



DETERMINANTES DA INFLAÇÃO EM ANGOLA (2014-2024)

DETERMINANTS OF INFLATION IN ANGOLA (2014-2024)

DOI: 10.5281/zenodo.14973792

Aires Adolfo P. Tomás¹

Cristiano Manuel Domingos²

Edna Gaspar da Conceição Lopes³

Franklim Manuel Bento Jacinto⁴

Leonor Gomes⁵

RESUMO

Este artigo investiga os determinantes da inflação em Angola no período de 2014 a 2024, analisando variáveis macroeconómicas que influenciam a variação do Índice de Preços ao Consumidor (IPC). Utilizando um modelo econométrico de regressão linear múltipla, estima-se o impacto de variáveis como o Índice de Preços Grossista (IPG), a taxa de câmbio, o preço do barril de petróleo Brent, o Índice de Commodities Alimentares da FAO, a taxa de juro *Luibor overnight* e o agregado monetário M2. Os resultados indicam que a inércia inflacionária, o IPG, a taxa de câmbio e a expansão monetária são os principais factores impulsionadores da inflação no país. O estudo destaca a importância de uma política monetária eficaz e da diversificação económica para mitigar os efeitos da inflação e promover a estabilidade económica.

Palavras-chave: Inflação, Política Monetária, Modelos Econométricos, Determinantes da Inflação.

- 1 Engenheiro|Mestrando em Economia Monetária e Financeira pela Faculdade de Economia da Universidade Agostinho Neto
- 2 Economista|Mestrando em Economia Monetária e Financeira pela Faculdade de Economia da Universidade Agostinho Neto| Formador da Bolsa de Formadores de Angola, certificado pelo CENNFOR | e-mail: cristiano.economista@hotmail.com | linkedin: @Cristiano Domingos
- 3 Gestora de Empresas|Mestrando em Economia Monetária e Financeira pela Faculdade de Economia da Universidade Agostinho Neto
- 4 Contabilista|Mestrando em Economia Monetária e Financeira pela Faculdade de Economia da Universidade Agostinho Neto
- 5 Economista| Mestrando em Economia Monetária e Financeira pela Faculdade de Economia da Universidade Agostinho Neto



ABSTRACT

This article investigates the determinants of inflation in Angola from 2014 to 2024, analyzing macroeconomic variables that influence the variation of the Consumer Price Index (CPI). Using a multiple linear regression econometric model, the impact of variables such as the Wholesale Price Index (WPI), exchange rate, Brent crude oil price, FAO Food Commodity Index, overnight Luibor interest rate, and M2 money supply is estimated. The results indicate that inflationary inertia, WPI, exchange rate, and monetary expansion are the main drivers of inflation in the country. The study highlights the importance of effective monetary policy and economic diversification to mitigate inflationary effects and promote economic stability.

Keywords: Inflation, Monetary Policy, Econometric Models, Inflation Determinants.

1. INTRODUÇÃO

O nível de preços de uma economia refere-se a um número índice obtido a partir do nível médio de preços dos bens e serviços da economia. A Inflação corresponde a um aumento do nível geral dos preços (Samuelson & Nordhaus, 2005). Ela afecta directamente o poder de compra das famílias, a competitividade dos bens e serviços no mercado internacional e o equilíbrio geral da economia.

A inflação homóloga em Angola tem mostrado uma trajectória volátil nos últimos dez anos, com períodos de alta significativa (2015-2016 e 2020) e quedas mais moderadas (2017-2019 e 2022). A capacidade do BNA de gerir a oferta monetária e a estabilidade do câmbio tem sido essencial para controlar esses picos inflacionários. Este comportamento da inflação em Angola tem representado um grande desafio ao Banco Nacional de Angola (BNA), dado o seu primordial objectivo de estabilidade do nível geral de preços e preservação do valor da moeda. Note-se que o objectivo do BNA assenta não só na estabilidade de preços, mas na manutenção da inflação a níveis baixos, coerente com o seu contexto macroeconómico.

A problemática central que nos propusemos a investigar é: Quais são os principais determinantes da inflação em Angola no período de dezembro de 2014 a setembro de 2024, e



como as variáveis económicas seleccionadas influenciam o comportamento do Índice de Preços ao Consumidor (IPC)?

As hipóteses formuladas para este estudo são: H1 – o Índice de Preços Grossista (IPG), a taxa de câmbio, o preço do barril de petróleo Brent e o Índice de Commodities Alimentares da FAO⁶ afectam significativamente o Índice de Preços ao Consumidor (IPC), indicando que flutuações nesses factores contribuem para a inflação em Angola; e H2 – a taxa de juro Luibor overnight, o Índice de Preço do Produtor dos Estados Unidos (IPP) e o agregado monetário M2 em moeda nacional influenciam o IPC, sugerindo que taxas de juro mais altas e um aumento na oferta monetária impactam os níveis de inflação no país.

O presente estudo justifica-se pela necessidade de investigar o impacto de factores internos, além de factores externos sobre a inflação no país. Ao identificar essas relações, busca-se fornecer subsídios para que formuladores de políticas, como o Banco Nacional de Angola, possam implementar medidas adequadas para controlar a inflação e proteger o poder de compra dos cidadãos.

Para além da introdução, conclusão e recomendações, este artigo seguirá a seguinte estrutura: a segunda secção será reservada para revisão da literatura, a terceira secção do trabalho será dedicada a análise da inflação em Angola, na quarta secção será apresentada a metodologia, e a quinta secção foi reservada para a análise e interpretação dos resultados.

