REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

A PERSISTÊNCIA DE INFLAÇÃO EM ANGOLA: UMA ANÁLISE ECONOMÉTRICA (2003-2025)

INFLATION PERSISTENCE IN ANGOLA: AN ECONOMETRIC ANALYSIS (2003-2025)

LA PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN EN ANGOLA: UN ANÁLISIS ECONOMÉTRICO (2003-2025)

Higino Vieira Cardoso

Mestre em Economia

Docente Universitário - IPGEST-Universidade de Luanda – Angola

E-mail: higinocardoso@gmail.com

ORCID : https://orcid.org/0000-0002-9596-9011

Resumo

O presente artigo analisa o grau de persistência da inflação em Angola entre 2003 e 2025, utilizando 23 observações anuais (variação homóloga de dezembro) extraídas da série oficial encadeada do Instituto Nacional de Estatística. A memória inflacionária é mensurada através de um modelo Autorregressivo de ordem 1 AR(1) estimado por Mínimos Quadrados Ordinários, complementado pelo teste de raiz unitária com quebra estrutural endógena de Zivot-Andrews. Os resultados empíricos revelam um coeficiente autorregressivo de 0,2557 (intervalo de confiança a 95%: [0,0242; 0,4872]), estatisticamente significativo ao nível de 5%, indicando uma persistência de moderada a baixa no horizonte anual. O modelo apresenta um coeficiente de determinação (R^2) de 20,98% e um R^2 ajustado de 17,03%, demonstrando que a maior parte da variabilidade interanual não é capturada apenas pela defasagem. Por sua vez, o teste de Zivot-Andrews rejeitou a hipótese de raiz unitária ao identificar uma quebra estrutural no intercepto em 2015, ano que coincide tanto com o choque petrolífero e cambial quanto com a transição metodológica para o índice nacional. Conclui-se que a dinâmica inflacionária angolana apresenta fraca rigidez inercial anual, sendo plausivelmente sensível a choques de custos e variações cambiais. Como implicação condicional, sugere-se que a política monetária do banco central seja articulada com a consolidação fiscal e o fomento da oferta interna.

Palavras-chave: Persistência da inflação; Modelo AR(1); Zivot-Andrews; Economia angolana; Consolidação macroeconómica.

Abstract

This paper analyzes the degree of inflation persistence in Angola from 2003 to 2025, utilizing 23 annual observations (December year-on-year variation) from the official chained series of the National Institute of Statistics. Inflationary memory is measured via an Autoregressive model of order 1 AR(1) estimated by Ordinary Least Squares, complemented by the Zivot-Andrews unit root test with an endogenous structural break. Empirical results reveal an autoregressive coefficient of 0.2557 (95% confidence interval: [0.0242, 0.4872]), statistically significant at the 5% level, indicating moderate-to-low persistence on an annual horizon. The model yields a coefficient of determination (R^2) of 20.98% and an adjusted R^2 of 17.03%, showing that most year-to-year variability is not captured solely by the lagged term. Furthermore, the Zivot-Andrews test rejected the unit root hypothesis by identifying an intercept structural break in 2015, coinciding with both the oil and exchange rate shock and the methodological

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

transition to the national index. It is concluded that Angolan inflation exhibits low annual inertial rigidity and is plausibly sensitive to cost shocks and exchange rate fluctuations. Conditionally, these findings suggest that central bank monetary policy should be articulated with fiscal consolidation and domestic supply expansion.

Keywords: Inflation persistence; AR(1) model; Zivot-Andrews; Angolan economy; Macroeconomic consolidation.

Resumen

El presente artículo analiza el grado de persistencia de la inflación en Angola entre 2003 y 2025, utilizando 23 observaciones anuales (variación interanual de diciembre) extraídas de la serie oficial encadenada del Instituto Nacional de Estadística. La memoria inflacionaria se mide mediante un modelo Autorregresivo de orden 1 AR(1) estimado por Mínimos Cuadrados Ordinarios, complementado con la prueba de raíz unitaria con ruptura estructural endógena de Zivot-Andrews. Los resultados empíricos revelan un coeficiente autorregresivo de 0,2557 (intervalo de confianza al 95%: [0,0242; 0,4872]), estadísticamente significativo al nivel del 5%, indicando una persistencia moderada a baja en el horizonte anual. El modelo presenta un coeficiente de determinación (R^2) del 20,98% y un R^2 ajustado del 17,03%, demostrando que la mayor parte de la variabilidad interanual no es capturada únicamente por el rezago. Asimismo, la prueba de Zivot-Andrews rechazó la hipótesis de raíz unitaria al identificar una ruptura estructural en el intercepto en 2015, año que coincide tanto con el choque petrolero y cambiario como con la transición metodológica hacia el índice nacional. Se concluye que la dinámica inflacionaria angoleña presenta baja rigidez inercial anual, siendo plausiblemente sensible a choques de costos y variaciones cambiarias. Como implicación condicional, se sugiere articular la política monetaria del banco central con la consolidación fiscal y el fomento de la oferta interna.

