

Análisis de la serie histórica de la tasa de inflación de la República de Panamá con perspectivas a 30 años

Analysis of the historical series of the inflation rate of the Republic of Panama with a 30-year perspective

Josué M. González C.¹, Ana L. Velasco-Jaén.²

¹Universidad de Panamá, Facultad de Economía, Panamá; josue-m.gonzalez-c@up.ac.pa; <https://orcid.org/0009-0004-1327-5713>

²Universidad de Panamá, Facultad de Administración de Empresas y Contabilidad, Panamá; ana.l.velasco@up.ac.pa; <https://orcid.org/0000-0002-9039-4095>

Fecha de recepción: 30-09-2025

Fecha de aceptación: 25-11-2025

DOI: <https://doi.org/10.48204/j.vian.v9n2.a8889>

Resumen: Este estudio analiza la serie histórica de la inflación anual de Panamá para el período 1960–2024, con el objetivo de caracterizar su dinámica de largo plazo y desarrollar un pronóstico a 30 años en el contexto de una economía totalmente dolarizada y sin banco central. Bajo un diseño cuantitativo, no experimental y longitudinal, se aplicó la metodología Box–Jenkins, complementada con la prueba de Dickey–Fuller Aumentada, la identificación de quiebres estructurales mediante el test Supremum Wald, pruebas de cointegración y diagnósticos exhaustivos de residuos. La serie mostró ser estacionaria en nivel ($d = 0$), y se identificó un quiebre estructural significativo en 1981. Tras evaluar diversas especificaciones, se seleccionó un modelo ARIMA con un componente autorregresivo y una interacción de tendencia con el quiebre. Los residuos evidenciaron no normalidad y heterocedasticidad, pero sin efectos ARCH; en consecuencia, se utilizaron errores robustos (HCE-White) y una distribución t-Student para la inferencia. El modelo revela marcada inercia inflacionaria y colas pesadas. El pronóstico a 30 años proyecta una tasa cercana al 2.597% para 2054, con un intervalo amplio que refleja la sensibilidad de la inflación panameña a shocks externos. Se recomienda incorporar variables exógenas globales en futuros estudios para mejorar la precisión predictiva.

Palabras clave: inflación, series temporales, ARIMA, ARCH, quiebre estructural, pronóstico, dolarización.

Abstract: This study analyzes the historical series of Panama's annual inflation rate for the period 1960–2024, with the objective of characterizing its long-term dynamics and generating a 30-year forecast within the context of a fully dollarized economy without a central bank. Using a quantitative, non-experimental, longitudinal design, the analysis applies the Box–Jenkins methodology, complemented by Augmented Dickey–Fuller tests, structural-break identification (Supremum Wald test), cointegration verification, and full residual diagnostics. The inflation series was found to be stationary at level ($d = 0$), and a significant structural break was identified in 1981. After evaluating multiple specifications, an ARIMA model with a single autoregressive component and a structural break interaction was selected. Diagnostic tests revealed non-normal and heteroskedastic residuals without ARCH effects; therefore, robust (HCE-White) standard errors and a Student's t-distribution were employed for inference. The resulting model demonstrates strong inflation inertia and heavy-tailed behavior. The 30-year forecast projects a rate of 2.597 % for 2054, with a wide prediction interval that highlights the sensitivity of Panama's inflation to external shocks. Overall, the model adequately captures historical behavior, but future research should incorporate exogenous global variables to improve predictive accuracy under uncertainty.

1. Introducción

En economía, la inflación se entiende operacionalmente como un aumento sostenido del nivel general de precios, es decir, una pérdida persistente del poder adquisitivo del dinero, que habitualmente se mide mediante índices como el Índice de Precios al Consumidor (IPC). En la práctica, las agencias estadísticas emplean variantes del índice de Laspeyres para aproximar el costo de una canasta representativa de bienes y servicios (International Monetary Fund [IMF], 2010). En la literatura clásica, la inflación es el aumento sostenido de los precios; es siempre un fenómeno que se refiere al vector de precios y no a un precio aislado (Quiroga, 1991). En la misma línea, dentro de la tradición monetarista, Friedman (1970) popularizó el dicho de que la inflación es siempre y en todas partes un fenómeno esencialmente monetario, asociando presiones inflacionarias persistentes a la expansión de los agregados monetarios y sus mecanismos de transmisión. Por su parte, en Panamá la medición oficial se realiza a través del IPC, el cual, siguiendo la metodología de índices de Laspeyres, permite aproximar la variación en el costo de una canasta de bienes y servicios; desde la Encuesta de Ingresos y Gastos de los Hogares (EIGH) 2007/2008 realizada por el Instituto Nacional de Estadística y Censo (INEC, 2008), la Contraloría General aplica una canasta actualizada de 12 rubros, coherente con cambios en los patrones de consumo (Centro Nacional de Competitividad [CNC], 2016).

El caso panameño es singular debido a su estructura monetaria. A diferencia de la mayoría de las economías latinoamericanas, Panamá nunca ha contado con un banco central, lo que ha contribuido a sostener una de las macroeconomías más estables y sólidas del mundo (Saied, 2007). Históricamente, desde 1961 hasta finales de la década de 1990, la inflación promedio se mantuvo en torno al 3% anual, con episodios notables en 1970–1971 y, de forma más marcada, en 1974 y 1980, cuando los shocks petroleros llevaron los precios a niveles de dos cifras (Moreno-Villalaz, 1999). Dentro del marco institucional, la dolarización, además de eliminar el riesgo cambiario, implica que la dinámica de los precios se corresponda casi directamente con las tendencias inflacionarias de Estados Unidos (Goldfajn, 2000). Evidencia reciente subraya que el uso del dólar estadounidense como moneda de curso legal confiere a Panamá estabilidad financiera y cambiaria, al tiempo que

condiciona la transmisión de shocks externos hacia los precios internos (Pandales et al., 2025). Los análisis sectoriales indican, además, que el IPC doméstico se ha mantenido relativamente estable, con episodios de aceleración vinculados principalmente a ciclos del sector inmobiliario y a choques externos, más que a presiones endógenas persistentes (Wang, 2023).

En años más recientes, la dinámica inflacionaria ha sido particularmente ilustrativa. Tras alcanzar un máximo de 8.76% en 2008, la inflación anual se desaceleró a 2.41% en 2009 en medio de la crisis financiera global; posteriormente, registró variaciones negativas en 2019 (–0.36%) y 2020 (–1.55%), según el Banco Mundial (2025). Para 2020, el International Monetary Fund (IMF) informó que la inflación permaneció en terreno negativo, impulsada por menores precios del transporte y la energía, cerrando el año en –1.6% interanual, reflejando la débil demanda asociada con la pandemia (IMF, 2021).