1. REVISÃO DA LITERATURA

Diferentes visões têm emergido na literatura económica no que diz respeito à modelagem da inflação, tanto ao nível teórico como empírico. Nos últimos anos, diversos têm sido os estudos sobre os determinantes da inflação, inclusive na África Subsaariana (Nguyen et al., 2017). Alguns exemplos como Blavy (2004) na Guiné, Olubusoye e Oyaromade (2008) na Nigéria, Klein e Kyei (2009) em Angola e Ubide (1997) em Moçambique.

6 Food and Agriculture Organization of the United Nations, ou Organização das Nações Unidas para a Alimentação e a Agricultura, em português.



Existem duas correntes consensualmente aceites e discutidas no mundo académico relacionadas com as causas da inflação: (i) a inflação associada ao excesso de procura agregada, que privilegia o aspecto do conflito distributivo entre o sector público e o sector privado, e; (ii) a inflação associada à elevação de custos, que atenta os aspectos associados à elevação de algum preço importante no processo produtivo ou às relações entre salários e preços.

A estratégia monetarista poderia ser empregue em países com inflação estável e com actividade económica perto do seu potencial, como ocorre na maioria dos países mais desenvolvidos. Parkin (1977) afirma que o modelo monetarista é inaplicável em economias pequenas com regimes cambiais fixos. Assim sendo, em economias como Angola, as verdadeiras causas da inflação poderão estar associados a factores estruturais, e assim as recomendações de ordem monetarista podem ser usadas, contudo não serão suficientes pois podem culminar em recessão económica sem que se reprimissem as tensões inflacionárias existentes.

Summa e Macrini (2014) avaliaram os determinantes da inflação brasileira, mais especificamente a partir de 1999. Utilizando um modelo de Redes Neurais, testou-se; i) se as pressões de demanda, medidas pelo hiato do produto e do desemprego, têm impacto claro e sistemático sobre a inflação; ii) se a “inflação importada”, incluindo a inflação dos produtos transacionáveis em dólares e a variação da taxa de câmbio nominal, exerce influência significativa sobre a inflação; e iii) se o canal de custo da taxa de juros se verifica empiricamente no caso brasileiro. Concluíram que os impactos mais relevantes sobre a inflação brasileira, no período estudado, vêm da inércia inflacionária, da “inflação importada” e da variação da taxa básica nominal de juros.

Pina (2008), analisou os determinantes da inflação em Cabo Verde, com base num modelo econométrico simples, no contexto da vinculação da política monetária cabo-verdiana à da zona do euro. Utilizando dados numa frequência trimestral e cobrindo o período de 1995M04



a 2006M03. Os resultados dos testes econométricos permitiram confirmar que a partir do Acordo de Cooperação Cambial, a massa monetária deixou de ser uma variável importante na explicação da inflação em Cabo Verde, resultado esse consistente com os fundamentos teóricos da adoção do regime de câmbios fixos. Esse resultado levou a questionar a existência de uma política monetária independente em Cabo Verde. Concluiu-se também que em Cabo Verde, a partir do período da fixação da taxa de câmbio, os determinantes fundamentais da inflação são a componente sazonal, a inflação importada e o hiato do produto.

O estudo de Khan e Senhadji (2001) é uma referência para a aplicação de regressões múltiplas em países em desenvolvimento. Eles analisaram a relação entre inflação, crescimento econômico e outras variáveis macroeconômicas em 140 países, incluindo Angola, utilizando um modelo de regressão para mostrar que a inflação moderada pode ter um efeito positivo no crescimento econômico, enquanto a inflação alta prejudica a economia. Variáveis como a taxa de câmbio, o crescimento monetário e os choques externos foram identificadas como determinantes críticos.

Trabalhos como o de Rosa e Ferreira (2015), destacam que a inflação em Angola está fortemente correlacionada à variação cambial e aos preços internacionais do petróleo. Eles utilizaram modelos de regressão linear para capturar essa relação, confirmando que a alta dependência do petróleo e a volatilidade cambial são fatores-chave para a determinação da inflação no país.

Afonso e Olo (2020), sobre Angola sugerem que modelos de regressão linear múltipla são ferramentas eficazes para entender os determinantes da inflação em economias emergentes. Eles utilizaram o IPC, a taxa de câmbio, a taxa de juros, o preço do petróleo e a oferta monetária como variáveis explicativas e aplicaram a técnica de regressão linear para concluir que o controle da taxa de câmbio e o monitoramento da oferta monetária são essenciais para a estabilização da inflação no longo prazo.



2. ANÁLISE DA INFLAÇÃO EM ANGOLA

Nos termos da Lei do Banco Nacional de Angola, Lei n.º 24/21, 18 de Outubro o Banco Nacional de Angola (BNA), na qualidade de banco central e emissor, tem como principal objectivo garantir a estabilidade de preços de forma a assegurar a preservação do valor da moeda nacional, nos termos da Constituição e da lei e, como missão secundária, assegurar a estabilidade do sistema financeiro, isto é, contribuir para a criação de um ambiente favorável ao crescimento económico que culminará na melhoria do bem-estar económico e na criação de emprego.

A partir do segundo semestre de 2014, ocorreu uma queda acentuada do preço do petróleo nos mercados internacionais, o ano de 2014 encerrou com as ramas angolanas a serem transaccionadas a 57 USD/barril, o que representa, praticamente, uma queda para metade do preço praticado no início do mesmo ano. Após o choque externo, o primeiro quadrante a ser afectado foi o das contas externas, onde a redução do preço do petróleo no mercado internacional levou a uma forte diminuição das exportações de crude.