Palabras clave: Persistencia de la inflación; Modelo AR(1); Zivot-Andrews; Economía angoleña; Consolidación macroeconómica.

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

1. Introdução

A estabilidade de preços constitui um dos pilares fundamentais para o crescimento económico sustentável, a previsibilidade dos investimentos e a preservação do poder de compra das populações. Na história macroeconómica recente da República de Angola, a inflação tem se manifestado como um fenómeno crónico, complexo e dotado de elevada volatilidade. Após o alcance da paz e a consolidação da estabilização político-social em 2002, o país iniciou um esforço de consolidação macroeconómica que permitiu desinflacionar a economia de patamares historicamente próximos de três dígitos para níveis de um dígito na primeira metade da década de 2010. Contudo, a excessiva dependência do setor petrolífero expôs o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) a severos choques de oferta e cambiais a partir de 2014, revertendo a trajetória de convergência e recolocando a dinâmica de preços no centro do debate académico e político angolano.

Dentro da teoria macroeconómica, o conceito de persistência da inflação refere-se à velocidade com que a inflação regressa à sua média histórica ou à sua meta institucional após ter sido afetada por um choque exógeno aleatório. Compreender empiricamente o grau desta persistência é crucial para o desenho e para a calibração da política monetária conduzida pelo Banco Nacional de Angola (BNA). Caso a inflação exiba um elevado grau de inércia autónoma, os choques temporários de custos ou de desvalorização da moeda tendem a perpetuar-se no tempo através de mecanismos de indexação informal e de expectativas adaptativas. Nestas circunstâncias, o combate à inflação exige respostas monetárias contracionistas muito mais agressivas e prolongadas, gerando custos sociais elevados em termos de contração do Produto Interno Bruto (PIB) e destruição de postos de trabalho.

Inspirado na literatura que investiga as forças motrizes da economia nacional como o trabalho estrutural de Dumbo (2026) sobre os determinantes macroeconómicos entre 2015 e 2025, o presente artigo foca-se especificamente na dimensão temporal da memória inflacionária em Angola. O problema central da investigação reside na seguinte questão: em que medida a inflação corrente em Angola é determinada pela sua própria trajetória passada, e qual o impacto de quebras estruturais na estabilidade dessa relação estocástica? O objetivo geral deste estudo

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

é mensurar econometricamente o grau de persistência e detetar a existência de mudanças de regime na inflação angolana ao longo de um horizonte de mais de duas décadas (2003–2025).

A relevância metodológica deste trabalho assenta na utilização de dados de frequência anual como uma aproximação parcimoniosa para expurgar oscilações sazonais intra-anuais, permitindo analisar a dinâmica interanual da inflação diante da dimensão amostral disponível (N = 23). Para viabilizar esta análise sob o rigor científico necessário, os dados reais foram extraídos das séries históricas oficiais publicadas pelo Instituto Nacional de Estatística (INE). O processamento estatístico e as estimações do modelo autorregressivo AR(1) e do teste de raiz unitária com quebra endógena de Zivot-Andrews foram integralmente operacionalizados no ambiente de computação estatística R, documentando-se os diagnósticos residuais e a sensibilidade das estimativas.

O artigo está estruturado em cinco secções, incluindo esta introdução. A segunda secção apresenta a revisão da literatura teórica e empírica aplicada ao contexto de economias dependentes de commodities. A terceira secção detalha a metodologia econométrica, os dados utilizados e os procedimentos de diagnóstico. A quarta secção expõe e discute os resultados empíricos gerados, confrontando-os com a realidade histórica angolana e delineando as limitações do estudo. Por fim, a quinta secção sintetiza as principais conclusões e tece recomendações condicionais de política macroeconómica.

2. Revisão da Literatura

O debate teórico e empírico sobre a dinâmica da inflação e o seu grau de persistência ocupa um lugar central na macroeconomia moderna. A literatura económica divide-se, fundamentalmente, entre as abordagens que explicam a persistência dos preços através das expectativas dos agentes económicos e aquelas que enfatizam as rigidezes estruturais da oferta e dos canais de transmissão monetária.

Na perspectiva da economia clássica e monetarista, firmada por Friedman (1968), a inflação é um fenómeno monetário. Sob esta ótica, a persistência da inflação

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

decorre de uma expansão continuada e previsível da oferta de moeda por parte das autoridades económicas. Se o banco central injeta liquidez de forma sistemática para financiar o défice público ou forçar o crescimento acima do produto potencial, os agentes económicos ajustam o seu comportamento, gerando uma trajetória ascendente e contínua de preços.