Además, durante 2021–2022 la región enfrentó fuertes shocks por el lado de la oferta: cuellos de botella logísticos, aumentos en los fletes y en los costos de la energía y, posteriormente, los efectos del conflicto Russo-Ucraniano, que impulsaron los precios de los alimentos y los combustibles, con caídas del salario real en varios países (Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL], 2022; Ocampo, 2023). En particular, se ha señalado que Rusia y Ucrania concentran alrededor del 30 % de la producción/exportación mundial de trigo y que, tras el estallido del conflicto, el precio internacional del trigo aumentó más de 40 % en una semana; este shock incidió en el encarecimiento de alimentos y en la generación eléctrica en economías abiertas como Panamá (López et al., 2022). A modo de contraste, en Europa se observaron episodios de inflación negativa en 2020, por ejemplo, en España (–0.3 %), asociados a la drástica reducción del precio del petróleo y a las restricciones sanitarias, un patrón ilustrativo del canal energético con implicaciones para economías dolarizadas (Fernández, 2021).

Dada la condición de economía pequeña y abierta de Panamá, diversos estudios muestran que la inflación es altamente elástica a shocks externos en alimentos, combustibles y factores globales. La evidencia econométrica indica una fuerte sensibilidad a cambios en insumos importados y a shocks fiscales (Fisher, 2014; Ocampo, 2023). Además, desde una óptica distributiva, la inflación no afecta homogéneamente a los hogares: existen

diferencias de inflación por deciles de ingreso debido a la heterogeneidad de canastas; al ajustar por la inflación propia de cada grupo, la reducción de la desigualdad en Panamá resulta menor que la que sugieren indicadores agregados (Astudillo y Garcimartín, 2019).

Por último, en la literatura panameña se han empleado distintos enfoques metodológicos para estudiar la inflación: modelos VAR para diferenciar presiones endógenas y exógenas (Fisher, 2014) y un modelo ARIMA para pronóstico, realizado por Arrocha (2022) quien identifica un ARIMA(1,2,1) para el IPC nacional. Asimismo, trabajos recientes del Mecanismo de Pronóstico de Inflación Regional (MIPA) refuerzan la conveniencia de marcos comparativos multipaís para anticipar trayectorias de precios (Muñoz y Quiñónez, 2025). En este contexto, el presente artículo analiza la serie histórica de la inflación en Panamá (1960–2024) y realiza un pronóstico a 30 años (2024–2054) mediante herramientas de modelación econométrica, a fin de comprender la dinámica de precios en un país sin banca central, dolarizado y expuesto a choques externos, y aportar evidencia útil para el diseño de políticas económicas y empresariales de largo plazo.

2. Materiales y métodos

Este estudio, analiza la serie histórica de la tasa de inflación anual de Panamá, adopta un diseño cuantitativo, correlacional, no experimental y longitudinal, basado en el análisis de datos secundarios provenientes de fuentes oficiales para caracterizar la dinámica de la inflación panameña a lo largo del tiempo (Hernández et al., 2014). El conjunto de datos corresponde a la tasa de inflación anual (variación porcentual del IPC) para los años 1960–2024, obtenida del Banco Mundial (World Bank Group [WBG], 2025).

Para modelar la serie temporal de inflación, se empleó el enfoque Box–Jenkins, siguiendo un proceso iterativo de identificación, estimación y verificación diagnóstica: (i) identificación de órdenes tentativos mediante la inspección de la función de autocorrelación (ACF), la función de autocorrelación parcial (PACF) y la realización de pruebas de estacionariedad; (ii) estimación de parámetros; y (iii) diagnóstico de los residuos para verificar los supuestos y la parsimonia (Box et al., 2016). En su forma general, el modelo autorregresivo integrado de medias móviles ARIMA(p, d, q) incorpora componentes

autorregresivos (p), de diferenciación (d) y de medias móviles (q), y puede expresarse como:

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

Siendo μ la media constante de la serie (intercepto), ϕ_i los coeficientes de los rezagos del componente autorregresivo (AR), θ_j son los parámetros del componente de medias móviles (MA), $\Delta^d Y_t = (1 - B)^d$ es la diferenciación en términos del operado de rezago (B), y ε_t es el error el tiempo t . El primer paso consistió en determinar si la variable de inflación (Y_t) es estacionaria. Se aplicó la prueba Aumentada de Dickey–Fuller (ADF) (Dickey & Fuller, 1979), incluyendo un rezago (Y_{t-1}), definida como:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad , \quad Z(\hat{\gamma}) = \frac{\hat{\gamma}}{SE(\hat{\gamma})}$$

Donde $\hat{\gamma}$ es el coeficiente estimado y $SE(\hat{\gamma}) = \sqrt{Var(\hat{\gamma})}$ corresponde al error estándar. La prueba evalúa la hipótesis nula $H_0: \gamma = 0$ (presencia de una raíz unitaria) frente a la alternativa $H_1: \gamma < 0$ (estacionariedad). El rechazo de H_0 implica que la serie es estacionaria y que no se requiere una diferenciación adicional ($d = 0$).

La identificación se realizó mediante la inspección gráfica de las funciones ACF y PACF para determinar el número adecuado de términos autorregresivos y de medias móviles. Analíticamente, el número óptimo de rezagos (p) y de términos de medias móviles (q) se determinó evaluando los siguientes criterios de información: el estadístico de Razón de Máxima Verosimilitud (ML), el Error Final de Predicción (FPE), el Criterio de Información de Akaike (AIC) (Akaike, 1974) y el Criterio Bayesiano de Schwarz (SBIC) (Schwarz, 1978). La estructura de rezagos (p) que minimizó estos criterios se seleccionó como la combinación óptima para el modelo ARIMA(p, d, q).

Cuando se observaron evidencias de tendencias determinísticas, se incorporaron términos de tendencia lineal, cuadrática y/o cúbica, y su significancia fue evaluada mediante estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS).

La presencia de tendencias lineal, cuadrática y cúbica en la serie temporal, definidas como $\beta_1 t d + \beta_2 t d^2 + \beta_3 t d^3$, se evaluó verificando su significancia mediante una

regresión lineal por mínimos cuadrados ordinarios (OLS) de los parámetros $\beta_1, \beta_2, \beta_3$, siguiendo la distinción estándar entre tipos de procesos (Hamilton, 1994). Posteriormente, se realizaron regresiones OLS adicionales que incluyeron la variable de inflación Y_t , los rezagos Y_{t-i} y las tendencias td, td^2, td^3 para calcular su significancia estadística.

Luego de definir los rezagos, la diferenciación y las tendencias, se analizó la posible presencia de cambios estructurales (breaks) en la serie temporal. Se evaluaron los posibles años de quiebre 1974, 1980, 2008 y 2020 mediante la prueba Supremum Wald (Sup-W) para detectar los cambios estructurales más significativos. Se generaron variables dicotómicas (D_t) para representar los quiebres identificados y posteriormente se incorporaron en la especificación ARIMA.