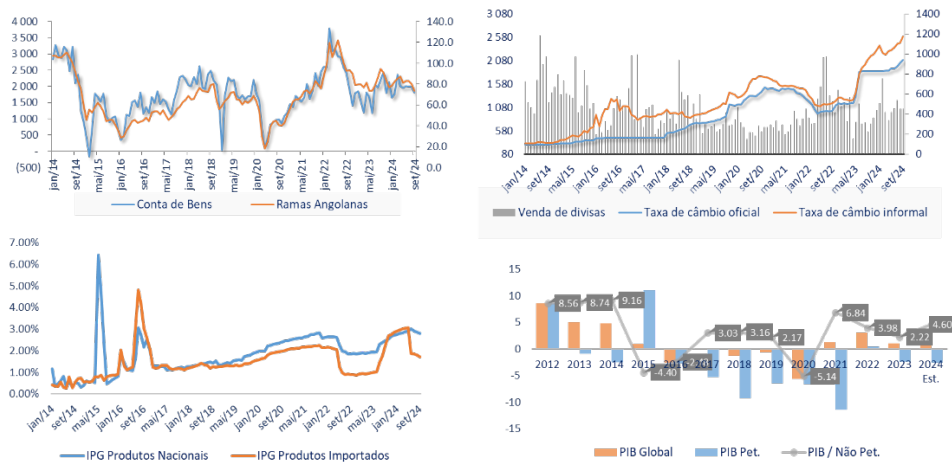
A quebra nas receitas das exportações petrolíferas veio impor dificuldades na obtenção de divisas, que criou diversos constrangimentos no lado real da economia, nomeadamente, dificuldades na importação de matérias-primas indispensáveis ao bom funcionamento da indústria transformadora, na manutenção dos stocks de mercadorias, assim como no atraso dos pagamentos aos fornecedores. Estes constrangimentos criaram condições para que se desse um aumento do nível de preços, primeiro a nível do grossista, que depois se transmitiu naturalmente no consumidor.



REVISTA OWL (OWL Journal)

www.revistaowl.com.br – ISSN: 2965-2634

Painel nº 1: Indicadores económicos de Angola, 2014-2024



Fonte: BNA/INE/ Rokesanteiro

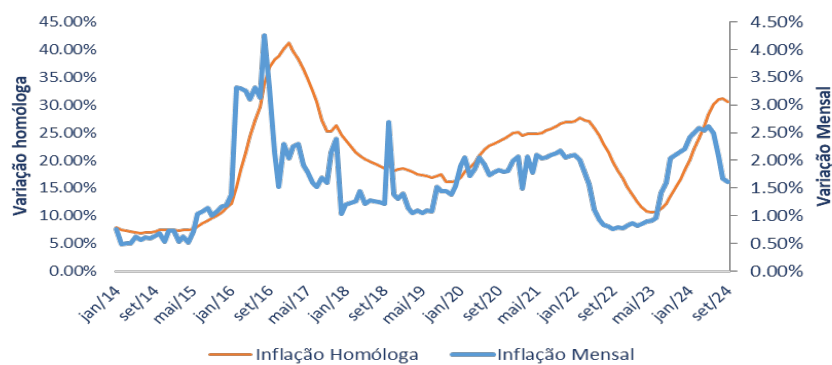
Com a Implementação do novo regime cambial em Janeiro de 2018 passando de fixo para bandas flutuante, levou a depreciação da moeda nacional face ao dólar norte-americano (fixando-se em Kz/Usd 308,6 % em Dezembro de 2018) e a redução do diferencial de 150,6% em Dezembro de 2017 para 28,3% em Dezembro de 2018. Em 2023, a depreciação da moeda nacional face ao dólar norte-americano e o euro foi de 39,23% e 41,49%, respectivamente, reflexo do choque da oferta vivenciado a partir do segundo semestre, tendo o valor médio ofertado por mês passado de 1 200 milhões de dólares norte- americanos em 2022 para cerca de 600 milhões de dólares em 2023.

Todos estes factores levaram a que a taxa de inflação homóloga apresentasse uma trajectória volátil, com momentos de forte alta e queda moderada. De 2014 a 2016, a inflação acelerou drasticamente, ultrapassando 40%, devido à crise cambial e à queda do preço do petróleo. Após 2017, iniciou-se uma desaceleração gradual, com a inflação estabilizando-se em torno de 15-20%, reflexo de políticas monetárias mais restritivas. Em 2019, a inflação voltou a subir, atingindo picos de 25% até 2021, influenciada pela pandemia da COVID-19. No entanto, em 2022, observou-se uma queda acentuada, seguida de uma nova alta em 2023, com



a inflação chegando a cerca de 25-30% em 2024, possivelmente em resposta a choques económicos internos. Esses movimentos reflectem o impacto de fatores externos, como os preços do petróleo, e as políticas monetárias adoptadas pelo Banco Nacional de Angola para estabilizar a economia.

Gráfico nº 2: Evolução da taxa de inflação nacional mensal e homóloga



Fonte: BNA/INE

3. METODOLOGIA

Utilizou-se uma abordagem quantitativa e aplicaram-se técnicas de análise estatística através do *software* EViews⁷, para criação da regressão linear múltipla, recorrendo-se ao Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MMQO), cujo objectivo consiste na minimização dos resíduos, no sentido de pode obter-se os estimadores, eficientes e não enviesados.

