



# UNIVERSIDAD NACIONAL DEL ALTIPLANO

ESCUELA DE POSGRADO

MAESTRÍA EN INFORMÁTICA



TESIS

MODELAMIENTO ECONOMETRICO DE LA INFLACIÓN EN EL PERÚ,  
PERÍODO 2000-2019

PRESENTADA POR:

LUIS FRANCISCO LAURENTE BLANCO

PARA OPTAR EL GRADO ACADÉMICO DE:

MAESTRO EN INFORMÁTICA

MENCIÓN EN MATEMÁTICA Y SIMULACIÓN COMPUTACIONAL

PUNO, PERÚ

2021



## DEDICATORIA

Dedico este trabajo a mis amados padres, Frans Laurente Quiñonez y Luz Marina Blanco Loza, de quienes recibo cada momento su amor y sus consejos para ser una persona de bien.



## AGRADECIMIENTO

A Jesucristo mi Señor (el Hijo de Dios) por enseñarme en este tiempo el concepto de paciencia, perseverancia y fe; mostrándome cada instante su corrección, su amor y cuidado infinito. ¡Aleluya Señor!



## ÍNDICE GENERAL

	Pág.
DEDICATORIA	i
AGRADECIMIENTO	ii
ÍNDICE GENERAL	iii
ÍNDICE DE TABLAS	v
ÍNDICE DE FIGURAS	vi
ÍNDICE DE ANEXOS	vii
RESUMEN	viii
ABSTRACT	ix
INTRODUCCIÓN	1

### CAPÍTULO I

#### REVISIÓN DE LITERATURA

1.1 Marco teórico	3
1.2 Antecedentes	10

### CAPÍTULO II

#### PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

2.1 Identificación del problema	18
2.2 Enunciados del problema	20
2.3 Justificación	20
2.4 Objetivos	21
2.4.1 Objetivo general	21
2.4.2 Objetivos específicos	21
2.5 Hipótesis	21
2.5.1 Hipótesis general	21
2.5.2 Hipótesis específicas	21

### CAPÍTULO III

#### MATERIALES Y MÉTODOS

3.1 Lugar de estudio	22
3.2 Población	22
3.3 Muestra	22
3.4 Método de investigación	22
3.5 Descripción detallada de métodos por objetivos específicos	23

iii



## CAPÍTULO IV

### RESULTADOS Y DISCUSIÓN

4.1 Modelos de estimación	31
4.2 Resultados	34
4.3 Estadística descriptiva de las variables	34
4.4 Test de raíz unitaria a las series económicas	38
4.5 Estimación de los modelos de inflación	40
4.6 Elección del modelo de eficiencia para la inflación	48
CONCLUSIONES	50
RECOMENDACIONES	52
BIBLIOGRAFÍA	53
ANEXOS	59

Puno, 04 de Agosto de 2021

**ÁREA:** Matemática y Simulación Computacional

**TEMA:** Modelamiento de la Inflación

**LÍNEA:** Informática



## ÍNDICE DE TABLAS

	<b>Pág.</b>
1. Variables usadas para el modelo de inflación	24
2. Estadística descriptiva de las variables	35
3. Correlaciones de las variables de estudio	38
4. Tests de estacionariedad (I)	39
5. Tests de estacionariedad (II)	40
6. Modelos <i>ARIMA</i> de inflación para el Perú	42
7. Ecuaciones de largo plazo para la inflación en el Perú, 2000-2019	47
8. Elección de modelos de inflación	48



## ÍNDICE DE FIGURAS

	<b>Pág.</b>
1. Evolución de las variables económicas	36
2. Evolución de las variables económicas (continuación)	37
3. Residuos del modelo $ARIMA(5, 1, 0)$	43
4. Residuos del modelo $ARIMA(5, 1, 0)$	43
5. Correlograma de los residuos del modelo $ARIMA(5, 1, 0)$	44
6. Correlograma de los residuos del modelo $ARIMA(5, 1, 0)$	45



## ÍNDICE DE ANEXOS

	<b>Pág.</b>
1. Información Estadística	59
2. Estadística descriptiva de las variables económicas	65
3. Comportamiento de las variables en el tiempo	65
4. Test de raíz unitaria en niveles – intercepto de las variables económicas	66
5. Tests de raíz unitaria con intercepto y tendencia de las variables económicas	73
6. Tests de raíz unitaria en primera diferencia con intercepto sin tendencia de las variables económicas	79
7. Tests de raíz unitaria en primera diferencia con intercepto y tendencia de las variables económicas	86
8. Estimación de los modelos <i>ARIMA</i> de inflación	94
9. Modelos de largo plazo de la inflación	98

## RESUMEN

En el Perú, para la proyección de la inflación, la principal herramienta utilizada por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) es el modelo de proyección trimestral (MPT), que incorpora cuatro bloques principales: una curva de Phillips, una curva IS, una ecuación de tipo de cambio y una regla de política monetaria. En los últimos años la inflación ha mostrado una clara diferencia respecto de la inflación efectiva y no ha logrado alcanzar la meta de inflación con la metodología usada, sugiriendo el uso de otras metodologías de proyección de la inflación que permitan obtener resultados más realistas. Este trabajo tuvo como objetivo principal determinar el modelo econométrico que ajusta confiablemente la inflación en el Perú para ello se consideró información mensual entre los años 2000-2019 extraídos del BCRP. Para la estimación de la inflación se utilizó las especificaciones: ARIMA, el modelo de inflación con crédito y tasas de interés, el modelo con brechas y el modelo clásico de inflación. Los resultados indicaron que el modelo de mayor ajuste para la economía peruana es el modelo con brechas, cuyas determinantes estadísticamente significativas son: la variación de la inflación, la brecha del producto, la brecha de los precios de importaciones, la brecha del nivel de precios de los bienes de consumo, la brecha del precio del petróleo, la oferta monetaria, la variación del tipo de cambio y el nivel de salarios. Estos resultados sirven para que los tomadores de decisiones puedan conocer el impacto de las variables sobre la inflación.

**Palabras clave:** Modelos ARIMA, modelos de pronóstico, método generalizado de momentos, proyección de la inflación, modelos con brechas.



## ABSTRACT

In Peru, in order to have an inflation projection, the main tool used by the Central Reserve Bank of Peru (BCRP) is the quarterly projection model (MPT), which at the same time incorporates four main blocks: the Phillips curve, the IS curve, an exchange rate equation and a monetary policy rule. In recent years this differs from actual inflation and fails to achieve the inflation target, suggesting the use of other inflation projection methodologies, which allow obtaining more realistic results. The aim of this research was to determine the econometric model that reliably adjusts inflation in Peru, considering monthly data from 2000-2019 extracted from the BCRP. For the estimation of inflation we used the ARIMA specification, the inflation model with credit and interest rates, the model with gaps and the classical inflation model. The results indicate that the model with the best fit for the Peruvian economy is the model with gaps, whose statistically significant determinants are: the inflation variation, the output gap, the import price gap, the consumer goods price level gap, the oil price gap, the money supply, the exchange rate variation and the wage level. These results are useful for decision makers to know the impact of variables on inflation.

**Keywords:** ARIMA models, forecasting models, generalized method of moments, inflation projection, models with gaps.

## INTRODUCCIÓN

La inflación es uno de los fenómenos que afecta la productividad en la economía de un país ya que afecta a las variables como la inversión, el ahorro, el ingreso y por ende afecta al crecimiento económico por lo que es necesario entender las causas detrás del movimiento de los precios lo cual es relevante para todos los agentes de una economía. En el Perú la inflación ha experimentado diversas fluctuaciones a través de la historia y se puede distinguir principalmente tres períodos. En el primero, antes del año 1975, se registró una tasa de inflación promedio de aproximadamente 7% anual. En el segundo, entre el periodo 1975 y 1990, se registraron altas tasas de inflación e hiperinflación. En el tercero, a partir de 1991, el proceso de desinflación gradual, busca alcanzar las tasas de inflación internacionales cercanos al 3% anual (Armas & Grippa, 2001). Por este motivo, para el control de la inflación en el Perú, desde el año 2002, el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) aplica el esquema de Metas Explícitas de Inflación (en inglés *Inflation Targeting*) especificando una meta de inflación acumulada a diciembre de ese año de 2.5% con un margen de error de  $\pm 1\%$ . Este esquema de metas de inflación fue adoptado por muy pocos casos de economías dolarizadas (Armas & Grippa, 2002). Bajo este esquema de metas, el BCRP se compromete a mantener la inflación dentro de un rango meta y tomar acciones pertinentes para que cualquier desvío en relación a su meta se revierta en el mediano plazo (Ramos & Winkelried, 2016).

Para el objetivo de mantener la inflación controlada y dentro de un rango meta, el BCRP emplea diversas metodologías de modelamiento de la inflación utilizando determinantes de coyuntura y de teoría económica que ofrecen una aproximación al valor real de los movimientos de la inflación. La principal herramienta utilizada para la proyección de la inflación en el Perú es el modelo de proyección trimestral (MPT) como se muestra en el trabajo de Rossini & Vega (2007) que incorpora principalmente una curva de Phillips, una curva IS (*Investment-Saving*), una ecuación de tipo de cambio y una regla de política monetaria para el control de la inflación (Armas & Grippa, 2001, 2002). Luego, pese al modelo trimestral empleado por el BCRP, en los últimos años la inflación proyectada difiere de la efectiva y no ha logrado encontrarse en la meta de inflación por lo que da evidencia a buscar, en base a la teoría y la práctica, otras metodologías de modelamiento que permita un mayor ajuste y que brinde resultados más realistas.



En esta investigación se espera dar respuesta a la búsqueda de modelos de pronóstico de mayor ajuste para la inflación en el Perú. En este sentido, se utiliza los modelos ARIMA de Box & Jenkins (1976) para determinar el comportamiento temporal de la inflación peruana relacionada a sus componentes autoregresivos y de medias móviles. Además, para realizar un contraste con modelos de eficiencia se emplea cuatro especificaciones adicionales. La especificación Neokeynesiana de Svensson (2000) para un modelo de inflación que considera expectativas racionales; la especificación de Aquino (2019) para el modelo *NKPC* híbrido que considera en su formulación las expectativas de inflación de períodos pasados; la especificación de Tung & Nguyen (2020) para un modelo de inflación que considera el crédito y tasas de interés; y el modelo de Mohanty & Klau (2001) para un modelo que considera brechas en los niveles de precios.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: el capítulo 1 presenta la revisión de la literatura; el capítulo 2 describe el planteamiento del problema; el capítulo 3 presenta los materiales y metodologías empleadas en el documento. Finalmente, en un capítulo aparte se presentan los principales resultados del estudio.

## CAPÍTULO I

### REVISIÓN DE LITERATURA

#### 1.1 Marco teórico

En esta sección se presenta modelos de inflación de teoría económica y el modelo de series de tiempo ARIMA Box & Jenkins (1976) para determinar el comportamiento temporal de la inflación. En efecto, se presenta el modelo de perspectiva Nekeynesiana propuesta por Svensson (2000), donde se considera expectativas racionales en la determinación de la inflación. En seguida, se presenta el modelo de Aquino (2019) para el modelo *NKPC* híbrido que considera en su formulación las expectativas de inflación de períodos pasados tomando como base el modelo de Svensson. Además, se presenta la especificación de Tung & Nguyen (2020) para un modelo de inflación que considera el sector de crédito y tasas de interés; y finalmente el modelo de Mohanty & Klau (2001) para un modelo que considera brechas en los niveles de precios para la determinación de la inflación. Posteriormente, se presenta el modelo *ARIMA* que modela la inflación en sus componentes autorregresivos y de medias móviles.

#### Modelo de inflación con expectativas racionales

El modelo de inflación o de oferta agregada desde la perspectiva Nekeynesiana (*NK*) para una economía pequeña y abierta fue formulada por Galí & Monacelli (2005), la cual captura la inflación dinámica en la economía relacionando los cambios en los precios con cambios en la demanda, expresado por la brecha de la producción que tiene una presión sobre los precios derivados de la esperanza de los agentes. Esta relación puede ser derivada en un ambiente de competencia monopolística que busca maximizar los beneficios, combinando con el supuesto de ajuste de precios escalonados, como se señala en el trabajo de Calvo (1983). Algunas aplicaciones respecto de este modelo con perspectiva Nekeynesiana se encuentra en Petrovska *et al.* (2017) para modelos de proyección de corto plazo, modelos estructurales y modelos de factor dinámico. Otra

aplicación de este sistema se encuentra en el trabajo de Stock & Watson (1999) que utilizan la curva de Phillips para el modelamiento de la inflación usando variables de precios y de tasas de interés

El sistema Neokeynesiano, por lo tanto, permite la defensa de una estructura teórica de optimización de firmas mientras que al mismo tiempo derivando una relación positiva entre inflación y actividad económica real. Esto es opuesto a la Curva de Phillips (*PC*), la cual tiene una naturaleza *backward-looking*, este sistema es conocido como la Curva de Phillips Neokeynesiano (*NKPC*) y establece que uno de los principales determinantes de la inflación es la expectativa de la inflación futura y no su realización pasada. Por lo tanto, el *NKPC* presentada en el trabajo de Galí & Monacelli (2005) toma la forma general siguiente:

$$\pi_{H,t} = \alpha_1 \mathbb{E}_t[\pi_{H,t+1}] + \alpha_2 \tilde{y}_t \quad (1)$$

donde  $\alpha_1, \alpha_2$  son los parámetros del modelo de inflación que indican el efecto de las variables;  $\pi_{H,t}$  es la inflación doméstica en el período  $t$ ,  $\mathbb{E}_t[\pi_{H,t+1}]$  representa la expectativa racional de inflación en el período  $t + 1$ ; y la variable  $\tilde{y}_t$  es la brecha de la producción doméstica medida como la desviación de la demanda desestacionalizada y el nivel de producción natural. Es importante notar que el modelo de inflación describe la inflación subyacente (esta definición de inflación está basada sobre un índice de precios la cual excluye bienes con volatilidad particular en los precios). Esto es debido que la inflación subyacente caracteriza mejor la respuesta de los precios a los shocks de demanda agregada. La inflación no subyacente tiende a responder las variaciones estacionales o a los shocks específicos a una industria particular en lugar de agregar *shocks*. Debido a esto, es conveniente modelar por separado ambos componentes de la inflación. La inflación general puede entonces ser expresada como la media ponderada de ambas medidas de inflación, en este sentido, el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP, 2020) es el encargado oficial de publicar el coeficiente de ponderación apropiado en el Perú.

Para una economía pequeña y abierta, la cual es la situación para muchas economías con esquema de metas de inflación donde la economía se considera pequeña en el mercado mundial de activos y en el mercado de bienes extranjeros, pero no pequeña en el mercado mundial por su producción (Gracia & Winkelried, 2016), los retardos y controles imperfectos de inflación son aspectos importantes de política monetaria que deben tenerse

en cuenta en los modelos formales de inflación como señala (Svensson, 2000). Además las expectativas *forward-looking* son importantes en la incorporación de un modelo de inflación. La especificación de este tipo señalada por (Svensson, 2000) tiene la siguiente formulación

$$\pi_{H,t+2} = \beta_1 \mathbb{E}_t[\pi_{H,t+1}] + (1 - \beta_1) \mathbb{E}_t[\pi_{H,t+3}] + \beta_2 (\mathbb{E}_t[\tilde{y}_{t+2}] + \beta_3 (\tilde{y}_{t+1} - \mathbb{E}_t[\tilde{y}_{t+1}])) + \beta_4 \mathbb{E}_t[q_{t+2}] + \varrho_{t+2}^{\pi_{H,t+2}}. \quad (2)$$

donde  $\beta_1, \dots, \beta_4$  son los parámetros del modelo de inflación. Las variables  $\mathbb{E}_t[x_{t+\xi}]$  denotan la expectativa racional de la variable  $x_{t+\xi}$  en el período  $t + \xi$ , condicionada sobre la información disponible en el período  $t + \xi$ . Además,  $\pi_{H,t+2}$  describe la inflación doméstica en el período  $t + 2$ . La inflación doméstica es medida como la desviación de la inflación doméstica de una media constante, la cual es igual a la meta de inflación constante. Debido que se especifica la función de pérdida del banco central se asume que la meta del producto es igual al nivel natural del producto. De este modo la inflación coincide con la inflación meta constante. La variable  $\tilde{y}_t$  es la brecha del producto, la cual está definida como

$$\tilde{y}_t = y_t^d - y_t^n \quad (3)$$

donde  $y_t^d$  es la demanda agregada (en logaritmos) desestacionalizada y  $y_t^n$  es el nivel de producción natural (en logaritmos). Este último se asume exógeno y estocástico. Se define también la producción natural en el período  $t + 1$ , como

$$y_{t+1}^n = \gamma_y^d y_t^d + \tau_{t+1}^n \quad (4)$$

donde el coeficiente  $\gamma_y^d$  cumple  $0 \leq \gamma_y^d < 1$  y  $\tau_{t+1}^n$  es un shock de la producción natural con media cero y representa un shock de productividad.

### Modelo de inflación lag-aumentada (hibrida)

Otra formulación para una economía pequeña y abierta se encuentra en el trabajo de Aquino (2019) para el modelo *NKPC* que es una adaptación del modelo de Svensson (2000) que considera en su formulación las expectativas de inflación de períodos pasados.

Siguiendo a Sbordone (2005) y al trabajo de Magnusson & Mavroeidis (2014), es fácil mostrar que la extensión conduce a la siguiente Curva de Phillips Neokeynesiana (NKPC) híbrida para la inflación doméstica  $\pi_{H,t}$ ,

$$\pi_{H,t} = \frac{\rho(L) - \beta\rho_{\Delta}(L)}{1 + \beta\rho_1} \pi_{H,t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta\rho_1} \mathbb{E}_t[\pi_{H,t+1}] + \kappa'_v \tilde{y}_t \quad (5)$$

donde los polinomios  $\rho(L) = \rho_1 + \rho_2 L + \dots + \rho_m L^{m-1}$  y  $\rho_{\Delta}(L) = \rho_2 + \rho_3 L + \dots + \rho_m L^{m-2}$  son expresados en términos del operador de retardos  $L$ . Además, la pendiente de la ecuación (5) con respecto a la brecha del producto  $\tilde{y}_t$  está dado por  $\kappa'_v = \lambda' \left( \sigma_v + \frac{\varphi + \alpha}{1 - \alpha} \right) > 0$  donde los términos  $\lambda' = \frac{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta(1 + \beta\rho_1)} \Theta$ ,  $\Theta = \frac{1 - \alpha}{1 - \alpha + \alpha\epsilon}$ ,  $\sigma_v = \sigma\Phi$ ,  $\Phi = \frac{1}{1 + v(\bar{w} - 1)}$ . Para valores de  $\beta \approx 1$  y  $m = 3$  obtenemos

$$\pi_{H,t} = \frac{\rho_1 - \rho_2}{1 + \rho_1} \pi_{H,t-1} + \frac{\rho_2 - \rho_3}{1 + \rho_1} \pi_{H,t-2} + \frac{\rho_3}{1 + \rho_1} \pi_{H,t-3} + \frac{1}{1 + \rho_1} \mathbb{E}_t[\pi_{H,t+1}] + \kappa'_v \tilde{y}_t, \quad (6)$$

la cual es expresada en términos de los parámetros  $(\rho_1, \rho_2, \rho_3, v, \eta, \epsilon, \sigma, \varphi, \alpha, \theta)$ . Como se señala en Galí (2008), la ecuación (6) conduce a la representación canónica de la Curva de Phillips Neokeynesiana.

La otra gran discusión de los determinantes de la inflación es la teoría clásica de la inflación que señala que el fenómeno de la inflación se debe al crecimiento excesivo en la cantidad de dinero en circulación. Por esta razón la teoría clásica es llamada “teoría cuantitativa del dinero”. Esta teoría de inflación explica cómo el nivel de precios agregado está explicado por la oferta y la demanda del dinero, es por esta razón que la teoría clásica es uno de los modelos principales con microfundamentos dentro de la macroeconomía (Riera-Prunera & Blasco-Martel, 2016). La modelización matemática de esta teoría cuantitativa del dinero se inicia en la identidad que partió Fisher en su análisis

$$M_t V_t = P_t Y_t, \quad (7)$$

donde  $M_t$  es la cantidad de dinero en una economía,  $V_t$  es la velocidad de circulación de cada unidad de dinero,  $P_t$  representa al nivel de precios, e  $Y_t$  representa al ingreso. Esta ecuación indica que la cantidad de dinero en circulación por la velocidad a la cual circula es equivalente a la producción a precios de mercado. Según Fisher, la oferta de dinero  $M_t$  se determina independientemente de las tres variables y era determinada por la autoridad monetaria. El valor de  $Y_t$  se encontraba fijado, y  $V_t$  era un valor constante donde la

economía retornaba después de cualquier perturbación. Finalmente, los precios quedaban determinados por la igualdad. Al momento de comprobar la teoría muchos autores han optado por asumir que la velocidad no es constante sino que tiene una modelización (Cagan, 1956). Esta condición más la de equilibrio en el mercado monetario ( $M^S = M^D$ ), permite identificar la velocidad de circulación  $V_t$  como

$$V_t = Y_t^{1-\theta} e^{\beta_1 + \beta_2 i_t}. \quad (8)$$

Después de aplicar logaritmo natural a la expresión anterior, se tiene

$$v_t = (1 - \theta)y_t + \beta_1 + \beta_2 i_t, \quad (9)$$

donde las letras en minúsculas denotan el logaritmo natural de la variable en mayúscula. Con esto, la velocidad del dinero estaría determinada por el ingreso y el costo de mantener dinero en efectivo, medido por la tasa de interés  $i_t$ . La teoría postula que el efecto que tiene el nivel de ingreso sobre la velocidad depende de la elasticidad-ingreso de la demanda de dinero, en este sentido la teoría indica que  $\theta = 1$ , por lo que la velocidad de dinero se expresaría del siguiente modo:

$$v_t = \beta_1 + \beta_2 i_t. \quad (10)$$

Log-linealizando la ecuación cuantitativa del dinero (7) e introduciendo la ecuación (10), obtenemos

$$m_t + \beta_1 + \beta_2 i_t = p_t + y_t. \quad (11)$$

Para estimar esta igualdad para el nivel de precios, expresamos la ecuación (11) considerando al nivel de precios como variable endógena, obtenemos

$$p_t = \alpha_1 + \alpha_2 m_t + \alpha_3 y_t + \alpha_4 i_t + \epsilon_t. \quad (12)$$

La ecuación anterior será la base para la formulación del análisis. En ella, el nivel de precios es explicado por la evolución de la oferta monetaria, la producción, la velocidad de circulación (representada por la tasa de interés), y un término  $\epsilon_t$  de perturbación estocástica. El cumplimiento estricto de esta ecuación implicaría comprobar que  $\alpha_2 = 1$  y  $\alpha_3 = -1$ .

Como señala Belongia & Ireland (2014), el ajuste estadístico de una autorregresión de vector estructural se deteriora significativamente si las medidas de dinero se excluyen al identificar choques de política monetaria. Estos resultados ponen en duda la idoneidad de los modelos convencionales que se centran únicamente en las tasas de interés. También destacan que todas las perturbaciones monetarias tienen un componente "cuantitativo" importante, que es capturado por los movimientos en un agregado monetario medido adecuadamente (Kenny *et al.*, 2008).

### Modelo de inflación con crédito y tasas de interés

La siguiente especificación es el modelo de inflación con crédito y tasas de interés usada por Tung & Nguyen (2020) cuya expresión es la siguiente:

$$\Delta p_t = \zeta_0 + \zeta_1 \Delta y_t + \zeta_2 \Delta m_t + \zeta_3 \Delta cred_t + \zeta_4 \Delta i_t^* + \zeta_5 \Delta i_t + \eta_t \quad (13)$$

donde  $\zeta_0, \dots, \zeta_5$  son parámetros del modelo,  $p_t$  es el logaritmo del nivel de precios,  $y_t$  es el logaritmo de la producción doméstica,  $m_t$  es el logaritmo de la oferta monetaria,  $cred_t$  es el logaritmo del crédito,  $\Delta cred_t$  es la tasa de cambio del logaritmo del crédito,  $i_t^*$  es el logaritmo de la tasa de interés extranjera,  $\Delta i_t^*$  es la tasa de cambio de la tasa de interés extranjera e  $i_t$  es el logaritmo de la tasa de interés. Por otro lado,  $\Delta p_t$  es la tasa de cambio del logaritmo del nivel de precios que se usa como proxy de la inflación,  $\Delta y_t$  es la tasa de cambio del producto,  $\Delta m_t$  es la tasa de cambio de la oferta monetaria,  $\Delta i_t^*$  es la tasa de cambio de la tasa de interés extranjera y  $\Delta i_t$  es la tasa de cambio de la tasa de interés doméstica. El término de error se representa por  $\eta_t$  para todo el período de estudio.

### Modelo de inflación con brechas

El modelo con brechas en el producto y en el nivel de precios propuesto por Mohanty & Klau (2001) para la inflación está determinada como:

$$\Delta p_t = \varphi_0 + \varphi_1 \Delta p_{t-1} + \varphi_2 \tilde{y}_t + \varphi_3 m_t + \varphi_4 \Delta tc_t + \varphi_5 \Delta w_t + \varphi_6 (p_{m,t} - \Delta p_{t-1}) + \varphi_7 (\Delta pc_t - \Delta p_{t-1}) + \varphi_8 (\Delta Op_t - \Delta p_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (14)$$

donde  $\varphi_0, \dots, \varphi_8$  son parámetros del modelo,  $p_t$  es el logaritmo del nivel de precios,  $\tilde{y}_t$  es el logaritmo de la brecha del producto,  $\bar{y}_t$  es la producción de pleno empleo o potencial,  $m_t$  es el logaritmo de la oferta monetaria,  $tc_t$  es el logaritmo del tipo de cambio soles/dólar,  $w_t$  es el logaritmo del salario mínimo,  $pc_t$  es el logaritmo del nivel de precios

de los bienes y servicios,  $p_{m,t}$  es el logaritmo del nivel de precios de las importaciones,  $Op_t$  es el logaritmo del precio del petróleo. Por otro lado,  $\Delta p_t$  es la tasa de cambio del logaritmo del nivel de precios que se usa como proxy de la inflación,  $\Delta tc_t$  es la tasa de cambio del tipo de cambio,  $\Delta w_t$  es la tasa de cambio de los salarios,  $\Delta pc_t$  es la tasa de cambio del nivel de precios de los bienes y servicios,  $\Delta Op_t$  es la tasa de cambio del precio internacional del petróleo,  $(y_t - \bar{y}_t)$  es la brecha del producto,  $(p_{m,t} - \Delta p_{t-1})$  es el shock de los precios de importaciones,  $(\Delta pc_t - \Delta p_{t-1})$  es el shock en los precios de alimentos y bebidas,  $(\Delta Op_t - \Delta p_{t-1})$  es el shock del precio internacional de petróleo. El término de error se representa por  $\varepsilon_t$  para todo el período.

### El modelo *ARIMA(p, d, q)* de inflación

El modelo *ARIMA* fue formulado por Box & Jenkins (1976) que utiliza para la estimación un proceso *AR(p)* que recoge la información pasada de la variable estudiada; y un proceso *MA(q)* que recoge la información pasada del término estocástico para la variable inflación  $\pi_t$ . La descripción del proceso es el siguiente:

$$AR(p) : \pi_t = \sum_{i=1}^p \phi_i \pi_{t-i} + \varepsilon_t,$$

$$MA(q) : \pi_t = \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i}.$$

donde  $\pi_t$  es la inflación en el período  $t$ , la variable  $\pi_{t-i}$  es la evaluada en su retardo  $i$ . El valor  $\phi_i$  es el efecto del retardo  $i = 1, \dots, p$  sobre la inflación del período  $t$ ; y  $\varepsilon_t$  es el término de error en el período  $t$ . Para la formulación del proceso *MA(q)*, el valor  $\theta_i$  es el efecto del retardo  $i = 1, \dots, p$  del término de error sobre la inflación del período  $t$ . La formulación general de un modelo *ARIMA(p, d, q)* se denomina *proceso integrado de medias móviles* de orden  $(p, d, q)$ . El proceso *ARIMA(p, d, q)* para la inflación se expresa como sigue:

$$\Delta^d \pi_t = \sum_{i=1}^p \phi_i \pi_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i}.$$

O en su forma compacta,

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)(1 - L)^d \pi_t = (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q) \varepsilon_t$$

Donde el valor  $d$  señala el orden de integración del proceso *ARIMA* es así que para un valor igual a  $d = 1$ , el proceso se representa como  $\Delta\pi_t = \pi_t - \pi_{t-1}$ . El valor  $L$  representa el operador de retardo o de rezago. Si la inflación presenta tendencia secular y variaciones cíclicas, esta puede representarse con el proceso *ARIMA* estacional que se expresa como *ARIMA*( $p, d, q$ )( $P, D, Q$ ) donde el valor ( $P, D, Q$ ) representa la tendencia secular para el proceso de la inflación. El primer paréntesis se refiere a la tendencia secular o parte regular y el segundo paréntesis a las variaciones estacionales o parte cíclica de la serie. El modelo *ARIMA* es muy útil para la proyección de variables temporales como la inflación, algunas aplicaciones lo encontramos en los trabajos de Suleman & Sarpong (2012) que lo aplican en un modelo *ARIMA* estacional y en Etuk, Uchendu & Victoredema (2012) para Ghana y Nigeria, que utilizan para modelar el comportamiento de la inflación en esos países, respectivamente; y en el trabajo de Junttila (2001) donde utiliza el modelo *ARIMA* de heteroscedasticidad para evaluar el comportamiento de la inflación en escenarios de volatilidad. Aplicando el modelo para proyecciones, el modelo *ARIMA* sigue siendo una base de comparación, así Moser, Rumler & Scharler (2007) usan este proceso al igual que el modelo *VAR* para la proyección de la inflación, reportando que los modelos *ARIMA* tiene buen ajuste en la información. Posteriores investigaciones como Pufnik & Kunovac (2006) construyen estadístico RMSE y MAE para la evaluación de la calidad del pronóstico del modelo *ARIMA* al igual que el trabajo de Salam & Feridun (2003) que construyen estadísticos RMSPE, MAE, MPB y MAPE para evaluar la calidad de ajuste del modelo a la información, concluyendo que el modelo *ARIMA* presenta eficiencia dentro de los modelos de proyección que se ajustan a los datos.