El modelo con mejor ajuste se seleccionó con base en la significancia estadística y en los criterios de información. Posteriormente, se examinaron los correlogramas de los residuos al cuadrado (ε_t^2) mediante la función de autocorrelación (ACF) y la función de autocorrelación parcial (PACF) para verificar la presencia de ruido blanco. Además, se aplicó la prueba de Shapiro–Wilk (SW) para evaluar la normalidad, la prueba de White (W) para detectar heterocedasticidad y la prueba ARCH–LM para evaluar la presencia de varianza condicional.

Para abordar la no normalidad, se asumió una distribución t de Student, y para corregir la heterocedasticidad en ausencia de efectos de heterocedasticidad condicional (ARCH), se aplicaron errores estándar robustos a la heterocedasticidad (HCE–White). Posteriormente, se estimó un modelo $AR(p) – ARCH(q)$, seguido de un análisis del correlograma de los residuos al cuadrado (ε_t^2). Considerando todos los parámetros previamente determinados, el modelo general estimado es:

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = z_t \sigma_t, \quad \sigma_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2$$

Se evaluó la significancia estadística de cada parámetro y los diagnósticos globales del modelo. La selección del modelo priorizó la parsimonia, la significancia y los valores más bajos de los criterios de información. Finalmente, se estimó un pronóstico a 30 años a partir de 2024, expresado como:

$$\hat{Y}_{t+h|t} = c + \sum_{i=1}^p \phi_i \hat{Y}_{t+h-i|t} + \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \sigma_{t+h-j|t}^2$$

Con un intervalo de confianza (IC) para el pronóstico dado por:

$$\hat{Y}_{t+h|t} \pm t_{1-\alpha/2} \sigma_{t+h|t}$$

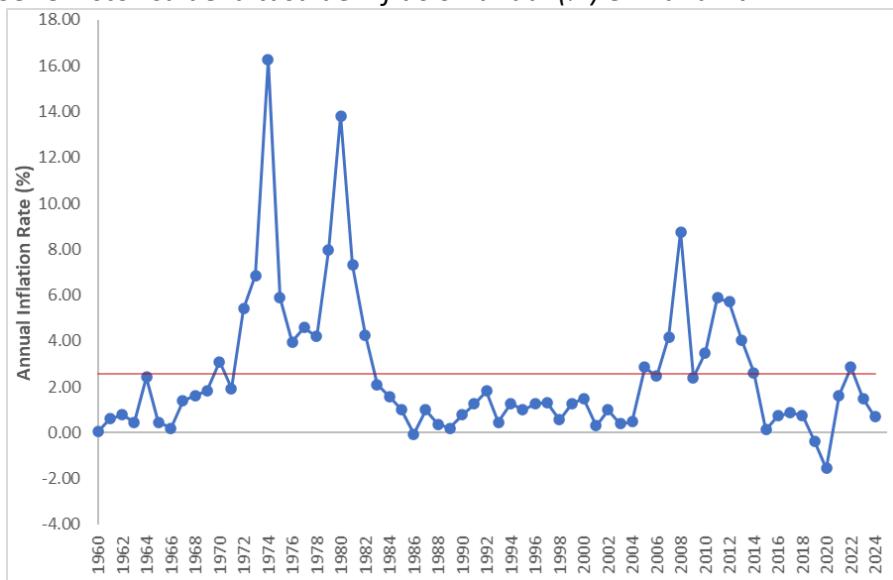
Donde $t_{1-\alpha/2}$ es el cuantil de la distribución t de Student correspondiente al nivel de confianza deseado y $\sigma_{t+h|t}$ es la desviación estándar del error de pronóstico.

Todos los análisis estadísticos incluyendo las pruebas de raíz unitaria, significancia de tendencias, rupturas estructurales, la verificación del modelo y la estimación del pronóstico a 30 años se realizaron utilizando STATA 17.0 MP.

3. Resultados

El comportamiento de la serie temporal de la tasa de inflación anual (%) en la República de Panamá muestra un patrón medio que aparenta ser estacionario stationary ($\mu = 2.55$), como se ilustra en la Figura 1. Para confirmarlo, se aplicó la prueba Aumentada de Dickey–Fuller (ADF) con un rezago a la variable de inflación (*Inf*).

Figura 1
Serie histórica de la tasa de inflación anual (%) en Panamá.



Los resultados de la prueba ADF se presentan en la Tabla 1. El estadístico de prueba $|Z(t)|$ es igual a 3.279, valor que supera los valores críticos al 10% (3.562) y al 5% (2.920). En consecuencia, se rechaza la hipótesis nula (H_0) de no estacionariedad, dado que el p-

value es 0.0158 ($p < 0.05$). Por lo tanto, la serie de inflación es estacionaria en nivel, con un orden de diferenciación de $d = 0$.

Tabla 1

Resultados de la prueba de estacionariedad (Augmented Dickey–Fuller)

Test Statistic	Dickey-Fuller Critical value		
	1%	5%	10%
$ Z(t) $	3.279	3.562	2.920
MacKinnon approximate p-value			Z(t) = 0.0158

Se estimó una regresión lineal para verificar la significancia de las tendencias td, td^2, td^3 como se muestra en la Tabla 2, para este caso son significativas ya que $td \rightarrow P > |t| = 0.024$, $td^2 \rightarrow P > |t| = 0.037$ y $td^3 \rightarrow P > |t| = 0.037$, mientras que la constante *cons* no es significativa.

Tabla 2

Prueba de significancia de las tendencias en la serie

Inf	Coefficient	t	P> t
td	0.47504	2.31	0.024
td^2	-0.0166	-2.31	0.025
td^3	0.0015	2.13	0.037
<i>cons</i>	0.0248	0.02	0.988

Para determinar el número adecuado de rezagos autorregresivos, se aplicó en STATA la prueba VARSOC con un máximo de 5 rezagos. Esta prueba incluye los criterios de información de Akaike (AIC), Schwarz Bayesiano (SBIC), Hannan–Quinn (HQC), el Error Final de Predicción (FPE) y el estadístico de Razón de Verosimilitudes (LR). Como se muestra en la Tabla 3, el orden de rezago más significativo es $p = 1$, indicado por el asterisco (*).