Com o advento da hipótese das Expectativas Adaptativas (Cagan, 1956), a literatura passou a formalizar a ideia de "memória inflacionária". De acordo com este modelo, os indivíduos e as empresas baseiam as suas projeções da inflação futura olhando para o histórico das taxas passadas. Econometricamente, isto traduz-se na introdução de termos defasados da inflação (π_{t-1}, π_{t-2}) na modelação do Índice de Preços ao Consumidor (IPC). Se a inflação do passado determina fortemente a inflação do presente, a economia exibe um elevado grau de inércia.

Em contrapartida, a escola Nova Keynesiana introduziu a Nova Curva de Phillips Keynesiana (NCPK), assente em Expectativas Racionais e fricções de curto prazo, como os custos de menu e os preços escalonados (Calvo, 1983). Na sua versão puramente teórica, a NCPK assume que a inflação corrente depende apenas da inflação esperada para o futuro e do custo marginal real:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma x_t$$

Contudo, testes empíricos globais demonstraram que este modelo puro falhava ao prever o comportamento real das economias, forçando o surgimento da Curva de Phillips Híbrida (Galí & Gertler, 1999). Este modelo combina componentes retrospectivas (passado) e prospetivas (futuro), validando formalmente a persistência como um subproduto de uma fatia de agentes económicos que continua a fixar preços com base em regras simples baseadas no passado (indexação).

Nas economias em desenvolvimento, a abordagem estruturalista (Prebisch, 1962; Sunkel, 1958) oferece um contrapeso crítico às teorias puramente monetárias. Para os estruturalistas, a persistência da inflação não decorre primariamente do excesso de procura ou da má condução da política monetária, mas sim de gargalos estruturais inerentes à oferta. Estes estrangulamentos manifestam-se na rigidez da produção agrícola interna, nas deficiências severas das infraestruturas de transporte

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

e logística e, acima de tudo, na vulnerabilidade do balanço de pagamentos. Países dependentes da exportação de poucas commodities enfrentam ciclicamente restrições de divisas. A escassez de moeda estrangeira força desvalorizações cambiais que se transmitem de forma persistente e agressiva aos preços internos através do mecanismo de pass-through cambial (Calvo & Reinhart, 2002).

A investigação econométrica aplicada a Angola reflete a convergência destas diferentes correntes. Ao analisar os determinantes macroeconómicos, autores como Dumbo (2026) confirmam estatisticamente que a inflação defasada figura como um dos fatores relevantes na explicação da variação corrente dos preços em Angola no período de 2015 a 2025, sugerindo a possível presença de mecanismos de indexação informal em contratos e margens comerciais, embora tais contratos não sejam observados diretamente em modelos agregados. Ademais, importa destacar que estudos baseados em dados mensais ou em modelos multivariados tendem frequentemente a reportar graus de persistência mais elevados do que especificações anuais univariadas, uma vez que a agregação temporal de doze meses dilui choques transitórios de curto prazo. Confrontar o coeficiente estimado na frequência anual com a literatura empírica local permite, assim, distinguir a rigidez de curto prazo da velocidade de ajustamento interanual da economia angolana.

3. Metodologia, Fonte de Dados e Procedimentos Econométricos

Para avaliar o grau de persistência da inflação na economia angolana entre os anos de 2003 e 2025 (N = 23 observações anuais), adotou-se uma abordagem quantitativa, descritiva e econométrica, fundamentada na estimação de um modelo autorregressivo de primeira ordem, AR(1), pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A escolha da especificação AR(1) justifica-se pela parcimónia exigida em séries temporais anuais curtas (22 pares efetivos após a primeira defasagem), preservando graus de liberdade e evitando o sobreajustamento paramétrico. A especificação matemática do modelo segue a formulação padrão da literatura sobre inércia inflacionária:

$$\pi_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

Onde: π_t representa a taxa de inflação homóloga anual (variação acumulada de 12 meses registada em dezembro do ano t); π_{t-1} designa a taxa de inflação homóloga de dezembro do ano anterior (t-1); α corresponde ao intercepto (previsão condicional de π_t quando $\pi_{t-1} = 0$); β_1 mede o coeficiente de persistência autorregressiva interanual; e ε_t representa o termo de erro estocástico, assumido como ruído branco com média zero e variância constante [0, σ²]. Sob os pressupostos de estacionariedade com parâmetros constantes, a média incondicional implícita do processo é dada por $\mu = \alpha / (1 - \beta_1)$.