## 1.2 Antecedentes

Para el caso peruano se reportan investigaciones para la inflación realizadas por el Banco Central de Reserva del Perú tales como:

Rossini & Vega (2007) investigan los cambios en el mecanismo de transmisión de la política monetaria en el Perú. En sus resultados indican que a partir de la adopción del esquema de Metas Explícitas de Inflación, el canal de la tasa de interés y el canal de expectativas de inflación han adquirido mayor importancia en los últimos años. La investigación explora también la dolarización financiera y su efecto en la política monetaria del país.

Gracia & Winkelried (2016) en su documento analizan las tendencias del índice de precios al consumidor (IPC) en sus principales rubros que la componen con la finalidad de entender las propiedades de una buena medida de inflación de largo plazo. Identificaron cuatro tendencias comunes: una de alta inflación, dos de inflación intermedia y una de baja inflación.

Aquino (2019) en su trabajo estudia la inflación peruana haciendo uso de la curva de Phillips Neokeynesiana para una economía pequeña y abierta que considera los componentes: inflación rezagada, expectativa de inflación y la brecha del producto. Utiliza la metodología de Método Generalizado de Momentos (*GMM*) y una muestra para el régimen de Metas Explícitas de Inflación y otra de poscrisis financiera de 2008. En sus resultados reporta que los parámetros de estimación son estables para ambos períodos, además indica que el canal de expectativas de inflación es más relevante en el período de poscrisis.

Barrera (2019) respecto de la curva de Phillips para un estudio regional del Perú, reporta en sus resultados que el parámetro relacionado al producto es diferente de cero, lo que es equivalente a decir que existe aplanamiento en la curva de Phillips para el Perú.

Rojas (2020) en su trabajo explora si la dinámica de la inflación y sus determinantes ha cambiado en el tiempo, en especial a la pendiente de la Curva de Phillips. En sus resultados encontrados indica que hay evidencia de un aplanamiento de la curva de Phillips; y hay indicios considerables que la relación entre inflación y brecha del producto no cambió considerablemente en el período de Metas Explícitas de Inflación.

Respecto a los modelos de teoría económica se tiene:

Tung & Nguyen (2020) estudia los factores macroeconómicos para la inflación en Vietnam, utilizan la metodología *VAR* para examinar los impactos de los determinantes macroeconómicos sobre el comportamiento de la inflación. En sus resultados reportan que algunos factores macroeconómicos que afectan la inflación son: la oferta de dinero, el crédito, el tipo de cambio, tasa de interés, la producción y los precios internacionales.

Mohanty & Klau (2001) estudia los determinantes de la inflación para economías emergentes. Indica que para los bancos centrales es difícil proyectar con certeza el impacto exacto de las variables sobre el nivel de precios. Los factores que determinan la

inflación son de tipo monetario como los shocks de oferta y los factores no monetarios que afectan a la inflación en el corto plazo. Sus resultados empíricos revelan que los determinantes de la inflación tales como la brecha del producto, el exceso de oferta de dinero y salarios, tienen una influencia significativa sobre la inflación, aunque su importancia no es para todos los países. Factores de oferta afectan a la inflación en la mayoría de países. Los shocks en los precios de los alimentos tiene efectos en casi todas las economías emergentes así como el tipo de cambio. También indica que el precio del petróleo tiene un efecto sobre la inflación. Respecto a los modelos *ARIMA* y su aplicación a la inflación se presenta algunos resultados realizados para diversos países en el mundo.

Nyoni & Nathaniel (2018) aplicaron modelos *GARCH*, *ARMA* y *ARIMA* para el modelamiento de la inflación en Nigeria que presenta problemas de aumento de inflación. Presentaron los modelos *ARMA*(1,0,2), el modelo *ARIMA*(1,1,1) y el modelo *AR* (3) – *GARCH* (1,1), hallando que el modelo *ARMA* (1,0,2) es el mejor modelo para la proyección de la inflación utilizando los estadísticos de ADF donde la serie tiene raíz unitaria  $I(1)$  y el estadísticos de *Theil* para la evaluación de la proyección.

Živko & Bošnjak (2017) usaron el índice de precios al consumidor (IPC) para proyectar la tasa de inflación en Croacia utilizando la metodología *ARIMA* para una economía sin esquema de metas de inflación y dominada por los movimientos de las economías extranjeras. En base a la información mensual, reportan que el modelo *ARIMA* (0,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub> es el mejor para el comportamiento y proyección del IPC. Asimismo, utilizaron modelos *ARCH* para corregir la volatilidad de la serie, encontrando que el modelo *ARCH*(1) es el más adecuado para explicar al IPC en Croacia.

Petrovska *et al.* (2017) en su estudio sobre la inflación en Macedonia, describieron varios modelos de proyección de corto plazo, modelos estructurales y modelo de factor dinámico. Utilizando los estadísticos tales como Raíz del Cuadrado Medio (*RSME*), Error de la Media Absoluta (*MAE*) y Media del Error Porcentual Absoluto (*MAPE*) concluyeron primeramente que la precisión de pronóstico de los modelos es más alta cuando se usan para el pronóstico un trimestre adelante, es decir, los errores aumentan a medida que aumenta el horizonte de pronóstico. Segundo, el modelo *ARIMA* desagregado tiene los errores de pronóstico más pequeños. En tercer lugar, la mayoría de la evaluación del

pronóstico, los criterios sugieren que los pronósticos compuestos son superiores en comparación con los modelos individuales.

Uwilingiyimana, Munga'Tu & Harerimana (2017) en su trabajo para Kenya sobre la inflación en un entorno de baja volatilidad y crecimiento económico, concluyen que el modelo  $ARIMA(1,1,12)$  es más eficiente que el modelo  $GARCH(1,2)$  para la proyección de la inflación medido por los menores valores de Error Cuadrático Medio ( $RMSE$ ), coeficiente de desigualdad de Theil (Theil), Error Absoluto Medio ( $MAE$ ), Error Porcentual en Media Absoluta ( $MAPE$ ) y proporción BIAS.

Iqbal & Naveed (2016) en su investigación para la inflación en Pakistan, economía con crecimiento económico persistente y con baja inflación, reportan que los modelos  $ARIMA$  proyectan eficientemente la serie con un mínimo error, medido por los estadísticos: Criterio de Información de Akaike ( $AIC$ ), Criterio de Schwarz ( $SC$ ), Error Cuadrático Medio ( $RMSE$ ), Error Absoluto Medio ( $MAE$ ), Error Porcentual en Media Absoluta ( $MAPE$ ) y coeficiente de desigualdad de Theil (*Theil*).

Norbert, Wanjoya & Waititu (2016) respecto al modelamiento y proyección del Índice de Precios al Consumidor para Rwanda, una economía con baja inflación, utilizan modelos  $ARIMA$  donde indican que el modelo más eficiente es el modelo  $ARIMA(4,1,6)$  validados por los estadísticos Error Absoluto Medio ( $MAE$ ), Raíz del Error Cuadrático Medio ( $RMSE$ ) y Error Porcentual en Media Absoluta ( $MAPE$ ) y finalmente su proyección a doce meses del índice.

John & Patrick (2016) respecto de la proyección a corto plazo de la inflación en Nigeria, utilizaron la metodología de Box-Jenkins hallando que el modelo multiplicativo estacional  $ARIMA(0,1,0)(0,1,1)_{12}$  es el más eficiente para el modelamiento y la proyección de la inflación en Nigeria. Para la elección de este modelo utilizaron los estadísticos del criterio de información de Akaike ( $AIC$ ) y el criterio de información de Schwartz ( $SCI$ ). Finalmente, proyectaron la serie inflación para doce meses utilizando el modelo  $ARIMA(0,1,0)(0,1,1)_{12}$ .

Lipovina-Božović, Cerović & Vujošević (2015) respecto de la proyección de la inflación en Montenegro con modelos univariados, verificaron que los modelos  $ARIMA$  no son muy adecuados para la proyección de la inflación en Montenegro, probablemente a la

existencia de numerosos factores macroeconómicos que influyen sobre el movimiento de precios en esta región.

Baciu (2015) en su trabajo para la proyección de la inflación en Rumania, reporta que el modelo  $ARIMA(1, 1, 2)$  es el de mayor ajuste. Además las proyecciones del modelo  $ARIMA(p, d, q)$  presenta limitaciones cuando se realizan con ella proyecciones de larga data, por lo que su uso debe ser para períodos no muy alejados. Por otro lado, indica que se deben aplicar modelos  $ARCH$  para las variables económicas ya que ellas presentan bastante volatilidad.

Otu *et al.* (2014) en su aplicación de modelamiento  $SARIMA$  para la tasa de inflación de Nigeria hallaron al modelo  $ARIMA(1, 1, 1)(0, 0, 1)_{12}$  como el más eficiente, seguidamente lo utilizand para la proyección de la inflación con período mensual para el año 2014 utilizando los criterios de información de Akaike y de Schwarz para la elección.

Mbeah-Baiden (2013) respecto del modelamiento de la tasa de inflación en Ghana utilizando modelos  $ARCH$ ,  $GARCH$  y  $EGARCH$  y los criterios de información de Akaike y Schwarz verifican que el modelo  $EGARCH(2, 1)$  es el más eficiente para la proyección de la tasa mensual de inflación en Ghana. Por otro lado, de sus resultados reportan que la tasa mensual de inflación presenta un comportamiento no estacionario en sentido débil y se observó presencia de efectos asimétricos en la volatilidad.

Osabuohien-Irabor & Waziri (2013) respecto del modelamiento de la tasa de inflación para Nigeria, los autores utilizan la metodología de  $ARIMA/GARCH$  donde para el período de estudio el modelo que mejor se ajusta a la serie de inflación es el modelo  $GARCH(1, 0) + ARMA(1, 0)$ . Además concluyen que este modelo puede ayudar para la evaluación de la macroeconomía en su país y para los formuladores de política monetaria en Nigeria.

Omane-Adjepong, Oduro & Oduro (2013) respecto a la mejor aproximación para la proyección de la inflación en Ghana, utilizaron modelos  $ARIMA$  y de Holt-Winters para la proyección y utilizando los estadísticos para medir eficiencia de los modelos, los estadísticos  $MAE$ ,  $RMSE$ ,  $MAPE$  y  $MASE$ . En sus resultados indican que el pronóstico de  $ARIMA$  estacional de  $ARIMA(2, 1, 1)(0, 0, 1)_{12}$  registró  $MAE$ ,  $RMSE$ ,  $MAPE$  y  $MASE$  de 0.1787, 0.2104, 1.9123 y 0.0073 respectivamente; el del Aditivo Estacional  $HW$  fue

1.8329, 2.0176, 19.996, 0.0745; y el pronóstico *HW* Multiplicativo Estacional registró 2.2305, 2.4274, 24.000, 0.0911 respectivamente. Sobre la base de estos resultados, concluyen proponiendo el proceso estacional-*ARIMA* como el método de pronóstico a corto plazo más apropiado para la inflación de una economía con baja inflación como Ghana.

Suleman & Sarpong (2012) en su investigación sobre el modelamiento y proyección de la inflación en Ghana, utilizaron modelos *ARIMA* de la metodología de Box-Jenkins, verificaron que el modelo  $ARIMA(3,1,3)(2,1,1)_{12}$  es el modelo apropiado para el modelamiento de la inflación con un log-likelihood de 242.90 y *AIC* de -465.80, *BIC* de -430.51, *RMSE* de 0.080, *MAPE* de 1.902 y *MAE* de 0.054. Respecto de los tests de diagnóstico el modelo encontrado no presenta problemas de autocorrelación.

Etuk, Uchendu & Victoredema (2012) en su investigación respecto de la inflación en Nigeria, los autores utilizan modelamiento *ARIMA* estacional o *SARIMA* para el modelamiento de la inflación. Utilizando los estadísticos de Criterio de Información de Akaike (*AIC*) y el Criterio de Información de Bayes (*SCI*) hallaron que el modelo  $ARIMA(0,1,1)(0,1,1)_{12}$  es el modelo más adecuado para el modelamiento y proyección de la inflación en Nigeria.

Etuk (2012) en su trabajo respecto al modelamiento y proyección de la tasa de inflación en Nigeria, utilizó la metodología de Box-Jenkins. Basándose en el correlograma y estadísticos de elección como el Criterio de Información de Akaike (*AIC*), Criterio de Información de Schwartz (*SCI*) reporta que el modelo  $ARIMA(1,1,0)(0,1,1)_{12}$  es el modelo que mejor se ajusta a la serie inflación y para su proyección.

Kenny, Meyler & Quinn (2008) en su trabajo respecto del modelamiento de la inflación en Irlanda, utilizaron la aproximación Bayesiana para la estimación de vector autoregresivo (*BVAR*) para el modelamiento y proyección para varios de los indicadores de la inflación como son: los precios domésticos, variable monetaria financiera, demanda doméstica, precios externos y precios de los *commodities*.

Moser, Rumler & Scharler (2007) respecto a la proyección de la inflación en Austria, utilizaron los modelos propuestos por Stock y Watson utilizaron modelos *VAR* y *ARIMA* para la proyección a 12 meses de la inflación tomando como índice a las comidas

procesadas, comidas no procesadas, energía, bienes industriales y servicios, en sus resultados hallaron que los modelos *VAR* superan a los modelos *ARIMA* en términos de precisión de proyección. Por otro lado, sugieren utilizar más subíndices para que las proyecciones sean mejores.

Bokhari & Feridun (2006) en su estudio empírico para el modelamiento y proyección de la inflación en Pakistan, utilizando la metodología de Box-Jenkins hallaron que los modelos *ARIMA* son mejores a los modelos vectores autoregresivos (*VAR*), es así que para el caso de Pakistan, país con baja inflación, hallaron que el modelo *ARIMA*(2, 1, 2) es el que modela adecuadamente la inflación y además es más eficiente que los modelos *VAR*, utilizando los estadísticos Error Cuadrático Medio (*MSE*), criterio de información de Akaike (*AIC*) y el criterio de información de Schwartz (*SCI*).

Pufnik & Kunovac (2006) en su investigación sobre la proyección de la inflación para Croacia, utiliza modelos *ARIMA* estacional llamado también *SARIMA* para el modelamiento de la inflación para cada tipo de bien. Utilizando los estadísticos *RMSE* y *MAE* concluyen que los modelos *SARIMA* más eficientes por cada tipo de bien son: modelo *SARIMA*(1, 1, 1)(0, 1, 1) para el IPC total, modelo *SARIMA*(1, 1, 0)(1, 1, 1) para el IPC de bienes, modelo *SARIMA*(1, 1, 0)(1, 1, 1) para el IPC de servicios, modelo *SARIMA*(1, 1, 1)(1, 1, 1) para IPC para no administración, modelo *SARIMA*(0, 1, 0)(0, 1, 0) para el IPC de equipamiento de los hogares, modelo *SARIMA*(0, 1, 0)(1, 1, 1) para IPC de bienes y servicios, modelo *SARIMA*(0, 1, 0)(0, 1, 1) para IPC de transporte, modelo *SARIMA*(1, 1, 1)(1, 1, 1) para IPC de recreación, modelo *SARIMA*(0, 1, 0)(1, 1, 1) para IPC de alojamiento, modelo *SARIMA*(0, 1, 3)(1, 1, 1) para IPC de abastecimientos, modelo *SARIMA*(0, 1, 3)(1, 1, 1) para IPC de comidas y bebidas no alcohólicas y el modelo *SARIMA*(0, 1, 3)(1, 1, 1) para IPC de ropa y calzado.

Salam, Salam & Feridun (2003) respecto del modelamiento y proyección de la inflación en Pakistan mediante modelos de series de tiempo utilizan diversos modelos *ARIMA* aprovechando su alto poder de predicción en una economía con baja inflación. Utilizando los estadísticos *AIC*, *RMSPE*, *MAE*, *MPB* y *MAPE* encontraron que el modelo *ARIMA*(12, 1, 10)<sub>12</sub> es el más ajustado a los datos.

Valle (2002) respecto de la proyección de la inflación con modelos *ARIMA* y modelos de Vectores Autoregresivos (*VAR*) para Guatemala, utiliza el modelo *VAR* para identificar las variables que explican la inflación. Reporta que el modelo *VAR*, con las variables económicas: producción, tipo de cambio, emisión de dinero, tasa de interés de depósitos y los precios internacionales de petróleo, producen una mejor proyección de la inflación que el modelo *ARIMA*. Por otro lado, el modelo *ARIMA* produce mejores resultados que el modelo *VAR* ante presencia de cambios estructurales en la economía de Guatemala.

Junttila (2001) en su estudio sobre quiebre estructural e inflación en Finlandia, utiliza el modelamiento *ARIMA* para la proyección y modelamiento y reporta que el modelo  $ARIMA(1, 1, 1)(0, 0, 1)_{12}$  es el más eficiente. Respecto a la evaluación estadística encontró que el modelo encontrado se distribuye normalmente medido por el estadístico de Jarque-Bera. Utilizando el estadístico *ARCH* de heteroscedasticidad, encontró que el modelo *ARIMA* ganador no presenta problemas de heteroscedasticidad.

Stock & Watson (1999) respecto a la proyección de la inflación para Estados Unidos emplean la curva de Phillips y usando otras variables económicas como la tasa de interés, dinero y precio de los *commodities* y la metodología de Vectores Autorregresivos (*VAR*) hallaron un buen ajuste del modelo de predicción.

Meyler, Kenny & Quinn (1998) en su investigación para Irlanda modelaron la inflación mediante el modelo  $ARIMA(0, 1, 0)(1, 0, 1)_{12}$  y realizaron la proyección para el mismo período de análisis y utilizando el test para proyecciones univariadas *theil* para medir la eficiencia de la proyección. Asimismo, concluyen que generalmente para horizontes temporales largos, los modelos multivariados son más eficientes que los modelos *ARIMA*.

## CAPÍTULO II

### PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

#### 2.1 Identificación del problema

La inflación es uno de los fenómenos que afecta la productividad en la economía de un país ya que afecta a la inversión, al ahorro, al ingreso y por ende al crecimiento económico por lo que es necesario entender las causas detrás del movimiento de los precios lo cual es relevante para todos los agentes de una economía (Ramos & Winkelried, 2016). La importancia de la inflación se da en el sector privado y en el sector público. Para los agentes privados es importante porque toman sus decisiones de acuerdo a los precios; para los agentes públicos, como los bancos centrales, es importante proyectar el desarrollo de la inflación en el corto y largo plazo y poder enfrentar las presiones inflacionarias adecuando su política monetaria en el momento oportuno; y para las familias es importante porque la persistencia de la inflación genera una pérdida del poder adquisitivo de sus ingresos (Gee & Limo, 2016).

En el Perú la inflación ha experimentado diversas fluctuaciones a través de la historia y se puede distinguir tres períodos. En el primero, antes del año 1975, se registró una tasa de inflación promedio de aproximadamente 7% anual. En el segundo, entre el periodo 1975 y 1990, se registraron altas tasas de inflación e hiperinflación. En el tercero, a partir de 1991, el proceso de desinflación gradual, busca alcanzar las tasas de inflación internacionales cercanos al 3% anual (Armas & Grippa, 2001). Por este motivo, para el control de la inflación en el Perú, desde el año 2002, el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) aplica el esquema de Metas Explícitas de Inflación (en inglés *Inflation Targeting*) especificando una meta de inflación acumulada a diciembre de ese año de 2.5% con un margen de error de  $\pm 1\%$ . Este esquema de metas de inflación fue adoptado por muy pocos casos de economías dolarizadas (Armas & Grippa, 2002). Bajo este esquema de metas, el BCRP se compromete a mantener la inflación dentro de un rango

meta y tomar acciones pertinentes para que cualquier desvío en relación a su meta se revierta en el mediano plazo (Ramos & Winkelried, 2016).

Para el objetivo de mantener la inflación controlada y dentro de un rango meta, el BCRP emplea diversas metodologías de modelado de la inflación utilizando determinantes de coyuntura y de teoría económica que ofrecen una aproximación al valor real de los movimientos de la inflación. La principal herramienta utilizada es el modelo de proyección trimestral (*MPT*) como se muestra en el trabajo de Rossini & Vega (2007). Este modelo incorpora principalmente una curva de Phillips, una curva IS (*Investment-Saving*), una ecuación de tipo de cambio y una regla de política monetaria para el control de la inflación (Armas & Grippa, 2001, 2002). Luego, pese al modelo trimestral empleado por el BCRP, en los últimos años la inflación proyectada difiere de la efectiva y no logra encontrarse en la meta de inflación por lo que da evidencia a buscar, en base a la teoría y la práctica, otras metodologías de modelado que permitan un mayor ajuste y con resultados más realistas.

En esta investigación se pretende dar respuesta a la búsqueda de modelos de pronóstico de mayor ajuste para la inflación en el Perú. En este sentido, utilizamos los modelos *ARIMA* de Box & Jenkins (1976) para determinar el comportamiento temporal de la inflación peruana relacionada a sus componentes autoregresivos y de medias móviles. Los modelos *ARIMA* univariadas muestran un buen ajuste para la proyección de la inflación en períodos no extensos (Meyler *et al.*, 1998)

Además, para realizar un contraste con modelos de eficiencia se emplea cuatro especificaciones adicionales. La especificación Neokeynesiana de Svensson (2000) para un modelo de inflación que considera expectativas racionales; la especificación de Aquino (2019) para el modelo *NKPC* híbrido que considera en su formulación las expectativas de inflación de períodos pasados; la especificación de Tung & Nguyen (2020) para un modelo de inflación que considera el crédito y tasas de interés; y el modelo de Mohanty & Klau (2001) para un modelo que considera brechas en los niveles de precios.

## 2.2 Enunciados del problema

### Pregunta general

¿Cuál es el modelo de comportamiento de mayor ajuste para la inflación en el Perú durante el período 2000-2019??

### Preguntas específicas

1. ¿Cuál es el modelo de series de tiempo que describe el comportamiento de la inflación en el Perú?
2. ¿Cuáles son los modelos que describen el comportamiento de la inflación en base a la teoría económica en el Perú?
3. ¿Cuál es la calidad del pronóstico del modelo de comportamiento de la inflación en el Perú?

## 2.3 Justificación

El pronóstico de la inflación es de importancia para la economía peruana ya que el movimiento que experimenta los precios afecta a cada sector de la economía (Ramos & Winkelried, 2016). Para realizar este pronóstico, el BCRP utiliza el modelo de proyección trimestral (*MTP*) para sus proyecciones de inflación, la misma que muestra deficiencias en la proyección de la inflación (BCRP, 2020) pues la inflación es causada por determinantes internos y externos que no están bajo el control de la política interna del Perú. En este sentido, en el presente estudio se contribuye a la búsqueda de un modelo de pronóstico de la inflación más eficiente. En este sentido, realizamos una aplicación de los modelos *ARIMA* propuesto por Box & Jenkins (1976) para capturar el comportamiento de la inflación. Esta metodología es muy utilizada para el modelamiento de la inflación en ausencia de excesiva volatilidad. Asimismo, se realizó una búsqueda de modelos en base a la teoría económica que brinden mayor ajuste a la información de series de tiempo y contenga factores macroeconómicos en sus determinantes. Entre los modelos de teoría económica que se utilizan está el modelo de inflación con expectativas racionales señalada por Svensson (2000); el modelo de inflación *lag-augmented* estimado por Aquino (2019); el modelo de inflación con crédito y tasas de interés señalado por Tung & Nguyen (2020); y el modelo de inflación con brechas en los niveles de precios estimada por Mohanty & Klau (2001). Por lo tanto, estas estimaciones son el aporte del trabajo que

será de utilidad para los agentes económicos tanto públicos y privados para el análisis de la inflación en el Perú.

## **2.4 Objetivos**

### **2.4.1 Objetivo general**

Determinar el modelo econométrico que ajusta confiablemente la inflación en el Perú durante el período 2000-2019.

### **2.4.2 Objetivos específicos**

1. Estimar modelos de series de tiempo para la inflación económica.
2. Identificar y estimar modelos que describen el comportamiento de la inflación en base a la teoría económica.
3. Hallar la calidad del pronóstico del modelo de series de tiempo y los modelos de teoría económica para el comportamiento de la inflación en el Perú.

## **2.5 Hipótesis**

### **2.5.1 Hipótesis general**

El modelo Neokeynesiano de teoría económica es el de mayor ajuste de la inflación en el Perú para el período 2000-2019.

### **2.5.2 Hipótesis específicas**

1. El modelo de series de tiempo describe adecuadamente el comportamiento de la inflación en el Perú.
2. Los modelos econométricos Monetarista y Neokeynesiano de teoría económica describen adecuadamente el comportamiento de la inflación en el Perú.
3. Los modelos de series de tiempo y los modelos de teoría económica Monetarista y Neokeynesiano tienen una calidad de pronóstico aceptable.

## CAPÍTULO III MATERIALES Y MÉTODOS

### 3.1 Lugar de estudio

La investigación se desarrolla en las instalaciones de la Facultad de Ingeniería Estadística e Informática de la Universidad Nacional del Altiplano de la ciudad de Puno en el Perú. Debido que la investigación es cuantitativa y hace uso de teoría económica, en el desarrollo se utiliza la biblioteca virtual de la universidad que cuenta con innumerables referencias de textos, artículos científicos y tesis de investigación.

### 3.2 Población

La población es toda la información de las variables utilizadas medidas a través del tiempo. La información utilizada fue extraída de la página web del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP, 2020) y del Banco de la Reserva Federal de EE.UU (FRED, 2020) para el período 2000-2019.

### 3.3 Muestra

En el desarrollo del presente estudio se utilizó información mensual extraída de la página web del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP, 2020) y del Banco de la Reserva Federal de EE.UU (FRED, 2020) para el período 2000-2019, y consta de un total de 240 observaciones con frecuencia mensual.

### 3.4 Método de investigación

Para la ejecución del presente trabajo de investigación se aplica el método hipotético-deductivo ya que se tiene la información disponible y el desarrollo teórico para analizar el comportamiento de la inflación y sus determinantes de la economía peruana (Mendoza, 2000).

### 3.5 Descripción detallada de métodos por objetivos específicos

#### Variables a utilizar

La Tabla 1 muestra la descripción de las variables que serán utilizadas en la estimación de los modelos de inflación. Para las variables desestacionalizadas se utiliza la metodología *ARIMA X-13* y para las variables de largo plazo el filtro de Holdrick-Prescott.

#### Variable Dependiente

La variable dependiente es la tasa de inflación medida como la variación del Índice de Precios al Consumidor (IPC) de Lima Metropolitana para el período mensual 2000-2019.

#### Variables Independientes

- Tipo de cambio ( $e_t$ ). Variable temporal numérica que representa la evolución del tipo de cambio promedio soles/dólar del Perú.
- Tasa de desempleo ( $d_t$ ). Variable temporal independiente numérica que representa la tasa de desempleo mensual de Lima metropolitana.
- Oferta monetaria ( $m_t$ ). Variable temporal independiente numérica que representa la magnitud macroeconómica de la emisión primaria o circulante en soles del Perú.
- Crédito ( $cred_t$ ). Variable temporal independiente numérica que representa crédito de las sociedades creadoras de depósito al sector privado en moneda nacional.
- Tasa de interés extranjera ( $i_t^*$ ). Variable temporal independiente que representa la magnitud de la tasa de interés efectiva de Estados Unidos.
- Tasa de interés doméstica ( $i_t$ ). Variable temporal independiente numérica que representa la magnitud de la tasa de interés activa y pasiva promedio de las empresas bancarias en moneda nacional.

Tabla 1

*Variables usadas para el modelo de inflación*

Tipos		Variables del modelo		Descripción de las variables
Variable Endógena	$\pi_t$	Inflación		Cambio mensual en el logaritmo del IPC desestacionalizado.
	$\tilde{y}_t$	Producción		Logaritmo del Producto Bruto Interno peruano mensual desestacionalizado.
	$\bar{y}_t$	Producción de largo plazo		Logaritmo del Producto Bruto Interno mensual calculada con filtro.
	$\tilde{y}_t - \bar{y}_t$	Brecha del producto		Logaritmo de la brecha del producto desestacionalizado.
	$p_{m,t}$	Precio de las importaciones	de las importaciones	Precio de las importaciones en logaritmos.
	$p_{c,t}$	Precio de los bienes de consumo	Precio de los bienes de consumo	Logaritmo del índice de precios IPC de bienes de consumo desestacionalizado.
	Variables Exógenas	$o_t$	Precio internacional del petróleo	Precio internacional del petróleo
$m_t$		Oferta monetaria		Oferta monetaria en logaritmos y desestacionalizado.
$c_t$		Crédito		Logaritmo del crédito desestacionalizado.
$i_t^*$		Tasa de interés nominal externa	Tasa de interés nominal externa	Tasa de interés de la política monetaria de EE.UU.
$i_t$		Tasa de interés		Tasa de interés interbancaria promedio.
$e_t$		Tipo de cambio nominal		Logaritmo del promedio mensual del tipo de cambio bancario.
$w_t$		Salario		Logaritmo del salario desestacionalizado.
$d_t$	Desempleo		Tasa de desempleo.	

Nota: Para desestacionalizar las variables se utiliza *ARIMA X-13* como en Svensson (2000). Para las variables naturales o de largo plazo se utiliza el filtro de Holdrick-Prescott.

Fuente: Elaboración propia en base a información de BCRP (2020)

En la siguiente sección se detalla la metodología empleada para el desarrollo del trabajo, se empieza explicando la metodología *ARIMA* de Box & Jenkins (1976). Posteriormente

se presenta el Método Generalizado de Momentos (*GMM*) y finalmente los test utilizados para la evaluación y selección de modelos.

### **Metodologías de estimación a utilizar**

En esta sección se presenta la metodología empleada para la estimación de los modelos de inflación.

#### **- Metodología *ARIMA* de Box-Jenkins**

Para la metodología se hace uso del modelo *ARIMA* estacional de Box & Jenkins (1976), donde los pasos de la metodología consisten en:

*Análisis preliminar:* en este paso de la metodología, se realiza un análisis preliminar a toda la información verificando su identificación y garantizando que sea un proceso estocástico estacionario.

*Identificación de un modelo tentativo:* en este paso se especifica el orden  $(p, d, q)$  del modelo *ARIMA*, para ello se hace uso del Correlograma y las funciones de autocorrelación simple y parcial para determinar el orden  $p$  y  $q$ . Para la determinación del valor de  $d$  se utiliza las pruebas de estacionariedad, donde  $d = 1$  significa el orden de integración 1 o la existencia de una raíz unitaria. Para la identificación se prueba con diversos modelos que cumplan los estadísticos de normalidad, incorrelación y especificación.