Tabla 3

Prueba VARSOC para determinar la cantidad de rezagos del modelo ARIMA

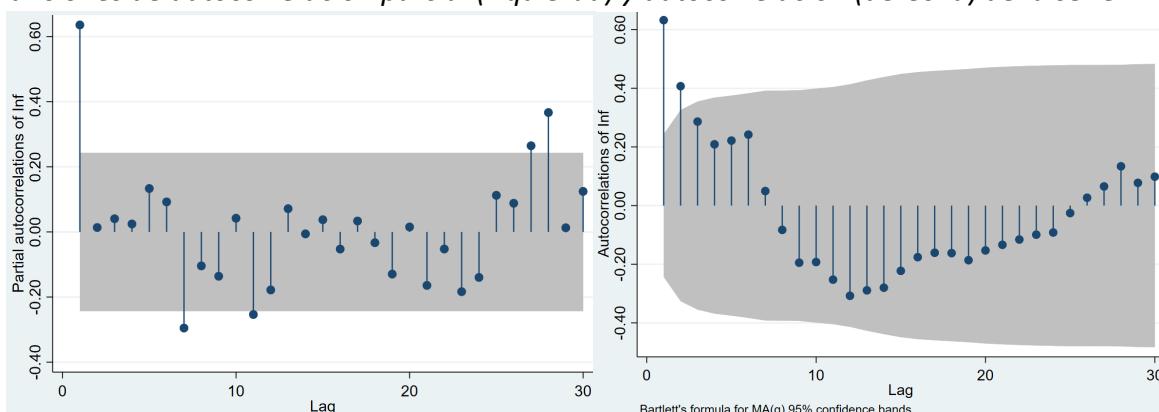
Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-154.372				10.3935	5.1791	5.1927	5.2140
1	-139.117	30.51*	1	0.000	6.4627*	4.7004*	4.7312*	4.7737*
2	-139.113	0.00705	1	0.933	6.6813	4.7371	4.7781	4.8418
3	-139.066	0.09538	1	0.757	6.8976	4.7689	4.8235	4.9085
4	-139.041	0.04921	1	0.824	7.1269	4.8014	4.8696	4.9759
5	-138.518	1.0468	4	0.306	7.2431	4.8173	4.8992	5.0267

La Figura 2 presenta la función de autocorrelación parcial (PACF, izquierda) y la función de autocorrelación (ACF, derecha) de la serie de inflación. La inspección visual

confirmó la presencia de un único componente autorregresivo significativo y la ausencia de patrones extensos de medias móviles, lo que sugiere que una especificación ARIMA de bajo orden es adecuada.

Figura 2

Funciones de autocorrelación parcial (izquierda) y autocorrelación (derecha) de la serie.



Gráficamente, la Figura 2 muestra, mediante la función de autocorrelación parcial (izquierda) y la función de autocorrelación (derecha), que el máximo posible de medias móviles (ε_{t-j}) es $q = 2$. Una vez definidos el número de rezagos (p) y las posibles medias móviles (q), se realizó una regresión (Tabla 4), que incluyó la variable Inf , el primer rezago Inf_{t-1} , las tendencias td, td^2, td^3 y sin incluir la constante, con el fin de confirmar su significancia.

Tabla 4

Regresión lineal de la inflación con un rezago, tendencias y sin la constante

<i>Inf</i>	Coefficient	Std. error	<i>t</i>	<i>P</i> > <i>t</i>
Inf_{t-1}	0.5942	0.1043	5.70	0.000
td	0.1987	0.0937	2.12	0.038
td^2	-0.007	0.0041	-1.69	0.096
td^3	0.00006	0.0004	1.42	0.161

Se observó que las tendencias cuadrática y cúbica td^2 y td^3 no son significativas. Con las tendencias ya determinadas, se repite la regresión lineal excluyendo dichas tendencias y, posteriormente, se analiza la cointegración de la regresión (Tabla 5), aplicando una regresión lineal de la diferencia del error ($D. \varepsilon_t$) con un rezago del error ($L. \varepsilon_t$). Además, se aplican una prueba de Durbin–Watson (DW) y una prueba Dickey–Fuller Aumentada (ADF) al error (ε_t).

Tabla 5*Resultados de la prueba de cointegración*

$D. \varepsilon_t$	Coefficient	Std. error	t	P > t
$L. \varepsilon_t$	-1.0551	0.1282	-8.23	0.000
<i>cons</i>	0.2873	0.3171	0.91	0.369
$R^2 = 0.5260$				$R^2_{adj} = 0.5183$
Durbin-Watson d-statistic (2,63)				$d_{DW} = 1.9980$
Dickey-Fuller critical value				
Test Statistic	1%	5%	10%	
Z(t)	-5.785	-3.563	-2.920	-2.595
MacKinnon approximate p-value Z(t) = 0.0000				

Al comparar el estadístico Durbin-Watson d_{DW} y el coeficiente de determinación R^2 , se observó que se cumple la condición $R^2 < d_{DW}$ ($0.5260 < 1.998$) La regresión no es espuria y ello queda respaldado por la prueba de Dickey-Fuller Aumentada, la cual indica que los errores son estacionarios con $p < 0.05$; es decir, las variables están cointegradas y existe ruido blanco.

De acuerdo con la Tabla 6, al emplearse la prueba Supremum Wald (Sup-W) para detectar cambios estructurales desconocidos en la regresión lineal para Inf, L. Inf, td, se observó que la ruptura más significativa ocurrió en 1980, mientras que los años 1974, 2008 y 2020 no presentaron rupturas significativas. La hipótesis nula (H_0) que establece que no existen cambios estructurales en la serie temporal, es rechazada, dado que la prueba Supremum Wald arroja un valor $p < 0.05$; es decir, existe al menos un cambio estructural significativo en 1980.

Tabla 6*Resultados de la prueba Supremum Wald*

Test	Statistic	p-value
Sup Wald	19.7421	0.0013

Estimated break date: **1981**

Con la ruptura definida, se generó la variable dicotómica (dummy) D_{1981} para interactuar con la tendencia lineal (td), expresada como $td \cdot D_{1981}$, dado que en la Figura 1 se observó un cambio en la pendiente de la serie; es decir, las tendencias entre 1980 y 1981 no son paralelas. Posteriormente, se estimaron las regresiones de los modelos ARIMA(1,0,q) con el fin de seleccionar el mejor modelo.

Tabla 7*Modelo ARIMA estimado considerando la interacción del quiebre estructural*

	Log L	Wald χ^2	$P > \chi^2$	AIC		
ARIMA(1,0,0)	-142.82	120.24	0.000	296.79		
ARIMA(1,0,1)	-142.80	115.63	0.000	298.16		
ARIMA(1,0,2)	-142.74	120.00	0.000	299.88		
	Inf	td	td D ₁₉₈₁	Inf _{t-1}	ε_{t-1}	ε_{t-1}
ARIMA(1,0,0)						
Coefficient	0.3668	-0.3288	0.3472	-	-	-
$P > t $	0.000	0.000	0.001	-	-	-
ARIMA(1,0,1)						
Coefficient	0.3670	-0.3291	0.3943	-0.0536	-	-
$P > t $	0.000	0.000	0.230	0.879	-	-
ARIMA(1,0,2)						
Coefficient	0.3681	-0.3304	0.2375	0.0962	0.0893	
$P > t $	0.000	0.000	0.801	0.920	0.787	