O comportamento dinâmico da série do IPC angolano é classificado segundo a magnitude absoluta do coeficiente autorregressivo β_1:

- **$|\beta_1| > 1$ (Dinâmica Explosiva):** O processo diverge continuamente após um choque, sem retorno a qualquer trajetória estacionária.
- **$\beta_1 = 1$ (Processo Não-Estacionário / Raiz Unitária):** A inflação segue um passeio aleatório (random walk), no qual os choques têm efeito permanente e a variância cresce indefinidamente ao longo do tempo.
- **$|\beta_1| < 1$ (Processo Estacionário):** Os choques são transitórios e a série converge para a sua média. Como convenção analítica adotada neste estudo, valores de $0,5 \leq \beta_1 < 1$ indicam persistência elevada (convergência lenta ao longo de vários anos), enquanto valores de $0 \leq \beta_1 < 0,5$ caracterizam persistência moderada a baixa (absorção rápida dos choques entre exercícios anuais).

Os dados empíricos utilizados são de natureza secundária e provêm da base de dados oficial do Instituto Nacional de Estatística de Angola (INE, 2026). Para garantir total rastreabilidade e reprodutibilidade, a Tabela 1 apresenta os 23 valores anuais efetivamente utilizados na estimação, correspondentes à variação homóloga de dezembro de cada ano (em percentagem). Metodologicamente, a série resulta do encadeamento histórico oficial divulgado pelo INE (com base em Dezembro de 2020 = 100), que compatibiliza o Índice de Preços no Consumidor da província de Luanda (IPC-Luanda, vigente entre 2003 e 2014) com o Índice de Preços no Consumidor Nacional (IPCN, implementado a partir de 2015 com cobertura em todas as províncias).

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

Tabela 1: Série Histórica Consolidada da Inflação Homóloga Anual em Angola (2003-2025)

Ano	Inflação Dez (%)	Abrangência / Índice Oficial	Ano	Inflação Dez (%)	Abrangência / Índice Oficial
2003	76,57	IPC-Luanda (Base Dez/2020=100)	2015	12,09	IPCN Nacional (Base Dez/2020=100)
2004	31,02	IPC-Luanda (Base Dez/2020=100)	2016	41,12	IPCN Nacional (Base Dez/2020=100)
2005	18,53	IPC-Luanda (Base Dez/2020=100)	2017	23,67	IPCN Nacional (Base Dez/2020=100)
2006	12,20	IPC-Luanda (Base Dez/2020=100)	2018	18,60	IPCN Nacional (Base Dez/2020=100)
2007	11,78	IPC-Luanda (Base Dez/2020=100)	2019	16,90	IPCN Nacional (Base Dez/2020=100)
2008	13,18	IPC-Luanda (Base Dez/2020=100)	2020	25,10	IPCN Nacional (Base Dez/2020=100)
2009	13,99	IPC-Luanda (Base Dez/2020=100)	2021	27,03	IPCN Nacional (Base Dez/2020=100)
2010	15,31	IPC-Luanda (Base Dez/2020=100)	2022	13,86	IPCN Nacional (Base Dez/2020=100)
2011	11,38	IPC-Luanda (Base Dez/2020=100)	2023	20,01	IPCN Nacional (Base Dez/2020=100)
2012	9,02	IPC-Luanda (Base Dez/2020=100)	2024	27,50	IPCN Nacional (Base Dez/2020=100)
2013	7,69	IPC-Luanda (Base Dez/2020=100)	2025	15,70	IPCN Nacional (Base Dez/2020=100)
2014	7,48	IPC-Luanda (Base Dez/2020=100)	—	—	—

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados oficiais encadeados do INE (2026).

Como os testes tradicionais de raiz unitária (ADF e PP) perdem poder na presença de mudanças de regime (Perron, 1989), aplicou-se o Teste de Raiz Unitária com Quebra Estrutural Endógena de Zivot-Andrews (1992). Em estrita correspondência com a configuração executada no software estatístico (modelo com quebra apenas no intercepto e sem defasagens aumentadas, lag = 0), a regressão auxiliar testada assume a forma:

$$\Delta\pi_t = \mu + \theta\, DU_t + \beta\, t + \gamma\, \pi_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2)$$

Onde DU_t representa a variável dummy de mudança de nível no intercepto (assumindo valor 1 para t ≥ T_B e 0 caso contrário, sendo T_B o ponto de quebra

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

selecionado endogenamente pela minimização da estatística t de γ = 0 dentro do intervalo de busca padrão de 15% nas extremidades da amostra). Rejeitar a hipótese nula (γ = 0) indica que a série é estacionária em torno de uma tendência determinística com quebra estrutural no intercepto.

Todo o processamento e as estimações foram realizados no software R (versão 4.5.2), através da interface RStudio (Build 2026.01.1), utilizando as funções nativas lm() e confint(), bem como os pacotes urca (versão 1.3.4, comando ur.za(inflacao_ts, model = "intercept", lag = 0)), lmtest (versão 0.9.40) e sandwich (versão 3.1.1) para os testes de autocorrelação (Ljung-Box e Breusch-Godfrey), heterocedasticidade (Breusch-Pagan e erros robustos HC1), normalidade (Shapiro-Wilk) e influência (Distância de Cook). O autor utilizou ferramentas de inteligência artificial apenas como apoio na revisão linguística e estruturação do código computacional, tendo verificado, executado e validado integralmente todos os resultados.