*Estimación del modelo:* el siguiente paso es la estimación del modelo *ARIMA* identificado en el paso anterior. La estimación puede ser realizada por el método de mínimos cuadrados o máxima verosimilitud.

*Diagnóstico de resultados y selección:* para este paso se realiza la revisión de los modelos usando tests estadísticos para los parámetros y residuos. Asimismo, para la elección del mejor modelo se utiliza el Criterio de Información de Akaike (*AIC*) y el Criterio de Información de Schwarz (*SC*). Estos estadísticos debnen ser los más pequeños dentro del grupo de modelos de elección para considerarse el modelo seleccionado. Por otro lado, es posible utilizar los estadísticos Media Porcentual del Error Absoluto (*MAPE*), el porcentaje de medida del resultado (*Z*) y el coeficiente de correlación normalizado (*r*) para la selección del modelo más eficiente de proyección de la inflación.

*Proyección*: si el modelo más eficiente del paso anterior es el adecuado, entonces el modelo puede ser usado para la representación y proyección.

- **El modelo  $ARIMA(p, d, q)$**

Para la estimación se hace uso de los modelos  $ARIMA$  donde se tienen los procesos  $AR(p)$  y  $MA(q)$  para la variable de interés  $Y_t$  siguientes:

$$AR(p) : Y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t,$$
$$MA(q) : Y_t = \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i}.$$

donde  $Y_t$  es la variable de interés en el período  $t$ , la variable  $Y_{t-i}$  es la variable de interés evaluada en su retardo  $i$ . El valor  $\phi_i$  es el efecto del retardo  $i = 1, \dots, p$  sobre la variable de interés en el período  $t$ ; y  $\varepsilon_t$  es el término de error en el período  $t$ . Para la formulación del proceso  $MA(q)$ , el valor  $\theta_i$  es el efecto del retardo  $i = 1, \dots, p$  del término de error sobre la variable de interés en el período. La formulación general de un modelo  $ARIMA(p, d, q)$  se denomina *proceso integrado de medias móviles* de orden  $(p, d, q)$ . El proceso  $ARIMA(p, d, q)$  para la variable de interés se expresa como

$$\Delta^d Y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i}.$$

O en su forma compacta,

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)(1 - L)^d Y_t = (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q) \varepsilon_t$$

donde  $L$  es el operador de retardo. Las series con tendencia secular y variaciones cíclicas pueden representarse con los modelos  $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$  donde el valor  $(P, D, Q)$  representa la tendencia secular para el proceso. El primer paréntesis se refiere a la tendencia secular o parte regular y el segundo paréntesis a las variaciones estacionales o parte cíclica de la serie.

### **Test estadísticos a utilizar**

En esta sección se presentan los diversos tests estadísticos que ayudarán a explicar los resultados. Para la raíz unitaria presentamos los test de  $ADF$  y  $PP$ ; los tests de  $AIC$  y  $SBIC$

para el óptimo de retardos; y para el contraste de mejor ajuste, los estadísticos *MAPE*, *Z* y *r*.

- **Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)**

La prueba *ADF* de Dickey & Fuller (1979) busca determinar la existencia o no de raíces unitarias en una serie de tiempo. La hipótesis nula de esta prueba es que existe una raíz unitaria en la serie. En un modelo simple autorregresivo de orden uno, *AR*(1):

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t$$

donde  $Y_t$  es la variable de interés,  $t$  es el de tiempo,  $\rho$  es un coeficiente de efecto de la variable de interés retardada un período sobre la variable de interés en el período  $t$  y  $\mu_t$  es el término de error. La raíz unitaria está presente si  $\rho = 1$ . En este caso, el modelo no sería estacionario. El modelo de regresión puede ser escrito como:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \mu_t = \delta Y_{t-1} + \mu_t$$

donde  $\Delta$  es el operador de primera diferencia. Este modelo puede ser estimado y las pruebas para una raíz unitaria son equivalentes a pruebas  $\delta = 0$  (donde  $\delta = \rho - 1$ ). Dado que la prueba se realiza con los datos residuales en lugar de los datos en bruto, no es posible utilizar una distribución estándar para proporcionar valores críticos. Por lo tanto, esta estadística tiene una determinada distribución conocida simplemente como la tabla de Dickey & Fuller (1979).

- **Prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron (PP)**

La prueba *PP* de Phillips & Perron (1988) es una prueba de raíz unitaria y se utiliza en el análisis de series de tiempo para probar la hipótesis nula que una serie de tiempo es integrada de orden 1. Se basa en la prueba de Dickey & Fuller (1979) con la hipótesis nula  $\rho = 0$  en  $Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t$  donde  $\Delta$  es la primera diferencia del operador. Al igual que la prueba de Dickey-Fuller aumentada, la prueba de Phillips-Perron aborda el hecho que el proceso de generación de datos para  $Y_t$  podría tener un orden superior de autocorrelación que es admitido en la ecuación de prueba haciendo  $Y_{t-1}$  endógeno e invalidando así el Dickey-Fuller *t-test*. Mientras que la prueba de Dickey-Fuller aumentada aborda mediante la introducción de retardos de  $\Delta Y_t$  como variables

independientes en la ecuación de la prueba, la prueba de Phillips-Perron hace una corrección no paramétrica a la estadística *t-test*.

#### - Test de retardos óptimos

Uno de los contratos más habituales en un modelo *VAR* es el número de retardos que deben incluirse como variables explicativas. Hay que tener en cuenta que en cada ecuación entra un bloque de retardos de todas las variables del vector y es por esto que el número de parámetros a estimar crece muy rápido con el número de retardos. Luego, una estrategia razonable consiste en incluir el menor número de retardos que permita eliminar la autocorrelación del término de error. El contraste formal de significación de un conjunto de retardos que utiliza un estadístico de razón de verosimilitud dado por

$$\lambda = (T - k)(\ln|\Sigma_R| - \ln|\Sigma_{SR}|)$$

donde  $|\Sigma_R|$  y  $|\Sigma_{SR}|$  denotan los determinantes de las matrices de covarianzas de los modelos restringidos y sin restringir, respectivamente. Asimismo, para encontrar el orden del modelo *VAR* es necesario examinar los criterios de información que son determinados sobre el valor muestral de la función logaritmo de Verosimilitud. Los más conocidos son el Criterio de Información de Akaike (*AIC*), Criterio de Información de Schwartz (*SBC*) y el Criterio de Información de Hannan-Quinn, dados por

$$AIC = -2\frac{l}{T} + 2\frac{n}{T}$$

$$SBC = -2\frac{l}{T} + n\frac{\ln(T)}{T}$$

$$Hannan - Quinn = -2\frac{l}{T} + 2\frac{k\ln(\ln(T))}{T}$$

Siendo  $l = -\frac{Tk}{2}(1 + \ln 2\pi) - \frac{T}{2} \ln |\Sigma|$ ,  $d$  es el número de variables exógenas,  $p$  el orden del *VAR*,  $k$  el número de variables y  $n = k(d + pk)$  el número de parámetros estimados en el modelo *VAR*. Estos estadísticos se calculan para una sucesión de modelos con distinto número de retardos y se comparan, seleccionando aquel modelo que produce un menor valor del estadístico.

## Tests de selección del modelo óptimo

### - Criterio de Información de Akaike (*AIC*)

El Criterio de Información de Akaike fue desarrollado por Akaike (1974) y es una medida para la selección del mejor modelo estimado. En el caso general, se puede escribir la ecuación como

$$AIC = 2k - 2 \ln L$$

donde  $k$  es el número de parámetros en el modelo estadístico y  $L$  es el valor de la función de máxima verosimilitud para el modelo estimado. La selección se da cuando teniendo varios modelos estimados, aquel que cuente con el menor valor del estadístico *AIC* es el mejor modelo.

### - Criterio de Información de Schwarz (*SC*)

El Criterio de Información de Bayes (*BIC*) o Criterio de Schwarz (*SC*) fue desarrollado por Schwarz (1978) y es un criterio para elección del mejor modelo entre una clase de modelos paramétricos con diferente número de parámetros. En el caso general se escribe como

$$-2 \ln p(x|k) \approx BIC = -2 \ln l$$

donde  $n$  es el número de observaciones o el tamaño muestral,  $k$  el número de parámetros libres a ser estimados incluyendo la constante y  $L$  el valor maximizado de la función de verosimilitud. La decisión se da en aquel modelo que tiene el menor valor del estadístico *BIC*.

## Tests de mejor ajuste y selección de modelos

### - Media Porcentual del Error Absoluto (*MAPE*)

La Media Porcentual del Error Absoluto (*MAPE*) es una medida de la ocurrencia de una serie temporal. Esto es frecuentemente expresado como un porcentaje, la fórmula del estadístico *MAPE* es la siguiente:

$$MAPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left| \frac{Y_t - F_t}{Y_t} \right|$$

donde  $Y_t$  es el valor actual y  $F_t$  es el valor proyectado. La diferencia entre  $Y_t$  y  $F_t$  es dividido por el valor actual de  $Y_t$ . El valor absoluto de este cálculo es sumado para cada observación proyectada en el tiempo y dividido por el número de observaciones  $T$ . Esto hace que sea un error porcentual, por lo que se puede comparar el error de series de tiempo ajustadas que difieren en el nivel. La interpretación para los lineamientos de *MAPE* es la siguiente: si el valor de *MAPE* es inferior al 10% es un pronóstico "altamente preciso". Si el valor de *MAPE* se encuentra entre el 10% y el 20% es un pronóstico "bueno". Si el valor de *MAPE* se encuentra entre el 20 y el 50% es un pronóstico "razonable". Si el valor de *MAPE* es superior al 50% es un pronóstico "inexacto" (Lewis, 1982).

#### - Porcentaje de medida del resultado ( $Z$ )

El valor de  $Z$  es usado como una medida relativa para niveles de aceptación. Como un punto referencial para los resultados experimentales óptimos,  $Z$  se utilizará a un valor de  $\pm 5\%$ , de este modo se define el estadístico como:

$$Z = \frac{\sum_{t=1}^T j}{T} * 100\% \quad \text{para} \quad \begin{cases} j=1 & \text{si} \quad \left| \frac{Y_t - F_t}{Y_t} \right| < 0.01 \\ j=0 & \text{si} \quad \text{otro caso} \end{cases}$$

Donde  $Y_t$  es el valor actual y  $F_t$  es el valor proyectado y  $T$  el número de observaciones utilizadas. Para la elección del mejor modelo se debe considerar aquel que cuente con un valor  $Z$  mayor.

#### - Coeficiente de correlación normalizado ( $r$ )

El coeficiente de correlación normalizado  $r$  es una medida de la cercanía de las observaciones y su proyección, se define como:

$$r = \frac{\sum_{t=1}^T Y_t * F_t}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (Y_t)^2 * \sum_{t=1}^T (F_t)^2}}$$

Donde  $Y_t$  es el valor actual y  $F_t$  es el valor proyectado. Para realizar la elección del mejor modelo se debe elegir aquel que cuente con el estadístico  $r$  mayor.

## CAPÍTULO IV RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### 4.1 Modelos de estimación

El presente capítulo presenta los modelos de estimación para la determinación de la inflación en el Perú. En primer lugar se presenta la estimación del modelo *ARIMA* de Box & Jenkins (1976) para la inflación. En segundo lugar los modelos que incluyen teoría económica para explicar el comportamiento de la inflación, entre ellos: el modelo Neokeynesiano de Svensson (2000) para un modelo de inflación que considera expectativas racionales; la especificación de Aquino (2019) para el modelo *NKPC* híbrido que considera en su formulación las expectativas de inflación de períodos pasados; la especificación de Tung & Nguyen (2020) para un modelo de inflación que considera el crédito y tasas de interés; y el modelo de Mohanty & Klau (2001) para un modelo que considera brechas en los niveles de precios.

#### - Modelo *ARIMA* de inflación

Para la estimación de la inflación se estima modelos *ARIMA* de Box & Jenkins (1976) para el nivel de precios  $p_{H,t}$  como proxy de la inflación doméstica. Se tienen los procesos *AR*( $p$ ) y *MA*( $q$ ) para el nivel de precios doméstico  $p_{H,t}$  siguiente:

$$AR(p) : p_{H,t} = \sum_{i=1}^p \phi_i p_{H,t-i} + \varepsilon_t,$$

$$MA(q) : p_{H,t} = \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i}.$$

donde  $p_{H,t}$  es el logaritmo del nivel de precios como proxy de la inflación doméstica en el período  $t$ , la variable  $p_{H,t-i}$  es la variable de interés evaluada en su retardo  $i$ . El valor  $\phi_i$  es el efecto del retardo  $i = 1, \dots, p$  sobre la variable de interés en el período  $t$ ; y  $\varepsilon_t$  es el término de error en el período  $t$ . Para la formulación del proceso *MA*( $q$ ), el valor  $\theta_i$  es

el efecto del retardo  $i = 1, \dots, p$  del término de error sobre la variable de interés en el período. La formulación general de un modelo  $ARIMA(p, d, q)$  se denomina *proceso integrado de medias móviles* de orden  $(p, d, q)$ . El proceso  $ARIMA(p, d, q)$  para el nivel de precios doméstico se expresa como

$$\Delta^d p_{H,t} = \sum_{i=1}^p \phi_i p_{H,t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (*)$$

O en su forma compacta,

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)(1 - L)^d p_{H,t} = (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q) \varepsilon_t$$

donde  $L$  es el operador de retardo. Las series con tendencia secular y variaciones cíclicas pueden representarse con los modelos  $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$  donde el valor  $(P, D, Q)$  representa la tendencia secular para el proceso. El primer paréntesis se refiere a la tendencia secular o parte regular y el segundo paréntesis a las variaciones estacionales o parte cíclica de la serie.

#### - Modelo de inflación con expectativas racionales

EL modelo de la ecuación (2) en su representación econométrica incluye las expectativas *forward-looking* para la inflación. La especificación de este modelo es señalada por Svensson (2000) y tiene la siguiente formulación econométrica

$$\pi_{H,t+2} = \beta_0 + \beta_1 \mathbb{E}_t[\pi_{H,t+1}] + (1 - \beta_1) \mathbb{E}_t[\pi_{H,t+3}] + \beta_2 \mathbb{E}_t[\tilde{y}_{t+2}] + \beta_3 \mathbb{E}_t[q_{t+2}] + \varrho_{t+2}^{\pi_{H,t+2}} \quad (I)$$

donde  $\beta_0, \dots, \beta_3$  son los parámetros del modelo de inflación. La variable  $\pi_{H,t+2}$  describe la inflación doméstica en el período  $t + 2$ . La inflación doméstica es medida como la desviación de la inflación doméstica de una media constante, la cual es igual a la meta de inflación constante. Debido que se especifica la función de pérdida del banco central se asume que la meta del producto es igual al nivel natural del producto. De este modo la inflación coincide con la inflación meta constante. La variable  $\tilde{y}_t$  es la brecha del producto, está definida como  $\tilde{y}_t = y_t^d - y_t^n$  donde  $y_t^d$  es la demanda agregada (en logaritmos) desestacionalizada y  $y_t^n$  es el nivel de producción natural (en logaritmos). La variable  $q_{t+2}$  es el tipo de cambio real en el período  $t + 2$ . Por otro lado, las variables

$\mathbb{E}_t[x_{t+\xi}]$  denotan la expectativa racional de la variable  $x_{t+\xi}$  en el período  $t + \xi$ , condicionada sobre la información disponible en el período  $t + \xi$ .

#### - Modelo de inflación *lag-augmented*

El modelo de la ecuación (6) es el modelo de inflación señalado por Aquino (2019) cuya representación econométrica es la siguiente:

$$\pi_{H,t} = \zeta_0 + \zeta_1\pi_{H,t-1} + \zeta_2\pi_{H,t-2} + \zeta_3\pi_{H,t-3} + \zeta_{exp}\mathbb{E}_t[\pi_{H,t+1}] + \zeta_{gap}\tilde{y}_t + \xi_t^{\pi_{H,t}} \quad (\text{II})$$

donde  $\zeta_1, \dots, \zeta_3$  son parámetros que miden el efecto de los retardos de la inflación sobre la realización presente de la inflación. El valor  $\zeta_{exp}$  mide el efecto de la expectativa de inflación del período  $t + 1$  sobre la inflación presente; y el parámetro  $\zeta_{gap}$  mide el efecto de la brecha del producto  $\tilde{y}_t$  sobre la inflación. El valor  $\xi_t^{\pi_{H,t}}$  es el término estocástico que se asume con una distribución normal estándar con media cero y varianza constante.

#### - Modelo de inflación con crédito y tasas de interés

La ecuación (13) estimada por Tung & Nguyen (2020) denominado el modelo de inflación con crédito y tasas de interés tiene como expresión econométrica a la siguiente expresión:

$$\pi_{H,t} = \zeta_0 + \zeta_{\Delta y_t}\tilde{y}_t + \zeta_{\Delta m_t}\Delta m_t + \zeta_{\Delta cred_t}\Delta cred_t + \zeta_{\Delta i_t^*}\Delta i_t^* + \zeta_{\Delta i_t}\Delta i_t + \eta_t^{\pi_{H,t}} \quad (\text{III})$$

donde  $\zeta_x$  es el parámetro para la variable  $x_t$ , respectivamente. La variable  $\tilde{y}_t$  es la brecha del producto en el período  $t$ ,  $m_t$  es el logaritmo de la oferta monetaria,  $\Delta m_t$  es la tasa de cambio de la oferta monetaria,  $cred_t$  es el logaritmo del crédito,  $\Delta cred_t$  es la tasa de cambio del logaritmo del crédito,  $i_t^*$  es el logaritmo de la tasa de interés extranjera,  $\Delta i_t^*$  es la tasa de cambio de la tasa de interés extranjera y  $i_t$  es el logaritmo de la tasa de interés. El término de error se representa por  $\eta_t^{\pi_{H,t}}$  para todo el período de estudio.

#### - Modelo de inflación con brechas

El modelo de inflación con brechas en el producto y en el nivel de precios estimado por Mohanty & Klau (2001) de la ecuación (14) está determinada en su forma econométrica como:

$$\begin{aligned} \pi_{H,t} = & \varphi_0 + \varphi_1\pi_{H,t-1} + \varphi_2\tilde{y}_t + \varphi_3m_t + \varphi_4\Delta e_t + \varphi_5\Delta w_t + \varphi_6(p_{m,t} - \pi_{H,t-1}) + \\ & + \varphi_7(\Delta pc_t - \pi_{H,t-1}) + \varphi_8(\Delta Op_t - \pi_{H,t-1}) + \varepsilon_t^{\pi_{H,t}} \end{aligned} \quad (IV)$$

donde  $\varphi_0, \dots, \varphi_8$  son parámetros del modelo,  $\tilde{y}_t$  es la brecha del producto,  $m_t$  es el logaritmo de la oferta monetaria,  $\Delta e_t$  es la variación del tipo de cambio soles/dólar,  $w_t$  es el logaritmo del salario,  $pc_t$  es el logaritmo del nivel de precios de los bienes y servicios,  $p_{m,t}$  es el logaritmo del nivel de precios de las importaciones,  $Op_t$  es el logaritmo del precio del petróleo. Por otro lado,  $\Delta w_t$  es la tasa de cambio de los salarios,  $\Delta pc_t$  es la tasa de cambio del nivel de precios de los bienes y servicios,  $\Delta Op_t$  es la tasa de cambio del precio internacional del petróleo,  $p_{m,t} - \pi_{H,t-1}$  es el shock de los precios de importaciones,  $\Delta pc_t - \pi_{H,t-1}$  es el shock en los precios de alimentos y bebidas,  $\Delta Op_t - \pi_{H,t-1}$  es el shock del precio internacional de petróleo. El término de error se representa por  $\varepsilon_t^{\pi_{H,t}}$  para todo el período de estimación.

## 4.2 Resultados

Para la presentación de los resultados se considera inicialmente la estadística descriptiva de cada una de las variables consideradas para los modelos de estimación. En segundo lugar, se muestra los resultados de los tests de raíz unitaria aplicados a las variables económicas. A continuación se estiman los modelos de inflación planteados. Para esa sección se presenta la estimación de modelo *ARIMA* y cuatro modelos sugeridos por investigaciones previas las cuales son: el modelo de inflación con expectativas racionales, el modelo de inflación *lag-augmented*, el modelo de inflación con crédito y tasas de interés, y el modelo de inflación con brechas.

## 4.3 Estadística descriptiva de las variables

Nuestra especificación teórica implica una especificación econométrica para el período  $t$  que involucra siete variables: la inflación doméstica  $\pi_{H,t}$ , la brecha del producto  $\tilde{y}_t$ , oferta monetaria  $m_t$ , crédito  $cred_t$ , tasa de interés nominal  $i_t$ , tipo de cambio nominal  $e_t$ , tasa extranjera  $i_t^*$ , y nivel de salarios  $w_t$ . Además se consideran variables futuras como la expectativa de la brecha del producto  $\mathbb{E}_t[\tilde{y}_{t+1}]$  y la expectativa de inflación doméstica  $\mathbb{E}_t[\pi_{H,t+j}]$  con índice  $j = 1,2,3$  para el período  $t + j$ , que indican el efecto de la expectativa futura en la determinación corriente de la inflación. Se consideran datos

mensuales para el período enero de 2000 a diciembre de 2019 por dos razones. Primero, por la adopción del régimen de Metas Explícitas de Inflación realizada por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), en la cual las decisiones de política monetaria se realizan en una base mensual y existe información para el mismo período y frecuencia. Segundo, el uso de una frecuencia mensual implica un total de 204 observaciones de enero de 2000 a diciembre de 2019 el cual, a diferencia de utilizar una frecuencia trimestral de 68 observaciones para el mismo período, proporciona más información y una mejor aproximación de los *tests* estadísticos. La Tabla 2 muestra los resultados de las estadísticas descriptivas de las variables señaladas.

Tabla 2

*Estadística descriptiva de las variables*

Lista de variables	Abrev.	Obs	Media	Desv. Estánd.	Mínimo	Máximo
Índice de Precios al Consumidor (índice)	$p_t$	240	102.86	16.84	78.75	132.70
Tipo de Cambio (S/ por \$)	$e_t$	240	3.16	0.29	2.55	3.62
Oferta de Dinero (mill. S/)	$m_t$	240	22,098.32	15,112.78	3,751.35	52,226.65
Crédito (mill. S/)	$cred_t$	240	82,843.75	75,077.13	9,043.15	245,982.80
Tasa de interés extranjero (%)	$i_t^*$	240	1.78	1.92	0.07	6.54
Tasa de interés doméstico (%)	$i_t$	240	4.37	2.65	1.00	16.06
Producto Bruto Interno (mill. S/)	$y_t$	240	35,572.49	16,898.55	12,527.12	74,608.48
Precio internacional petróleo (S/barril)	$Op_t$	240	196.54	75.64	63.90	384.81
Precio de las importaciones (índice)	$p_{m,t}$	240	3.56	8.31	-18.71	28.28
Salario (S/)	$w_t$	240	616.21	174.70	345.00	930.00
IPC de bienes y servicios (índice)	$p_{c,t}$	240	104.41	21.76	76.92	139.45

Fuente: Elaboración propia en base a BCRP (2020)

La estructura de los modelos de estimación también presenta relación de variables y transformaciones. En este sentido, la variable inflación doméstica  $\pi_{H,t}$  está calculada como la primera diferencia del logaritmo (natural) del índice de precios, es decir  $\Delta \log(p_t)$ . La oferta monetaria  $m_t$  está calculada por  $\log(M_t)$ , el logaritmo natural de la emisión primaria. El crédito  $cred_t$  es calculado por el logaritmo natural del crédito de sociedades creadoras de depósitos  $\log(cred_t)$ . Las demás variables consideradas en la Tabla 1 se calculan de modo similar, haciendo uso de la transformación logarítmica. La brecha del producto  $\tilde{y}_t$  está calculada por la diferencia entre el logaritmo natural del Producto Bruto Interno desestacionalizado (para este procedimiento se empleó la metodología *ARIMA X-13* de modo automático del paquete econométrico *Eviews 9* y su

componente tendencial capturada por el filtro de Holdrick-Prescott (*HP*) donde se utiliza el valor del parámetro  $\lambda = 14,400$  para el cálculo del filtro *HP*.

Respecto a la evolución temporal de las variables, la Figura 1 muestra este comportamiento de las variables consideradas en la tabla anterior para el período 2003-2019. En la Figura 1(a) se observa una relación positiva entre la oferta monetaria  $m_t$  y el índice de precios al consumidor  $p_t$ . Asimismo, en la Figura 1(b) se observa una relación inversa entre el tipo de cambio  $e_t$  y el índice de precios  $p_t$ ; además en la Figura 1(c) el crédito  $cred_t$  tiene una relación positiva con el índice de precios  $p_t$  al igual que el producto bruto interno  $y_t$ , los salarios  $w_t$  y el índice de precios que considera los alimentos y bebidas  $p_{c,t}$  que se muestran en la Figura 1(d)-(f). Por otro lado, en la Figura 2(g)-(i) se muestra que las variables económicas: tasa de interés extranjera  $i_t^*$ , tasa de interés doméstica  $i_t$ , precio internacional del petróleo  $Op_t$  y precio de las importaciones  $p_{m,t}$  no muestran una relación clara con el índice de precios al consumidor  $p_t$ .

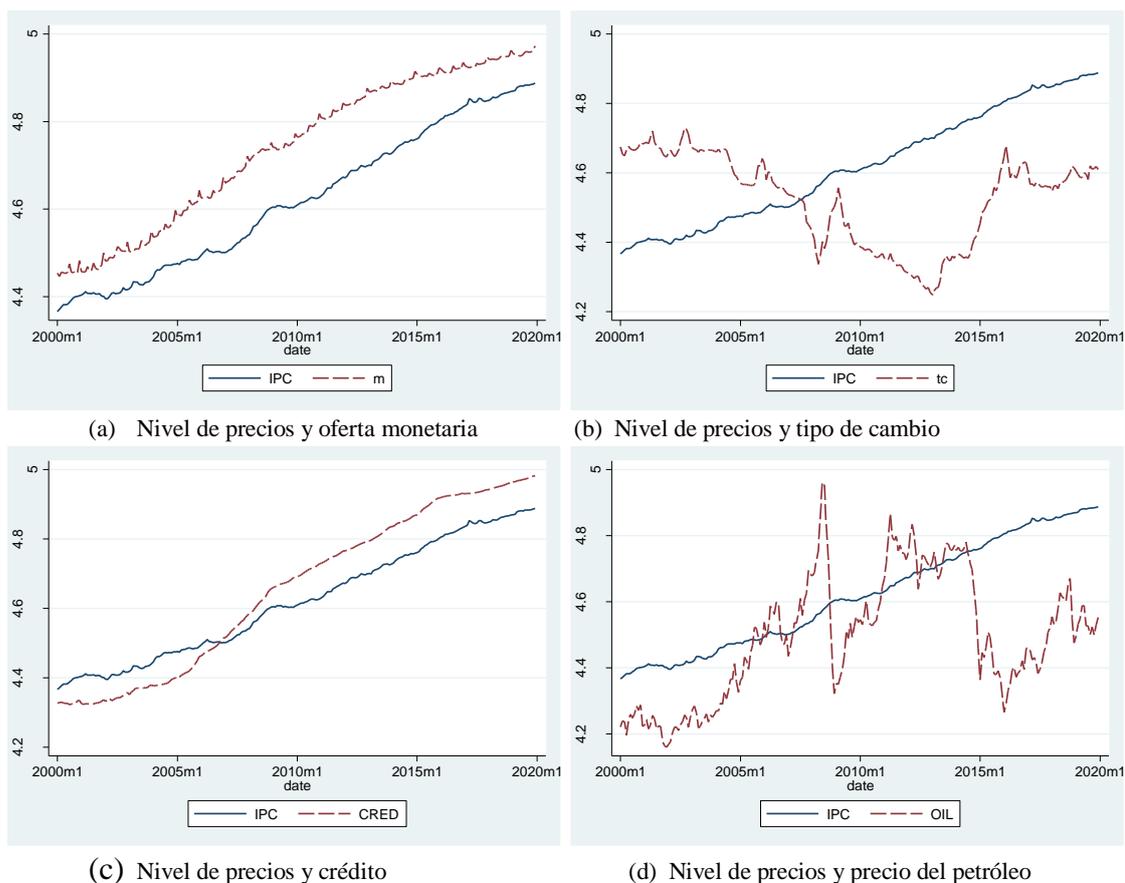


Figura 1. Evolución de las variables económicas

Fuente: Elaboración propia en base a BCRP (2020)

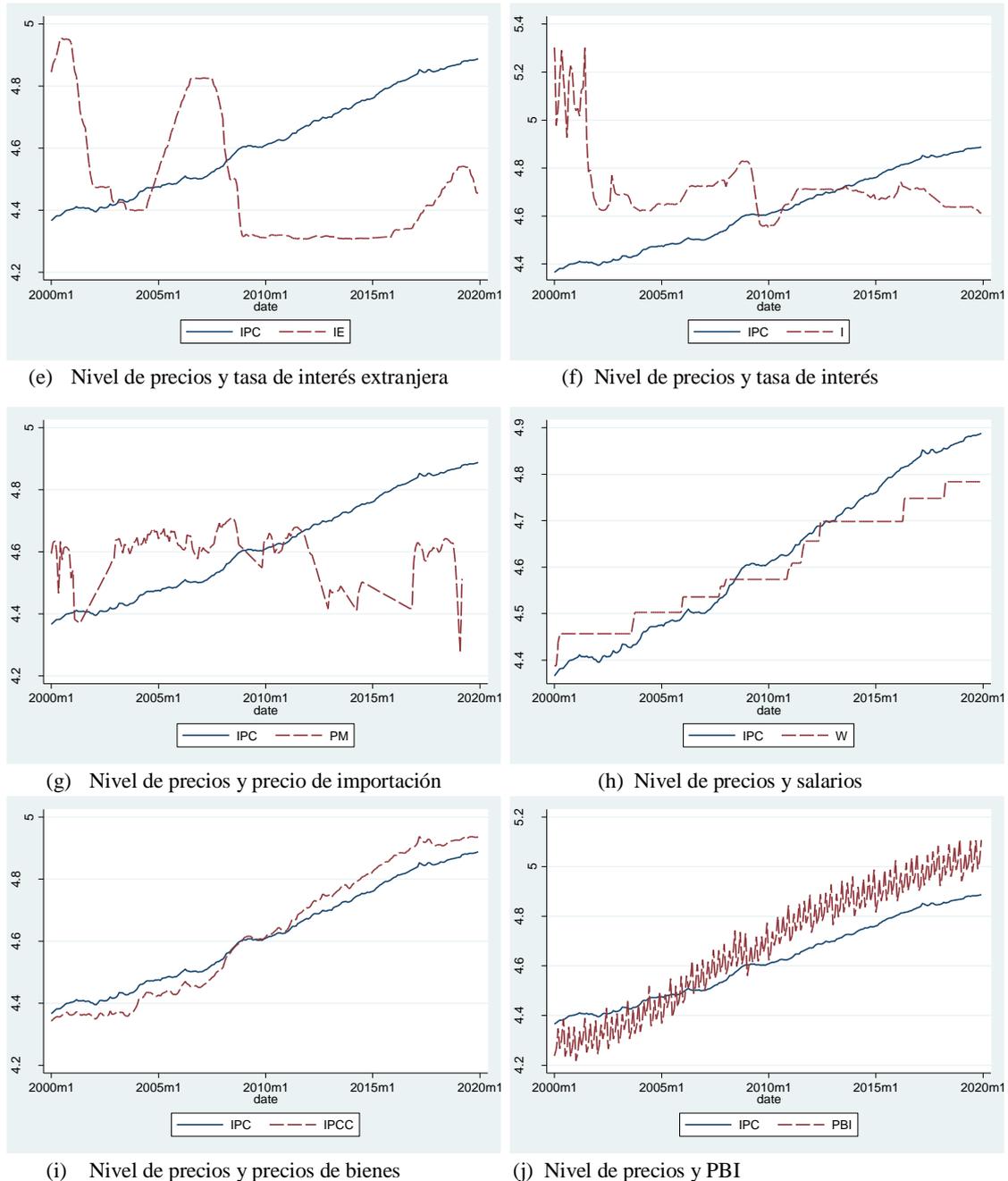


Figura 2. Evolución de las variables económicas (continuación)

Fuente: Elaboración propia en base a BCRP (2020)

La matriz de correlación de las variables descritas se muestra en la Tabla 3. Se observa que las variables que guardan una relación positiva con el nivel de precios  $p_t$  son las variables oferta de dinero  $m_t$ , crédito del sector privado  $cred_t$ , producto bruto interno  $y_t$ , precio internacional del petróleo  $Op_t$ , nivel de salarios  $w_t$  e índice de precios de alimentos y bebidas  $p_{c,t}$ . Por otro lado, las variables que guardan una relación inversa con el nivel

de precios  $p_t$  son las variables tipo de cambio  $e_t$ , tasa de interés extranjera  $i_t^*$ , tasa de interés doméstica  $i_t$  y el precio de las importaciones  $p_{m,t}$ .