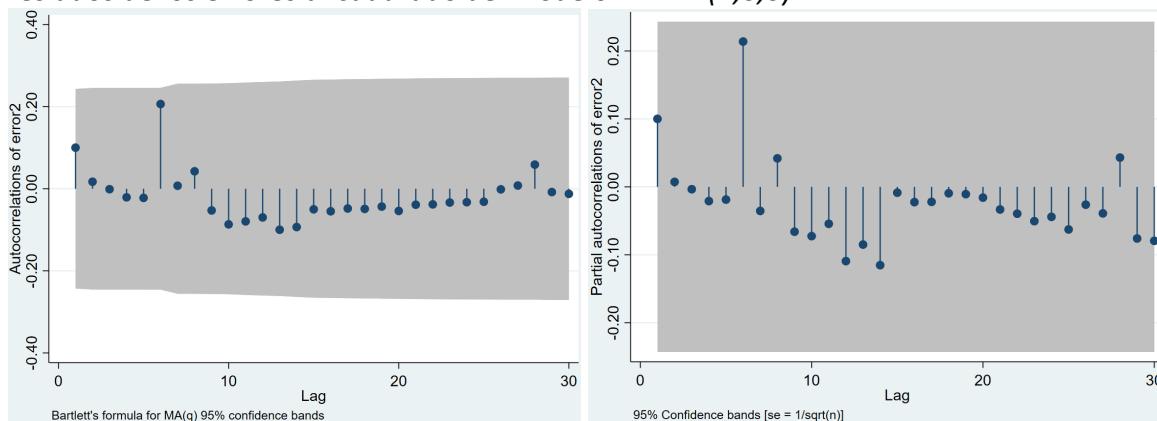
El modelo que mejor se ajustó a los datos observados es el modelo ARIMA(1,0,0) ya que todos sus términos son significativos ($p < 0.05$), su criterio de información AIC es el más bajo de los tres ($AIC = 296.79$), y su estadístico Wald $\chi^2 = 120.24$ es superior al de los demás modelos. El modelo estimado se expresa como:

$$Inf_t = 0.3668 td - 0.3288 td D_{1981} + 0.3472 Inf_{t-1} + \varepsilon_t$$

Se examinó los correlogramas de los residuos al cuadrado (ε_t^2). Tal como se muestra en la Figura 3, tanto la función de autocorrelación (ACF, izquierda) como la función de autocorrelación parcial (PACF, derecha) indican la presencia de ruido blanco en el modelo, dado que todos los rezagos se encuentran dentro de los intervalos de confianza al 95%.

Figura 3

Funciones de autocorrelación parcial (izquierda) y autocorrelación (derecha) de los residuos de los errores al cuadrado del modelo ARIMA(1,0,0).



En la Tabla 8, la prueba de Shapiro–Wilk (SW), aplicada a la regresión lineal de los residuos, indicó que el modelo no cumple con el supuesto de normalidad: $SW = 0.8369$ ($z = 4.834$, $p < 0.05$), por lo que se rechaza la hipótesis nula de normalidad (H_0). En consecuencia, los residuos del modelo ARIMA no siguen una distribución normal y presentan leptocurtosis (un pico agudo y colas pesadas). Además, la prueba de White para heterocedasticidad arrojó $W\chi^2 = 21.86$ ($p < 0.05$), lo que indica la presencia de heterocedasticidad, es decir, la varianza del modelo no es constante.

Tabla 8*Resultados de las pruebas Shapiro-Wilk y White*

Shapiro-Wilk Normality Test				White Test			
Variable	S-W	z	P > z		$W\chi^2$	df	p
error (ε_t)	0.8369	4.834	0.000	Heteroskedasticity	21.86	8	0.0052

Dada la presencia de heterocedasticidad y la distribución no normal de los residuos del modelo, se aplicó la prueba ARCH-LM (Tabla 9) a la regresión de los residuos del modelo ARIMA utilizando cinco (5) rezagos, con el fin de evaluar la heterocedasticidad condicional (varianza condicional). Los resultados indicaron que la hipótesis nula (H_0) no puede rechazarse, ya que los términos rezagados cumplen satisfactoriamente la condición de $LM < \chi^2$ y $p > 0.05$. Esto implica que no existe heterocedasticidad condicional autorregresiva (efecto ARCH) en el modelo.

Tabla 9*Prueba ARCH-LM para heterocedasticidad autorregresiva condicional*

Lags (p)	χ^2	df	P > χ^2
1	0.644	1	0.4224
2	0.617	2	0.7347
3	0.586	3	0.8997
4	0.585	4	0.9647
5	0.586	5	0.9886

Para corregir esta heterocedasticidad en ausencia de un efecto ARCH, se aplicó al modelo el método de errores estándar robustos a la heterocedasticidad (HCE–White), dado que permite realizar inferencias consistentes cuando los residuos son heterocedásticos, y se empleó la distribución t de Student para abordar la no normalidad. Se estimó una especificación $AR(1) – ARCH(0)$ (Tabla 10), es decir, un modelo sin heterocedasticidad

condicional (efectos ARCH), en el cual la varianza condicional se reduce a la constante (α_0), utilizando errores estándar robustos y con inferencia basada en la distribución t de Student.

Cada coeficiente es estadísticamente significativo ($p < 0.05$), y la varianza condicional constante indica una volatilidad muy elevada ($\sigma_t^2 = 107.82$). Además, los grados de libertad son cercanos a 2 ($df = 2.0143$), lo que refleja colas extremadamente pesadas y picos pronunciados, lo que implica una alta probabilidad de valores inflacionarios extremos.

Tabla 10

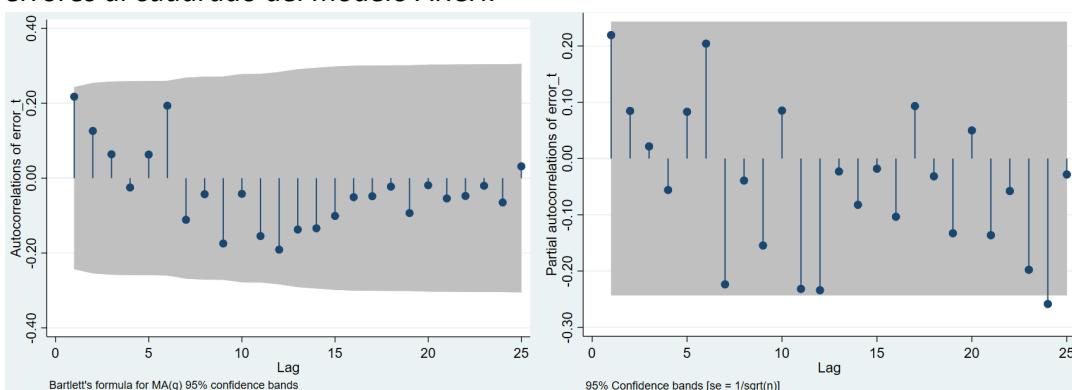
Modelo ARCH estimado con HCE-White y distribución t de Student

	Log L	Wald χ^2	$P > \chi^2$	AIC	BIC
	-123.69	177.08	0.000	257.38	268.25
	Inf	td	td D ₁₉₈₁	Inf _{t-1}	σ_t^2
Coefficient	0.2231	-0.1958	0.2509	107.82	2.0143
$P > t $	0.000	0.000	0.009	0.044	0.000

Los correlogramas de los residuos al cuadrado (ε_t^2) fueron reexaminados. Como se muestra en la Figura 4, tanto la función de autocorrelación (ACF, izquierda) como la función de autocorrelación parcial (PACF, derecha) presentan todos los rezagos dentro de los intervalos de confianza del 95 %, lo que indica que los residuos se comportan como ruido blanco.