4. Análise e Discussão dos Resultados

Nesta secção, apresentam-se os resultados empíricos da estimação do modelo AR(1), os testes de diagnóstico e sensibilidade e o teste de Zivot-Andrews aplicados à inflação anual de Angola entre 2003 e 2025 (N = 23 observações anuais).

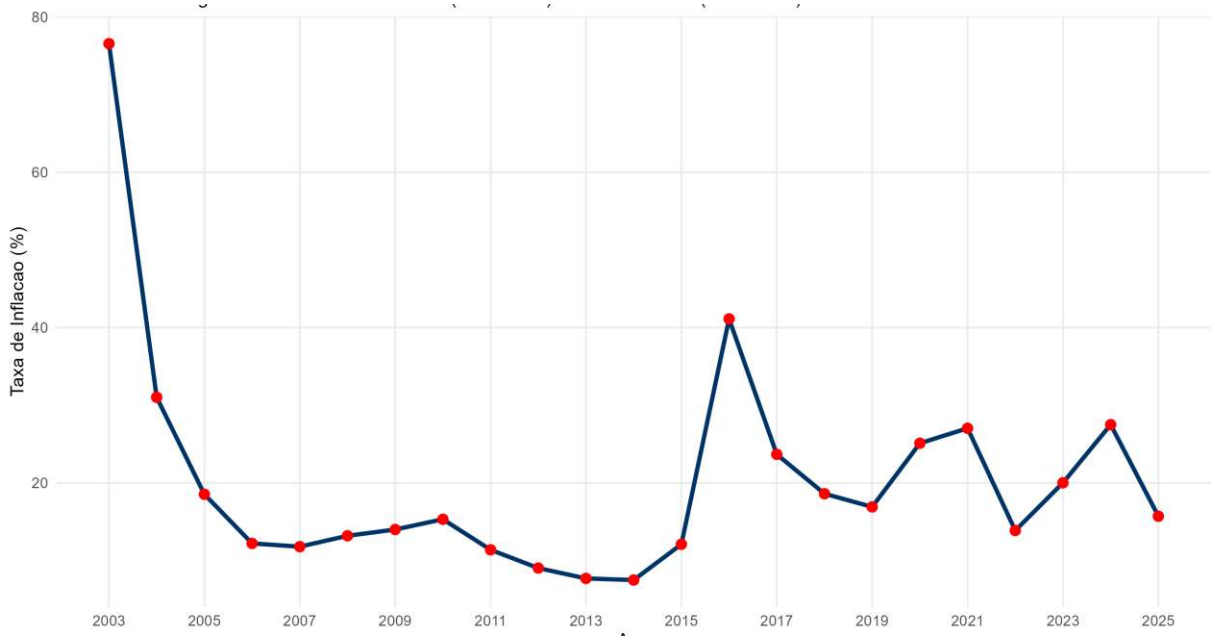
4.1. Análise Visual da Trajetória da Inflação

A Figura 1 ilustra a evolução histórica da inflação em Angola, evidenciando três fases distintas: a desinflação pós-guerra entre 2003 (76,57%) e 2008 (13,18%); o período de maior estabilidade entre 2009 e 2014, culminando no mínimo histórico de 7,48% em 2014; e o ciclo de maior volatilidade a partir de 2015, marcado pelo pico de 41,12% em 2016, o repique de 27,50% em 2024 e a desaceleração para 15,70% em 2025.

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

Figura 1: Evolução da Inflação Homóloga Real em Angola (2003-2025).



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do INE (2026).

Nota: Variação Homóloga do IPC-Luanda (2003-2014) e IPCN (20165-2025) em %

4.2. Resultados do Modelo AR(1), Diagnósticos e Sensibilidade

A Tabela 2 apresenta os parâmetros estimados por MQO para o modelo AR(1) (22 pares efetivos, 20 graus de liberdade), acompanhados dos erros padrão robustos à heterocedasticidade (HC1), dos intervalos de confiança a 95%, dos testes de diagnóstico aos resíduos e da análise de sensibilidade à quebra estrutural de 2015.

Os resultados da Tabela 2 confirmam que o coeficiente de persistência β_1 é de 0,2557 (erro padrão MQO de 0,1110; p = 0,0321), mantendo-se estatisticamente significativo ao nível de 5% com intervalo de confiança a 95% entre 0,0242 e 0,4872. Quando avaliado com erros padrão robustos de White (HC1 = 0,0623), o parâmetro revela significância ainda mais elevada (t = 4,106; p = 0,00055). O intercepto α = 12,5940 representa exclusivamente a previsão condicional da inflação caso o período anterior registasse inflação nula (π_{t-1} = 0). Sob a hipótese teórica de um processo estacionário sem mudança de regime, a média incondicional implícita do modelo seria de 16,92% ao ano; contudo, tal valor deve ser interpretado com cautela diante da quebra estrutural detetada em 2015.