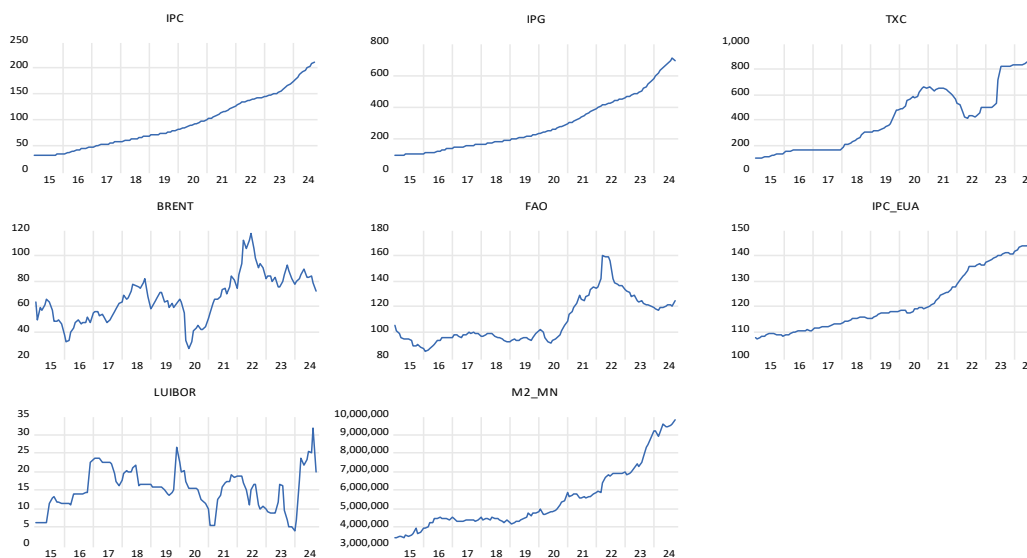
⁷ O EViews é um software de estatística e análise econométrica para Windows que oferece ferramentas para previsão, modelagem e análise de dados.



3.1 Dados

Os dados foram recolhidos numa frequência mensal, no período de Dezembro de 2014⁸ à Setembro de 2024, composta por Índice de Preços ao Consumidor Nacional (IPC⁹), Índice de Preços Grossista (IPG), Taxa de Câmbio, Preço do Barril de Petróleo Brent, Índice das *Commodities* Alimentares da FAO, Índice de Preço do Produtor dos EUA, Taxa de Juro Luibor *Overnight* e Agregado Monetário M2 em moeda nacional. Os dados relativos a IPC e o IPG, foram obtidos do INE, a taxa de câmbio, o índice M2, e a Luibor foram retirados no site do BNA, o preço do brent foi obtido do site do investing, os dados da FAO, foram tirados na ONU e o IPC dos EUA teve como fonte o FMI.

Painel nº 2: Análise gráfica das variáveis em estudo



Fonte: Elaborado pelos autores.

A análise das séries temporais revela a ausência de sazonalidade, já que não há padrões que se repitam em intervalos regulares, como ciclos trimestrais ou anuais, nas variáveis observadas.

8 Porque foi em Dezembro de 2024 que o INE começou a reportar a inflação nacional, em detrimento da anterior série que era apenas a inflação de Luanda.

9 Mede a variação nos preços de uma cesta de bens e serviços consumidos pelas famílias ao longo do tempo.



Dessa forma, as flutuações observadas parecem ser impulsionadas apenas por factores estruturais, cíclicos e choques irregulares.

Tabela nº 1 - Variáveis explicativas, sinal esperado e descrição

Variáveis do Modelo	Abreviação	Descrição	Relação Esperada
Índice de Preços ao Consumidor Nacional	IPC	Representando o aumento do custo de vida e a diminuição do poder de compra das famílias	Variável Dependente
Índice de Preços Grossista	IPG	Serve como um sinalizador das pressões inflacionárias futuras	Positiva (+)
Taxa de Câmbio	TXC	Representa o valor da moeda nacional em relação ao dólar americano	Positiva (+)
Preço do Barril de petróleo Brent	BRENT	Reflecte o valor do petróleo bruto no mercado internacional	Negativa (-)
Índice das commodities alimentares da FAO	FAO	Representa a inflação importada de alimentos	Positiva (+)
Índice de Preço do Produtor dos Estados Unidos da América	IPC_EUA	Representa a inflação importada	Positiva (+)
Taxa de Juro Luibor overnight	LUIBOR	Representa a taxa de juros aplicada em empréstimos interbancários de curto prazo (overnight) entre bancos	Positiva (+)
Agregado Monetário M2 em moeda Nacional	M2_MN	Representa uma medida da quantidade total de dinheiro em circulação na economia	Positiva (+)

Fonte: Elaborado pelos autores.

3.2 Modelo

Foi utilizado um modelo econométrico de regressão múltipla para analisar o impacto das variáveis independentes no IPC. A forma canónica do modelo de regressão linear múltipla pode ser escrita pela seguinte equação:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon$$

Onde:

$Y - \hat{Y}$ é a variável dependente;

$\beta_0 - \hat{\beta}_0$ é o intercepto do modelo, que representa o valor esperado de Y quando todas as variáveis independentes são zero;

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k - \hat{\beta}_k$ são os coeficientes que representam o impacto das variáveis independentes X_1, X_2, \dots, X_k na variável dependente;



$\varepsilon - \hat{y}$ é o termo de erro, que captura a variabilidade em Y que não pode ser explicada pelas variáveis independentes.

4. ANÁLISE E INTERPRETAÇÃO DOS RESULTADOS

4.1 Estatística descritiva

A análise estatística mostra que as variáveis apresentam diferentes níveis de tendência central, variabilidade e forma de distribuição. As médias variam, como a Luibor (12,22) e a TXC (414,21), com valores máximos e mínimos que indicam ampla variação, por exemplo, o IPC entre 29,47 e 210,88. Os desvios padrão revelam alta dispersão, especialmente no IPG (167,91) e na TXC (243.51), sugerindo significativa variabilidade.