Tabla 3

*Correlaciones de las variables de estudio*

	$p_t$	$e_t$	$d_t$	$m_t$	$cred_t$	$i_t^*$	$i_t$	$y_t$	$Op_t$	$p_{m,t}$	$w_t$	$p_{c,t}$
$p_t$	1.000											
$e_t$	-0.223	1.000										
$d_t$	-0.720	0.386	1.000									
$m_t$	0.995	-0.236	-0.734	1.000								
$cred_t$	0.983	-0.061	-0.675	0.982	1.000							
$i_t^*$	-0.415	0.427	0.365	-0.418	-0.354	1.000						
$i_t$	-0.181	0.051	0.059	-0.179	-0.184	0.290	1.000					
$y_t$	0.964	-0.241	-0.751	0.965	0.947	-0.384	-0.173	1.000				
$Op_t$	0.367	-0.838	-0.452	0.375	0.232	-0.163	-0.020	0.391	1.000			
$p_{m,t}$	-0.269	-0.115	0.260	-0.280	-0.300	0.310	-0.033	-0.237	0.344	1.000		
$w_t$	0.985	-0.234	-0.725	0.987	0.971	-0.373	-0.162	0.955	0.398	-0.249	1.000	
$p_{c,t}$	0.998	-0.242	-0.728	0.994	0.977	-0.451	-0.164	0.960	0.364	-0.289	0.982	1.000

Fuente: Elaboración propia en base a BCRP (2020)

#### 4.4 Test de raíz unitaria a las series económicas

Para la estimación de los modelos de inflación se verifica el orden de integración de las variables. Para ello se utiliza los tests de raíz unitaria *ADF* propuesto por Dickey & Fuller (1979) y *P-P* propuesto por Phillips & Perron (1988). La Tabla 4 muestra los resultados de ambos tests calculados con intercepto/sin tendencia y con intercepto/tendencia. Dada la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria de los tests, se reporta que en niveles con intercepto/sin tendencia todas las variables consideradas tienen una raíz unitaria a un contraste de 5% y 1% de nivel de significancia estadística, lo que sugiere realizar el cálculo en primeras diferencias. Similarmente, para el cálculo considerando intercepto/tendencia, los tests de *ADF* y *P-P* indican la existencia de raíz unitaria para todas las variables descritas a un contraste de 5% y 1% de nivel de significancia estadística, lo que sugiere realizar el cálculo en primeras diferencias. Luego, se realiza el test de estacionariedad en primera diferencia, encontrándose efectivamente que todas las series económicas descritas son estacionarias en primera diferencia, de este modo las series en niveles son integradas de orden uno, es decir son  $I(1)$ , estos resultados se muestran en la Tabla 4 y 5.

Tabla 4

*Tests de estacionariedad (I)*

Variable	Con intercepto		Con intercepto y tendencia	
	Nivel	Primera diferencia	Nivel	Primera diferencia
<b>Índice de Precios al Consumidor <math>p_t</math></b>				
ADF	1.514 (0.999)	-11.152** (0.000)	-1.996 (0.599)	-11.359** (0.000)
PP	1.715 (0.997)	-11.027** (0.000)	-1.801 (0.701)	-11.317** (0.000)
<b>Tipo de cambio <math>e_t</math></b>				
ADF	-1.373 (0.5953)	-10.443** (0.000)	-1.894 (0.947)	-10.507** (0.000)
PP	-1.427 (0.568)	-10.446** (0.000)	-0.860 (0.957)	-10.498** (0.000)
<b>Oferta de dinero <math>m_t</math></b>				
ADF	1.165 (0.997)	-2.232** (0.000)	-2.369 (0.394)	-3.053** (0.000)
PP	2.9943 (0.999)	-20.658** (0.000)	-1.935 (0.634)	-10.498** (0.000)
<b>Crédito <math>cred_t</math></b>				
ADF	1.713 (0.997)	-1.797** (0.000)	-1.329 (0.878)	-3.162** (0.000)
PP	4.885 (0.999)	-6.032** (0.000)	-1.240 (0.899)	-8.817** (0.000)
<b>Tasa de interés extranjero <math>i_t^*</math></b>				
ADF	-2.548 (0.105)	-6.521** (0.000)	-4.576 (0.056)	-6.653** (0.000)
PP	-2.140 (0.229)	-6.365** (0.000)	-1.875 (0.664)	-6.467** (0.000)
<b>Tasa de interés doméstico <math>i_t</math></b>				
ADF	-6.380 (0.105)	-5.157** (0.000)	-6.120 (0.056)	-5.361** (0.000)
PP	-4.609 (0.219)	-17.918** (0.000)	-4.498 (0.558)	-18.126** (0.000)

\* Indica significancia estadística al 5%

\*\* Indica significancia estadística al 1%

Fuente: Elaboración propia en base a BCRP (2020)

Tabla 5

*Tests de estacionariedad (II)*

Variable	Con intercepto		Con intercepto y tendencia	
	Nivel	Primera diferencia	Nivel	Primera diferencia
<b>Producto Bruto Interno <math>y_t</math></b>				
ADF	0.018 (0.958)	-2.953** (0.000)	-2.560 (0.229)	-8.361** (0.000)
PP	-1.727 (0.416)	-100.830** (0.000)	-2.498 (0.558)	-159.342** (0.000)
<b>Precio internacional del petróleo <math>Op_t</math></b>				
ADF	-2.489 (0.119)	-11.175** (0.000)	-2.694 (0.240)	-11.159** (0.000)
PP	-2.256 (0.187)	-10.934** (0.000)	-2.346 (0.407)	-10.912** (0.000)
<b>Precio de las importaciones <math>p_{m,t}</math></b>				
ADF	-2.323 (0.165)	-7.653** (0.000)	-2.554 (0.309)	-7.647** (0.000)
PP	-3.325 (0.198)	-14.056** (0.000)	-3.448 (0.477)	-14.032** (0.000)
<b>Salario <math>w_t</math></b>				
ADF	-0.103 (0.946)	-14.663** (0.000)	-2.296 (0.433)	-14.641** (0.000)
PP	-0.109 (0.945)	-14.645** (0.000)	-2.369 (0.395)	-14.621** (0.000)
<b>IPC de alimentos y bebidas <math>p_{c,t}</math></b>				
ADF	0.606 (0.987)	-11.044** (0.000)	-2.535 (0.319)	-11.100** (0.000)
PP	0.788 (0.993)	-10.979** (0.000)	-2.369 (0.394)	-10.975** (0.000)

\* Indica significancia estadística al 5%

\*\* Indica significancia estadística al 1%

Fuente: Elaboración propia en base a BCRP (2020)

#### 4.5 Estimación de los modelos de inflación

Para el desarrollo de la investigación se realizó la estimación de modelos *ARIMA* de inflación considerando diversas combinaciones en los retardos *AR/MA* tomando como referencia la significancia estadística, el ajuste y el comportamiento de autocorrelación. En este sentido, después de una búsqueda de diversas combinaciones *AR/MA*, en la Tabla

5 se presentan los modelos *ARIMA* más eficientes que describen el comportamiento de la inflación y los estadísticos para la selección del mejor de ellos. Además, en esta sección se realiza la estimación de cuatro modelos teóricos de inflación descritos en el capítulo anterior. Estos modelos están dado por las ecuaciones (I)-(IV) que corresponden respectivamente al modelo de inflación con expectativas racionales, al modelo *lag-augmented*, al modelo de inflación con crédito y tasas de interés y al modelo de inflación con brechas.

#### (a) Modelos *ARIMA* de inflación

Para la estimación de los modelos *ARIMA* de inflación se utiliza los datos en primera diferencia y en logaritmos del Índice de Precios del Consumidor (IPC) del Perú que representa a la inflación mensual en el período de estudio. En la Tabla 5 se presenta estimaciones de seis modelos autoregresivos *AR*, medias móviles *MA* y modelos autoregresivos integrados y de medias móviles *ARIMA* que previamente se revisó los correlogramas para la verificación del ajuste, es así que se estimó por la metodología de mínimos cuadrados para determinar el comportamiento de la inflación para el período mensual de 2000:m1 a 2019:m12. Asimismo, en la estimación se calculó el Criterio de Información de Akaike (*AIC*) y Criterio de Información de Schwarz (*SC*) para la elección del mejor modelo y el estadístico de Durbin-Watson (*DW*) para un análisis de presencia de autocorrelación en los modelos estimados.

Los modelos presentados en la Tabla 6 son los modelos de mayor ajuste debido que sus determinantes son estadísticamente significativos al 5% de significancia. Estos modelos no presentan problemas de autocorrelación, ya que el estadístico de Durbin-Watson (*DW*) de cada uno de ellos se encuentran alrededor de 2 (Durbin & Watson, 1950, 1971a, 1971b). Luego, utilizando el Criterio de Información de Akaike (*AIC*) señalado en Akaike (1974) y Criterio de Información de Schwarz (*SC*) en Schwarz (1978) para la elección del mejor modelo, se observa que los menores valores del estadístico *AIC* y *SC* corresponden al Modelo 3 donde sus estadísticos son iguales a  $AIC=-8.860645$  y  $SC=-8.802461$  y además posee el que mayor valor *DW* (próximo a 2 presenta) presenta en la selección del modelo. Luego, se tiene que el modelo *ARIMA* más adecuado es el Modelo 3 bajo su especificación como *ARIMA* (5, 1, 0) para representar el comportamiento de la inflación en el Perú para el período 2000 a 2019.

Tabla 6

*Modelos ARIMA de inflación para el Perú*

Variable	Coefficiente	t-Statistic	AIC/SBC	DW
<i>Modelo 1</i>				
constante	0.002186	7.452477		
AR(1)	0.284819	5.108187	AIC = -8.874440	1.965826
AR(5)	0.166619	2.776506	SC = -8.801710	
MA(8)	-0.148015	-2.081440		
<hr/>				
<i>Modelo 2</i>				
constante	0.002183	8.362349		
AR(1)	0.278423	4.980390	AIC = -8.869456	1.954146
AR(8)	-0.133115	-1.979237	SC = -8.796726	
MA(5)	0.178353	2.915136		
<hr/>				
<i>Modelo 3</i>				
constante	0.002188	6.190274		
AR(1)	0.285617	5.113882	AIC = -8.860645	1.968776
AR(5)	0.174875	2.960915	SC = -8.802461	
<hr/>				
<i>Modelo 4</i>				
constante	0.002184	7.998235		
AR(1)	0.286220	5.064781	AIC = -8.874764	1.969618
MA(5)	0.183785	2.972344	SC = -8.802035	
MA(8)	-0.150831	-2.154998		
<hr/>				
<i>Modelo 5</i>				
constante	0.002181	9.235792		
AR(8)	-0.148660	-2.125357	AIC = -8.864208	1.934791
MA(1)	0.271863	4.576984	SC = -8.791479	
MA(5)	0.148022	2.469357		
<hr/>				
<i>Modelo 6</i>				
constante	0.002182	8.671680		
AR(5)	0.164095	2.729775	AIC = -8.869691	1.967494
AR(8)	-0.142507	-2.059812	SC = -8.796961	
MA(1)	0.286879	4.793708		
<hr/>				

Notas: AIC y SC son los criterios de información de Akaike y Schwarz, respectivamente. DW es el estadístico Durbin-Watson de autocorrelación

Fuente: Elaboración propia en base a BCRP (2020)

- **Diagnóstico del modelo ARIMA(5, 1, 0) seleccionado**

Para el diagnóstico del modelo ARIMA(5, 1, 0) la Figura 2 muestra que las raíces de todos los AR y MA son menores de 1, esto muestra que el modelo ARIMA es estable al igual

que los errores; asimismo, muestra los valores actuales, los valores proyectados y los residuos del modelo  $ARIMA(5, 1, 0)$ .

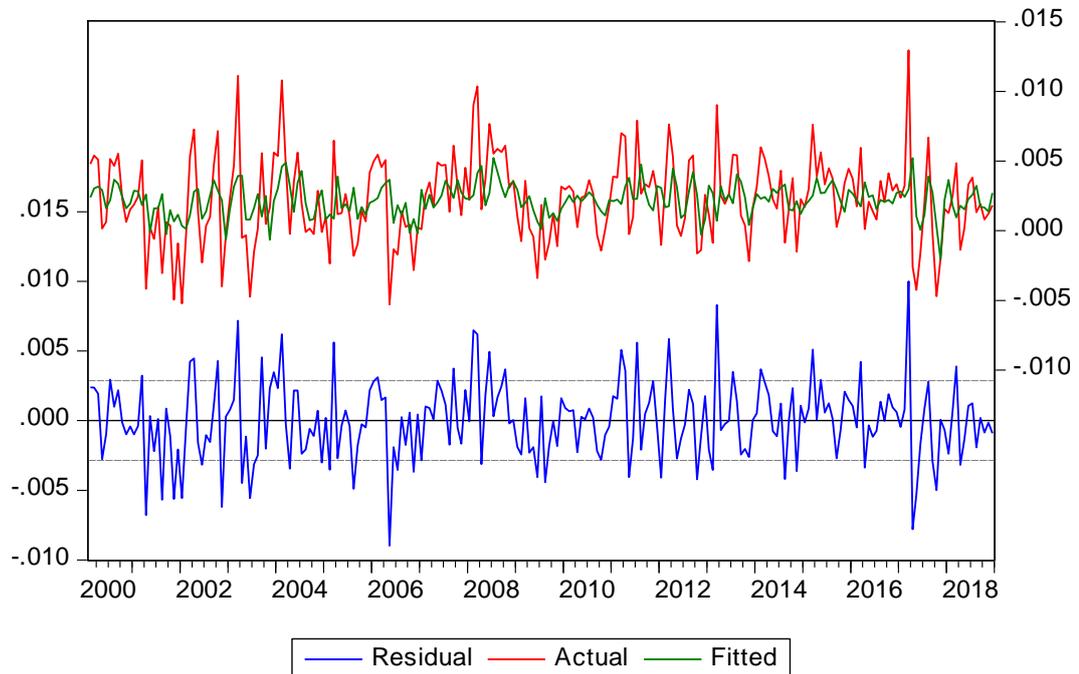


Figura 3. Residuos del modelo  $ARIMA(5, 1, 0)$

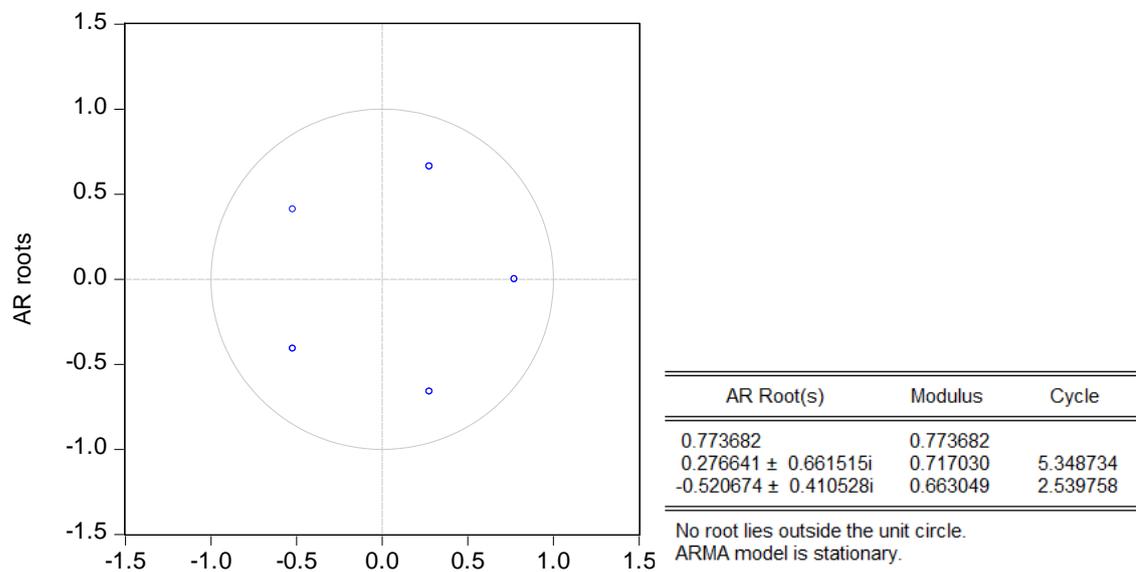


Figura 4. Residuos del modelo  $ARIMA(5, 1, 0)$

### - Incorrelación

En la Figura 5, se muestra el correlograma del modelo  $ARIMA(5, 1, 0)$  analizada por el estadístico  $Q$  de Ljung & Box (1978) que indica que hay ausencia de autocorrelación en

los residuos, es decir el comportamiento se asemeja al de un ruido blanco debido que todos los coeficientes calculados por el estadístico se encuentran dentro de la banda de confianza al 95% de confianza y además todos los valores de probabilidad asociados al estadístico de Ljung-Box para cada retardo (*p-value*) son lo suficientemente grandes como para no rechazar la hipótesis nula que todos los coeficientes son nulos. Asimismo de la Tabla 5 se muestra que el modelo  $ARIMA(5, 1, 0)$ , Modelo 3, no presenta problemas de autocorrelación, debido que el estadístico de Durbin-Watson (*DW*) se encuentra alrededor de 2 (Durbin & Watson, 1950, 1971a, 1971b). En consecuencia los residuos del modelo  $ARIMA(5, 1, 0)$  se encuentran no correlacionados.

Sample: 2000M01 2018M12 Included observations: 227 Q-statistic probabilities adjusted for 3 ARMA terms						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.016	0.016	0.0590	
		2	-0.049	-0.049	0.6136	
		3	-0.007	-0.005	0.6240	
		4	0.010	0.008	0.6492	0.420
		5	0.012	0.011	0.6849	0.710
		6	-0.001	-0.000	0.6851	0.877
		7	-0.028	-0.027	0.8693	0.929
		8	-0.003	-0.002	0.8709	0.972
		9	0.033	0.030	1.1256	0.980
		10	-0.068	-0.070	2.2452	0.945
		11	-0.005	0.001	2.2522	0.972
		12	0.155	0.150	8.0255	0.532
		13	0.008	0.001	8.0404	0.625
		14	-0.148	-0.140	13.395	0.268
		15	-0.022	-0.013	13.512	0.333
		16	-0.025	-0.034	13.662	0.398
		17	0.030	0.021	13.890	0.458
		18	-0.087	-0.095	15.769	0.398
		19	-0.044	-0.024	16.252	0.436
		20	0.020	0.017	16.353	0.499
		21	-0.054	-0.081	17.101	0.516
		22	-0.038	-0.021	17.463	0.559
		23	-0.094	-0.090	19.716	0.476
		24	0.160	0.133	26.273	0.196
		25	-0.044	-0.070	26.762	0.220
		26	-0.017	0.029	26.836	0.263
		27	-0.027	-0.013	27.024	0.303
		28	-0.078	-0.106	28.614	0.280
		29	-0.061	-0.088	29.587	0.285
		30	-0.049	-0.043	30.208	0.305
		31	-0.057	-0.043	31.058	0.315
		32	0.013	-0.023	31.102	0.361
		33	-0.037	-0.062	31.463	0.393
		34	-0.083	-0.065	33.328	0.355
		35	0.111	0.124	36.678	0.261
		36	0.148	0.085	42.669	0.121

Figura 5. Correlograma de los residuos del modelo  $ARIMA(5, 1, 0)$

Fuente: Elaboración propia en base a BCRP (2020)

### - Normalidad

El estadístico de *Jarque-Bera* desarrollado por Jarque & Bera (1980, 1981, 1987) es una prueba de bondad de ajuste para verificar si los residuos del modelo estimado se distribuyen como una función normal. En la Figura 5, se muestra los resultados de este estadístico, en este caso el valor de la probabilidad igual a 0.02419 indica la aceptación de la hipótesis de una distribución normal al 5% de significancia estadística. Como el valor del estadístico de Jarque-Bera es superior al valor de referencia de tablas (aproximadamente un valor de 6) y la probabilidad es menor a  $\alpha = 5\%$ , los residuos del modelo se comportan como una función normal. Por otro lado, siguiendo al teorema central del límite, se puede concluir que al trabajar muestras más grandes que la actual, garantizaría que los errores se comporten como una función asintóticamente normal (Laurente & Poma, 2016).

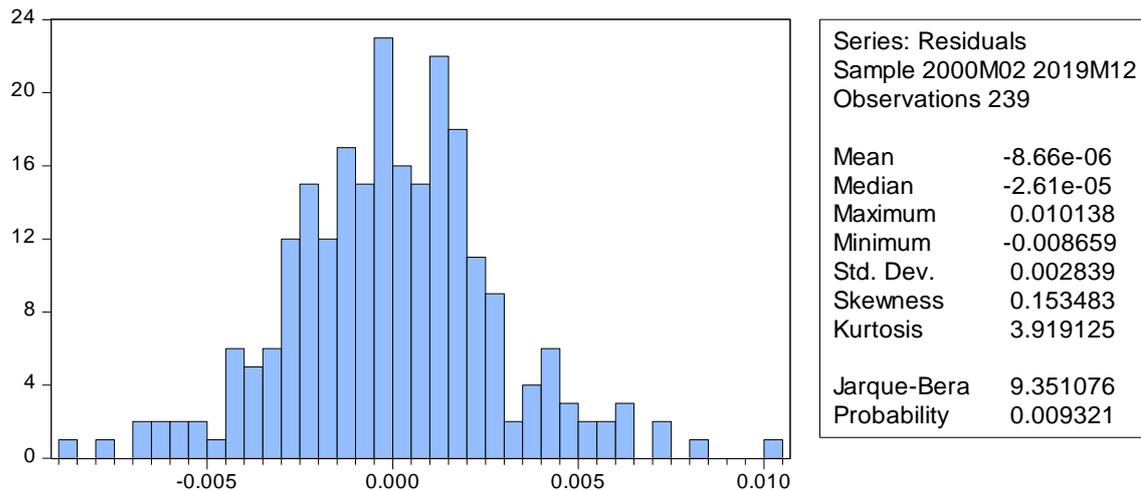


Figura 6. Correlograma de los residuos del modelo  $ARIMA(5, 1, 0)$

Fuente: Elaboración propia en base a BCRP (2020)

### (b) Modelos de largo plazo de la inflación

En esta sección presentamos los resultados de la estimación de los modelos de inflación considerados en las ecuaciones (I), (II), (III) y (IV) del capítulo anterior. Las ecuaciones fueron estimadas por el Método Generalizado de Momentos (*GMM*) propuesta por Hansen (1982). La Tabla 7 muestra la estimación de los coeficientes de las ecuaciones considerando diferentes conjuntos de instrumentos. Para la elección de los modelos de la tabla, se probaron diferentes combinaciones de los instrumentos y se seleccionaron según los criterios de selección *GMM-AIC*, *GMM-BIC* y *GMM-HQIC* considerados en la Tabla 3. Para cada modelo de estimación, el número de observaciones es menor que el período original descrito originalmente debido que las variables retardadas están siendo empleadas como regresoras o como instrumentos. Para cada período de estimación, estamos fijando un valor  $k_{m\acute{a}x} = 12$  (i.e. es el máximo retardo usado como instrumento). Similares aplicaciones se encuentran en Aquino (2019) y Cermeño *et al.* (2012) para el caso de Perú y México, respectivamente) y una búsqueda exhaustiva de los instrumentos que generen el mayor ajuste al modelo estimado.

La primera columna de la Tabla 8 muestra la estimación del modelo de inflación con expectativas racionales dada en la ecuación (I), se observa que la expectativa de la inflación  $E_t[\pi_{H,t+1}]$  del período  $t + 1$  es significativa al 1% de nivel de significancia y tiene un efecto marginal positivo igual a 0.49%, lo que indica que la expectativa del futuro que se tiene sobre la inflación tiene un impacto importante en la determinación de la

inflación corriente. Similarmente la expectativa de la inflación para el período futuro  $t + 3$  tiene un efecto significativo sobre la inflación con un efecto marginal de 0.51%. Por otro lado, la expectativa del tipo de cambio real  $E_t[q_{t+2}]$  y la expectativa del producto  $E_t[\tilde{y}_{t+2}]$  tienen un efecto negativo y positivo, respectivamente. Estos efectos no son significativos a algún valor de significancia (5% o 1%), lo que da evidencia que ambas expectativas no representan un factor importante en la determinación de la inflación en el Perú.

La segunda columna de la Tabla 7 presenta los resultados de la estimación del modelo de inflación *lag-augmented* de la ecuación (II), donde se considera principalmente, un modelo explicado por los retardos de la inflación  $\pi_{H,t-j}$  para los retardos  $j = 1,2,3$ . En el modelo se considera también la expectativa de inflación  $E_t[\pi_{H,t+1}]$  del período  $t + 1$  y la brecha del producto  $\tilde{y}_t$  que es calculada como la diferencial entre la producción corriente y su valor potencial *i.e.*  $\tilde{y}_t = y_t - \bar{y}_t$ . De los resultados de la estimación, se observa que la inflación rezagada en  $J = 1$  y  $J = 3$  tienen un efecto positivo y negativo, respectivamente. Estos efectos se registran estadísticamente significativos al 5% de significancia. La brecha del producto  $\tilde{y}_t$  tiene un efecto positivo significativo sobre la inflación con un efecto de 0.04%, lo que nos muestra que variaciones en la brecha del producto tiene un efecto importante en la determinación de la inflación.

La estimación del modelo de inflación con crédito y tasas de interés de la ecuación (III) se muestran en la tercera columna de la Tabla 7. Este modelo considera como determinantes a la variación del crédito  $\Delta cred_t$ , la variación en la oferta monetaria  $\Delta m_t$ , las tasas de interés doméstica  $\Delta i_t$  y extranjera  $\Delta i_t^*$ , y la brecha del producto  $\tilde{y}_t$  que muestra la diferencia que existe entre la producción corriente y su valor de largo plazo. En los resultados se observa que la variación de la tasa de interés doméstica tiene un efecto positivo significativo al 1% de significancia. Asimismo, la brecha del producto  $\tilde{y}_t$  tiene un efecto positivo significativo de 0.05% sobre la inflación corriente. Las otras variables incluidas en este modelo no resultaron significativas a algún valor de significancia estadística.

Luego, la cuarta columna de la Tabla 7 muestra la estimación del modelo de inflación con brechas dada por la ecuación (IV). Esta especificación considera en sus determinantes al rezago  $t - 1$  de la inflación doméstica  $\pi_{H,t-1}$ ; a la brecha del producto  $\tilde{y}_t$ ; a la oferta

monetaria  $m_t$ ; a la variación del tipo de cambio doméstico  $\Delta e_t$ ; y a la variación de salarios  $\Delta w_t$ . La especificación del modelo considera a su vez los efectos del diferencial de precios; entre ellos, se incluye al diferencial de precios de las importaciones  $p_{m,t} - \pi_{H,t-1}$  que es calculada como la diferencia entre el precio de importaciones y la inflación rezagada; diferencial de precios de los bienes y servicios  $\Delta pc_t - \pi_{H,t-1}$ , donde  $\Delta pc_t$  es la variación de los precios de consumo de bienes y  $\pi_{H,t-1}$  la inflación rezagada; y al diferencial de los precios del petróleo  $\Delta Op_t - \pi_{H,t-1}$ , donde  $\Delta Op_t$  es la diferencia del precio internacional del petróleo. De los resultados de la estimación dada en la Tabla 18, se observa que todas las variables consideradas en el modelo son significativas al 1% de significancia, donde el rezago de la inflación  $\pi_{H,t-1}$ , la brecha del producto  $\tilde{y}_t$ , y la oferta monetaria  $m_t$  tienen un efecto positivo sobre la inflación. Lo que muestra que la inflación es sensible a estos determinantes. Por otro lado, los diferenciales de precios considerados en el modelo tienen también un efecto significativo sobre la inflación. Estos valores de significancia individual, tienen un buen ajuste global de 0.86 medido por el estadístico  $R^2$  ajustado. Luego, estas variables del modelo (IV) representan determinantes importantes en la determinación de la inflación en el Perú.