Figura 4

Función de autocorrelación (izquierda) y autocorrelación parcial (derecha) de los errores al cuadrado del modelo ARCH.



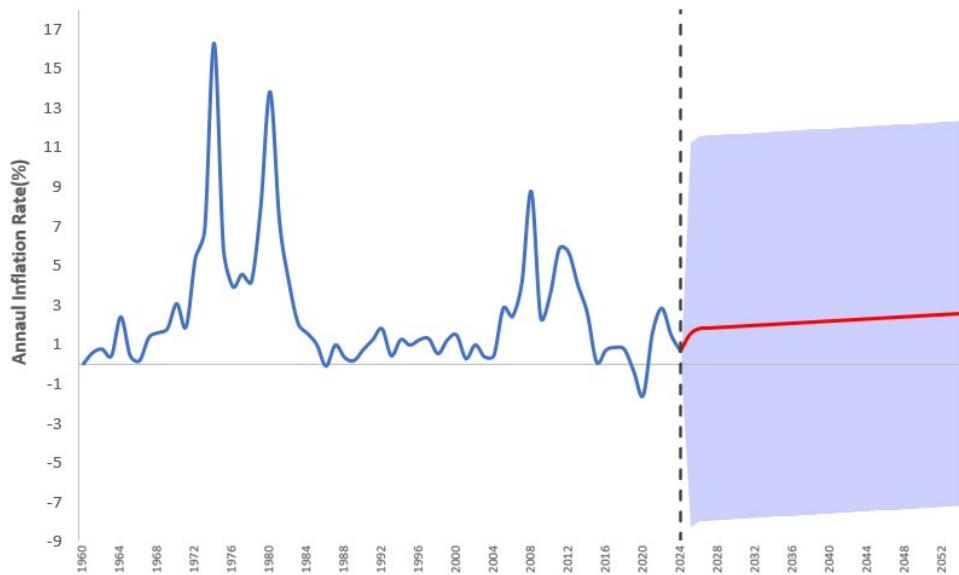
Entonces la ecuación del modelo $AR(1) - ARCH(0)$ estimado se expresa como:

$$Inf_t = 0.2231 td - 0.1958 td D_{1981} + 0.2509 Inf_{t-1} + \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t \sim t(0, \sigma_t^2, df)$$

A partir del modelo seleccionado, se generó un pronóstico a 30 años (2025–2054) junto con un intervalo de confianza del 95% ($\alpha = 0.05$) y el cuantil t de Student $t_{1-\alpha/2}(df)$, tal como se representa gráficamente en la Figura 5.

Figura 5

Pronóstico a 30 años de la tasa anual de inflación (2025–2054).



El pronóstico sugiere que, para el año 2054, la inflación anual de Panamá alcanzará aproximadamente 2.597%, bajo el supuesto de que las condiciones estructurales actuales se mantengan. El amplio intervalo (−7.162% a 12.357%) refleja la sensibilidad del modelo frente a choques externos y la incertidumbre inherente a las proyecciones de largo plazo

4. Discusión

Los resultados obtenidos del análisis de la serie histórica de la tasa de inflación anual de Panamá para el período 1960–2024 ofrecen evidencia sólida de su comportamiento estacionario y de la presencia de un cambio estructural significativo. La prueba Aumentada de Dickey–Fuller (ADF) confirmó que la serie es estacionaria en niveles ($d = 0$), permitiendo rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Este hallazgo sugiere que la inflación en Panamá fluctúa alrededor de una media constante ($\mu = 2.55\%$) sin una tendencia determinista pronunciada, un resultado coherente con el comportamiento de economías de baja inflación que carecen de banca central y anclaje monetario implícito, como es el caso de un país dolarizado (Reinhart & Rogoff, 2004). La estacionariedad implica que las

desviaciones respecto a la media son temporales, lo cual refuerza la noción de estabilidad de precios a largo plazo que caracteriza el régimen monetario panameño.

La detección de una ruptura estructural en 1981, identificada mediante la prueba Supremum Wald, constituye una de las principales contribuciones de este estudio. Este punto de quiebre coincide con períodos de turbulencia económica regional y global, particularmente con el inicio de la crisis de la deuda latinoamericana a comienzos de la década de 1980, la cual alteró las condiciones económicas en toda la región (Bértola & Ocampo, 2012). La incorporación de una variable dicotómica interactuando con la tendencia lineal alrededor de este año mejoró significativamente la especificación del modelo, al capturar el cambio en la pendiente observada en la trayectoria de la inflación después de 1981. La relevancia estadística de esta interacción subraya la importancia de considerar cambios estructurales al modelar series de tiempo de inflación, especialmente en economías en desarrollo sujetas a volatilidad institucional y externa.

Hallazgos similares han sido documentados en estudios comparativos para otros países latinoamericanos, como Costa Rica y Colombia, donde los modelos de inflación mejoraron sustancialmente una vez que se incorporaron rupturas estructurales y shocks externos en sus especificaciones (Ayres et al., 2023). Estos resultados respaldan la interpretación de que eventos macroeconómicos como crisis de deuda, shocks en los precios de la energía o cambios en los regímenes cambiarios pueden generar desplazamientos de régimen en la dinámica inflacionaria, incluso en economías dolarizadas.

La selección del modelo *ARIMA*(1,0,0) como la especificación óptima, basada en los criterios de información y en la significancia estadística de sus parámetros, sugiere que la inflación actual depende principalmente de su valor inmediato pasado Inf_{t-1} , junto con una tendencia lineal (td) ajustada por la ruptura de 1981.

La ausencia de términos de medias móvil (MA) significativos en los modelos alternativos implica que los shocks inflacionarios en Panamá son más persistentes que transitorios, lo que confirma la presencia de inflación inercial, un fenómeno en el cual la dinámica de precios está dominada por expectativas auto reforzadas y por la propia inercia histórica, más que por fluctuaciones de corta duración. Este resultado es consistente con los hallazgos para economías pequeñas, abiertas y dolarizadas, donde el proceso de

formación de precios está fuertemente influenciado por la inflación importada, los choques externos y la transmisión de las tendencias globales (Baliño, 1999; Del Negro & Schorfheide, 2008; Edwards, 2001). En estos contextos, la política monetaria doméstica desempeña un papel limitado, mientras que la disciplina fiscal y la estabilidad estructural se convierten en elementos centrales para mantener el equilibrio de precios.

El análisis de cointegración, respaldado por un estadístico Durbin–Watson cercano a 2.0 y un ADF significativo aplicado a los residuos, valida la existencia de una relación estable de largo plazo entre las variables modeladas. La confirmación de la estacionariedad de los residuos indica que la regresión estimada no es espuria y que la serie de inflación presenta un comportamiento de reversión a la media, consistente con las expectativas teóricas para sistemas dolarizados (Enders, 2015).