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

Tabela 2: Estimação do Modelo AR(1), Diagnósticos Residuais e Sensibilidade à Quebra (2003–2025)

Parâmetro / Teste de Diagnóstico	Estimativa / Estatística	Erro Padrão (MQO / HC1)	Estatística t / Teste	p-value / IC 95%
Intercepto (α)	12,5940	2,8116 / 2,7396	4,479 / 4,597	0,00023 *** | [6,73; 18,46]
Inflação Defasada (β_1)	0,2557	0,1110 / 0,0623	2,304 / 4,106	0,03206 * | [0,024; 0,487]
Média Incondicional Implícita (μ)	16,92%	—	—	Pressuposto de α e β_1 constantes
R^2 / R^2 Ajustado	0,2098 / 0,1703	—	F = 5,310 (1; 20 gl)	p-value (F) = 0,03206
Erro Padrão Residual	7,651 (20 gl)	—	Resíduos: [-7,21; 25,43]	Mediana: -1,985
Ljung-Box (Lag 1 / Lag 2)	Q(1)=0,404 / Q(2)=0,683	—	—	p = 0,5249 / p = 0,7105
Breusch-Godfrey (Ordem 1)	LM = 0,4729	—	—	p = 0,4917 (Sem autocorrelação)
Breusch-Pagan (Homocedast.)	BP = 0,6516	—	—	p = 0,4195 (Variância constante)
Shapiro-Wilk / Distância de Cook	W = 0,7843	—	Máx Cook (2016) = 0,381	p = 0,00029 (Assimetria em 2016)
Sensibilidade: β_1 com Dummy D2015	0,2452	0,0958	t = 2,558	p = 0,01922 * | R^2 Aj. = 0,3822

Fonte: Elaborado pelo autor com base no RStudio (pacotes stats, lmtest e sandwich).

Nota: *** p < 0,001; * p < 0,05.

Quanto à qualidade do ajustamento, o modelo apresenta um R^2 de 0,2098 e um R^2 ajustado de 0,1703, indicando que 17,03% da variância ajustada da inflação anual é explicada pela sua própria defasagem de um ano. A parcela não explicada (82,97%) reflete fatores omitidos na especificação univariada, choques exógenos contemporâneos e ruído estocástico, não podendo ser atribuída causalmente a variáveis específicas não estimadas. Os testes de Ljung-Box (p = 0,5249 e p = 0,7105), Breusch-Godfrey (p = 0,4917) e Breusch-Pagan (p = 0,4195) confirmam a ausência de autocorrelação serial e de heterocedasticidade, validando os pressupostos de ruído branco, ressalvando-se o baixo poder estatístico inerente a amostras pequenas. O teste de Shapiro-Wilk (p = 0,00029) e a Distância de Cook evidenciam que o ano de 2016 (resíduo de +25,43 p.p. e Cook = 0,3810, superior ao limiar 4/n = 0,1818) exerce influência relevante devido à magnitude do choque daquele exercício. Na análise de sensibilidade incluindo a variável dummy D2015, o coeficiente de persistência situa-se em β_1 = 0,2452 (p = 0,0192) e o R^2 ajustado eleva-se para

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

38,22%, demonstrando que a estimativa de baixa persistência interanual é robusta ao controlo da mudança de nível.

4.3. Análise do Teste de Zivot-Andrews (Quebra Estrutural)

A Tabela 3 reporta a saída integral da regressão auxiliar do Teste de Zivot-Andrews (model = "intercept", lag = 0).

Tabela 3: Resultados da Regressão Auxiliar do Teste de Zivot-Andrews (2003–2025)

Variável / Parâmetro	Coeficiente Estimado	Erro Padrão	Estatística t	p-value / Significância
Intercepto Geral (μ)	18,9117	4,9785	3,799	0,00132 ** (Significativo a 1%)
Nível Defasado (y.l1 / γ)	0,1102	0,0999	1,104	0,28434 (Não Significativo)
Tendência Linear (trend)	-0,9824	0,4553	-2,158	0,04469 * (Significativo a 5%)
Quebra no Intercepto (du)	19,7224	5,7756	3,415	0,00309 ** (Significativo a 1%)
Estatística de Teste (TS_za)	-8,9077	—	Críticos: -5,34 (1%) | -4,80 (5%)	Ponto de Quebra: Posição 13 (Ano 2015)
Ajuste da Regressão Auxiliar	R^2 = 0,5814 e R^2 Aj. = 0,5117	EPR = 5,870 (18 gl)	F = 8,335 (3; 18 gl)	p-value (F) = 0,001097

Fonte: Elaborado pelo autor com base no RStudio (pacote urca).