Tabla 7

*Ecuaciones de largo plazo para la inflación en el Perú, 2000-2019*

Ecuación (I) <sup>a</sup> : $\pi_{H,t}$		Ecuación (II) <sup>a</sup> : $\pi_{H,t}$		Ecuación (III) <sup>a</sup> : $\pi_{H,t}$		Ecuación (IV) <sup>a</sup> : $\pi_{H,t}$	
<i>constante</i>	0.0007 (0.003)	<i>constante</i>	0.0017** (0.000)	<i>constante</i>	0.0019** (0.000)	<i>constante</i>	-0.0003 (0.000)
$E_t[\pi_{H,t+3}]$	0.5061** (0.123)	$\pi_{H,t-1}$	0.2378** (0.043)	$\Delta i_t$	0.0003** (0.000)	$\pi_{H,t-1}$	0.5049** (0.007)
$E_t[\tilde{y}_{t+2}]$	0.0032 (0.007)	$\pi_{H,t-2}$	-0.0798 (0.117)	$\Delta m_t$	0.0003 (0.026)	$\Delta e_t$	0.0279** (0.002)
$E_t[q_{t+2}]$	-0.0002 (0.001)	$\pi_{H,t-3}$	-0.1031* (0.050)	$\Delta cred_t$	0.0178 (0.014)	$m_t$	0.0001** (0.000)
$E_t[\pi_{H,t+1}]$	0.4939** (0.123)	$E_t[\pi_{H,t+1}]$	0.1726 (0.143)				
P_value <sup>b</sup>	0.0000 <sup>++</sup>	P_value <sup>b</sup>	0.1140				
		$\tilde{y}_t$	0.0492** (0.011)	$\tilde{y}_t$	0.0487** (0.007)	$\tilde{y}_t$	0.0090** (0.001)
		P_value <sup>c</sup>	0.0000 <sup>++</sup>	P_value <sup>c</sup>	0.0000 <sup>++</sup>	P_value <sup>c</sup>	0.0000 <sup>++</sup>
				$\Delta i_t^*$	-0.0009 (0.001)	$\Delta w_t$	-0.0053** (0.001)
						$p_{m,t} - \pi_{H,t-1}$	-0.0006* (0.000)
						$\Delta pc_t - \pi_{H,t-1}$	0.4686** (0.004)
						$\Delta Op_t - \pi_{H,t-1}$	-0.0008** (0.000)
$R^2$ ajustado	0.0505		0.1492		0.0573		0.8625
S.E. regres.	0.0029		0.0028		0.0029		0.0011
Suma $\hat{u}^2$	0.0019		0.0017		0.0019		0.0001
J-statistic	6.7823		19.5015		29.2104		22.7898

Instrumentos	13	25	35	80
N° observ. <sup>d</sup>	231	226	233	101
<i>MAPE</i>	2.524	2.027	2.195	0.893
<i>Z</i>	2.966	6.809	2.929	10.490
<i>r</i> -statistic	0.562	0.671	0.629	0.929
Variables instrumentales:	(I): $\pi_{H,t-j}, \tilde{y}_{t-j}, q_{t-k}, j = 1, \dots, 3, k = 1, \dots, 6.$			
	(II): $\pi_{H,t-j}, \tilde{y}_{t-j}, j = 1, \dots, 12.$			
	(III): $\pi_{H,t-j}, \tilde{y}_{t-j}, m_{t-j}, \Delta cred_{t-j}, \Delta i_{t-k}, \Delta i_{t-k}^*, j = 1, \dots, 6, k = 1, \dots, 3.$			
	(IV): $\pi_{H,t-j}, \tilde{y}_{t-j}, m_{t-j}, \Delta e_{t-j}, \Delta w_{t-k}, p_{m,t-k} - \pi_{H,t-k-1}, \Delta pc_{t-k} - \pi_{H,t-k-1}, \Delta Op_{t-k} - \pi_{H,t-k-1},$ $j = 1, \dots, 12, k = 1, \dots, 6.$			

\*, \*\* Indica rechazo de la hipótesis nula del coeficiente igual a cero al 5% y 1% de significancia, respectivamente. <sup>a</sup>Las ecuaciones fueron elegidas usando el criterio de selección de momentos (*MGM-BIC*, *MGM-AIC* y *MGM-HQIC*) descrita en Andrews (1999). Los valores en paréntesis ( ) son los errores estándar. Todas las ecuaciones incluyen un término constante como instrumento. <sup>b</sup>P\_value para el test  $H_0: \zeta_{exp} \leq 0, H_0: \zeta_{exp} > 0$ . El símbolo + y ++ indica el rechazo de la hipótesis nula al 5% y 10% de significancia, respectivamente. <sup>d</sup>Número de observaciones después del ajuste.

#### 4.6 Elección del modelo de eficiencia para la inflación

La Tabla 8 muestra los estadísticos: *MAPE*, porcentaje de medida de resultado (*Z*) y coeficiente de correlación normalizado (*r*) para la elección del modelo más eficiente de inflación. De los resultados se tiene que el modelo de la ecuación (IV), denominado como el modelo de inflación con brechas, es el modelo más eficiente debido que presenta el menor valor del estadístico *MAPE* igual a 0.89, y los máximos valores de los estadísticos *Z*=10.49 y *r*=0.929 en comparación con los otros modelos de inflación.

Tabla 8

##### Elección de modelos de inflación

	Ecuación /Modelos	<i>MAPE</i>	<i>Z</i>	<i>r</i>
(*)	<i>ARIMA</i> (5, 1, 0)	2.046	2.564	0.644
(I)	Modelo de inflación con expectativas racionales	2.524	2.966	0.562
(II)	Modelo de inflación <i>lag-augmented</i>	2.027	6.809	0.671
(III)	Modelo de inflación con crédito y tasas de interés	2.195	2.929	0.629
(IV)	Modelo de inflación con brechas	0.893	10.490	0.929

Fuente: Elaboración propia en base a BCRP (2020)

La representación matemática del modelo con brechas dada en (IV) es la siguiente:

$$\begin{aligned} \pi_{H,t} = & -0.0003 + 0.5049\pi_{H,t-1} + 0.0090\tilde{y}_t + 0.0001m_t + 0.0279\Delta e_t - 0.0053\Delta w_t \\ & - 0.0006(p_{m,t} - \pi_{H,t-1}) + 0.4686(\Delta pc_t - \pi_{H,t-1}) - 0.0008(\Delta Op_t \\ & - \pi_{H,t-1}) \end{aligned}$$

Esta especificación involucra los efectos de la inflación rezagada  $\pi_{H,t-1}$ , brecha del producto  $\tilde{y}_t$ , oferta monetaria  $m_t$ , variación del tipo de cambio  $\Delta e_t$ , variación del nivel de salarios  $\Delta w_t$ , shock de los precios de las importaciones  $p_{m,t} - \pi_{H,t-1}$ , shock del precio de bienes y servicios  $\Delta pc_t - \pi_{H,t-1}$ , y shock del precio del petróleo  $\Delta Op_t - \pi_{H,t-1}$ . De la ecuación se observa que la inflación rezagada tiene un efecto positivo de 0.51% sobre la inflación corriente. Asimismo la brecha del producto tiene un efecto marginal de 0.01%, lo que muestra que la producción en el país tiene un efecto positivo para la inflación. La oferta monetaria y variación del tipo de cambio tienen también un efecto positivo sobre la inflación. Los shocks de precios de las importaciones  $p_{m,t} - \pi_{H,t-1}$  y del precio del petróleo  $\Delta Op_t - \pi_{H,t-1}$  tiene un efecto negativo sobre la inflación; sin embargo, el shock de precios de los bienes y servicios  $\Delta pc_t - \pi_{H,t-1}$  un efecto marginal positivo. La estimación muestra un buen ajuste a la información, este tiene un valor alto de  $R^2 = 0.86$  dada en la Tabla 8.

## CONCLUSIONES

El trabajo de investigación titulado Modelamiento Econométrico de la Inflación en el Perú, Período 2000-2019 concluye en lo siguiente:

**PRIMERO.** En el presente trabajo se estimó diversos modelos de serie de tiempo *ARIMA* para describir el comportamiento de la inflación en el Perú. De las estimaciones se reporta los seis mejores modelos y utilizando los estadísticos de Akaike (*AIC*) y Schwarz (*SC*) se seleccionó al modelo *ARIMA*(5, 1, 0) como el modelo más eficiente de los seis modelos para representar el comportamiento de la inflación ya que presenta los menores valores de dichos estadísticos.

**SEGUNDO.** Para la identificación de modelos de inflación, se tomaron cuatro modelos en base a la teoría económica, las cuales son: el modelo de inflación con expectativas racionales señalada por Svensson (2000); el modelo de inflación *lag-augmented* estimada por Aquino (2019); modelo de inflación con crédito y tasa de interés señalada por Tung & Nguyen (2020); y el modelo de inflación con brechas por Mohanty & Klau (2001). El modelo de Svensson (2000) considera que la inflación se encuentra determinada por las expectativas futuras de inflación, por la expectativa de la brecha del producto y la expectativa del tipo de cambio real. El modelo de inflación *lag-augmented* estimada por Aquino (2019) es una adaptación híbrida del modelo anterior; en este modelo se consideran como determinantes a la inflación rezagada, a la expectativa de inflación y a la brecha del producto. El modelo de inflación de Tung & Nguyen (2020) considera como determinantes a la brecha del producto, tasa de cambio de la oferta monetaria, tasa de cambio del crédito, tasa de cambio del tipo de interés doméstica y extranjera. El modelo de inflación con brechas de Mohanty & Klau (2001) considera como determinantes macroeconómicas a la inflación rezagada, brecha de la producción, oferta monetaria, tasa de cambio del tipo de cambio, tasa de cambio de los salarios, shock de los precios de importaciones, shock de los precios de alimentos y el shock del precio internacional del petróleo. Para la estimación de las ecuaciones de teoría económica en el largo plazo se emplea el Método Generalizado de Momentos (GMM).

**TERCERO.** Después de la estimación de los modelos de inflación de Svensson (2000), Aquino (2019), Tung & Nguyen (2020) y Mohanty & Klau (2001); y seleccionando el modelo *ARIMA*(5, 1, 0), el siguiente paso fue seleccionar el modelo más óptimo de los



mencionados. Para ello se estimó los estadísticos *MAPE* (Media Porcentual del Error Absoluto), *Z* (porcentaje de medida de resultado) y *r* (coeficiente de correlación normalizado) para cada uno de los modelos, donde es necesario que el modelo más óptimo tenga el menor estadístico *MAPE* y los valores mayores de los estadísticos *Z* y *r*. Los resultados revelaron que el modelo de inflación con brechas propuesto por Mohanty & Klau (2001) es el modelo más eficiente de los modelos presentados debido que presenta el menor *MAPE* y los mayores valores de *Z* y *r*. En segundo lugar se encuentra el modelo *lag-augmented* y en último lugar el modelo de inflación con expectativas racionales. Finalmente, el modelo de inflación con brechas es útil para representar eficientemente a la inflación del Perú en el período descrito.

## RECOMENDACIONES

**PRIMERO.** Se recomienda explorar constantemente los nuevos modelos de teoría económica de sustento keynesiano, monetarista y neokeynesiano que expliquen el comportamiento de la inflación y según las condiciones necesarias aplicarlos para el caso peruano con la finalidad de brindar un mejor modelado y ajuste de la inflación.

**SEGUNDO.** Esta investigación se realizó hasta diciembre de 2019, antes de la pandemia mundial COVID-19. Si bien hasta la fecha, la inflación no tuvo una variación muy notable durante el actual período de pandemia, algunas variables económicas como el nivel de producto, el tipo de cambio y la tasa de interés tuvieron variaciones importantes causados por este shock, las cuales para el caso de las variable nominales como el tipo de cambio y la tasa de interés fueron controladas oportunamente por el BCRP mediante la implementación de políticas económicas monetarias de estabilización y de recuperación en la actividad económica en el país. En este sentido, este trabajo para su aplicación posterior a 2020 debe ser utilizado añadiendo variables *dummy* que incorporen el shock de evento mundial de impacto transitorio que produjo la pandemia COVID-19.

**TERCERO.** Es necesario que la autoridad monetaria, el Banco Central de Reserva del Perú, promueva estudios frecuentes sobre el comportamiento de la inflación en el país y también a nivel regional, ya que esta variable es muy importante para el sector productivo, empresarial y para preservar el poder adquisitivo de la canasta familiar.

## BIBLIOGRAFÍA

- Akaike, H. (1974). A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716–723.  
<https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Andrews, D. (1999). Consistent Moment Selection Procedures for Generalized Method of Moments Estimation. *Econometrica*, 67(3), 543–563.  
<https://doi.org/10.1111/1468-0262.00036>
- Aquino, J. (2019). *The Small Open Economy New-Keynesian Phillips Curve: Specification, Structural Breaks and Robustness* (Working Paper Series) (Vol. 19). Lima, Perú. Retrieved from <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2019/documento-de-trabajo-019-2019.pdf>
- Armas, A., & Grippa, F. (2001). De metas monetarias a metas de inflación en una economía con dolarización parcial: El caso peruano. *Estudios Económicos*. Retrieved from <http://suscripciones.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/07/Estudios-Economicos-7-2.pdf>
- Armas, A., & Grippa, F. (2002). Metas de inflación en una economía dolarizada: La experiencia del Perú, (2003), 135–169.
- Baciu, I. (2015). Stochastic models for forecasting inflation rate . Empirical evidence from Romania. *Procedia Economics and Finance*, 20(15), 44–52.  
[https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)00045-3](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)00045-3)
- Barrera, C. (2019). *¿Existe un tramo horizontal en nuestra curva de Phillips? Perú 2005-2017*. Lima, Perú. Retrieved from <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2019/documento-de-trabajo-018-2019.pdf>
- BCRP. (2020). Base de datos estadísticos del BCRP. Retrieved April 9, 2020, from <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/>
- Belongia, M., & Ireland, P. (2014). *Interest Rates and Money in the Measurement of Monetary Policy* (Working Paper No. 20134). Cambridge.
- Bokhari, S., & Feridun, M. (2006). Forecasting Inflation Through Econometric Models: an Empirical Study on Pakistani Data. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(1), 39–47.
- Box, G., & Jenkins, G. M. (1976). *Time Series Analysis: forecasting and control*. Oakland, California: Holden-Day.

- Cagan, P. (1956). *The dynamics of hyperinflation, en M. Friedman (ed.), Studies in the Quantitative Theory of Money*. Universidad de Chicago, Press. Chicago.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383–398. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90060-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90060-0)
- Cermeño, R., Villagómez, F., & Orellana, J. (2012). Monetary Policy Rules in a Small Open Economy: An Application to Mexico. *Journal of Applied Economics*, 15(2), 259–286. [https://doi.org/10.1016/S1514-0326\(12\)60012-9](https://doi.org/10.1016/S1514-0326(12)60012-9)
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Durbin, J., & Watson, G. S. (1950). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. I. *Biometrika Trust*, 58(1), 409–428. <https://doi.org/10.2307/2332391>
- Durbin, J., & Watson, G. S. (1971a). Testing for serial correlation in least squares regression. III. *Biometrika*, 58(1), 1–19. <https://doi.org/10.1093/biomet/58.1.1>
- Durbin, J., & Watson, G. S. (1971b). Testing for serial correlation in least squares regression.II. *Biometrika*, 58(1), 1–19. <https://doi.org/10.1093/biomet/58.1.1>
- Etuk, E. (2012). Predicting Inflation Rates of Nigeria Using A Seasonal Box-Jenkins Model. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 1(3), 27–37.
- Etuk, E., Uchendu, B., & Victoredema, U. (2012). Forecasting Nigerian Inflation by a Seasonal ARIMA Model. *Canadian Journal of Pure & Applied Science*, 6(3), 2179–2185.
- FRED. (2020). FRED Economic Data. Retrieved January 29, 2020, from <https://fred.stlouisfed.org/series/FEDFUNDS>
- Galí, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle, An Introduction to the New Keynesian Framework*. New Jersey: Princeton University Press.
- Galí, J., & Monacelli, T. (2005). Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. *Review of Economic Studies*, 72, 707–734.
- Gee, B. W., & Limo, J. M. (2016). *Determinantes de la Inflación Peruana: un Enfoque de Econometría Espectral*. Universidad del Pacífico.
- Gracia, M., & Winkelried, D. (2016). Tendencias comunes en el índice de precios al consumidor. *Revista Estudios Económicos*, 31, 29–44.
- Granger, C. W. J. (1980). Testing for causality. A personal viewpoint. *Journal of*

- Economic Dynamics and Control*, 2(C), 329–352. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(80\)90069-X](https://doi.org/10.1016/0165-1889(80)90069-X)
- Granger, C. W. J. (1988). Some recent development in a concept of causality. *Journal of Econometrics*, 39(1–2), 199–211. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(88\)90045-0](https://doi.org/10.1016/0304-4076(88)90045-0)
- Hansen, L. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029–1054. <https://doi.org/10.2307/1912775>
- Iqbal, M., & Naveed, A. (2016). Forecasting Inflation : Autoregressive Integrated Moving Average Model. *European Scientific Journal*, 12(1), 83–92. <https://doi.org/10.19044/esj.2016.v12n1p83>
- Islam, R., Bashawir, A., Ghani, A., Mahyudin, E., & Manickam, N. (2017). Determinants of Factors that Affecting Inflation in Malaysia. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(2), 355–364.
- Jarque, C., & Bera, A. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(4), 255–259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(81\)90035-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(81)90035-5)
- Jarque, C., & Bera, A. (1981). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals Monte Carlo Evidence. *Journal of the American Statistical Association*, 7, 313–318. [https://doi.org/doi:10.1016/0165-1765\(81\)90035-5](https://doi.org/doi:10.1016/0165-1765(81)90035-5)
- Jarque, C., & Bera, A. (1987). A test for Normality of observations and Regression Residuals. *International Statistical Review*, 55(2), 163–172. <https://doi.org/DOI:10.2307/1403192>
- Johansen, Søren. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Johansen, Soren, & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications To the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- John, E. E., & Patrick, U. U. (2016). Short-Term Forecasting of Nigeria Inflation Rates Using Seasonal ARIMA Model. *Science Journal of Applied Mathematics and Statistics*, 4(3), 101. <https://doi.org/10.11648/j.sjams.20160403.13>
- Junttila, J. (2001). Structural breaks, ARIMA model and Finnish inflation forecasts.

- International Journal of Forecasting*, 17(2), 203–230.  
[https://doi.org/10.1016/S0169-2070\(00\)00080-7](https://doi.org/10.1016/S0169-2070(00)00080-7)
- Kenny, G., Meyler, A., & Quinn, T. (2008). *Bayesian VAR for Forecasting Irish Inflation* (Munich Personal RePEc Archive No. 11360). Retrieved from <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/11360/>
- Laurente, L., & Poma, R. (2016). *Introducción a la teoría de las probabilidades* (Primera Ed). Puno, Perú.
- Lewis, C. D. (1982). *Industrial and business forecasting methods*. London: Butterworths. Retrieved from <http://interstat.statjournals.net/YEAR/2008/articles/0810005.pdf>
- Lipovina-Božović, M., Cerović, J., & Vujošević, S. (2015). Forecasting inflation in Montenegro using univariate time series models. *Business and Economic Horizons*, 2013(1), 51–63. <https://doi.org/10.15208/beh.2015.05>
- Ljung, G., & Box, G. (1978). Biometrika Trust On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, 65(2), 297–303. <https://doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>
- Magnusson, L., & Mavroeidis, S. (2014). Identification Using Stability Restrictions. *Econometrica*, 82(5), 1799–1851. <https://doi.org/10.3982/ecta9612>
- Mbeah-Baiden, B. (2013). *Modelling Rates of Inflation in Ghana: an Application of Autoregressive Conditional Heteroscedastic (ARCH) Type Models*. University of Ghana.
- Mendoza, W. (2000). *Cómo investigan los economistas. Guía para elaborar y desarrollar un proyecto de investigación*. Lima, Perú: PUCP.
- Meyler, A. I. M., Kenny, G. E. K., & Quinn, T. E. Q. (1998). Forecasting Irish Inflation Using ARIMA Models. *Technical Paper*, 3.
- Mohanty, M. S., & Klau, M. (2001). *What determines inflation in emerging market economies?* (BIS Papers No. 8). *BIS Papers* (Vol. 8). Retrieved from <https://www.bis.org/publ/bppdf/bispap08a.pdf>
- Moser, G., Rumler, F., & Scharler, J. (2007). Forecasting Austrian inflation. *Economic Modelling*, 24(3), 470–480. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2006.10.003>
- Norbert, H., Wanjoya, A., & Waititu, A. (2016). Modeling and Forecasting Consumer Price Index (Case of Rwanda). *American Journal of Theoretical and Applied Statistics*, 5(3), 101. <https://doi.org/10.11648/j.ajtas.20160503.14>
- Nyoni, T., & Nathaniel, S. (2018). *Modeling rates of inflation in Nigeria: an application*

- of ARMA, ARIMA and GARCH models* (Munich Personal RePEc Archive No. 91351). Retrieved from <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/91351/>
- Omane-Adjepong, M., Oduro, F., & Oduro, S. (2013). Determining the Better Approach for Short-Term Forecasting of Ghana's Inflation: Seasonal-ARIMA vs. Holt-Winters. *International Journal of Business, Humanities and Tecnology*, 3(1), 69–79.
- Osabuohien-Irabor, O., & Waziri, E. (2013). Modeling Monthly Inflation Rate Volatility, using Generalized Autoregressive Conditionally Heteroscedastic (GARCH) models: Evidence from Nigeria. *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, 7(7), 991–998.
- Otu, A., George A., O., Jude, O., Hope Ifeyinwa, M., & Andrew I., I. (2014). Application of Sarima Models in Modelling and Forecasting Nigeria's Inflation Rates. *American Journal of Applied Mathematics and Statistics*, 2(1), 16–28. <https://doi.org/10.12691/ajams-2-1-4>
- Petrovska, M., Ramadani, G., Naumovski, N., & Jovanovic, B. (2017). *Forecasting Macedonian Inflation: Evaluation of different models for short-term forecasting*. Retrieved from <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/173726/1/wp-nb-rm-2017-06.pdf>
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Pufnik, A., & Kunovac, D. (2006). Short-term forecasting of inflation in croatia with seasonal ARIMA processes. *Croatian National Bank*, 16(december), 1–30. Retrieved from <http://scholar.google.com/scholar?hl=en&btnG=Search&q=intitle:Short-Term+Forecasting+of+Inflation+in+Croatia+with+Seasonal+ARIMA+Processes#0>
- Ramos, M. G., & Winkelried, D. (2016). Tendencias comunes en el índice de precios al consumidor.
- Riera-Prunera, C., & Blasco-Martel, Y. (2016). *La teoría cuantitativa del dinero. La demanda de dinero en España: 1883-1998. Estudios de Historia Económica (publicaciones del Banco de España)* (Vol. 72). España. <https://doi.org/http://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/PublicacionesSeriadas/EstudiosHistoriaEconomica/Fic/roja72.pdf>
- Rojas, Y. (2020). *Una exploración de la estabilidad de la Curva de Phillips en el Perú*

- (Working Paper Series). Lima, Perú. Retrieved from <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2020/documento-de-trabajo-003-2020.pdf>
- Rossini, R., & Vega, M. (2007). *El mecanismo de transmisión de la política monetaria en un entorno de dolarización financiera: El caso del Perú entre 1996 y 2006*. (Working Paper series No. 2017–017). Lima, Perú.
- Salam, M. A., Salam, S., & Feridun, M. (2003). Modeling and Forecasting Pakistan's Inflation by using Time Series Arima Models. *Central Bank of Pakistan*, 1–34.
- Sbordone, A. M. (2005). Do expected future marginal costs drive inflation dynamics? *Journal of Monetary Economics*, 52(6), 1183–1197. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.08.010>
- Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of Statistics*, 6(2), 461–464. <https://doi.org/10.1214/aos/1176344136>
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1999). Forecasting inflation. *Journal of Monetary Economics*, 44, 293–335. <https://doi.org/10.3386/w7023>
- Suleman, N., & Sarpong, S. (2012). Empirical Approach to Modelling and Forecasting Inflation in Ghana. *Current Research Journal of Economic Theory*, 4(3), 83–87.
- Svensson, L. (2000). Open-economy inflation targeting. *Journal of International Economics*, 50(1), 155–183. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(98\)00078-6](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(98)00078-6)
- Tung, T., & Nguyen, V. (2020). The impact of macroeconomic factors on the inflation in Vietnam. *Management Science Letters*, 10(1), 333–342. <https://doi.org/10.5267/j.msl.2019.8.037>
- Uwilingiyimana, C., Munga'Tu, J., & Harerimana, J. D. D. (2016). Forecasting Inflation in Kenya Using Arima - Garch Models. *International Journal of Management and Commerce Innovations*, 3(2), 15–27.
- Valle, H. (2002). *Inflation forecasts with ARIMA y Vector Autoregressive Models in Guatemala* (Workin Paper - Economic Reserch Department).
- Živko, I., & Bošnjak, M. (2017). Time Series Modeling of Inflation and its Volatility in Croatia. *Original Scientific Paper*, 12(3), 1–10. [https://doi.org/UDC/UDK336.748.12\(497.5\)](https://doi.org/UDC/UDK336.748.12(497.5))

## ANEXOS

La siguiente información corresponde a los anexos utilizados en la estimación de la presente investigación. Al respecto Anexo 1 muestra la información estadística o base de datos empleada. Esta información fue tomada de la información del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP, 2020). El Anexo 2 presenta el desarrollo de las estadísticas descriptivas de las variables macroeconómicas; el Anexo 3 muestra gráficamente el comportamiento de las variables económicas para el período de estudio y su relación con el Índice de Precios al consumidor (IPC); el Anexo 4-7 presenta el test de raíz unitaria calculada con los estadísticos de ADF de Dickey-Fuller y PP de Phillips Perron para estimaciones en niveles y en primeras diferencias. El Anexo 8 presenta la estimación de la inflación por la metodología *ARIMA* para las especificaciones; el Anexo 9 presenta la estimación por el método Generalizado de Momentos (GMM) para los modelos de largo plazo de la inflación.