Los diagnósticos de los residuos revelan desviaciones importantes respecto de los supuestos clásicos. La prueba de Shapiro–Wilk rechaza la normalidad ($W = 0.8369, z = 4.834, p < 0.05$), lo que indica que los residuos presentan leptocurtosis (un pico pronunciado y colas pesadas). La prueba de White evidencia heterocedasticidad ($W\chi^2 = 21.86, p < 0.05$), aunque las pruebas ARCH-LM estándar no detectan un efecto ARCH. En respuesta, se utilizaron errores estándar robustos a la heterocedasticidad (HCE–White) y la inferencia se basó en una distribución t de Student. La especificación $AR(1)–ARCH(0)$ estimada con inferencia robusta produce coeficientes altamente significativos y una varianza constante ($\sigma_t^2 = 107.82$), mientras que los grados de libertad estimados para la distribución t de Student de los residuos ($df = 2.01$) indican colas extremadamente pesadas. En términos prácticos, un valor tan bajo de df refleja una probabilidad sustancialmente mayor de observar resultados inflacionarios extremos en comparación con un escenario normal; por lo tanto, los datos justifican el uso de modelos con colas pesadas y procedimientos de inferencia robusta.

Estos resultados confirman que la inflación de Panamá ha mostrado históricamente un comportamiento estable, con un desplazamiento de largo plazo limitado. Sin embargo, la presencia del cambio estructural de 1981 demuestra que los shocks exógenos, particularmente aquellos vinculados al entorno internacional, pueden perturbar temporalmente el equilibrio, incluso en ausencia de expansión monetaria doméstica.

Dado el modelo y las estimaciones de los parámetros, el pronóstico a 30 años (2025–2054) proyecta una tasa de inflación moderada de aproximadamente 2.597% para el año 2054, con un amplio intervalo de predicción del 95% (–7.162% a 12.357%). La amplitud de este intervalo refleja múltiples factores: el horizonte temporal extendido, la distribución de los residuos con colas pesadas ($(df \approx 2)$), la elevada varianza condicional estimada y la exposición de Panamá a shocks externos (ciclos de materias primas, recesiones globales e inflación importada). Si bien el pronóstico central sugiere una inflación moderada y consistente con la estabilidad asociada al anclaje del dólar, la amplia banda de incertidumbre aconseja cautela frente a una excesiva confianza en los pronósticos puntuales y resalta el valor del análisis de escenarios y las pruebas de estrés para la evaluación de políticas a largo plazo (Ayres et al., 2023).

Este resultado coincide con estudios prospectivos de otras economías dolarizadas, donde la inflación tiende a converger hacia los niveles del país emisor de la moneda ancla (Estados Unidos), pero mantiene una volatilidad asociada a rigideces de precios locales y a los términos de intercambio (Baliño, 1999; Edwards, 2001). Así, aunque la dolarización ancla la estabilidad nominal, también expone a la economía a inflación importada y limita la flexibilidad de las respuestas de política económica doméstica.

5. Conclusiones

Este análisis logró caracterizar la dinámica de la tasa de inflación anual de Panamá para el período 1960–2024, identificando un proceso estacionario en niveles alrededor de una media aproximada de 2.55%. Este hallazgo, confirmado mediante la prueba aumentada de Dickey–Fuller (ADF), es coherente con el perfil de una economía dolarizada sin banca central, en la cual la inflación tiende a mantenerse estable debido a la presencia de un ancla nominal externa proporcionada por el dólar estadounidense. No obstante, el estudio detectó una ruptura estructural significativa en 1981, incorporada en la especificación econométrica mediante una variable dicotómica interactuando con la tendencia lineal. Este ajuste mejoró notablemente la capacidad explicativa del modelo, revelando la sensibilidad del sistema de precios panameño frente a perturbaciones globales y cambios estructurales en el entorno económico internacional.

La especificación $AR(1) - ARCH(0)$ con distribución t de Student y errores estándar robustos (HCE-White) ofrece una caracterización empírica fundamentada y resalta la considerable incertidumbre de pronóstico que los responsables de política deben considerar al planificar a horizontes largos. Incorporar explícitamente los shocks estructurales, las colas pesadas y la heterocedasticidad conduce a inferencias más confiables y a evaluaciones más realistas del riesgo inflacionario en una economía dolarizada y abierta. Los resultados indican que el comportamiento de la inflación en Panamá contiene un fuerte componente inercial, en el cual la tasa de inflación actual depende de manera sustancial de su valor inmediato pasado. El cambio estructural de 1981 proporcionó un punto de referencia para interpretar la evolución histórica de la inflación, destacando cómo los shocks externos y las crisis regionales pueden modificar la tendencia subyacente incluso en un entorno dolarizado.

La ausencia de términos de medias móvil (MA) significativamente distintos de cero en las especificaciones alternativas sugiere que los shocks inflacionarios en Panamá son persistentes más que transitorios, un patrón comúnmente observado en economías pequeñas y abiertas altamente expuestas a la volatilidad externa. La robustez del modelo seleccionado fue reforzada por las pruebas de cointegración, que confirmaron una relación de equilibrio de largo plazo no espuria entre las variables y la presencia de residuos con comportamiento de ruido blanco.

No obstante, es importante señalar, como una limitación, que el modelo asume la constancia de las condiciones estructurales futuras, un supuesto que podría no mantenerse frente a crisis financieras, cambios en la política fiscal o variaciones en el contexto internacional. Investigaciones futuras podrían incorporar variables exógenas, como el precio internacional del petróleo, el crecimiento económico global, los precios internacionales de alimentos y energía, o el ciclo económico de Estados Unidos, dado que Panamá mantiene una estrecha relación económica con dicho país. Esto permitiría capturar con mayor precisión las fuentes de volatilidad y reducir la incertidumbre en los pronósticos de largo plazo.

La integración de estos factores permitiría una evaluación más precisa de las fuentes de volatilidad inflacionaria y reduciría la incertidumbre de los pronósticos de largo plazo.

Además, ampliar el análisis hacia marcos multivariados y no lineales, como los modelos de corrección de errores vectoriales (VECM) o los modelos con heterocedasticidad condicional como los ARCH con efectos y los modelos autorregresivos con heterocedasticidad autorregresiva condicional generalizada (GARCH), podría ofrecer una comprensión más profunda de la interacción entre las variables domésticas y la inflación importada en economías dolarizadas.