Tabela nº 2 – Estatística descritiva

	IPC	IPG	TXC	BRENT	FAO	IPC_EUA	LUIBOR	M2_MN
Mean	92.50	288.51	414.21	66.20	108.43	121.74	15.22	5456035.00
Median	77.85	227.16	416.07	64.80	98.79	117.71	15.45	4698764.00
Maximum	210.88	705.51	926.50	117.50	160.28	144.60	31.66	9844176.00
Minimum	29.47	100.00	102.09	26.63	84.86	107.18	4.00	3407533.00
Std. Dev.	50.15	167.91	243.51	18.48	18.35	11.74	5.53	1696104.00
Skewness	0.61	0.85	0.40	0.33	0.93	0.68	0.08	1.12
Kurtosis	2.30	2.64	1.92	2.86	2.92	2.03	2.72	3.27
Jarque-Bera	9.73	14.71	8.79	2.18	16.97	13.71	0.50	25.09
Probability	0.01	0.00	0.01	0.34	0.00	0.00	0.78	0.00
Sum	10915.01	34043.64	48877.26	7811.89	12794.98	14365.55	1795.38	644000000.00
Sum Sq. Dev.	294224.60	3298747.00	6937764.00	39935.95	39385.25	16130.75	3572.10	33700000000000.00
Observations	118.00	118.00	118.00	118.00	118.00	118.00	118.00	118.00

Fonte: Elaboração dos autores

4.2 Correlação linear

Observa-se que IPC e IPG possuem uma correlação perfeita de 1%, indicando que se movem juntas, assim como IPC e IPC_EUA, que apresentam uma forte correlação de 0,99%. TXC também mostra correlações significativas com IPC (0,93%) e IPG (0,92%), enquanto M2_MN tem uma forte correlação de 0,96% com IPC. O Brent possui correlações positivas e forte com IPC (0,68%) e IPG (0,67%), e uma correlação positiva moderada com a TXC (0,43%). A variável FAO apresenta correlações positivas forte com IPC (0,77%) e Brent (0,83%).



Tabela nº 3 – Correlação linear

Correlation	IPC	IPG	TXC	BRENT	FAO	IPC_EUA	LUIBOR	M2_MN
IPC	1.00							
IPG	1.00	1.00						
TXC	0.91	0.89	1.00					
BRENT	0.68	0.67	0.43	1.00				
FAO	0.77	0.75	0.58	0.83	1.00			
IPC_EUA	0.99	0.99	0.85	0.74	0.79	1.00		
LUIBOR	0.05	0.04	0.00	0.02	-0.07	0.00	1.00	
M2_MN	0.97	0.98	0.86	0.63	0.69	0.96	0.04	1.00

Fonte: Elaboração dos autores

4.3 Teste de raiz unitária¹⁰

Para verificar a existência de não estacionaridade, aplicou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) às variáveis em níveis, primeiras e segundas diferenças. O resultado do teste ilustra que todas as variáveis não são estacionárias em nível, mas se tornam estacionárias na primeira e segunda diferença. Isso indica que elas são integradas de ordem 1, $I(1)$ e $I(2)$. O IPC, não é estacionário em nível, mas se torna estacionário após a segunda diferença com significância a 1%, evidenciada pelo valor-p de 0,00 em quase todos os casos, excepto ao utilizar o logaritmo da primeira diferença, onde a significância é de 5%. Já o IPG é não estacionário em nível, mas se torna estacionário na primeira diferença a 1% de significância. A Taxa de Câmbio apresenta estacionariedade apenas na primeira diferença, com forte significância estatística (1%) em todas as especificações. O Brent não é estacionário em nível, mas é estacionário na primeira diferença com significância de 1%. O Índice da FAO e o IPC dos EUA seguem o mesmo padrão, mostrando estacionariedade a 1% na primeira diferença. A Luibor e o M2, por sua vez, são estacionários apenas após a primeira diferença, também com significância estatística de 1%.

4.4 Modelo inicial

Os resultados gerados pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MMQO), sugerem que:

¹⁰ O teste de estacionaridade está espelhado no apêndice nº 1



- **Constante:** sugere que, se todas as variáveis independentes permanecerem inalteradas, a variação média do IPC será de aproximadamente 0,04. No entanto, esse coeficiente não é estatisticamente significativo a nenhum nível de significância.
- **Inércia do IPC:** Significa que, para cada unidade de aumento na variação do IPC do período anterior, a variação do IPC actual aumenta em 0,89 unidades, mantendo tudo o mais constante. O valor do coeficiente apresenta uma forte significância estatística (1%).
- **IPG:** O aumento de uma unidade na variação do IPG está associado a um aumento de 0,02 na variação do IPC, mantendo todas as outras variáveis constantes. A relação é estatisticamente significativa ao nível de significância de (5%).
- **TXC:** O coeficiente muito próximo de zero sugere que mudanças na taxa de câmbio têm um impacto quase imperceptível na variação do IPC. No entanto, a relação é estatisticamente significativa (1%).
- **BRENT, FAO, IPC_EUA, LUIBOR, M2_MN:** Esses coeficientes são praticamente zero e não são estatisticamente significativos a nenhum nível de significância. Em termos práticos, mudanças nestas variáveis, não têm impacto significativo no IPC quando as outras variáveis são mantidas constantes.

O **coeficiente de determinação (R^2)** indica que aproximadamente 95% da variação na variável dependente (a variação do IPC) é explicada pelas variáveis independentes. Esse valor é muito alto, sugerindo que o modelo ajusta bem os dados, capturando a maior parte das flutuações no IPC com base nas variáveis independentes.

O valor elevado da **estatística F**, juntamente com o valor-p praticamente zero, indica a rejeição da hipótese nula, sugerindo que o modelo globalmente é significativo e que, pelo menos, uma das variáveis independentes é relevante para explicar a variação do IPC.



Como o valor calculado do teste de Durbin-Watson é 2,0756, indica que os resíduos estão praticamente livres de autocorrelação, o que é um bom sinal para a validade do modelo.