### Anexo 1. Información Estadística

	ipc	tc	d	m	pbi	w	i	ie	cred	Op	ipcc	pm
Ene-00	78.75	3.50		3909.88	13051.63	345.00	16.06	5.45	9290.65	88.26	76.92	4.55
Feb-00	79.12	3.46		3751.35	13743.72	345.00	9.55	5.73	9304.62	95.46	77.30	7.99
Mar-00	79.55	3.44		3948.38	16263.19	391.13	10.90	5.85	9390.06	94.58	77.74	8.76
Abr-00	79.96	3.48		3920.37	13819.69	410.00	13.72	6.02	9257.18	78.41	78.01	4.83
May-00	79.97	3.50		3892.50	14848.32	410.00	15.84	6.27	9215.21	96.01	77.95	0.58
Jun-00	80.02	3.49		3931.80	17545.60	410.00	13.59	6.53	9217.20	103.49	77.90	8.50
Jul-00	80.44	3.48		4335.39	12974.53	410.00	11.25	6.54	9043.15	99.21	78.34	3.25
Ago-00	80.81	3.48		3939.94	13830.20	410.00	8.53	6.50	9138.80	103.95	78.72	6.01
Set-00	81.26	3.49		3938.60	16459.12	410.00	13.25	6.52	9250.50	113.69	79.10	6.43
Oct-00	81.45	3.50		3996.66	12948.88	410.00	14.51	6.51	9192.70	108.27	79.05	6.06
Nov-00	81.50	3.53		3926.59	13927.09	410.00	14.03	6.51	9587.14	114.78	78.45	5.26
Dic-00	81.63	3.52		4514.20	16489.88	410.00	11.41	6.40	9637.25	88.96	78.34	1.27
Ene-01	81.78	3.52		3970.47	12527.12	410.00	10.78	5.98	9172.73	90.32	78.45	1.88
Feb-01	81.98	3.53		3945.50	13384.14	410.00	10.97	5.49	9115.30	96.71	78.72	0.15
Mar-01	82.40	3.52	8.79	3969.10	15854.69	410.00	10.33	5.31	9192.04	85.88	79.27	-1.89
Abr-01	82.06	3.56	9.82	4207.40	14056.13	410.00	12.52	4.80	9161.21	90.96	78.50	-0.46
May-01	82.08	3.60	9.14	4000.49	15166.13	410.00	12.66	4.21	9166.96	102.46	78.50	0.12
Jun-01	82.03	3.53	9.52	4028.04	17654.09	410.00	16.02	3.97	9112.25	97.86	78.28	-3.89
Jul-01	82.17	3.50	8.93	4374.14	13392.98	410.00	8.39	3.77	9130.19	85.97	78.59	-3.61
Ago-01	81.92	3.49	10.02	4132.67	14238.19	410.00	5.67	3.65	9259.54	89.63	78.34	-2.65
Set-01	81.97	3.49	9.69	4062.77	16900.45	410.00	5.85	3.07	9271.51	89.14	78.50	-3.36
Oct-01	82.00	3.46	9.43	4185.24	13795.85	410.00	4.51	2.49	9368.51	70.85	78.73	-7.26
Nov-01	81.60	3.44	9.24	4260.60	14628.41	410.00	3.51	2.09	9520.30	65.14	78.34	-9.07

Dic-01	81.53	3.44	7.93	4911.38	17352.22	410.00	3.15	1.82	9718.30	63.90	78.17	-5.71
Ene-02	81.10	3.46	10.82	4478.23	13252.39	410.00	2.70	1.73	9519.26	67.41	77.47	-8.32
Feb-02	81.07	3.48	11.14	4516.81	14202.98	410.00	2.60	1.74	9678.44	70.55	77.39	-6.28
Mar-02	81.51	3.46	9.91	4686.25	16762.08	410.00	2.50	1.73	9953.98	81.86	78.02	-4.47
Abr-02	82.10	3.44	10.98	4655.32	14954.96	410.00	2.50	1.75	9588.66	88.19	78.80	-3.52
May-02	82.21	3.45	9.68	4645.73	16013.65	410.00	2.50	1.75	9714.89	87.77	78.80	-2.08
Jun-02	82.03	3.48	8.98	4852.71	19181.11	410.00	2.60	1.75	9929.45	84.01	78.33	-1.04
Jul-02	82.06	3.53	8.20	5278.14	13768.80	410.00	2.91	1.73	10020.61	91.07	78.17	-0.29
Ago-02	82.14	3.57	8.97	5168.34	14840.03	410.00	2.93	1.74	10016.26	95.09	78.09	-1.25
Set-02	82.53	3.62	8.38	5010.85	17863.73	410.00	5.40	1.75	10169.21	102.58	78.41	-0.82
Oct-02	83.12	3.61	8.12	5041.55	14896.12	410.00	4.61	1.75	10373.43	99.58	79.42	2.40
Nov-02	82.79	3.58	8.90	4990.94	15749.32	410.00	3.93	1.34	10581.07	87.77	78.60	3.12
Dic-02	82.76	3.51	8.94	5573.15	18344.99	410.00	3.80	1.24	10815.80	100.22	78.56	3.39
Ene-03	82.95	3.49	9.92	5003.59	14449.02	410.00	3.75	1.24	10474.08	109.10	78.88	9.18
Feb-03	83.34	3.48	9.56	4986.88	15370.30	410.00	3.80	1.26	10872.86	113.75	79.35	9.08
Mar-03	84.27	3.48	10.60	4977.27	18227.83	410.00	3.82	1.25	11086.42	105.56	79.27	9.94
Abr-03	84.23	3.46	9.42	5164.54	16106.00	410.00	3.84	1.26	11437.22	86.99	78.95	7.32
May-03	84.20	3.48	9.30	5135.15	17264.50	410.00	3.78	1.26	11527.03	89.65	79.11	4.59
Jun-03	83.81	3.48	9.10	5160.30	20483.86	410.00	3.74	1.22	11460.41	95.82	78.41	7.33
Jul-03	83.68	3.47	8.22	5664.67	14927.57	410.00	3.47	1.01	11494.70	98.57	78.17	6.64
Ago-03	83.69	3.48	10.51	5569.29	15965.38	410.00	3.01	1.03	11517.66	103.80	78.09	5.82
Set-03	84.16	3.48	8.21	5355.28	18962.06	435.00	2.77	1.01	11537.75	94.33	78.80	4.43
Oct-03	84.20	3.48	9.06	5496.40	15576.44	460.00	2.71	1.01	11537.12	102.92	78.95	5.78
Nov-03	84.34	3.48	9.41	5546.13	16612.28	460.00	2.60	1.00	11871.56	100.06	79.27	7.88
Dic-03	84.82	3.47	9.74	6318.59	19690.45	460.00	2.51	0.98	11982.53	103.55	80.05	8.53
Ene-04	85.27	3.47	11.12	5880.45	15845.84	460.00	2.41	1.00	11889.61	107.99	80.91	10.33
Feb-04	86.20	3.48	10.58	5917.00	16987.14	460.00	2.52	1.01	11900.71	107.56	82.55	6.49
Mar-04	86.60	3.47	10.22	5961.50	20058.31	460.00	2.48	1.00	11998.50	117.12	82.94	7.19
Abr-04	86.58	3.47	10.69	6317.90	18025.09	460.00	2.49	1.00	12009.46	115.76	82.86	7.54
May-04	86.88	3.49	9.09	6313.07	19323.73	460.00	2.48	1.00	12077.17	131.62	83.41	10.23
Jun-04	87.37	3.48	8.61	6266.32	22878.97	460.00	2.46	1.03	12154.32	122.37	84.27	7.47
Jul-04	87.54	3.44	8.08	6854.41	16562.21	460.00	2.44	1.26	12244.04	132.02	84.35	12.39
Ago-04	87.53	3.39	9.46	6571.66	17431.34	460.00	2.67	1.43	12363.46	146.09	84.22	11.78
Set-04	87.55	3.36	9.14	6589.52	20471.06	460.00	2.73	1.61	12578.36	145.65	84.19	14.21
Oct-04	87.53	3.32	9.18	6804.53	17494.59	460.00	2.93	1.76	13002.48	165.27	83.64	16.50
Nov-04	87.78	3.31	8.27	6916.82	18600.19	460.00	3.02	1.93	13138.33	142.50	83.33	13.68
Dic-04	87.77	3.28	8.77	7981.73	21897.25	460.00	3.00	2.16	13371.58	130.12	83.25	14.36
Ene-05	87.86	3.27	13.00	7432.42	16943.22	460.00	2.98	2.28	13353.81	144.71	83.64	9.61
Feb-05	87.65	3.26	10.57	7600.95	18022.45	460.00	2.90	2.50	13477.53	148.46	83.33	12.51
Mar-05	88.22	3.26	10.40	7499.04	21405.08	460.00	2.93	2.63	13852.04	172.98	84.04	13.12
Abr-05	88.33	3.26	9.66	7977.43	19210.40	460.00	3.03	2.79	14044.18	168.95	84.19	16.25
May-05	88.44	3.25	10.25	8007.70	20472.48	460.00	3.01	3.00	14320.91	158.41	84.43	9.91
Jun-05	88.67	3.25	9.06	8099.63	24296.17	460.00	2.99	3.04	14458.79	176.66	84.82	11.73
Jul-05	88.76	3.25	8.55	9007.86	17803.15	460.00	3.01	3.26	14733.08	187.25	84.97	8.36



Ago-05	88.60	3.26	10.02	8567.40	19022.38	460.00	2.96	3.50	15253.98	208.90	84.43	14.61
Set-05	88.52	3.31	9.31	8533.25	22935.47	460.00	2.99	3.62	15622.39	208.32	83.80	13.56
Oct-05	88.65	3.38	7.90	8764.07	19324.05	460.00	3.04	3.78	16291.15	197.83	83.80	14.18
Nov-05	88.71	3.38	8.61	8771.97	20589.84	460.00	3.02	4.00	17066.12	187.53	83.72	8.95
Dic-05	89.08	3.42	7.59	10035.68	24796.03	460.00	3.34	4.16	18123.97	194.21	84.19	6.98
Ene-06	89.53	3.39	10.42	9206.63	19959.52	500.00	3.58	4.29	18276.15	215.00	85.13	6.79
Feb-06	90.02	3.29	8.90	9238.11	20633.04	500.00	3.82	4.49	18793.45	197.06	86.15	6.08
Mar-06	90.43	3.34	7.74	9262.32	24885.84	500.00	4.12	4.59	19341.03	207.93	86.69	5.43
Abr-06	90.89	3.33	9.47	9351.95	22571.69	500.00	4.42	4.79	19553.08	234.63	87.40	5.72
May-06	90.41	3.28	9.34	9170.15	23695.13	500.00	4.48	4.94	19771.53	230.37	86.69	11.83
Jun-06	90.29	3.26	8.02	9283.59	28012.43	500.00	4.53	4.99	20139.99	224.75	86.46	11.17
Jul-06	90.14	3.24	8.21	10055.56	21515.80	500.00	4.50	5.24	20452.65	239.68	85.83	11.29
Ago-06	90.26	3.23	9.08	9709.46	22889.09	500.00	4.44	5.25	20867.04	238.12	85.91	5.97
Set-06	90.29	3.25	8.17	9864.71	27291.07	500.00	4.51	5.25	21345.14	203.88	85.99	4.67
Oct-06	90.33	3.24	7.16	9957.73	22593.79	500.00	4.50	5.25	22089.32	189.01	86.22	-0.52
Nov-06	90.07	3.22	8.51	10137.71	23988.98	500.00	4.48	5.25	22933.91	188.46	85.76	3.42
Dic-06	90.09	3.21	7.48	11687.57	28333.09	500.00	4.51	5.24	23707.99	199.58	85.68	6.31
Ene-07	90.10	3.19	11.55	10902.87	22033.39	500.00	4.47	5.25	23818.74	174.17	85.83	5.04
Feb-07	90.34	3.19	9.46	11117.63	23484.81	500.00	4.48	5.26	24398.22	184.27	86.30	6.13
Mar-07	90.65	3.19	8.32	11219.60	27847.02	500.00	4.51	5.26	25189.06	197.96	86.69	5.32
Abr-07	90.81	3.18	9.26	11600.44	24240.36	500.00	4.51	5.25	26161.54	214.55	86.93	5.14
May-07	91.26	3.17	8.02	11504.86	25769.95	500.00	4.49	5.25	26809.89	213.74	87.55	4.59
Jun-07	91.69	3.17	7.60	11845.86	30627.87	500.00	4.52	5.25	27652.79	226.10	87.94	6.23
Jul-07	92.12	3.16	8.18	12507.71	24284.66	500.00	4.69	5.26	28411.72	244.04	88.57	6.84
Ago-07	92.25	3.16	7.97	12491.09	25875.37	500.00	4.77	5.02	29009.64	223.54	88.73	7.38
Set-07	92.82	3.14	8.36	12473.38	30513.61	500.00	4.97	4.94	30111.77	241.84	89.74	12.08
Oct-07	93.11	3.02	7.44	12871.32	25681.31	530.00	4.98	4.76	30623.25	250.10	90.29	15.71
Nov-07	93.21	3.00	7.95	13145.29	27225.23	530.00	4.99	4.49	31844.91	277.67	90.37	21.84
Dic-07	93.63	2.98	6.95	14857.86	32116.10	530.00	4.99	4.24	32848.60	272.85	90.84	15.85
Ene-08	93.84	2.95	9.40	14022.41	25199.36	550.00	4.44	3.94	33578.93	271.43	91.38	20.13
Feb-08	94.69	2.91	10.54	14523.85	26468.30	550.00	5.02	2.98	34366.34	275.45	93.03	20.31
Mar-08	95.68	2.81	8.00	14873.34	30405.83	550.00	5.21	2.61	35294.28	289.81	94.67	23.33
Abr-08	95.83	2.75	8.53	15275.95	26849.90	550.00	5.37	2.28	36824.78	302.76	94.90	24.66
May-08	96.18	2.80	7.86	15379.50	29232.46	550.00	5.53	1.98	38053.71	346.34	95.61	26.99
Jun-08	96.92	2.89	7.35	15563.72	35800.02	550.00	5.68	2.00	39515.89	384.81	96.54	27.55
Jul-08	97.46	2.85	9.16	16067.36	26796.09	550.00	5.91	2.01	40605.48	381.28	97.18	28.28
Ago-08	98.03	2.89	8.61	16104.16	29042.37	550.00	6.21	2.00	41589.53	329.41	97.87	21.91
Set-08	98.59	2.97	7.73	15805.37	35357.06	550.00	6.43	1.81	42583.55	293.85	98.26	14.74
Oct-08	99.20	3.07	7.32	16097.54	27251.60	550.00	6.60	0.97	44998.81	223.89	98.79	7.16
Nov-08	99.50	3.09	7.89	15921.38	29243.36	550.00	6.55	0.39	47012.40	164.63	98.89	-3.07
Dic-08	99.86	3.11	8.11	17335.55	34972.23	550.00	6.54	0.16	48267.82	128.46	99.65	-7.16
Ene-09	99.97	3.15	10.32	16359.60	24820.41	550.00	6.57	0.15	49012.68	140.93	100.61	-8.71
Feb-09	99.89	3.24	9.40	16421.07	27190.45	550.00	6.44	0.22	49600.69	139.96	100.84	-11.48
Mar-09	100.25	3.17	8.19	15956.03	31671.07	550.00	6.07	0.18	50632.79	148.70	101.08	-14.59



Abr-09	100.27	3.08	8.72	16045.69	27737.18	550.00	5.33	0.15	51227.45	157.24	101.08	-14.85
May-09	100.23	2.99	8.46	16056.32	28724.55	550.00	4.27	0.18	51665.94	173.50	100.95	-16.95
Jun-09	99.89	2.99	8.28	16154.72	34069.02	550.00	3.13	0.21	52009.33	205.22	100.21	-15.89
Jul-09	100.07	3.01	7.86	17215.18	27896.81	550.00	2.24	0.16	52598.14	195.55	100.43	-18.71
Ago-09	99.87	2.95	8.77	16949.19	29144.76	550.00	1.33	0.16	53111.68	213.94	100.16	-13.10
Set-09	99.78	2.91	6.84	16697.74	34126.48	550.00	1.20	0.15	53882.63	196.94	99.94	-11.18
Oct-09	99.90	2.87	7.27	17047.10	30066.85	550.00	1.15	0.12	55047.38	210.21	100.30	-4.90
Nov-09	99.79	2.88	7.55	17439.54	32208.66	550.00	1.22	0.12	56356.20	222.20	100.01	2.15
Dic-09	100.10	2.88	8.94	19241.34	38158.66	550.00	1.24	0.12	56925.49	214.96	100.21	7.97
Ene-10	100.40	2.86	9.29	18468.51	28190.12	550.00	1.00	0.11	57244.70	218.25	100.87	9.57
Feb-10	100.73	2.85	10.54	18488.52	30045.56	550.00	1.22	0.13	58056.22	212.09	101.56	9.63
Mar-10	101.01	2.84	7.70	18859.58	35495.25	550.00	1.23	0.16	59015.08	225.08	101.89	12.97
Abr-10	101.03	2.84	8.80	19238.02	31685.44	550.00	1.22	0.20	60384.33	241.18	101.74	11.52
May-10	101.27	2.85	6.70	19432.82	33865.07	550.00	1.45	0.20	61353.48	216.97	102.13	8.10
Jun-10	101.53	2.84	7.22	19602.16	40109.73	550.00	1.62	0.18	62748.22	212.39	102.71	4.63
Jul-10	101.90	2.82	7.26	21116.10	32138.38	550.00	1.90	0.18	64040.74	210.98	103.21	5.60
Ago-10	102.17	2.80	7.73	20931.16	34023.89	550.00	2.38	0.19	64616.07	214.88	103.93	4.56
Set-10	102.14	2.79	7.92	20801.68	40241.05	550.00	2.74	0.19	65024.35	217.07	103.80	4.92
Oct-10	101.99	2.79	7.90	21467.56	34334.74	550.00	2.95	0.19	65833.80	231.48	103.10	5.36
Nov-10	102.00	2.81	6.94	21746.30	36809.87	550.00	2.97	0.19	67467.06	240.37	102.89	7.76
Dic-10	102.18	2.82	6.56	24131.36	43861.84	580.00	2.98	0.18	68980.83	258.45	102.63	10.00
Ene-11	102.58	2.79	9.43	22976.01	32501.50	580.00	3.21	0.17	69542.36	268.34	103.16	9.80
Feb-11	102.97	2.77	11.14	22961.84	34465.96	600.00	3.39	0.16	70557.92	288.00	104.17	13.08
Mar-11	103.70	2.78	7.45	22619.84	41062.75	600.00	3.68	0.14	71729.14	318.09	105.60	10.95
Abr-11	104.40	2.82	7.78	23242.23	35651.58	600.00	3.97	0.10	73086.26	346.77	106.88	15.17
May-11	104.38	2.77	6.78	23221.11	37468.54	600.00	4.23	0.09	74582.15	317.55	106.87	17.47
Jun-11	104.48	2.76	7.31	23409.25	44324.43	600.00	4.28	0.09	75752.49	314.41	106.61	17.62
Jul-11	105.31	2.74	6.81	25221.74	35867.50	600.00	4.26	0.07	76594.65	319.27	108.34	17.72
Ago-11	105.59	2.74	6.93	24770.89	38232.34	640.00	4.23	0.10	77174.46	301.57	108.71	15.93
Set-11	105.94	2.74	8.16	24730.35	45477.65	675.00	4.27	0.08	78143.03	308.57	109.08	14.85
Oct-11	106.28	2.73	6.88	25287.69	38060.78	675.00	4.27	0.07	79711.57	298.97	109.74	12.39
Nov-11	106.74	2.71	6.09	24963.09	40211.31	675.00	4.26	0.08	81364.99	298.93	110.67	11.09
Dic-11	107.03	2.70	7.92	27260.93	47593.36	675.00	4.24	0.07	83033.52	291.11	110.80	7.93
Ene-12	106.92	2.69	9.20	26650.75	35224.91	675.00	4.23	0.08	83305.10	298.85	110.75	5.69
Feb-12	107.26	2.68	7.83	26603.95	37444.46	675.00	4.23	0.10	84080.25	321.19	111.22	4.47
Mar-12	108.09	2.67	8.94	26700.29	44259.83	675.00	4.25	0.13	85227.53	333.67	112.35	4.24
Abr-12	108.66	2.66	7.40	27020.21	37634.37	675.00	4.24	0.14	86017.30	320.36	113.32	-0.45
May-12	108.70	2.67	5.30	26593.31	40341.50	675.00	4.24	0.16	86990.89	295.06	113.27	-1.31
Jun-12	108.66	2.67	6.22	27078.74	47927.48	750.00	4.23	0.16	88619.38	255.31	112.97	-3.24
Jul-12	108.76	2.63	7.10	28290.46	38761.87	750.00	4.25	0.16	89872.13	271.77	113.30	-3.62
Ago-12	109.31	2.62	6.68	28190.15	41046.14	750.00	4.22	0.13	91287.73	296.48	114.36	-1.73
Set-12	109.91	2.60	6.05	28462.35	48496.22	750.00	4.23	0.14	92549.92	295.10	115.86	-0.74
Oct-12	109.73	2.59	5.98	29026.09	41350.27	750.00	4.24	0.16	93347.71	289.75	115.46	-0.12
Nov-12	109.58	2.60	5.70	29149.27	44293.51	750.00	4.25	0.16	94689.82	285.10	115.09	-2.19



Dic-12	109.86	2.57	5.20	32244.42	51949.95	750.00	4.24	0.16	96321.12	281.40	115.30	0.26
Ene-13	109.99	2.55	7.52	30947.65	37407.84	750.00	4.15	0.14	96199.91	288.21	115.51	0.71
Feb-13	109.89	2.58	6.51	30940.23	40310.92	750.00	4.20	0.15	97001.52	300.26	114.69	0.59
Mar-13	110.89	2.59	5.21	31400.60	48163.04	750.00	4.24	0.14	98942.27	283.39	115.58	-1.14
Abr-13	111.17	2.60	5.11	31412.57	39876.95	750.00	4.20	0.15	100715.03	267.28	116.23	-1.09
May-13	111.38	2.65	6.71	31191.97	43315.54	750.00	4.25	0.11	102039.99	272.58	116.93	-0.62
Jun-13	111.67	2.75	5.48	31477.88	53435.15	750.00	4.26	0.09	104363.51	283.40	117.25	0.67
Jul-13	112.29	2.78	5.92	32861.79	41497.99	750.00	4.33	0.09	106114.27	299.12	118.20	0.85
Ago-13	112.90	2.80	5.25	32861.49	44664.63	750.00	4.52	0.08	109025.38	310.92	119.20	-0.05
Set-13	113.02	2.78	6.62	32246.35	52597.74	750.00	4.27	0.08	111496.86	310.16	119.25	-2.24
Oct-13	113.06	2.77	5.32	32454.61	43424.77	750.00	4.25	0.09	113845.94	303.16	119.29	-1.10
Nov-13	112.82	2.80	5.19	32709.85	46816.28	750.00	4.18	0.08	116574.43	302.48	118.36	-1.25
Dic-13	113.00	2.79	6.51	35144.37	55333.92	750.00	4.09	0.09	118062.79	308.19	117.88	-1.56
Ene-14	113.36	2.81	7.40	34153.97	40253.91	750.00	4.12	0.07	118584.43	302.20	118.79	-2.32
Feb-14	114.04	2.81	7.02	33857.76	42987.52	750.00	4.17	0.07	120984.13	306.04	119.78	-2.30
Mar-14	114.63	2.81	6.41	34074.31	50939.17	750.00	4.01	0.08	123596.64	301.44	119.86	-0.28
Abr-14	115.08	2.79	5.47	33774.68	42791.62	750.00	4.05	0.09	124748.88	301.45	120.59	0.24
May-14	115.34	2.79	5.58	33658.08	45522.09	750.00	3.95	0.09	126456.70	305.66	121.07	0.58
Jun-14	115.53	2.79	5.94	33907.49	54204.34	750.00	4.00	0.10	127379.70	312.62	121.42	0.79
Jul-14	116.03	2.79	5.65	35593.64	43125.45	750.00	3.85	0.09	128076.00	298.10	122.31	1.05
Ago-14	115.93	2.81	6.06	35697.37	46468.86	750.00	3.76	0.09	129784.62	286.89	122.57	-1.17
Set-14	116.11	2.86	5.10	35632.37	56160.59	750.00	3.70	0.09	131470.03	278.84	122.93	-0.42
Oct-14	116.55	2.91	5.90	35911.49	45296.69	750.00	3.53	0.09	134019.40	253.67	123.66	-3.00
Nov-14	116.38	2.93	5.25	36051.87	48628.98	750.00	3.64	0.09	137345.00	229.47	123.18	-4.41
Dic-14	116.65	2.96	5.52	39172.86	58477.82	750.00	3.80	0.12	139012.66	184.16	123.58	-7.06
Ene-15	116.84	3.01	8.27	37886.09	41474.19	750.00	3.34	0.11	139582.30	145.58	124.55	-7.32
Feb-15	117.20	3.08	6.85	37823.52	45308.04	750.00	3.43	0.11	141359.83	178.39	125.27	-8.67
Mar-15	118.10	3.09	5.95	36949.16	54026.96	750.00	3.35	0.11	146937.93	172.52	125.86	-9.45
Abr-15	118.56	3.12	7.64	36835.36	45387.47	750.00	3.52	0.12	151763.68	185.33	126.50	-10.47
May-15	119.23	3.15	7.39	37334.22	48889.65	750.00	3.48	0.12	155181.43	203.46	127.12	-9.70
Jun-15	119.62	3.16	5.45	36853.85	58248.72	750.00	3.42	0.13	158220.60	197.12	127.30	-10.03
Jul-15	120.16	3.18	6.46	38370.81	45631.07	750.00	3.46	0.13	161082.49	177.76	127.55	-10.76
Ago-15	120.61	3.24	6.46	37746.45	49552.36	750.00	3.61	0.14	165801.38	152.24	128.42	-10.34
Set-15	120.65	3.22	6.33	37271.88	58465.64	750.00	3.66	0.14	170206.90	152.03	128.47	-9.69
Oct-15	120.82	3.25	4.67	38385.39	47827.90	750.00	3.52	0.12	172791.16	156.38	128.74	-9.57
Nov-15	121.24	3.34	6.24	38064.58	52408.67	750.00	3.50	0.12	176780.19	148.27	129.70	-7.39
Dic-15	121.78	3.38	6.16	40642.84	63085.00	750.00	3.77	0.24	177987.97	127.64	130.21	-6.78
Ene-16	122.23	3.44	7.37	40058.00	45426.28	750.00	3.97	0.34	179929.87	105.92	131.30	-6.86
Feb-16	122.44	3.51	7.18	39183.54	49417.23	750.00	4.59	0.38	181199.14	116.42	131.22	-6.56
Mar-16	123.17	3.41	7.11	38477.11	57009.15	750.00	4.84	0.36	182282.58	133.11	132.02	-6.56
Abr-16	123.19	3.30	6.64	38955.36	48590.82	750.00	4.46	0.37	184373.05	139.46	132.40	-5.20
May-16	123.45	3.33	7.58	38500.81	52357.47	850.00	4.44	0.37	183981.55	157.17	132.33	-4.89
Jun-16	123.62	3.32	6.73	38647.48	61828.04	850.00	4.37	0.38	185173.72	160.76	132.20	-3.12
Jul-16	123.72	3.30	7.04	41621.91	49438.64	850.00	4.29	0.39	186036.74	148.71	132.12	-2.62

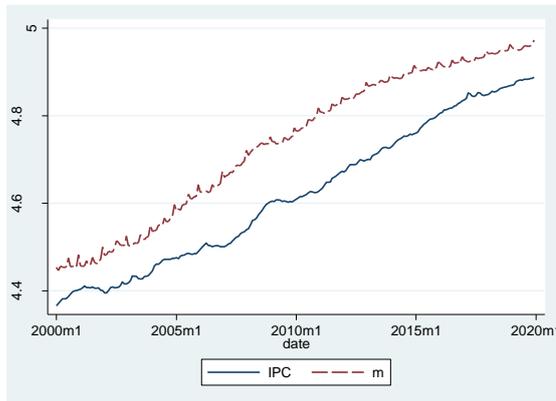


Ago-16	124.16	3.33	6.71	40292.57	53283.61	850.00	4.19	0.40	185673.92	153.84	132.87	-1.59
Set-16	124.42	3.38	5.74	40250.61	64197.29	850.00	4.25	0.40	186365.15	156.23	133.22	-1.43
Oct-16	124.93	3.39	6.12	40519.99	52437.37	850.00	4.26	0.40	187397.76	168.39	134.21	0.26
Nov-16	125.30	3.40	5.66	40269.79	56221.78	850.00	4.29	0.41	190206.83	158.04	134.50	0.27
Dic-16	125.72	3.40	7.01	43295.35	66605.15	850.00	4.37	0.54	190750.06	183.58	134.82	3.30
Ene-17	126.01	3.34	8.92	41711.37	49305.01	850.00	4.25	0.65	189876.50	183.33	135.40	6.47
Feb-17	126.42	3.26	7.25	41115.70	51327.59	850.00	4.25	0.66	190433.04	180.89	136.56	8.05
Mar-17	128.07	3.26	6.99	40721.51	61033.93	850.00	4.25	0.79	190388.08	169.62	139.45	7.37
Abr-17	127.74	3.25	6.20	41254.48	51580.67	850.00	4.29	0.90	190877.28	172.34	138.43	6.35
May-17	127.20	3.27	6.60	41003.71	55454.90	850.00	4.07	0.91	191418.50	166.52	137.28	5.24
Jun-17	127.00	3.27	7.96	41032.56	65742.28	850.00	4.00	1.04	192438.67	153.25	136.66	3.19
Jul-17	127.25	3.25	6.59	43008.05	53464.18	850.00	3.84	1.15	193375.75	158.21	137.05	3.06
Ago-17	128.10	3.24	5.48	42250.40	56891.31	850.00	3.73	1.16	194569.38	166.52	138.36	4.18
Set-17	128.08	3.25	7.21	42620.20	67661.90	850.00	3.61	1.15	195973.90	179.09	138.06	5.09
Oct-17	127.48	3.25	5.93	42773.04	55980.55	850.00	3.50	1.15	197180.54	187.33	136.42	5.17
Nov-17	127.23	3.24	6.53	43043.89	59519.65	850.00	3.35	1.16	199374.48	202.79	135.41	6.23
Dic-17	127.43	3.25	6.86	46178.27	70804.11	850.00	3.26	1.30	200876.66	208.46	135.23	5.43
Ene-18	127.59	3.21	8.54	44893.20	51253.01	850.00	3.10	1.41	201248.71	221.79	135.69	5.99
Feb-18	127.91	3.25	8.66	44806.21	55246.35	850.00	3.01	1.42	202779.68	212.54	135.82	4.80
Mar-18	128.54	3.25	6.99	45134.69	65674.61	850.00	2.81	1.51	204562.38	216.10	135.86	5.38
Abr-18	128.36	3.23	6.31	44799.16	55935.59	930.00	2.75	1.69	207067.89	231.41	135.34	7.24
May-18	128.38	3.27	6.55	44806.21	60466.59	930.00	2.76	1.70	208690.43	250.95	135.39	9.36
Jun-18	128.81	3.27	5.79	45274.89	71743.45	930.00	2.78	1.82	210281.35	245.98	135.96	9.89
Jul-18	129.31	3.28	6.15	46509.54	55196.27	930.00	2.74	1.91	211742.65	243.95	136.66	9.42
Ago-18	129.48	3.29	6.32	46172.06	59082.53	930.00	2.75	1.91	213456.97	240.50	136.90	8.58
Set-18	129.72	3.31	6.12	46252.48	70653.12	930.00	2.75	1.95	215787.30	261.17	137.45	7.68
Oct-18	129.83	3.33	6.87	46352.11	58382.94	930.00	2.77	2.19	218748.78	268.35	137.53	7.88
Nov-18	129.99	3.38	5.69	46494.09	63038.58	930.00	2.75	2.20	220911.96	220.00	137.83	3.48
Dic-18	130.23	3.36	5.73	49826.77	74608.49	930.00	2.75	2.27	224258.40	189.97	137.87	0.86
Ene-19	130.31	3.34	8.01	48077.85	53300.89	930.00	2.75	2.40	224872.88	198.20	137.77	-1.63
Feb-19	130.48	3.32	8.96	47326.94	56476.59	930.00	2.75	2.40	225519.97	213.03	137.84	0.03
Mar-19	131.42	3.30	7.48	47545.89	66717.03	930.00	2.75	2.41	228399.29	219.44	138.44	1.23
Abr-19	131.69	3.30	5.54	46690.14	57848.54	930.00	2.75	2.42	229099.63	235.19	138.92	-0.12
May-19	131.88	3.33	7.09	46733.39	62267.34	930.00	2.75	2.39	230945.01	235.10	139.11	-2.54
Jun-19	131.77	3.33	6.28	47448.97	73764.36	930.00	2.79	2.38	232821.40	210.49	138.76	-3.35
Jul-19	132.04	3.29	4.64	48776.55	57431.04	930.00	2.75	2.40	234207.12	210.59	139.18	-2.91
Ago-19	132.12	3.38	6.54	49110.73	62903.82	930.00	2.56	2.13	236440.95	200.18	139.34	-3.37
Set-19	132.13	3.36	6.06	48739.97	74222.52	930.00	2.50	2.04	238192.06	209.25	139.41	-3.81
Oct-19	132.27	3.36	6.66	48787.48	58744.02	930.00	2.50	1.83	242138.85	199.49	139.09	-5.07
Nov-19	132.42	3.37	6.25	49748.41	62895.99	930.00	2.30	1.55	244195.41	211.62	139.10	-0.80
Dic-19	132.70	3.35	5.40	52226.65	74290.88	930.00	2.25	1.55	245982.80	220.92	139.24	-2.93

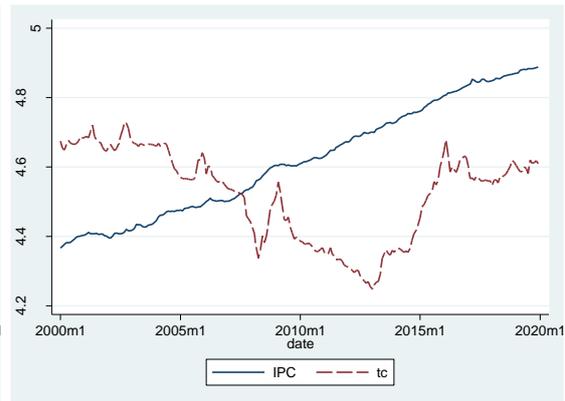
### Anexo 2. Estadística descriptiva de las variables económicas