Nota: ** p < 0,01; * p < 0,05.

A estatística de teste calculada (TS_{za} = -8,9077) é substancialmente inferior ao valor crítico de 1% (-5,34), permitindo rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Este resultado indica que, condicionada à especificação determinística estimada, a série de inflação angolana comporta-se como estacionária em torno de uma tendência linear declinante (trend = -0,9824; p = 0,0447) com uma quebra estrutural no intercepto localizada endogenamente na posição 13 (ano de 2015). Na regressão auxiliar, o coeficiente du = +19,7224 (p = 0,0031) captura o deslocamento de nível associado a essa mudança de regime na equação testada, não devendo ser interpretado isoladamente como uma diferença simples de médias incondicionais sem considerar a dinâmica autorregressiva e a tendência.

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

4.4. Discussão Económica, Coincidência Metodológica e Limitações

Do ponto de vista histórico e macroeconómico, a localização da quebra estrutural em 2015 é temporalmente compatível com o colapso dos preços internacionais do petróleo iniciado em meados de 2014, que reduziu drasticamente as receitas fiscais e cambiais de Angola, desencadeando desvalorizações sucessivas do Kwanza e pressões sobre os preços internos. Contudo, cumpre destacar uma questão metodológica fundamental: o ano de 2015 coincide exatamente com a transição estatística do INE entre o IPC-Luanda (2003–2014) e o IPCN de abrangência nacional (a partir de 2015). Embora o encadeamento oficial na base Dezembro de 2020 = 100 assegure a continuidade aritmética da série, o delineamento univariado não permite separar estatisticamente quanto do deslocamento estimado em 2015 decorre estritamente do choque macroeconómico e quanto pode refletir a ampliação da cobertura geográfica para as restantes províncias do país.

A combinação de um coeficiente autorregressivo anual moderado a baixo (β_1 = 0,2557) com a sensibilidade a quebras de nível ajuda a contextualizar os episódios recentes da economia angolana entre 2023 e 2025. Durante este triénio, a retirada gradual dos subsídios aos combustíveis atuou como um choque adverso de custos (elevando os custos de transporte e bens alimentares e impulsionando a inflação para 27,50% em 2024), em paralelo com a depreciação cambial ocorrida em 2023. Posteriormente, a inflação desacelerou para 15,70% em 2025, num período marcado pelo aperto da política monetária do Banco Nacional de Angola. Salienta-se, contudo, que por se tratar de um modelo univariado, esta articulação constitui uma interpretação histórica plausível, e não uma demonstração causal ou contrafactual dos efeitos isolados de cada instrumento de política económica.

Por fim, registam-se três limitações principais neste estudo que orientam investigações futuras: (i) a dimensão reduzida da amostra anual (N = 23), que limita o poder estatístico dos testes de diagnóstico e exige parcimónia na parametrização; (ii) a natureza univariada do modelo AR(1), que não incorpora explicitamente variáveis explicativas como taxa de câmbio, agregados monetários ou preços do petróleo; e (iii) a agregação temporal anual, que captura a persistência entre finais de ano, mas não

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

substitui análises de alta frequência (mensal) para aferir a rigidez de preços no curto prazo.

5. Conclusão

O presente estudo analisou o grau de persistência e a estacionariedade da inflação anual em Angola no período de 2003 a 2025 (N = 23), utilizando um modelo AR(1) e o teste de Zivot-Andrews. Os resultados permitem sintetizar três conclusões principais, delimitadas ao alcance da especificação estimada:

Primeiro, estimou-se um coeficiente autorregressivo β_1 de 0,2557 (IC 95%: [0,0242; 0,4872]; p = 0,0321), revelando uma persistência interanual de moderada a baixa. O modelo apresenta um R^2 de 20,98% e um R^2 ajustado de 17,03%, indicando que a memória da inflação passada explica uma parcela limitada da variabilidade anual corrente, mantendo-se esse padrão robusto mesmo quando se controla para a quebra de 2015 (β_1 = 0,2452).

Segundo, o teste de Zivot-Andrews (TS_{za} = -8,9077) rejeitou a hipótese de raiz unitária ao identificar uma quebra estrutural no intercepto em 2015. Este resultado confirma a estacionariedade condicionada à tendência e à mudança de nível, embora se reconheça que a data da quebra coincide simultaneamente com o choque petrolífero e cambial daquele período e com a transição estatística do IPC-Luanda para o IPCN nacional.

Terceiro, embora o delineamento univariado não teste causalmente instrumentos de política económica, a baixa rigidez inercial estimada na frequência anual é compatível com a hipótese de que os repiques inflacionários em Angola (como o observado em 2024) estão fortemente associados a choques adversos de custos e oscilações cambiais, tendendo a dissipar-se quando tais pressões arrefecem. Como implicação condicional para a política económica, sugere-se que a condução monetária prudente do BNA seja complementada pela consolidação fiscal e por políticas estruturais de estímulo à oferta interna, reduzindo a vulnerabilidade dos preços a choques externos.