Referencias bibliográficas

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716–723. <https://pdfs.semanticscholar.org/ad58/58a2bc9ac4f7602a586c274482ef137751e5.pdf>
- Arrocha M., A. L. (2022). *Análisis y modelizado de la serie índice de precios al consumidor nacional urbano en Panamá. Enero 2015–junio 2022* [Tesis de Grado]. Universidad de Panamá. https://up-rid.up.ac.pa/6840/1/alvaro_arrocha.pdf
- Astudillo, J., y Garcimartín, C. (2019). *Inflación y distribución del ingreso en Panamá*. Banco Interamericano de Desarrollo. <http://dx.doi.org/10.18235/0001577>
- Ayres, J., Galindo, A., Novoa, S., & Nuguer, V. (2023). Inflation Dynamics in Latin America and the Caribbean. <http://dx.doi.org/10.18235/0004751>
- Baliño, T. J., Bennett, A., & Borensztein, E. (1999). *Monetary Policy in Dollarized Economies*. International Monetary Fund. IMF Graphics Section. <https://www.elibrary.imf.org/downloadpdf/book/9781557757579/9781557757579.pdf>
- World Bank Group [WBG]. (2025). *Inflation, consumer prices (% annual) – Panamá*. <https://data.worldbank.org/indicator/FP.CPI.TOTL.ZG?locations=PA>
- Bértola M., L., & Ocampo, J. A. (2012). The Economic Development of Latin America since Independence. *Enterprise and Society*, 15(2), 380-382. <https://doi.org/10.1093/es/khu002>
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M., Reinsel, G. C., & Ljung, G. M. (2016). Time Series Analysis: Forecasting and Control (5th ed.). Wiley. <http://repo.darmajaya.ac.id/4781/1/Time%20Series%20Analysis%20Forecasting%20and%20Control%20%28%20PDFDrive%20%29.pdf>
- Centro Nacional de Competitividad [CNC]. (2016). *Evolución de la Inflación en Panamá 2015*. <https://cnccpanama.net/handle/123456789/460?show=full>
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL]. (2022). *La inflación global en el bienio 2021-2022 y su impacto en América Latina y el Caribe*. <https://core.ac.uk/reader/543811588>
- Del Negro, M., & Schorfheide, F. (2008). Inflation dynamics in a small open economy model under inflation targeting: some evidence from Chile. *Central Bank of Chile Working Papers*, 486. https://www.bcentral.cl/documents/33528/133326/DTBC_486.pdf
- 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://nomanarshed.wordpress.com/wp-content/uploads/2013/10/dickey-fuller-test.pdf>
- Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series* (4th ed.). Wiley. <http://sggscclibrary.saraswatilib.com/UploadImg/637617646888135985.pdf>
- Edwards, S. (2001). Dollarization and Economic Performance: An Empirical Investigation. *NBER Working Papers*, 8274. <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/8274.html>
- Fernández, M. J. (2021). El impacto de la COVID-19 en la inflación. *Cuadernos de Información Económica*, (280), 51–60. <https://www.funcas.es/wp-content/uploads/2021/01/07-2101-Fernandez.indd.pdf>
- Fisher, E. (2014). La inflación en Panamá (2006-2012): Un estudio descriptivo y econométrico. *Coyuntura Económica*, 44(2), 127-147. <https://fedesarrollo.org.co/coyuntura-economica/c3f9c552-330f-4027-aea3-671b08ae4c0d>
- Friedman, M. (1970). *The Counter-Revolution in Monetary Theory*. Institute of Economic Affairs. <https://miltonfriedman.hoover.org/internal/media/dispatcher/214480/fullmiltonfriedman.hoover.org>
- Goldfajn, I., & Olivares, G. (2000). Full Dollarization: The Case of Panama. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.228898>
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press. <http://103.203.175.90:81/fdScript/RootOfEBooks/E%20Book%20collection%20-%202023%20-%20E/CSE%20ITAIDSM/Time%20Series%20Analysis%20-%20James%20D%20Hamilton.pdf>
- Hernández S., R., Collado F., C. y Baptista L., M. del P. (2014). Metodología de la investigación (6ta ed.). McGraw Hill Education. <https://www.esup.edu.pe/wp-content/uploads/2020/12/2.%20Hernandez,%20Fernandez%20y%20Baptista-Metodolog%C3%ADA%20Investigacion%20Cientifica%206ta%20ed.pdf>
- Instituto de Estadística y Censo [INEC]. (2008). *Primeros Resultados del Cambio de Año Base del Sistema de Cuentas Nacionales de Panamá, al 2007 y Serie Preliminar a Precios Corrientes: AÑOS 2008-11*. https://www.inec.gob.pa/publicaciones/Default3.aspx?ID_PUBLICACION=527&ID_CATEGORIA=4&ID_SUBCATEGORIA=77
- International Monetary Fund [IMF]. (2010). Back to Basics: What Is Inflation? *Finance & Development*, 47(1). <https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/2010/03/basics.htm>
- International Monetary Fund [IMF]. (2021). Panama: 2021 Article IV Consultation—Press Release; Staff Report; and Statement by the Executive Director for Panama. *IMF Staff Country Reports*, 2021(173). <https://doi.org/10.5089/9781513588148.002>
- López, K., Quiroz, N., Flores Docente, F., Sede, A. S. y Chorrera, L. (2022). Conflicto entre Rusia y Ucrania: afectaciones en el comercio del combustible en Panamá. *Revista Semilla Científica*, (3), 297–305. <https://revistas.umecit.edu.pa/index.php/sc/article/view/1098>
- Moreno-Villalaz, J. L. (1999). *Lecciones de la experiencia monetaria panameña: Una economía dolarizada con integración financiera*. Cato Journal. <https://www.elcato.org/lecciones-de-la-experiencia-monetaria-panamena-una-economia-dolarizada-con-integracion-financiera>

- Muñoz, T., y Quiñónez, J. (2025). Evaluación de pronóstico de inflación: una comparación de enfoques agregados y desagregados. *Consejo Monetario Centroamericano*, (3), 1-12. <https://www.secmca.org/wp-content/uploads/2025/05/MIPA-regional.pdf>
- Ocampo, S. (2023). *Inflación importada una mirada a la inflación de Latinoamérica bajo el lente de la teoría de redes*. https://flar.com/wp-content/uploads/2023/08/Sofia-Ocampo_Inflacion-importada.pdf
- Pandales D., M. A., Morán M., O. I., Paz L., J. A., y Quirós, M. (2025). Factores internos que pueden generar inflación en la pequeña y mediana empresa de Panamá. *Revista Arbitrada Formación Gerencial*, 24(1), 10–30. <https://produccioncientificaluz.org/index.php/rafg/article/view/43881>
- Quiroga M., R. (1991). Precios e inflación: una revisión de conceptos, teorías y políticas. *Ciencia y Sociedad*, 16(2), 109–137. <https://doi.org/10.22206/cys.1991.v16i2.pp109-37>
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2004). The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1), 1-48. https://rogoff.scholars.harvard.edu/sites/g/files/omnum5901/files/rogoff/files/51_qje2004.pdf
- Saied T., D. (2007). *Panamá, economía sólida sin Banco Central*. Cato Journal. <https://www.elcato.org/panama-economia-solida-sin-banco-central>
- Wang de A., M. (2023). Evolución del precio de la vivienda en Panamá: perspectiva de una burbuja. *Latitude*, 1(17), 69–89. <https://doi.org/10.55946/latitude.v1i17.212>