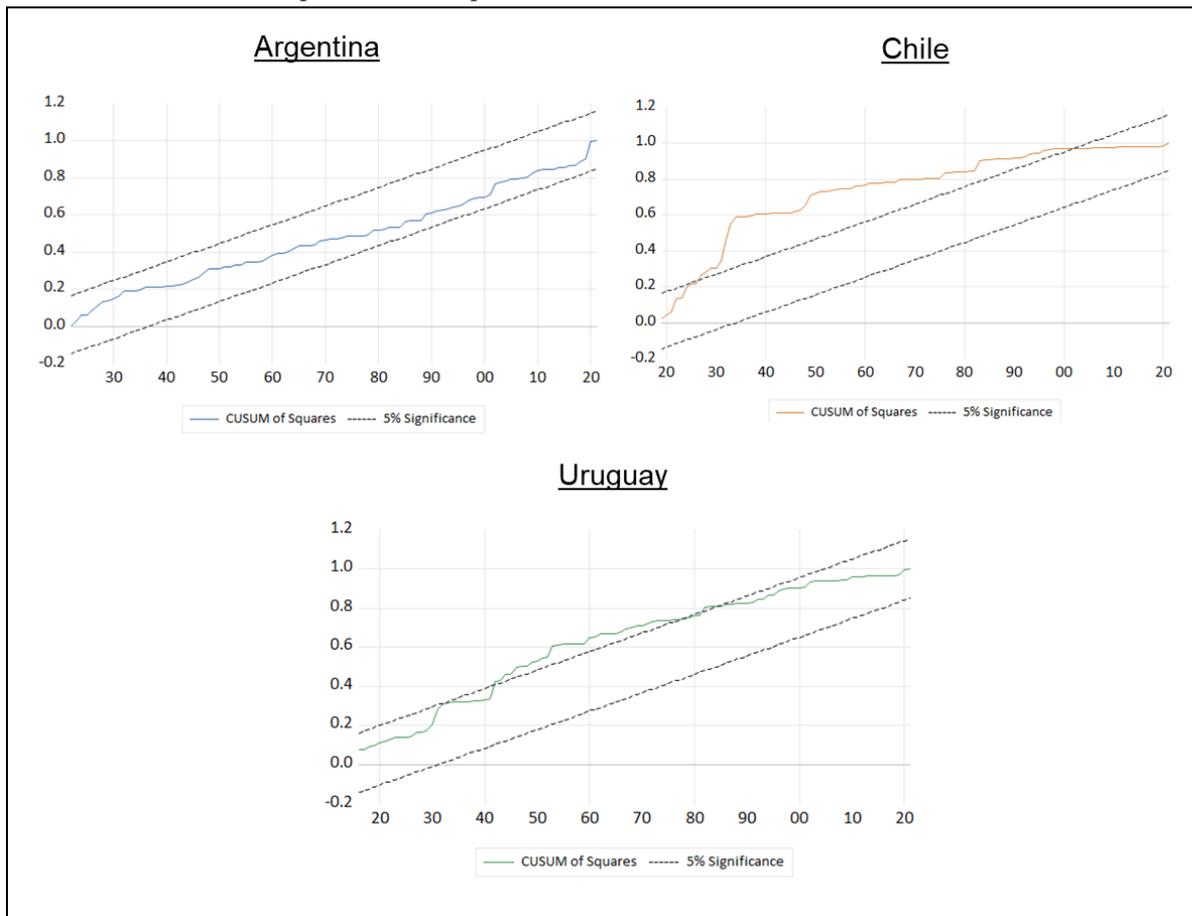
*Test CUSUM para los tres países*



Nota: Elaboración propia.