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

Referências

ANDREWS, D. W. K.; CHEN, I.-C. Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Models. Journal of Business & Economic Statistics, v. 12, n. 2, p. 187–204, 1994.

CAGAN, P. The Monetary Dynamics of Hyperinflation. In: FRIEDMAN, M. (org.). Studies in the Quantity Theory of Money. Chicago: University of Chicago Press, 1956. p. 25–117.

CALVO, G. A. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. Journal of Monetary Economics, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983.

CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of Floating. Quarterly Journal of Economics, v. 117, n. 2, p. 379–408, 2002.

DUMBO, A. B. Determinantes da Inflação em Angola: Uma Análise Econométrica (2015–2025). Revista Angolana de Economia, v. 8, n. 1, p. 45–68, 2026.

FRIEDMAN, M. The Role of Monetary Policy. American Economic Review, v. 58, n. 1, p. 1–17, 1968.

GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. Journal of Monetary Economics, v. 44, n. 2, p. 195–222, 1999.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTATÍSTICA (INE). Índice de Preços no Consumidor Nacional (IPCN): Séries Históricas Mensais e Homólogas (1991–2026). Luanda: INE, 2026. Disponível em: https://www.ine.gov.ao/Arquivos/arquivosCarregados/Carregados/Publicacao_639295543858283615.xlsx. Acesso em: 15 nov. 2026.

PERRON, P. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. Econometrica, v. 57, n. 6, p. 1361–1401, 1989.

PREBISCH, R. The Economic Development of Latin America and Its Principal Problems. Economic Bulletin for Latin America, v. 7, n. 1, p. 1–22, 1962.

SUNKEL, O. La Inflación Chilena: Un Enfoque Heterodoxo. El Trimestre Económico, v. 25, n. 100, p. 570–599, 1958.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. Journal of Business & Economic Statistics, v. 10, n. 3, p. 251–270, 1992.

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

Apêndice A - Script Computacional Executado no Ambiente R (Versão 4.5.2)

Para assegurar total transparência e reprodutibilidade científica dos resultados reportados nas Tabelas 1, 2 e 3, apresenta-se o código-fonte integral executado no RStudio:

```
#
================================================================================
=
# SCRIPT ECONOMÉTRICO: PERSISTÊNCIA DA INFLAÇÃO EM ANGOLA (2003-2025)
# Ambiente: R 4.5.2 | RStudio 2026.01.1 | Pacotes: urca 1.3.4, lmtest 0.9.40, sandwich 3.1.1
#
================================================================================
=
library(readxl)
library(urca)
library(lmtest)
library(sandwich)
library(ggplot2)

# 1. Importação da série consolidada oficial (INE, 2026)
dados <- read_excel("dados/Serie_Historica_IPCN_Consolidada_2003_2025.xlsx", skip = 1,
col_names = FALSE)
names(dados)[1:2] <- c("Ano", "Inflacao_Pct")
dados <- dados[!is.na(dados$Ano), ]
inflacao_ts <- ts(as.numeric(dados$Inflacao_Pct), start = 2003, frequency = 1)

# 2. Estimação do Modelo AR(1) por MQO (N = 22 pares efetivos)
n <- length(inflacao_ts)
pi_t  <- inflacao_ts[2:n]
pi_t1 <- inflacao_ts[1:(n-1)]
modelo_ar1 <- lm(pi_t ~ pi_t1)
summary(modelo_ar1)
confint(modelo_ar1, level = 0.95)

# 3. Diagnósticos de Resíduos, Robustez (HC1) e Influência
Box.test(residuals(modelo_ar1), lag = 1, type = "Ljung-Box")
Box.test(residuals(modelo_ar1), lag = 2, type = "Ljung-Box")
bgtest(modelo_ar1, order = 1)
bptest(modelo_ar1)
coeftest(modelo_ar1, vcov = vcovHC(modelo_ar1, type = "HC1"))
shapiro.test(residuals(modelo_ar1))
cooks.distance(modelo_ar1)

# 4. Sensibilidade à Quebra Estrutural de 2015 (Dummy D2015)
anos_reg <- dados$Ano[2:n]
D2015 <- ifelse(anos_reg >= 2015, 1, 0)
modelo_ar1_d2015 <- lm(pi_t ~ pi_t1 + D2015)
summary(modelo_ar1_d2015)

# 5. Teste de Raiz Unitária com Quebra Endógena de Zivot-Andrews
```

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 13/10/2026 - **Accepted:** 19/11/2026
Vol: 13.24
DOI: 10.66104/qf1qwx18
Pages: 1-18

```
za_test <- ur.za(inflacao_ts, model = "intercept", lag = 0)
summary(za_test)
```