	TC	PBI	PM	Q	OP	W	I	IE	IPC	M
Mean	3.152833	34107.61	3.853336	103.3921	195.6452	599.6979	4.457759	1.764474	101.3420	20712.21
Median	3.244963	31678.26	4.814505	101.1047	194.8800	550.0000	4.033600	1.020000	99.93307	16823.47
Maximum	3.619710	74608.48	28.28154	122.8903	384.8132	930.0000	16.06000	6.540000	130.2250	49826.77
Minimum	2.552173	12527.12	-18.70942	82.72290	63.89830	345.0000	1.000000	0.070000	78.74580	3751.347
Std. Dev.	0.295307	15966.64	8.416177	11.05882	77.45827	163.2612	2.686890	1.963753	15.87284	14204.24
Skewness	-0.382222	0.447604	0.077707	0.006660	0.172899	0.428433	2.522630	1.058485	0.326543	0.371479
Kurtosis	1.815533	2.107647	3.273492	1.665748	1.988065	1.858825	9.699350	2.790730	1.790963	1.682753
Jarque-Bera	18.87970	15.17806	0.940038	16.91386	10.86410	19.34674	668.1914	42.99092	17.93876	21.72771
Probability	0.000079	0.000506	0.624990	0.000212	0.004374	0.000063	0.000000	0.000000	0.000127	0.000019
Sum	718.8459	7776534.	878.5605	23573.39	44607.10	136731.1	1016.369	402.3000	23105.97	4722384.
Sum Sq. Dev.	19.79583	5.79E+10	16078.87	27761.53	1361951.	6050506.	1638.799	875.3862	57192.00	4.58E+10
Observations	228	228	228	228	228	228	228	228	228	228

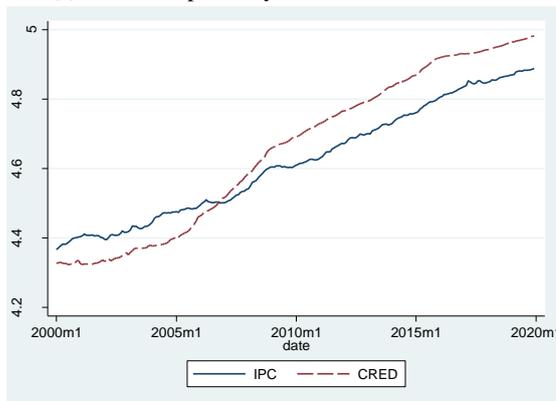
### Anexo 3. Comportamiento de las variables en el tiempo



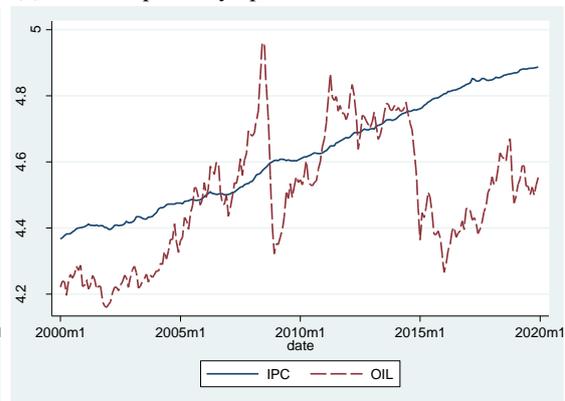
(a) Nivel de precios y oferta monetaria



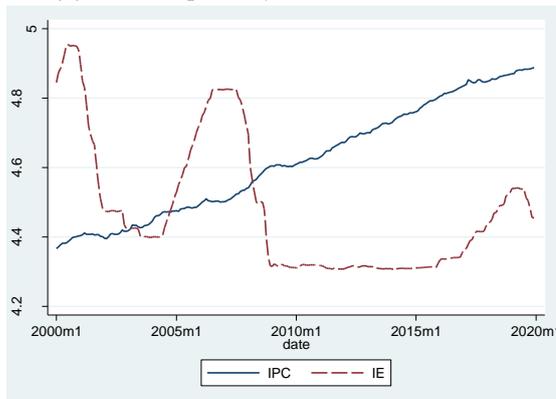
(b) Nivel de precios y tipo de cambio



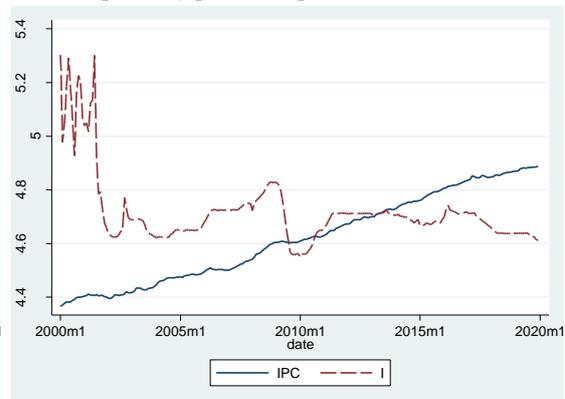
(c) Nivel de precios y crédito



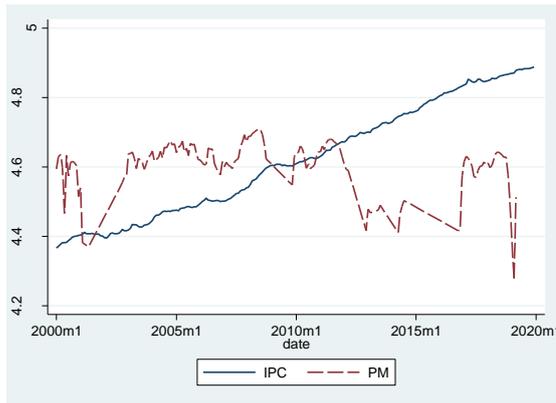
(d) Nivel de precios y precio del petróleo



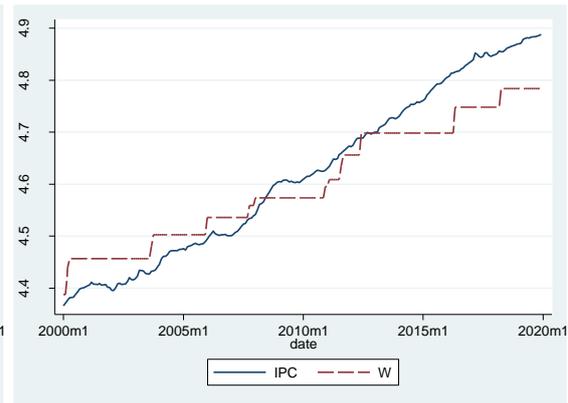
(e) Nivel de precios y tasa de interés extranjera



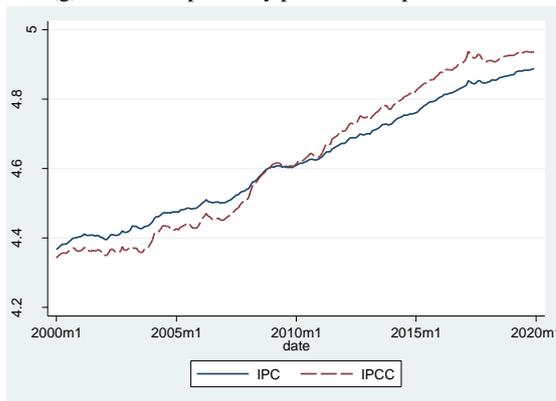
(f) Nivel de precios y tasa de interés



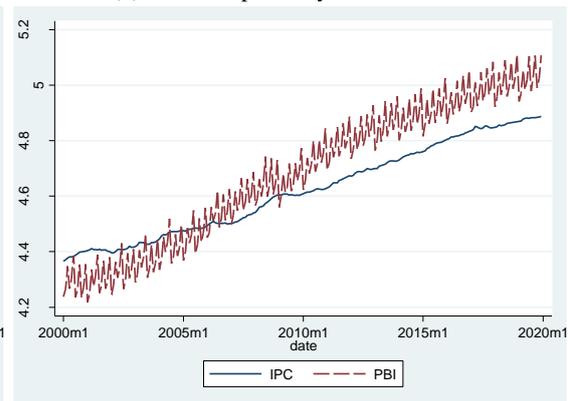
(g) Nivel de precios y precio de importación



(h) Nivel de precios y salarios



(i) Nivel de precios y precios de bienes



(j) Nivel de precios y PBI

Fuente: Elaboración propia

#### Anexo 4. Test de raíz unitaria en niveles – intercepto de las variables económicas

##### Índice de Precios al Consumidor – IPC

Null Hypothesis: IPC has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.513554	0.9993
Test critical values:		
1% level	-3.459231	
5% level	-2.874143	
10% level	-2.573563	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IPC)

Method: Least Squares

Date: 01/17/20 Time: 18:18

Sample (adjusted): 2000M03 2018M12

Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC(-1)	0.001935	0.001278	1.513554	0.1316
D(IPC(-1))	0.271174	0.064593	4.198227	0.0000
C	-0.031388	0.129559	-0.242267	0.8088
R-squared	0.091498	Mean dependent var		0.226111
Adjusted R-squared	0.083350	S.D. dependent var		0.311614
S.E. of regression	0.298345	Akaike info criterion		0.432052
Sum squared resid	19.84915	Schwarz criterion		0.477457
Log likelihood	-45.82186	Hannan-Quinn criter.		0.450376
F-statistic	11.22954	Durbin-Watson stat		1.952101
Prob(F-statistic)	0.000023			

Null Hypothesis: IPC has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	1.715402	0.9997
Test critical values:		
1% level	-3.459101	
5% level	-2.874086	
10% level	-2.573533	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.094552
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.130120

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(IPC)

Method: Least Squares

Date: 01/17/20 Time: 18:20

Sample (adjusted): 2000M02 2018M12

Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC(-1)	0.002690	0.001301	2.067648	0.0398
C	-0.045499	0.133272	-0.341400	0.7331
R-squared	0.018646	Mean dependent var		0.226781
Adjusted R-squared	0.014285	S.D. dependent var		0.311087

S.E. of regression	0.308857	Akaike info criterion	0.496897
Sum squared resid	21.46340	Schwarz criterion	0.527073
Log likelihood	-54.39783	Hannan-Quinn criter.	0.509074
F-statistic	4.275166	Durbin-Watson stat	1.456986
Prob(F-statistic)	0.039817		

### Tipo de cambio – TC

Null Hypothesis: TC has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.372790	0.5953
Test critical values:		
1% level	-3.459231	
5% level	-2.874143	
10% level	-2.573563	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(TC)  
Method: Least Squares  
Date: 01/27/20 Time: 13:38  
Sample (adjusted): 2000M03 2018M12  
Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TC(-1)	-0.010294	0.007499	-1.372790	0.1712
D(TC(-1))	0.352158	0.062340	5.648978	0.0000
C	0.032222	0.023728	1.357993	0.1758
R-squared	0.129464	Mean dependent var		-0.000401
Adjusted R-squared	0.121657	S.D. dependent var		0.035412
S.E. of regression	0.033189	Akaike info criterion		-3.960041
Sum squared resid	0.245629	Schwarz criterion		-3.914636
Log likelihood	450.4846	Hannan-Quinn criter.		-3.941717
F-statistic	16.58205	Durbin-Watson stat		1.934081
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: TC has a unit root  
Exogenous: Constant  
Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.427069	0.5686
Test critical values:		
1% level	-3.459101	
5% level	-2.874086	
10% level	-2.573533	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001244
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.002406

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(TC)

Method: Least Squares

Date: 01/27/20 Time: 13:54

Sample (adjusted): 2000M02 2018M12

Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TC(-1)	-0.009115	0.007973	-1.143297	0.2541
C	0.028134	0.025239	1.114692	0.2662
R-squared	0.005776	Mean dependent var		-0.000596
Adjusted R-squared	0.001357	S.D. dependent var		0.035456
S.E. of regression	0.035432	Akaike info criterion		-3.833613
Sum squared resid	0.282476	Schwarz criterion		-3.803437
Log likelihood	437.1151	Hannan-Quinn criter.		-3.821437
F-statistic	1.307129	Durbin-Watson stat		1.292066
Prob(F-statistic)	0.254130			

## Oferta de dinero - M

Null Hypothesis: M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.165110	0.9979
Test critical values:		
1% level	-3.460739	
5% level	-2.874804	
10% level	-2.573917	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(M)

Method: Least Squares

Date: 01/27/20 Time: 21:20

Sample (adjusted): 2001M02 2018M12

Included observations: 215 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------



M(-1)	0.002576	0.002211	1.165110	0.2454
D(M(-1))	-0.144430	0.043012	-3.357903	0.0009
D(M(-2))	-0.022603	0.044037	-0.513269	0.6083
D(M(-3))	-0.019688	0.042949	-0.458406	0.6472
D(M(-4))	-0.067213	0.042617	-1.577133	0.1163
D(M(-5))	0.067363	0.042836	1.572563	0.1174
D(M(-6))	-0.006413	0.042884	-0.149540	0.8813
D(M(-7))	-0.056404	0.042865	-1.315868	0.1897
D(M(-8))	-0.005198	0.042946	-0.121042	0.9038
D(M(-9))	-0.069291	0.042884	-1.615786	0.1077
D(M(-10))	-0.148935	0.043124	-3.453677	0.0007
D(M(-11))	-0.068024	0.044436	-1.530825	0.1274
D(M(-12))	0.845493	0.043670	19.36098	0.0000
C	95.58287	50.98702	1.874651	0.0623
<hr/>				
R-squared	0.823547	Mean dependent var	213.2851	
Adjusted R-squared	0.812135	S.D. dependent var	815.3562	
S.E. of regression	353.4033	Akaike info criterion	14.63600	
Sum squared resid	25103678	Schwarz criterion	14.85548	
Log likelihood	-1559.370	Hannan-Quinn criter.	14.72468	
F-statistic	72.16262	Durbin-Watson stat	2.152750	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: M has a unit root  
Exogenous: Constant  
Bandwidth: 48 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	2.994306	1.0000
Test critical values:		
1% level	-3.459101	
5% level	-2.874086	
10% level	-2.573533	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	629059.2
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	171633.2

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(M)  
Method: Least Squares  
Date: 01/27/20 Time: 21:21  
Sample (adjusted): 2000M02 2018M12  
Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M(-1)	0.004717	0.003758	1.255296	0.2107
C	105.1844	93.69249	1.122656	0.2628
R-squared	0.006955	Mean dependent var		202.2770
Adjusted R-squared	0.002541	S.D. dependent var		797.6639
S.E. of regression	796.6498	Akaike info criterion		16.20748
Sum squared resid	1.43E+08	Schwarz criterion		16.23765
Log likelihood	-1837.549	Hannan-Quinn criter.		16.21966
F-statistic	1.575769	Durbin-Watson stat		2.599394
Prob(F-statistic)	0.210673			

### Desempleo – D

Null Hypothesis: DD has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.927972	0.7778
Test critical values:		
1% level	-3.462737	
5% level	-2.875680	
10% level	-2.574385	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DD)

Method: Least Squares

Date: 01/27/20 Time: 21:28

Sample (adjusted): 2002M03 2018M12

Included observations: 202 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DD(-1)	-0.046351	0.049948	-0.927972	0.3546
D(DD(-1))	-0.721229	0.078422	-9.196766	0.0000
D(DD(-2))	-0.728910	0.084429	-8.633422	0.0000
D(DD(-3))	-0.621827	0.087360	-7.118007	0.0000
D(DD(-4))	-0.640125	0.088794	-7.209099	0.0000
D(DD(-5))	-0.625402	0.090440	-6.915134	0.0000
D(DD(-6))	-0.601824	0.090343	-6.661537	0.0000
D(DD(-7))	-0.579151	0.088600	-6.536723	0.0000
D(DD(-8))	-0.561324	0.084866	-6.614247	0.0000
D(DD(-9))	-0.650987	0.080996	-8.037311	0.0000

D(DD(-10))	-0.561719	0.075497	-7.440272	0.0000
D(DD(-11))	-0.451059	0.064345	-7.010035	0.0000
C	0.242910	0.398457	0.609627	0.5428
<hr/>				
R-squared	0.493880	Mean dependent var	-0.026807	
Adjusted R-squared	0.461746	S.D. dependent var	1.203521	
S.E. of regression	0.882973	Akaike info criterion	2.651148	
Sum squared resid	147.3523	Schwarz criterion	2.864057	
Log likelihood	-254.7660	Hannan-Quinn criter.	2.737291	
F-statistic	15.36912	Durbin-Watson stat	2.037164	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: DD has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.658450	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.461030	
5% level	-2.874932	
10% level	-2.573985	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	1.229089
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.103235

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(DD)

Method: Least Squares

Date: 01/27/20 Time: 21:30

Sample (adjusted): 2001M04 2018M12

Included observations: 213 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DD(-1)	-0.285741	0.048532	-5.887686	0.0000
C	2.236841	0.389901	5.736947	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.141106	Mean dependent var	-0.014363	
Adjusted R-squared	0.137036	S.D. dependent var	1.199068	
S.E. of regression	1.113885	Akaike info criterion	3.062930	
Sum squared resid	261.7960	Schwarz criterion	3.094491	
Log likelihood	-324.2020	Hannan-Quinn criter.	3.075685	

F-statistic	34.66485	Durbin-Watson stat	2.311132
Prob(F-statistic)	0.000000		

**Anexo 5. Tests de raíz unitaria con intercepto y tendencia de las variables económicas  
Índice de Precios al Consumidor – IPC**

Null Hypothesis: IPC has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.996095	0.5999
Test critical values:		
1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(IPC)  
Method: Least Squares  
Date: 01/17/20 Time: 18:21  
Sample (adjusted): 2000M03 2018M12  
Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC(-1)	-0.016917	0.008475	-1.996095	0.0471
D(IPC(-1))	0.270160	0.064014	4.220337	0.0000
C	1.352826	0.628555	2.152280	0.0325
@TREND("2000M01" )	0.004593	0.002042	2.249652	0.0255
R-squared	0.111748	Mean dependent var		0.226111
Adjusted R-squared	0.099744	S.D. dependent var		0.311614
S.E. of regression	0.295665	Akaike info criterion		0.418360
Sum squared resid	19.40673	Schwarz criterion		0.478901
Log likelihood	-43.27472	Hannan-Quinn criter.		0.442792
F-statistic	9.309671	Durbin-Watson stat		1.956534
Prob(F-statistic)	0.000008			

Null Hypothesis: IPC has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.801780	0.7009
Test critical values:		
1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.092765
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.126828

#### Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(IPC)

Method: Least Squares

Date: 01/17/20 Time: 18:22

Sample (adjusted): 2000M02 2018M12

Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC(-1)	-0.015219	0.008717	-1.745877	0.0822
C	1.270785	0.647284	1.963259	0.0509
@TREND("2000M01" )	0.004354	0.002096	2.077408	0.0389
R-squared	0.037196	Mean dependent var		0.226781
Adjusted R-squared	0.028600	S.D. dependent var		0.311087
S.E. of regression	0.306607	Akaike info criterion		0.486625
Sum squared resid	21.05769	Schwarz criterion		0.531888
Log likelihood	-52.23192	Hannan-Quinn criter.		0.504889
F-statistic	4.326896	Durbin-Watson stat		1.458755
Prob(F-statistic)	0.014330			

#### Tipo de Cambio – TC

Null Hypothesis: TC has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.947278	0.9476
Test critical values:		
1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(TC)  
Method: Least Squares  
Date: 01/27/20 Time: 13:55  
Sample (adjusted): 2000M03 2018M12  
Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TC(-1)	-0.008149	0.008603	-0.947278	0.3445
D(TC(-1))	0.346786	0.063322	5.476559	0.0000
C	0.023173	0.029635	0.781963	0.4351
@TREND("2000M01")	2.00E-05	3.91E-05	0.511183	0.6097
R-squared	0.130488	Mean dependent var		-0.000401
Adjusted R-squared	0.118738	S.D. dependent var		0.035412
S.E. of regression	0.033244	Akaike info criterion		-3.952368
Sum squared resid	0.245341	Schwarz criterion		-3.891827
Log likelihood	450.6176	Hannan-Quinn criter.		-3.927936
F-statistic	11.10518	Durbin-Watson stat		1.930922
Prob(F-statistic)	0.000001			

Null Hypothesis: TC has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.860111	0.9574
Test critical values:		
1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001233
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.002273

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(TC)  
Method: Least Squares  
Date: 01/27/20 Time: 13:57  
Sample (adjusted): 2000M02 2018M12  
Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TC(-1)	-0.002761	0.009078	-0.304113	0.7613
C	0.001342	0.031216	0.042987	0.9658
@TREND("2000M01")	5.93E-05	4.09E-05	1.451815	0.1480

R-squared	0.015044	Mean dependent var	-0.000596
Adjusted R-squared	0.006250	S.D. dependent var	0.035456
S.E. of regression	0.035345	Akaike info criterion	-3.834168
Sum squared resid	0.279843	Schwarz criterion	-3.788905
Log likelihood	438.1781	Hannan-Quinn criter.	-3.815904
F-statistic	1.710665	Durbin-Watson stat	1.312543
Prob(F-statistic)	0.183098		

### Oferta de dinero – M

Null Hypothesis: M has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.368656	0.3949
Test critical values:		
1% level	-4.001311	
5% level	-3.430864	
10% level	-3.139056	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(M)

Method: Least Squares

Date: 01/27/20 Time: 21:23

Sample (adjusted): 2001M02 2018M12

Included observations: 215 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M(-1)	-0.025465	0.010751	-2.368656	0.0188
D(M(-1))	-0.159758	0.042763	-3.735856	0.0002
D(M(-2))	-0.043096	0.044061	-0.978096	0.3292
D(M(-3))	-0.040914	0.043056	-0.950254	0.3431
D(M(-4))	-0.089444	0.042807	-2.089455	0.0379
D(M(-5))	0.041887	0.043272	0.968007	0.3342
D(M(-6))	-0.030350	0.043194	-0.702646	0.4831
D(M(-7))	-0.080990	0.043226	-1.873621	0.0624
D(M(-8))	-0.032325	0.043518	-0.742786	0.4585
D(M(-9))	-0.096622	0.043476	-2.222405	0.0274
D(M(-10))	-0.179081	0.043966	-4.073157	0.0001
D(M(-11))	-0.103538	0.045763	-2.262470	0.0247
D(M(-12))	0.807925	0.045276	17.84463	0.0000
C	-46.17068	73.18171	-0.630905	0.5288
@TREND("2000M01" )	6.708925	2.518811	2.663529	0.0084

R-squared	0.829592	Mean dependent var	213.2851
Adjusted R-squared	0.817663	S.D. dependent var	815.3562
S.E. of regression	348.1645	Akaike info criterion	14.61044
Sum squared resid	24243707	Schwarz criterion	14.84560
Log likelihood	-1555.622	Hannan-Quinn criter.	14.70546
F-statistic	69.54660	Durbin-Watson stat	2.134465
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: M has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Bandwidth: 219 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.935726	0.6324
Test critical values:		
1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	606737.2
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	104511.0

#### Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(M)

Method: Least Squares

Date: 01/27/20 Time: 21:23

Sample (adjusted): 2000M02 2018M12

Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M(-1)	-0.048427	0.018878	-2.565220	0.0110
C	-127.5927	122.7993	-1.039035	0.2999
@TREND("2000M01" )	11.63755	4.053886	2.870715	0.0045

R-squared	0.042193	Mean dependent var	202.2770
Adjusted R-squared	0.033641	S.D. dependent var	797.6639
S.E. of regression	784.1321	Akaike info criterion	16.18016
Sum squared resid	1.38E+08	Schwarz criterion	16.22542
Log likelihood	-1833.448	Hannan-Quinn criter.	16.19842
F-statistic	4.933742	Durbin-Watson stat	2.558411
Prob(F-statistic)	0.008001		

## Desempleo – D

Null Hypothesis: DD has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.243875	0.8980
Test critical values:		
1% level	-4.004132	
5% level	-3.432226	
10% level	-3.139858	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DD)

Method: Least Squares

Date: 01/27/20 Time: 21:31

Sample (adjusted): 2002M03 2018M12

Included observations: 202 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DD(-1)	-0.154478	0.124191	-1.243875	0.2151
D(DD(-1))	-0.622142	0.130419	-4.770327	0.0000
D(DD(-2))	-0.638836	0.126896	-5.034314	0.0000
D(DD(-3))	-0.541422	0.121589	-4.452880	0.0000
D(DD(-4))	-0.567884	0.116870	-4.859099	0.0000
D(DD(-5))	-0.561469	0.112707	-4.981680	0.0000
D(DD(-6))	-0.546360	0.107552	-5.079979	0.0000
D(DD(-7))	-0.532079	0.101508	-5.241733	0.0000
D(DD(-8))	-0.522605	0.094146	-5.550997	0.0000
D(DD(-9))	-0.620234	0.087232	-7.110183	0.0000
D(DD(-10))	-0.540065	0.078875	-6.847134	0.0000
D(DD(-11))	-0.439249	0.065548	-6.701175	0.0000
C	1.414034	1.294351	1.092466	0.2760
@TREND("2000M01" )	-0.002521	0.002651	-0.951004	0.3428
R-squared	0.496303	Mean dependent var	-0.026807	
Adjusted R-squared	0.461473	S.D. dependent var	1.203521	
S.E. of regression	0.883197	Akaike info criterion	2.656250	
Sum squared resid	146.6468	Schwarz criterion	2.885536	
Log likelihood	-254.2813	Hannan-Quinn criter.	2.749020	
F-statistic	14.24928	Durbin-Watson stat	2.027987	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: DD has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-9.904318	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.001722	
5% level	-3.431062	
10% level	-3.139173	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.977520
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.996186

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(DD)

Method: Least Squares

Date: 01/27/20 Time: 21:32

Sample (adjusted): 2001M04 2018M12

Included observations: 213 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DD(-1)	-0.631265	0.063963	-9.869274	0.0000
C	6.414262	0.666618	9.622095	0.0000
@TREND("2000M01" )	-0.012027	0.001636	-7.351504	0.0000
R-squared	0.316905	Mean dependent var		-0.014363
Adjusted R-squared	0.310399	S.D. dependent var		1.199068
S.E. of regression	0.995733	Akaike info criterion		2.843309
Sum squared resid	208.2117	Schwarz criterion		2.890651
Log likelihood	-299.8124	Hannan-Quinn criter.		2.862442
F-statistic	48.71204	Durbin-Watson stat		2.019254
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Anexo 6.** Tests de raíz unitaria en primera diferencia con intercepto sin tendencia de las variables económicas

**Índice de Precios al Consumidor – IPC**

Null Hypothesis: D(IPC) has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.15235	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.459231	
5% level	-2.874143	
10% level	-2.573563	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(IPC,2)  
Method: Least Squares  
Date: 01/17/20 Time: 18:24  
Sample (adjusted): 2000M03 2018M12  
Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IPC(-1))	-0.713505	0.063978	-11.15235	0.0000
C	0.161152	0.024628	6.543376	0.0000
R-squared	0.357015	Mean dependent var		-0.000627
Adjusted R-squared	0.354144	S.D. dependent var		0.372305
S.E. of regression	0.299203	Akaike info criterion		0.433423
Sum squared resid	20.05306	Schwarz criterion		0.463693
Log likelihood	-46.97677	Hannan-Quinn criter.		0.445639
F-statistic	124.3749	Durbin-Watson stat		1.956327
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(IPC) has a unit root  
Exogenous: Constant  
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-11.02704	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.459231	
5% level	-2.874143	
10% level	-2.573563	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.088730
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.081645

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(IPC,2)

Method: Least Squares

Date: 01/17/20 Time: 18:25

Sample (adjusted): 2000M03 2018M12

Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IPC(-1))	-0.713505	0.063978	-11.15235	0.0000
C	0.161152	0.024628	6.543376	0.0000
R-squared	0.357015	Mean dependent var		-0.000627
Adjusted R-squared	0.354144	S.D. dependent var		0.372305
S.E. of regression	0.299203	Akaike info criterion		0.433423
Sum squared resid	20.05306	Schwarz criterion		0.463693
Log likelihood	-46.97677	Hannan-Quinn criter.		0.445639
F-statistic	124.3749	Durbin-Watson stat		1.956327
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tipo de cambio – TC**

Null Hypothesis: D(TC) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.44393	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.459231	
5% level	-2.874143	
10% level	-2.573563	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TC,2)

Method: Least Squares

Date: 01/27/20 Time: 13:58

Sample (adjusted): 2000M03 2018M12

Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TC(-1))	-0.651698	0.062400	-10.44393	0.0000
C	-0.000210	0.002212	-0.094817	0.9245

R-squared	0.327480	Mean dependent var	0.000148
Adjusted R-squared	0.324478	S.D. dependent var	0.040460
S.E. of regression	0.033254	Akaike info criterion	-3.960475
Sum squared resid	0.247705	Schwarz criterion	-3.930205
Log likelihood	449.5337	Hannan-Quinn criter.	-3.948259
F-statistic	109.0757	Durbin-Watson stat	1.931391
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: D(TC) has a unit root  
Exogenous: Constant  
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-10.44655	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.459231	
5% level	-2.874143	
10% level	-2.573563	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001096
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001098

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(TC,2)  
Method: Least Squares  
Date: 01/27/20 Time: 13:59  
Sample (adjusted): 2000M03 2018M12  
Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TC(-1))	-0.651698	0.062400	-10.44393	0.0000
C	-0.000210	0.002212	-0.094817	0.9245

R-squared	0.327480	Mean dependent var	0.000148
Adjusted R-squared	0.324478	S.D. dependent var	0.040460
S.E. of regression	0.033254	Akaike info criterion	-3.960475
Sum squared resid	0.247705	Schwarz criterion	-3.930205
Log likelihood	449.5337	Hannan-Quinn criter.	-3.948259
F-statistic	109.0757	Durbin-Watson stat	1.931391
Prob(F-statistic)	0.000000		

### Oferta de dinero – M

Null Hypothesis: D(M) has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.232436	0.1955
Test critical values:	1% level	-3.460739	
	5% level	-2.874804	
	10% level	-2.573917	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(M,2)