Tabela n° 5 – Resultados do Modelo 1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.04	0.04	0.84	0.40
D(IPC(-1))	0.89	0.04	22.13	0.00
D(IPG)	0.02	0.01	2.37	0.02
D(TXC)	0.00	0.00	3.24	0.00
D(BRENT)	0.00	0.01	-0.10	0.92
D(FAO)	0.00	0.01	-0.22	0.83
D(IPC_EUA)	0.00	0.07	0.02	0.98
D(LUIBOR)	0.00	0.01	-0.40	0.69
D(MZ_MN)	0.00	0.00	1.47	0.15
R-squared	0.950668	Mean dependent var		1.539152
Adjusted R-squared	0.947047	S.D. dependent var		1.079338
S.E. of regression	0.248371	Akaike info criterion		0.12542
Sum squared resid	6.724017	Schwarz criterion		0.336744
Log likelihood	1.600191	Hannan-Quinn criter.		0.211224
F-statistic	262.5651	Durbin-Watson stat		2.075594
Prob(F-statistic)	0			

Fonte: Elaboração dos autores

4.4.1 Testes de Diagnóstico¹¹

O correlograma mostra que os valores de AC e PAC não indicam um padrão claro de autocorrelação significativa, já que as estatísticas Q de Ljung-Box, apresentam valores p elevados (acima de 0,05) para todas as defasagens, indicando que não há evidência estatisticamente significativa de autocorrelação residual.

O teste de normalidade de Jarque-Bera, com uma estatística de 44,03042 e um valor-p de 0,0000, indica que os resíduos não seguem uma distribuição normal, rejeitando a hipótese nula de normalidade. O teste de Breusch-Godfrey para correlação serial apresenta uma estatística F de 0,29 com um valor-p de 0,748, e uma estatística de qui-quadrado (Obs*R-squared) de 0,64 com um valor-p de 0,73. Ambos os valores p são superiores a 0,05, o que indica que não há evidência suficiente para rejeitar a hipótese nula. Isso sugere que não há autocorrelação significativa nos resíduos do modelo.

11 Os testes de diagnóstico encontram-se espelhados no apêndice n° 2



O teste de **Heterocedasticidade Breusch-Pagan-Godfrey** sugere a presença de heterocedasticidade no modelo, com valores de probabilidade para o F-statistic (0.0274) e Obs*R-squared (0.0314) inferiores ao nível de significância de 5%, levando à rejeição da hipótese nula de homocedasticidade. Isso indica que a variância dos erros não é constante, o que pode comprometer a eficiência dos estimadores no modelo de regressão.

O teste de estabilidade **CUSUM** (Cumulative Sum of Recursive Residuals) a linha do CUSUM permaneceu dentro das bandas de confiança ao longo de todo o período analisado. Isso indica que os coeficientes do modelo são estáveis e não houve evidências de mudanças estruturais significativas que pudessem comprometer a validade das estimativas. Portanto, o modelo pode ser considerado confiável e adequado.

O teste **Ramsey RESET** indica que o modelo está correctamente especificado, uma vez que os valores de probabilidade associados ao t-statistic (0,8767), F-statistic (0,8767) e Likelihood Ratio (0,8709) são todos significativamente maiores que os níveis convencionais de significância, como 0,05%. Isso sugere que não há evidências de variáveis omitidas ou de problemas de especificação funcional no modelo.

4.5 Modelo Corrigido

O modelo inicial apresentou várias limitações, incluindo coeficientes não estatisticamente significativos, heterocedasticidade e ausência de normalidade nos resíduos, conforme identificado pelos testes diagnósticos¹². Esses problemas comprometeram a confiabilidade das inferências baseadas no modelo. Para resolver a não significância dos parâmetros, redefinimos as variáveis do modelo, eliminando aquelas que não se mostraram significativas, excepto o agregado monetário M2_MN, que foi mantido devido à sua significância com um desfasamento de 4 meses. Para corrigir o problema de heterocedasticidade, transformamos as variáveis em logaritmos, e para lidar com a não normalidade, introduzimos uma variável *dummy* que assume o valor 1 no mês de Setembro de 2018 (onde se observou um *outlier* nos

¹² Os testes de diagnóstico encontram-se espelhados no apêndice nº 2



resíduos)¹³ e 0 nos outros meses. Essas correções garantiram um modelo mais robusto e consistente.

Tabela nº 12 – Resultados do Modelo Corrigido

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.00	0.00	1.06	0.29
D(LOGIPC(-1))	0.80	0.06	14.47	0.00
D(LOGIPG)	0.11	0.05	2.21	0.03
D(LOGTXC)	0.02	0.01	2.27	0.03
D(LOGM2 MN(-4))	0.03	0.01	2.34	0.02
DUMMY2018M09	0.01	0.00	3.83	0.00
R-squared	0.78	Mean dependent var		0.02
Adjusted R-squared	0.77	S.D. dependent var		0.01
S.E. of regression	0.00	Akaike info criterion		-8.56
Sum squared resid	0.00	Schwarz criterion		-8.42
Log likelihood	511.06	Hannan-Quinn criter.		-8.50
F-statistic	80.36	Durbin-Watson stat		1.75
Prob(F-statistic)		0		

Fonte: Elaboração dos autores

- Constante: O coeficiente da constante é 0,00 com um erro padrão de 0,00, e o valor t de 1,06 apresenta um valor p de 0,29. Isso indica que a constante não é estatisticamente significativa ao nível de 10%, sugerindo que quando todas as outras variáveis são iguais a zero, a variação do logaritmo do IPC não apresenta uma mudança significativa.
- Inércia do IPC: O valor p de 0,00, indica uma relação diretamente proporcional e um efeito estatisticamente significativo ao nível de 1%. O coeficiente de 0,80 indica que, mantendo as outras variáveis constantes, um aumento de 1% no IPC no período anterior está associado a um aumento de 0,80% no IPC actual.
- IPG: O valor-p de 0,03, mostra um efeito positivo e estatisticamente significativo ao nível de 5%. Um coeficiente de 0,11 significa que um aumento de 1% do IPG resulta em um aumento de 0,11% no IPC, *ceteris paribus*.
- TXC: O valor p de 0,03, também indica um impacto positivo e estatisticamente significativo da taxa de câmbio sobre a inflação ao nível de 5%. O coeficiente de 0,02 sugere que um aumento de 1% na taxa de câmbio está associado a um aumento de 0,02% no IPC, também mantendo as outras variáveis constantes.