### Figura 8

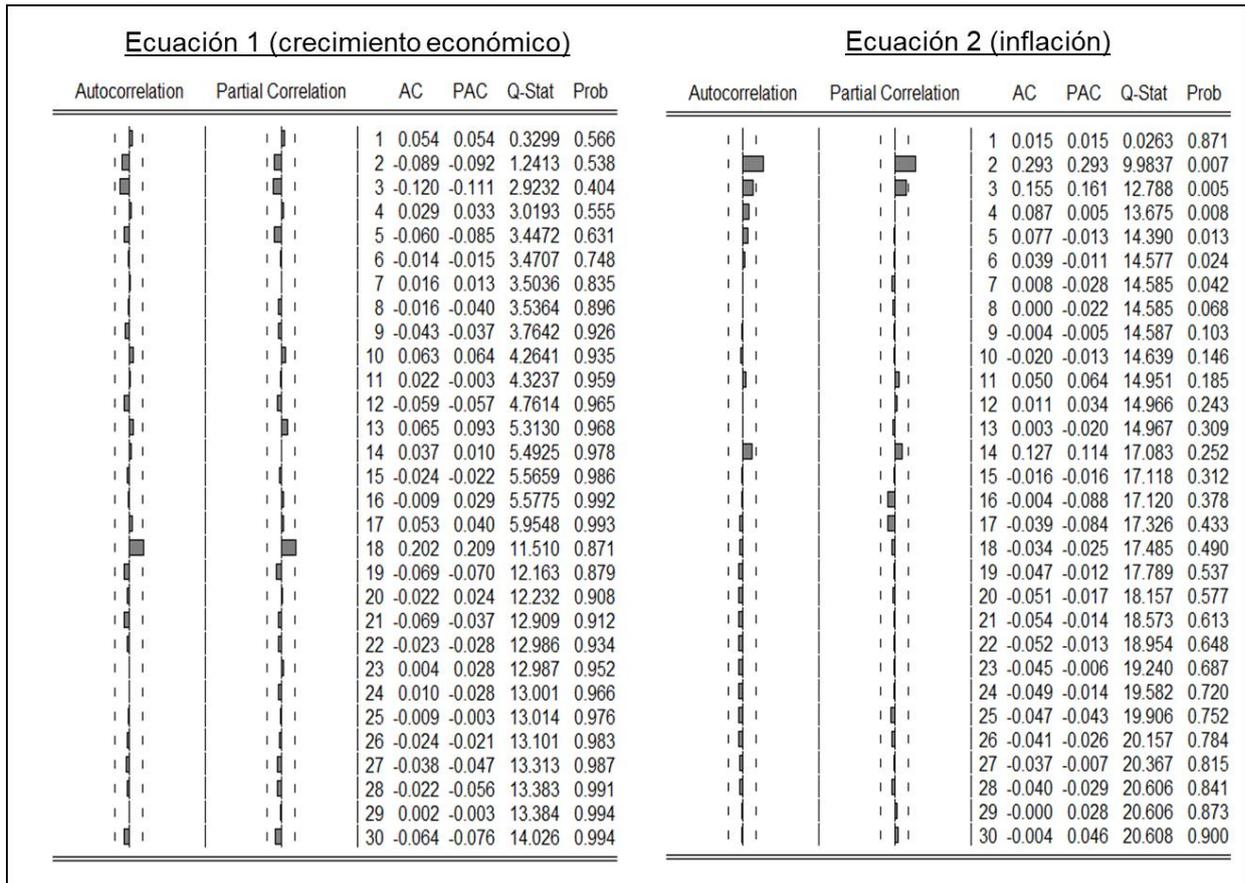
Test  $CUSUM^2$  para los tres países



Nota: Elaboración propia.