Method: Least Squares

Date: 01/27/20 Time: 21:25

Sample (adjusted): 2001M02 2018M12

Included observations: 215 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(M(-1))	-0.492800	0.220746	-2.232436	0.0267
D(M(-1),2)	-0.633837	0.205505	-3.084292	0.0023
D(M(-2),2)	-0.638484	0.191751	-3.329754	0.0010
D(M(-3),2)	-0.641723	0.180643	-3.552437	0.0005
D(M(-4),2)	-0.693234	0.170522	-4.065352	0.0001
D(M(-5),2)	-0.609526	0.159895	-3.812041	0.0002
D(M(-6),2)	-0.600557	0.147782	-4.063798	0.0001
D(M(-7),2)	-0.641863	0.134309	-4.779008	0.0000
D(M(-8),2)	-0.630105	0.115652	-5.448306	0.0000
D(M(-9),2)	-0.682503	0.094811	-7.198559	0.0000
D(M(-10),2)	-0.814086	0.070265	-11.58588	0.0000
D(M(-11),2)	-0.863504	0.040878	-21.12370	0.0000
C	111.7617	49.10307	2.276064	0.0239
R-squared	0.931057	Mean dependent var		18.02979
Adjusted R-squared	0.926961	S.D. dependent var		1308.813
S.E. of regression	353.7159	Akaike info criterion		14.63343
Sum squared resid	25273219	Schwarz criterion		14.83723
Log likelihood	-1560.093	Hannan-Quinn criter.		14.71577
F-statistic	227.3288	Durbin-Watson stat		2.172311
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(M) has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 34 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-20.65819	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.459231

5% level	-2.874143
10% level	-2.573563

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	566070.9
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	548577.9

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(M,2)

Method: Least Squares

Date: 01/27/20 Time: 21:26

Sample (adjusted): 2000M03 2018M12

Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(M(-1))	-1.342719	0.065296	-20.56350	0.0000
C	268.4506	51.75401	5.187050	0.0000
R-squared	0.653710	Mean dependent var		15.44783
Adjusted R-squared	0.652164	S.D. dependent var		1281.382
S.E. of regression	755.7282	Akaike info criterion		16.10205
Sum squared resid	1.28E+08	Schwarz criterion		16.13232
Log likelihood	-1817.532	Hannan-Quinn criter.		16.11427
F-statistic	422.8574	Durbin-Watson stat		2.035653
Prob(F-statistic)	0.000000			

## Desempleo – D

Null Hypothesis: D(DD) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.79933	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.462737	
5% level	-2.875680	
10% level	-2.574385	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DD,2)

Method: Least Squares  
Date: 01/27/20 Time: 21:33  
Sample (adjusted): 2002M03 2018M12  
Included observations: 202 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DD(-1))	-7.991037	0.624332	-12.79933	0.0000
D(DD(-1),2)	6.228287	0.590296	10.55113	0.0000
D(DD(-2),2)	5.461323	0.545030	10.02022	0.0000
D(DD(-3),2)	4.805658	0.494158	9.724948	0.0000
D(DD(-4),2)	4.135395	0.438541	9.429883	0.0000
D(DD(-5),2)	3.483682	0.377629	9.225145	0.0000
D(DD(-6),2)	2.859342	0.313775	9.112714	0.0000
D(DD(-7),2)	2.261321	0.248968	9.082766	0.0000
D(DD(-8),2)	1.684996	0.185889	9.064538	0.0000
D(DD(-9),2)	1.022770	0.123470	8.283566	0.0000
D(DD(-10),2)	0.454359	0.064223	7.074702	0.0000
C	-0.122237	0.062697	-1.949637	0.0527
R-squared	0.809597	Mean dependent var	-0.001395	
Adjusted R-squared	0.798574	S.D. dependent var	1.966667	
S.E. of regression	0.882650	Akaike info criterion	2.645793	
Sum squared resid	148.0236	Schwarz criterion	2.842324	
Log likelihood	-255.2251	Hannan-Quinn criter.	2.725310	
F-statistic	73.44401	Durbin-Watson stat	2.037768	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(DD) has a unit root  
Exogenous: Constant  
Bandwidth: 202 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-122.1030	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.461178	
5% level	-2.874997	
10% level	-2.574019	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	1.271350
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.016270

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(DD,2)  
Method: Least Squares  
Date: 01/27/20 Time: 21:33  
Sample (adjusted): 2001M05 2018M12  
Included observations: 212 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DD(-1))	-1.334892	0.064890	-20.57145	0.0000
C	-0.024183	0.077814	-0.310775	0.7563
R-squared	0.668343	Mean dependent var		-0.004675
Adjusted R-squared	0.666764	S.D. dependent var		1.962523
S.E. of regression	1.132898	Akaike info criterion		3.096824
Sum squared resid	269.5262	Schwarz criterion		3.128490
Log likelihood	-326.2634	Hannan-Quinn criter.		3.109623
F-statistic	423.1847	Durbin-Watson stat		2.186040
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Anexo 7.** Tests de raíz unitaria en primera diferencia con intercepto y tendencia de las variables económicas

### Índice de Precios al Consumidor – IPC

Null Hypothesis: D(IPC) has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.35992	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(IPC,2)  
Method: Least Squares  
Date: 01/17/20 Time: 18:26  
Sample (adjusted): 2000M03 2018M12  
Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IPC(-1))	-0.731943	0.064432	-11.35992	0.0000
C	0.100810	0.041019	2.457648	0.0147

@TREND("2000M01" )	0.000564	0.000307	1.834143	0.0680
R-squared	0.366570	Mean dependent var		-0.000627
Adjusted R-squared	0.360889	S.D. dependent var		0.372305
S.E. of regression	0.297637	Akaike info criterion		0.427299
Sum squared resid	19.75504	Schwarz criterion		0.472705
Log likelihood	-45.28483	Hannan-Quinn criter.		0.445623
F-statistic	64.52581	Durbin-Watson stat		1.951839
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(IPC) has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-11.31782	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.087412
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.085013

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(IPC,2)  
Method: Least Squares  
Date: 01/17/20 Time: 18:27  
Sample (adjusted): 2000M03 2018M12  
Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IPC(-1))	-0.731943	0.064432	-11.35992	0.0000
C	0.100810	0.041019	2.457648	0.0147
@TREND("2000M01" )	0.000564	0.000307	1.834143	0.0680
R-squared	0.366570	Mean dependent var		-0.000627
Adjusted R-squared	0.360889	S.D. dependent var		0.372305
S.E. of regression	0.297637	Akaike info criterion		0.427299
Sum squared resid	19.75504	Schwarz criterion		0.472705

Log likelihood	-45.28483	Hannan-Quinn criter.	0.445623
F-statistic	64.52581	Durbin-Watson stat	1.951839
Prob(F-statistic)	0.000000		

### Tipo de cambio – TC

Null Hypothesis: D(TC) has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.50716	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(TC,2)  
Method: Least Squares  
Date: 01/27/20 Time: 14:01  
Sample (adjusted): 2000M03 2018M12  
Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TC(-1))	-0.660395	0.062852	-10.50716	0.0000
C	-0.004574	0.004496	-1.017353	0.3101
@TREND("2000M01")	3.81E-05	3.42E-05	1.114834	0.2661
R-squared	0.331208	Mean dependent var		0.000148
Adjusted R-squared	0.325209	S.D. dependent var		0.040460
S.E. of regression	0.033236	Akaike info criterion		-3.957184
Sum squared resid	0.246332	Schwarz criterion		-3.911778
Log likelihood	450.1617	Hannan-Quinn criter.		-3.938860
F-statistic	55.21839	Durbin-Watson stat		1.926514
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(TC) has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-10.49847	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001090
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001085

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(TC,2)  
Method: Least Squares  
Date: 01/27/20 Time: 14:02  
Sample (adjusted): 2000M03 2018M12  
Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TC(-1))	-0.660395	0.062852	-10.50716	0.0000
C	-0.004574	0.004496	-1.017353	0.3101
@TREND("2000M01")	3.81E-05	3.42E-05	1.114834	0.2661
R-squared	0.331208	Mean dependent var		0.000148
Adjusted R-squared	0.325209	S.D. dependent var		0.040460
S.E. of regression	0.033236	Akaike info criterion		-3.957184
Sum squared resid	0.246332	Schwarz criterion		-3.911778
Log likelihood	450.1617	Hannan-Quinn criter.		-3.938860
F-statistic	55.21839	Durbin-Watson stat		1.926514
Prob(F-statistic)	0.000000			

### Oferta de dinero – M

Null Hypothesis: D(M) has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 14 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.053976	0.1203
Test critical values:		
1% level	-4.001931	
5% level	-3.431163	
10% level	-3.139232	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(M,2)  
Method: Least Squares  
Date: 01/27/20 Time: 21:27  
Sample (adjusted): 2001M05 2018M12  
Included observations: 212 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(M(-1))	-0.915512	0.299777	-3.053976	0.0026

D(M(-1),2)	-0.305778	0.295864	-1.033508	0.3026
D(M(-2),2)	-0.322794	0.293247	-1.100759	0.2724
D(M(-3),2)	-0.128245	0.289884	-0.442401	0.6587
D(M(-4),2)	-0.211301	0.269971	-0.782680	0.4348
D(M(-5),2)	-0.188736	0.251002	-0.751928	0.4530
D(M(-6),2)	-0.218273	0.234102	-0.932383	0.3523
D(M(-7),2)	-0.281867	0.218269	-1.291373	0.1981
D(M(-8),2)	-0.316563	0.202100	-1.566363	0.1189
D(M(-9),2)	-0.395474	0.186768	-2.117462	0.0355
D(M(-10),2)	-0.532217	0.172024	-3.093845	0.0023
D(M(-11),2)	-0.622773	0.156717	-3.973879	0.0001
D(M(-12),2)	0.220837	0.144588	1.527353	0.1283
D(M(-13),2)	0.312295	0.114041	2.738444	0.0067
D(M(-14),2)	0.270894	0.072482	3.737366	0.0002
C	71.60980	55.01738	1.301585	0.1946
@TREND("2000M01" )	0.989122	0.518052	1.909312	0.0577
R-squared	0.937344	Mean dependent var		14.59613
Adjusted R-squared	0.932203	S.D. dependent var		1317.558
S.E. of regression	343.0638	Akaike info criterion		14.59050
Sum squared resid	22950089	Schwarz criterion		14.85966
Log likelihood	-1529.593	Hannan-Quinn criter.		14.69929
F-statistic	182.3270	Durbin-Watson stat		1.972606
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(M) has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Bandwidth: 225 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-49.62474	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	552314.7
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	45292.93

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(M,2)  
Method: Least Squares

Date: 01/27/20 Time: 21:28  
Sample (adjusted): 2000M03 2018M12  
Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(M(-1))	-1.356849	0.064920	-20.90036	0.0000
C	64.38432	100.6120	0.639927	0.5229
@TREND("2000M01" )	1.805491	0.766103	2.356720	0.0193
R-squared	0.662126	Mean dependent var		15.44783
Adjusted R-squared	0.659095	S.D. dependent var		1281.382
S.E. of regression	748.1610	Akaike info criterion		16.08630
Sum squared resid	1.25E+08	Schwarz criterion		16.13170
Log likelihood	-1814.752	Hannan-Quinn criter.		16.10462
F-statistic	218.5043	Durbin-Watson stat		2.064799
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(DD) has a unit root  
Exogenous: Constant  
Bandwidth: 202 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-122.1030	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.461178	
5% level	-2.874997	
10% level	-2.574019	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	1.271350
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.016270

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(DD,2)  
Method: Least Squares  
Date: 01/27/20 Time: 21:33  
Sample (adjusted): 2001M05 2018M12  
Included observations: 212 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DD(-1))	-1.334892	0.064890	-20.57145	0.0000

C	-0.024183	0.077814	-0.310775	0.7563
R-squared	0.668343	Mean dependent var		-0.004675
Adjusted R-squared	0.666764	S.D. dependent var		1.962523
S.E. of regression	1.132898	Akaike info criterion		3.096824
Sum squared resid	269.5262	Schwarz criterion		3.128490
Log likelihood	-326.2634	Hannan-Quinn criter.		3.109623
F-statistic	423.1847	Durbin-Watson stat		2.186040
Prob(F-statistic)	0.000000			

### Desempleo – D

Null Hypothesis: D(DD) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-12.78027	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.004132	
	5% level	-3.432226	
	10% level	-3.139858	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DD,2)

Method: Least Squares

Date: 01/27/20 Time: 21:35

Sample (adjusted): 2002M03 2018M12

Included observations: 202 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DD(-1))	-7.997728	0.625787	-12.78027	0.0000
D(DD(-1),2)	6.234539	0.591668	10.53723	0.0000
D(DD(-2),2)	5.467318	0.546308	10.00776	0.0000
D(DD(-3),2)	4.811363	0.495330	9.713450	0.0000
D(DD(-4),2)	4.140718	0.439596	9.419372	0.0000
D(DD(-5),2)	3.488501	0.378550	9.215419	0.0000
D(DD(-6),2)	2.863582	0.314555	9.103598	0.0000
D(DD(-7),2)	2.264958	0.249605	9.074177	0.0000
D(DD(-8),2)	1.687897	0.186377	9.056366	0.0000
D(DD(-9),2)	1.024775	0.123800	8.277690	0.0000
D(DD(-10),2)	0.455171	0.064379	7.070142	0.0000
C	-0.185284	0.149144	-1.242320	0.2157
@TREND("2000M01" )	0.000498	0.001068	0.466100	0.6417

R-squared	0.809816	Mean dependent var	-0.001395
Adjusted R-squared	0.797741	S.D. dependent var	1.966667
S.E. of regression	0.884474	Akaike info criterion	2.654545
Sum squared resid	147.8537	Schwarz criterion	2.867454
Log likelihood	-255.1091	Hannan-Quinn criter.	2.740688
F-statistic	67.06443	Durbin-Watson stat	2.039330
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: D(DD) has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Bandwidth: 202 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-122.8235	0.0001
Test critical values:		
1% level	-4.001931	
5% level	-3.431163	
10% level	-3.139232	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	1.271324
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.015962

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(DD,2)  
Method: Least Squares  
Date: 01/27/20 Time: 21:35  
Sample (adjusted): 2001M05 2018M12  
Included observations: 212 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DD(-1))	-1.334929	0.065047	-20.52240	0.0000
C	-0.014148	0.173376	-0.081603	0.9350
@TREND("2000M01" )	-8.26E-05	0.001274	-0.064805	0.9484

R-squared	0.668350	Mean dependent var	-0.004675
Adjusted R-squared	0.665176	S.D. dependent var	1.962523
S.E. of regression	1.135594	Akaike info criterion	3.106238
Sum squared resid	269.5208	Schwarz criterion	3.153737
Log likelihood	-326.2612	Hannan-Quinn criter.	3.125436
F-statistic	210.5911	Durbin-Watson stat	2.186031

Prob(F-statistic) 0.000000

---

### Anexo 8. Estimación de los modelos *ARIMA* de inflación

#### MODELO 1

Dependent Variable: D(LOG(IPC))

Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)

Date: 02/20/20 Time: 22:21

Sample: 2000M02 2019M12

Included observations: 239

Convergence achieved after 6 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002186	0.000293	7.452477	0.0000
AR(1)	0.284819	0.055757	5.108187	0.0000
AR(5)	0.166619	0.060010	2.776506	0.0059
MA(8)	-0.148015	0.071112	-2.081440	0.0385
SIGMASQ	7.84E-06	6.17E-07	12.71507	0.0000
R-squared	0.136847	Mean dependent var		0.002184
Adjusted R-squared	0.122093	S.D. dependent var		0.003021
S.E. of regression	0.002830	Akaike info criterion		-8.874440
Sum squared resid	0.001875	Schwarz criterion		-8.801710
Log likelihood	1065.496	Hannan-Quinn criter.		-8.845132
F-statistic	9.274796	Durbin-Watson stat		1.965826
Prob(F-statistic)	0.000001			
Inverted AR Roots	.77 -.52+.41i	.27+.66i	.27-.66i	-.52-.41i
Inverted MA Roots	.79 -.00+.79i	.56-.56i	.56-.56i	.00-.79i -.79

#### MODELO 2

Dependent Variable: D(LOG(IPC))

Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)

Date: 02/20/20 Time: 22:24

Sample: 2000M02 2019M12

Included observations: 239

Convergence achieved after 5 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002183	0.000261	8.362349	0.0000
AR(1)	0.278423	0.055904	4.980390	0.0000
AR(8)	-0.133115	0.067256	-1.979237	0.0490
MA(5)	0.178353	0.061182	2.915136	0.0039
SIGMASQ	7.88E-06	6.16E-07	12.78818	0.0000
R-squared	0.132512	Mean dependent var		0.002184
Adjusted R-squared	0.117683	S.D. dependent var		0.003021
S.E. of regression	0.002837	Akaike info criterion		-8.869456
Sum squared resid	0.001884	Schwarz criterion		-8.796726
Log likelihood	1064.900	Hannan-Quinn criter.		-8.840148
F-statistic	8.936071	Durbin-Watson stat		1.954146
Prob(F-statistic)	0.000001			
Inverted AR Roots	.76-.29i -.27+.71i	.76+.29i -.27-.71i	.33+.71i -.69-.30i	.33-.71i -.69+.30i
Inverted MA Roots	.57+.42i -.71	.57-.42i	-.22-.67i	-.22+.67i

### MODELO 3

Dependent Variable: D(LOG(IPC))

Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)

Date: 02/20/20 Time: 22:25

Sample: 2000M02 2019M12

Included observations: 239

Convergence achieved after 3 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002188	0.000353	6.190274	0.0000
AR(1)	0.285617	0.055851	5.113882	0.0000
AR(5)	0.174875	0.059061	2.960915	0.0034
SIGMASQ	8.02E-06	6.26E-07	12.81476	0.0000
R-squared	0.116947	Mean dependent var		0.002184
Adjusted R-squared	0.105674	S.D. dependent var		0.003021
S.E. of regression	0.002857	Akaike info criterion		-8.860645
Sum squared resid	0.001918	Schwarz criterion		-8.802461
Log likelihood	1062.847	Hannan-Quinn criter.		-8.837198
F-statistic	10.37405	Durbin-Watson stat		1.968776
Prob(F-statistic)	0.000002			

---



---

Inverted AR Roots	.77	.28+.66i	.28-.66i	-.52-.41i
	-.52+.41i			

---



---

#### MODELO 4

Dependent Variable: D(LOG(IPC))

Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)

Date: 02/20/20 Time: 22:26

Sample: 2000M02 2019M12

Included observations: 239

Convergence achieved after 5 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

---



---

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002184	0.000273	7.998235	0.0000
AR(1)	0.286220	0.056512	5.064781	0.0000
MA(5)	0.183785	0.061832	2.972344	0.0033
MA(8)	-0.150831	0.069991	-2.154998	0.0322
SIGMASQ	7.84E-06	6.16E-07	12.72193	0.0000

---



---

R-squared	0.137284	Mean dependent var	0.002184
Adjusted R-squared	0.122537	S.D. dependent var	0.003021
S.E. of regression	0.002830	Akaike info criterion	-8.874764
Sum squared resid	0.001874	Schwarz criterion	-8.802035
Log likelihood	1065.534	Hannan-Quinn criter.	-8.845456
F-statistic	9.309107	Durbin-Watson stat	1.969618
Prob(F-statistic)	0.000001		

---



---

Inverted AR Roots	.29			
Inverted MA Roots	.73	.62+.56i	.62-.56i	-.06-.79i
	-.06+.79i	-.50-.56i	-.50+.56i	-.85

---



---

#### MODELO 5

Dependent Variable: D(LOG(IPC))

Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)

Date: 02/20/20 Time: 22:27

Sample: 2000M02 2019M12

Included observations: 239

Convergence achieved after 6 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002181	0.000236	9.235792	0.0000
AR(8)	-0.148660	0.069946	-2.125357	0.0346
MA(1)	0.271863	0.059398	4.576984	0.0000
MA(5)	0.148022	0.059943	2.469357	0.0143
SIGMASQ	7.92E-06	6.22E-07	12.74766	0.0000
R-squared	0.127880	Mean dependent var		0.002184
Adjusted R-squared	0.112972	S.D. dependent var		0.003021
S.E. of regression	0.002845	Akaike info criterion		-8.864208
Sum squared resid	0.001894	Schwarz criterion		-8.791479
Log likelihood	1064.273	Hannan-Quinn criter.		-8.834900
F-statistic	8.577928	Durbin-Watson stat		1.934791
Prob(F-statistic)	0.000002			
Inverted AR Roots	.73+.30i -.30-.73i	.73-.30i -.30+.73i	.30+.73i -.73-.30i	.30-.73i -.73+.30i
Inverted MA Roots	.50+.40i -.75	.50-.40i	-.27-.64i	-.27+.64i

## MODELO 6

Dependent Variable: D(LOG(IPC))

Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)

Date: 02/20/20 Time: 22:35

Sample: 2000M02 2019M12

Included observations: 239

Convergence achieved after 5 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002182	0.000252	8.671680	0.0000
AR(5)	0.164095	0.060113	2.729775	0.0068
AR(8)	-0.142507	0.069185	-2.059812	0.0405
MA(1)	0.286879	0.059845	4.793708	0.0000
SIGMASQ	7.88E-06	6.15E-07	12.80483	0.0000
R-squared	0.132685	Mean dependent var		0.002184
Adjusted R-squared	0.117859	S.D. dependent var		0.003021
S.E. of regression	0.002837	Akaike info criterion		-8.869691
Sum squared resid	0.001884	Schwarz criterion		-8.796961
Log likelihood	1064.928	Hannan-Quinn criter.		-8.840383
F-statistic	8.949517	Durbin-Watson stat		1.967494
Prob(F-statistic)	0.000001			

Inverted AR Roots	.73+.24i -.30+.67i	.73-.24i -.30-.67i	.30+.78i -.73-.35i	.30-.78i -.73+.35i
Inverted MA Roots	-.29			

### Anexo 9. Modelos de largo plazo de la inflación

#### MODELO DE INFLACIÓN CON EXPECTATIVAS

Dependent Variable: INFLACION(2)

Method: Generalized Method of Moments

Date: 05/25/20 Time: 17:56

Sample (adjusted): 2000M07 2019M09

Included observations: 231 after adjustments

Linear estimation with 1 weight update

Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed  
bandwidth = 5.0000)

Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix

$INFLACION(2) = C(1) + C(2)*INFLACION(1) + (1 - C(2))*INFLACION(3) +$   
 $C(3)*(BRECHA\_PBI(2)) + C(5)*LQ(2)$

Instrument specification: C INFLACION(-1) INFLACION(-2) INFLACION(-3)  
BRECHA\_PBI(-1) BRECHA\_PBI(-2) BRECHA\_PBI(-3) LQ(-1) LQ(-2)  
LQ(-3) LQ(-4) LQ(-5) LQ(-6)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.000762	0.003426	0.222466	0.8242
C(2)	0.493921	0.123164	4.010261	0.0001
C(3)	0.003199	0.007151	0.447303	0.6551
C(5)	-0.000165	0.000742	-0.221722	0.8247
R-squared	0.062857	Mean dependent var		0.002138
Adjusted R-squared	0.050472	S.D. dependent var		0.003039
S.E. of regression	0.002961	Sum squared resid		0.001991
Durbin-Watson stat	3.130978	J-statistic		6.782339
Instrument rank	13	Prob(J-statistic)		0.659769

#### MODELO DE INFLACIÓN LAG-AUGMENTED

Dependent Variable: INFLACION

Method: Generalized Method of Moments

Date: 05/25/20 Time: 18:39

Sample (adjusted): 2001M02 2019M11

Included observations: 226 after adjustments

Linear estimation with 1 weight update

Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix

$$\text{INFLACION} = C(1) + C(2)*\text{INFLACION}(-1) + C(3)*\text{INFLACION}(-2) + C(4)*\text{INFLACION}(-3) + C(5)*\text{INFLACION}(1) + C(6)*\text{BRECHA\_PBI}$$

Instrument specification: C INFLACION(-1) INFLACION(-2) INFLACION(-3) INFLACION(-4) INFLACION(-5) INFLACION(-6) INFLACION(-7) INFLACION(-8) INFLACION(-9) INFLACION(-10) INFLACION(-11) INFLACION(-12) BRECHA\_PBI(-1) BRECHA\_PBI(-2) BRECHA\_PBI(-3) BRECHA\_PBI(-4) BRECHA\_PBI(-5) BRECHA\_PBI(-6) BRECHA\_PBI(-7) BRECHA\_PBI(-8) BRECHA\_PBI(-9) BRECHA\_PBI(-10) BRECHA\_PBI(-11) BRECHA\_PBI(-12)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.001750	0.000434	4.028365	0.0001
C(2)	0.237862	0.043401	5.480567	0.0000
C(3)	-0.079817	0.050716	-1.573798	0.1170
C(4)	-0.103117	0.050396	-2.046110	0.0419
C(5)	0.172610	0.142755	1.209133	0.2279
C(6)	0.049181	0.010596	4.641315	0.0000
R-squared	0.168064	Mean dependent var		0.002132
Adjusted R-squared	0.149156	S.D. dependent var		0.003062
S.E. of regression	0.002825	Sum squared resid		0.001755
Durbin-Watson stat	2.301935	J-statistic		19.50151
Instrument rank	25	Prob(J-statistic)		0.425115

## MODELO DE INFLACIÓN CON CRÉDITO Y TASAS DE INTERÉS

Dependent Variable: INFLACION

Method: Generalized Method of Moments

Date: 05/25/20 Time: 18:57

Sample (adjusted): 2000M08 2019M12

Included observations: 233 after adjustments

Linear estimation with 1 weight update

Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix

$$\text{INFLACION} = C(1) + C(2)*\text{BRECHA\_PBI} + C(3)*\text{DLM} + C(4)*\text{DLCRED} + C(5)*\text{DIE} + C(6)*\text{DI}$$

Instrument specification: C INFLACION(-1) INFLACION(-2) INFLACION(-3) INFLACION(-4) INFLACION(-5) INFLACION(-6) BRECHA\_PBI(-1) BRECHA\_PBI(-2) BRECHA\_PBI(-3) BRECHA\_PBI(-4) BRECHA\_PBI(-5) BRECHA\_PBI(-6) DLM DLM(-1) DLM(-2) DLM(-3) DLM DLM(-4)

-4) DLM(-5) DLM(-6) DLCRED DLCRED(-1) DLCRED(-2)  
DLCRED(-3) DLCRED(-4) DLCRED(-5) DLCRED(-6) DIE DIE(-1)  
DIE(-2) DIE(-3) DI DI(-1) DI(-2) DI(-3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.001987	0.000244	8.134887	0.0000
C(2)	0.048763	0.007055	6.911741	0.0000
C(3)	0.000245	0.002638	0.092761	0.9262
C(4)	0.017785	0.014458	1.230166	0.2199
C(5)	-0.000975	0.001012	-0.963264	0.3364
C(6)	0.000351	0.000115	3.049433	0.0026
R-squared	0.077587	Mean dependent var		0.002149
Adjusted R-squared	0.057269	S.D. dependent var		0.003030
S.E. of regression	0.002942	Sum squared resid		0.001965
Durbin-Watson stat	1.576636	J-statistic		29.21043
Instrument rank	35	Prob(J-statistic)		0.454147

## MODELO DE INFLACIÓN CON BRECHAS

Dependent Variable: INFLACION

Method: Generalized Method of Moments

Date: 05/25/20 Time: 19:29

Sample (adjusted): 2001M02 2018M12

Included observations: 101 after adjustments

Linear estimation with 1 weight update

Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed  
bandwidth = 5.0000)

Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix

INFLACION= C(1) + C(2)\*INFLACION(-1) + C(3)\*BRECHA\_PBI + C(4)\*LM +  
C(5)\*DLTC + C(6)\*DLW + C(7)\*GAPPM + C(8)\*GAPIPCC + C(9)  
\*GAPOIL

Instrument specification: C INFLACION(-1) INFLACION(-2) INFLACION(-3)  
INFLACION(-4) INFLACION(-5) INFLACION(-6) INFLACION(-7)  
INFLACION(-8) INFLACION(-9) INFLACION(-10) INFLACION(-11)  
INFLACION(-12) BRECHA\_PBI BRECHA\_PBI(-1) BRECHA\_PBI(-2)  
BRECHA\_PBI(-3) BRECHA\_PBI(-4) BRECHA\_PBI(-5) BRECHA\_PBI(-  
6) BRECHA\_PBI(-7) BRECHA\_PBI(-8) BRECHA\_PBI(-9)  
BRECHA\_PBI(-10) BRECHA\_PBI(-11) BRECHA\_PBI(-12) LM LM(  
-1) LM(-2) LM(-3) LM(-4) LM(-5) LM(-6) LM(-7) LM(-8) LM(-9) LM(-10)  
LM(-11) LM(-12) DLTC DLTC(-1) DLTC(-2) DLTC(-3) DLTC(-4)  
DLTC(-5) DLTC(-6) DLTC(-7) DLTC(-8) DLTC(-9) DLTC(-10) DLTC(  
-11) DLTC(-12) DLW DLW(-1) DLW(-2) DLW(-3) DLW(-4) DLW(-5)  
DLW(-6) GAPPM GAPPM(-1) GAPPM(-2) GAPPM(-3) GAPPM(-4)



GAPPM(-5) GAPPM(-6)GAPIPCC GAPIPCC(-1) GAPIPCC(-2)  
GAPIPCC(-3) GAPIPCC(-4) GAPIPCC(-5) GAPIPCC(-6)GAPOIL  
GAPOIL(-1) GAPOIL(-2) GAPOIL(-3) GAPOIL(-4) GAPOIL(-5)  
GAPOIL(-6)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.000325	0.000362	-0.896696	0.3722
C(2)	0.504921	0.007210	70.03030	0.0000
C(3)	0.009043	0.001224	7.388811	0.0000
C(4)	0.000128	3.76E-05	3.420426	0.0009
C(5)	0.027991	0.001940	14.42975	0.0000
C(6)	-0.005309	0.001064	-4.991185	0.0000
C(7)	-6.41E-05	3.13E-05	-2.047977	0.0434
C(8)	0.468664	0.003982	117.6890	0.0000
C(9)	-0.000898	0.000318	-2.823705	0.0058
R-squared	0.873510	Mean dependent var		0.002372
Adjusted R-squared	0.862511	S.D. dependent var		0.003164
S.E. of regression	0.001173	Sum squared resid		0.000127
Durbin-Watson stat	1.747488	J-statistic		22.78983
Instrument rank	80	Prob(J-statistic)		1.000000