13 Vide apêndice nº2 (gráfico dos resíduos)



- **M2_MN:** O valor-p de 0,02, indicando que o M2 em moeda nacional (com desfasamento de 4 meses) é estatisticamente significativo ao nível de 5% e tem um impacto positivo sobre a inflação. O coeficiente de 0,03 sugere que um aumento de 1% na massa monetária (M2) á quatro períodos atrás está associado a um aumento de 0,03% no IPC.
- **DUMMY2018M09:** O valor p de 0,00, mostra que a variável *dummy* que captura o outlier de outubro de 2018 é altamente significativa ao nível de 1%, sugerindo que houve um impacto específico no nível de preços durante esse período. Com um coeficiente de 0,01, isso indica que, em setembro de 2018, mantendo todas as outras variáveis constantes, o IPC foi 0,01% maior do que seria esperado na ausência de outros efeitos.

O **coeficiente de determinação** de 0,78 indica que aproximadamente 78% da variação do logaritmo do IPC é explicada pelas variáveis independentes no modelo, o que é bastante robusto. Isso implica que o modelo é eficaz em capturar as dinâmicas do IPC, considerando os efeitos das variáveis independentes.

A **estatística F** de 80,36 com p igual a 0.00 reforça que o modelo é globalmente significativo. Isso significa que, pelo menos uma das variáveis explicativas está relacionada ao IPC, e que a adição das variáveis ao modelo melhora significativamente sua capacidade preditiva. O valor de p associado à estatística F é muito pequeno (próximo de zero), indicando que rejeitamos a hipótese nula de que todas as variáveis têm coeficientes iguais a zero. Isso confirma que o modelo é eficaz em explicar a variação do IPC.

A **estatística de Durbin-Watson** com um valor de 1,75, indica que há uma leve indicação de autocorrelação positiva nas residuais, mas não é forte o suficiente para ser alarmante. Em geral, valores entre 1,5 e 2,5 são considerados aceitáveis, e esse resultado indica que a autocorrelação não é uma preocupação significativa no modelo, sugerindo que o modelo não sofre de autocorrelação severa.



4.5.1 Testes de Diagnóstico do modelo corrigido¹⁴

O teste de correlação serial de **Breusch-Godfrey**, resultou em uma estatística F de 1,11 com um valor de p de 0,33. Isso indica que não há evidência suficiente para rejeitar a hipótese nula, ou seja, não se observa correlação serial significativa nas residuais do modelo.

O teste de heterocedasticidade de **Breusch-Pagan-Godfrey**, mostra uma estatística F de 0,73 com um valor de p de 0,66, o que indica que não há evidência suficiente para rejeitar a hipótese nula. Isso significa que a variância dos resíduos parece ser constante e, portanto, não há heterocedasticidade significativa no modelo.

O teste de normalidade de **Jarque-Bera** apresentou um valor de 2,07 com uma probabilidade de 0,36, indicando que não há evidência suficiente para rejeitar a hipótese nula de que os resíduos do modelo seguem uma distribuição normal.

No teste de estabilidade **CUSUM**, a linha do CUSUM permaneceu dentro das bandas de confiança ao longo de todo o período analisado. Isso indica que os coeficientes do modelo são estáveis e não houve evidências de mudanças estruturais significativas que pudessem comprometer a validade das estimativas.

O teste **Ramsey RESET** mostra um t-statistic de 1,38 com 111 graus de liberdade e uma probabilidade de 0,17, indicando que não há evidência suficiente para rejeitar a hipótese nula de que o modelo está corretamente especificado.

5. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

O modelo desenvolvido para analisar os determinantes da inflação em Angola alcançou com êxito os objectivos propostos, que incluíam a identificação e análise das variáveis que influenciam o Índice de Preços ao Consumidor (IPC). As hipóteses formuladas inicialmente, foram confirmadas através da análise estatística. Os coeficientes obtidos mostraram-se

14 Os testes de diagnóstico encontram-se espelhados no apêndice nº 3



estatisticamente significativos e alinhados com a teoria económica, corroborando a validade das relações propostas.

Os testes estatísticos e econométricos, indicaram que o modelo é robusto e não apresenta problemas de especificação. Dessa forma, os resultados não apenas confirmam a consistência e a confiabilidade do modelo, mas também o tornam adequado para aplicação em outras análises e decisões económicas. No entanto, conclui-se que os grandes motores da condução da inflação nacional em Angola consistem na sua inércia, no IPG, na taxa de câmbio e na expansão monetária.

As recomendações são as seguintes:

- **Ajustes na Política Monetária:** A análise sugere que ajustes na política monetária podem ser necessários em resposta a flutuações no Índice de Preços Grossista e na taxa de câmbio. O Banco Nacional de Angola deve considerar essas variáveis ao formular suas políticas monetárias para controlar a inflação de forma eficaz.
- **Fortalecimento da Transparência do Mercado:** É importante que haja uma maior transparência nos mercados de bens e serviços, especialmente no que diz respeito à formação de preços. Medidas que promovam a concorrência e a eficiência nos mercados podem ajudar a mitigar as pressões inflacionárias.
- **Diversificação Económica:** Angola deve continuar a diversificar sua economia para reduzir a dependência das flutuações nos preços do petróleo e suas repercussões na inflação. Investimentos em sectores não petrolíferos podem proporcionar maior estabilidade económica.