**Figura 9**

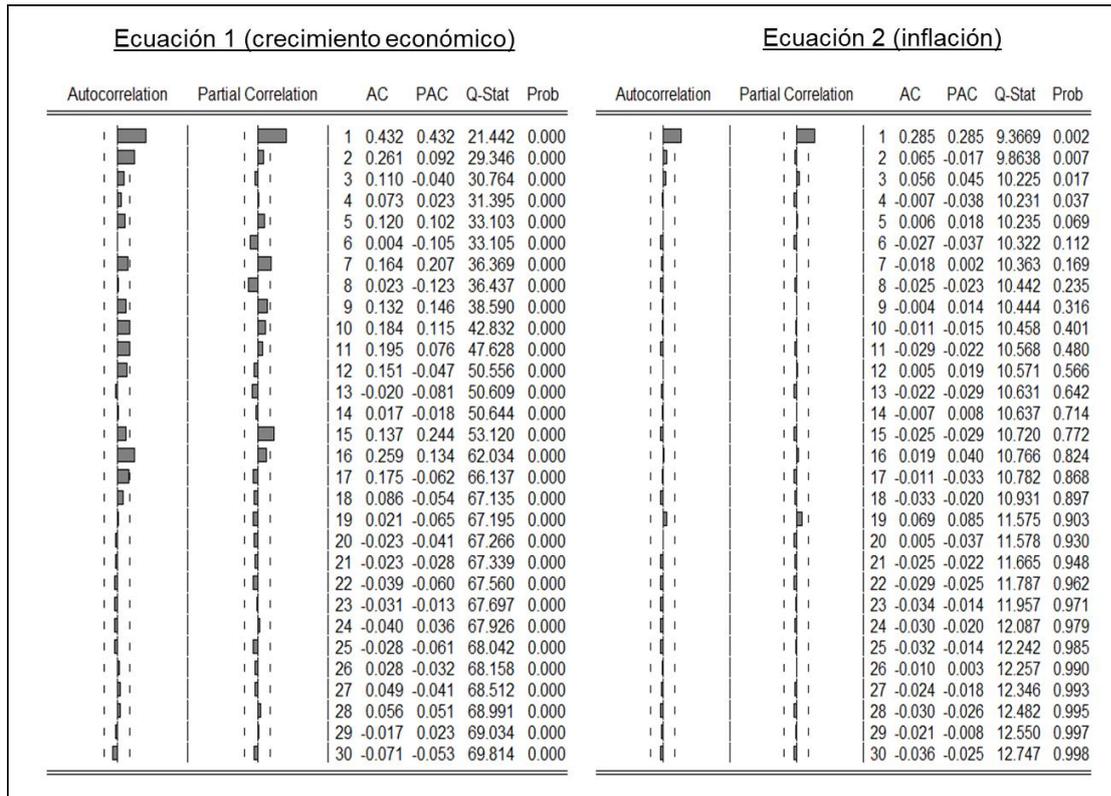
*Inspección de funciones FAC y FACP de los residuos al cuadrado para Argentina*



Nota: Elaboración propia.

**Figura 10**

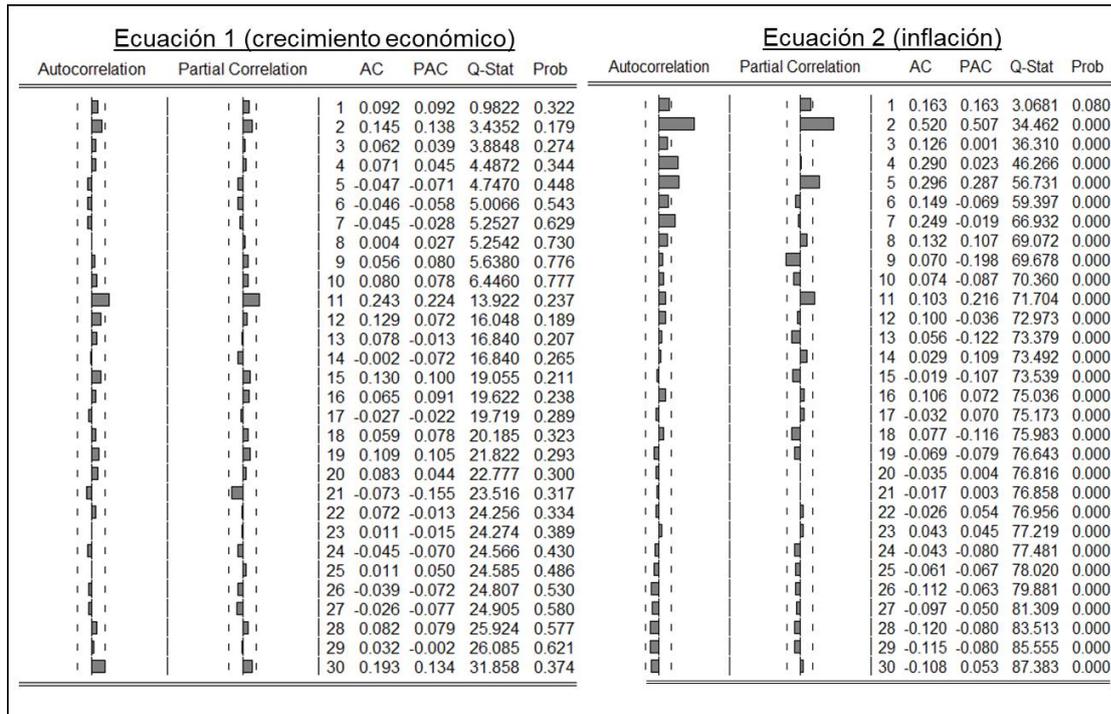
*Inspección de funciones FAC y FACP de los residuos al cuadrado para Chile*



Nota: Elaboración propia.

**Figura 11**

*Inspección de funciones FAC y FACP de los residuos al cuadrado para Uruguay*



Nota: Elaboración propia.

**Tabla 19**  
*Test Mariano-Debold para los tres países*

<u>Argentina</u>							<u>Chile</u>						
Forecast Evaluation Date: 10/27/22 Time: 22:25 Sample: 2010 2019 Included observations: 10 Evaluation sample: 2010 2019 Number of forecasts: 3							Forecast Evaluation Date: 10/27/22 Time: 21:26 Sample: 2010 2019 Included observations: 10 Evaluation sample: 2010 2019 Number of forecasts: 3						
Combination tests Null hypothesis: Forecast i includes all information contained in others							Combination tests Null hypothesis: Forecast i includes all information contained in others						
Equation	F-stat	F-prob					Equation	F-stat	F-prob				
Modelo Particular	0.020718	0.8891					Modelo Particular	0.664846	0.4385				
Modelo 2	0.482986	0.5068					Modelo 2	1.097983	0.3253				
Diebold-Mariano test (HLN adjusted) Null hypothesis: Both forecasts have the same accuracy							Diebold-Mariano test (HLN adjusted) Null hypothesis: Both forecasts have the same accuracy						
Accuracy	Statistic	<> prob	> prob	< prob			Accuracy	Statistic	<> prob	> prob	< prob		
Abs Error	1.025184	0.3320	0.8340	0.1660			Abs Error	-1.609748	0.1419	0.0710	0.9290		
Sq Error	1.159499	0.2761	0.8620	0.1380			Sq Error	-2.180853	0.0571	0.0285	0.9715		
Evaluation statistics							Evaluation statistics						
Forecast	RMSE	MAE	MAPE	SMAPE	Theil U1	Theil U2	Forecast	RMSE	MAE	MAPE	SMAPE	Theil U1	Theil U2
Modelo Particular	0.049795	0.039757	146.4805	114.6619	0.643322	0.941923	Modelo Particular	0.021445	0.018426	92.25736	62.73203	0.283270	0.534765
Modelo 2	0.041494	0.033642	128.6655	125.5064	0.624732	0.690956	Modelo 2	0.031315	0.025017	139.1816	69.71780	0.344666	0.770914
Simple mean	0.044722	0.035777	134.0348	122.0084	0.632167	0.800266	Simple mean	0.025643	0.020352	112.9668	64.07939	0.308120	0.636759
<u>Uruguay</u>													
Forecast Evaluation Date: 10/27/22 Time: 22:25 Sample: 2010 2019 Included observations: 10 Evaluation sample: 2010 2019 Number of forecasts: 3													
Combination tests Null hypothesis: Forecast i includes all information contained in others													
Equation	F-stat	F-prob											
Modelo Particular	0.856953	0.3817											
Modelo 5	0.847232	0.3843											
Diebold-Mariano test (HLN adjusted) Null hypothesis: Both forecasts have the same accuracy													
Accuracy	Statistic	<> prob	> prob	< prob									
Abs Error	-292.9401	0.0000	0.0000	1.0000									
Sq Error	-59.57063	0.0000	0.0000	1.0000									
Evaluation statistics													
Forecast	RMSE	MAE	MAPE	SMAPE	Theil U1	Theil U2							
Modelo Particular	0.025499	0.019553	109.7982	87.46316	0.436402	1.132927							
Modelo 5	0.761272	0.761020	7373.071	200.0000	0.989598	57.30582							
Simple mean	0.389167	0.388674	3675.214	200.0000	0.980287	29.16465							

Nota: Elaboración propia.