As, limitações consistem na solidez destes indicadores no longo prazo, pois as características da economia angolana mudam de acordo a conjuntura do mercado internacional, assim sendo, a mudança de paradigma deverá ser feito, tendo em conta a contribuição das principais variáveis macroeconómicas em Angola, isto é, a alteração dos mecanismos de transmissão da política monetária e consequentemente na inflação.



6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. AFONSO, J., & Olo, M. (2020). Monetary policy and inflation in Angola: Evidence from a linear regression model. *Journal of African Economies*, 29(3), 235-250. <https://doi.org/10.1093/jae/ejaa005>
2. BRUNO, M., & Easterly, W. (1998). Inflation crises and long-run growth. *Journal of Monetary Economics*, 41(1), 3-26. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(97\)00063-9](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(97)00063-9)
3. BUENO, R. L. S. (2008). *Econometria e Séries Temporais*. 2ª Edição, Editora Sílabos Lda, Lisboa.
4. CARVALHO, J. L et al. (2012). *Determinantes da inflação em Angola*. Working /Discussion Paper, n.º /2012. Departamento de Estudos Económicos - Banco Nacional de Angola.
5. KHAN, M. S., & Senhadji, A. S. (2001). Threshold effects in the relationship between inflation and growth. *IMF Staff Papers*, 48(1), 1-21. <https://doi.org/10.5089/9781451844032.001>
6. LOPEZ-VILLAVICENCIO, A., & Mignon, V. (2011). On the impact of inflation on output: Does the level of inflation matter? *Journal of Macroeconomics*, 33(3), 455-464. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2011.02.007>
7. NGUYEN, Anh DM, et al. (2017). On the drivers of inflation in Sub-Saharan Africa. *International Economics* 151: 71-84.
8. OLOPOENIA, R. A. (1991). An econometric analysis of inflation in Uganda. *Eastern Africa Economic Review*, 7(2), 21-37.
9. PARKIN, M. (1977). A Monetarist Analysis of the Generation and Transmission of World Inflation: 1958-71, *American Economic Review* 67 (1), 164 -71.
10. PINA, J. B. L. de, (2008). *Determinantes da inflação numa pequena economia aberta: o caso de Cabo Verde*. Instituto Superior de Economia e Gestão. BISEG - Dissertações de Mestrado / Master Thesis
11. ROSA, A., & Ferreira, M. (2015). Inflation determinants in Angola: The impact of the oil price and exchange rate. *African Journal of Economic Review*, 3(2), 57-69.
12. SIKWILA, M. N. (2017). Determinants of inflation in Zimbabwe. *Journal of Economics and International Business Management*, 5(2), 13-25. <https://doi.org/10.15228/jenpm.2017.0106>



13. SUMMA, R. F e Macrini L. (2014). Os determinantes da inflação brasileira recente: estimações utilizando redes neurais. Nova Economia_Belo Horizonte_24 (2)279-296_maio-agosto de 2014

6. APÊNDICE

Apêndice nº 1 - Teste de Raiz Unitária

Variáveis	Termos Determinísticos	Augmented Dickey-Fuller							
		Estatística t				Probabilidade			
		Nível	1ª Diferença	2ª Diferença	1ª Diferença (Dlog)	Nível	1ª Diferença	2ª Diferença	1ª Diferença (Dlog)
Índice de Preços ao Consumidor Nacional	Intercepto	1.50	- 1.10	- 10.23	- 3.43	1.00	0.71	0.00 ***	0.01 ***
	Constante e Tendência	0.39	- 2.04	- 10.19	- 3.43	0.99	0.57	0.00 ***	0.05 **
	Sem Intercepto	2.13	0.30	- 10.17	- 1.00	0.99	0.77	0.00 ***	0.29
Índice de Preços Grossista	Intercepto	2.13	- 3.61	---	- 2.98	1.00	0.01 ***	---	0.04 ***
	Constante e Tendência	0.86	- 5.42	---	- 2.56	0.96	0.00 ***	---	0.30
	Sem Intercepto	3.45	- 2.98	---	- 1.57	1.00	0.00 ***	---	0.11
Taxa de Câmbio	Intercepto	0.11	- 6.01	---	- 6.53	0.94	0.00 ***	---	0.00 ***
	Constante e Tendência	2.22	- 6.06	---	- 6.51	0.47	0.00 ***	---	0.00 ***
	Sem Intercepto	1.44	- 5.70	---	- 5.92	0.96	0.00 ***	---	0.00 ***
Preço do Barril de petróleo Brente	Intercepto	2.21	- 8.81	---	- 7.61	0.20	0.00 ***	---	0.00 ***
	Constante e Tendência	2.66	- 8.76	---	- 7.58	0.25	0.00 ***	---	0.00 ***
	Sem Intercepto	0.28	- 8.84	---	- 7.65	0.58	0.00 ***	---	0.00 ***
Índice das commodities alimentares da FAO	Intercepto	1.12	- 7.53	---	- 7.33	0.71	0.00 ***	---	0.00 ***
	Constante e Tendência	2.10	- 7.50	---	- 7.31	0.54	0.00 ***	---	0.00 ***
	Sem Intercepto	0.41	- 7.53	---	- 7.32	0.80	0.00 ***	---	0.00 ***
Índice de Preço do Produtor dos Estados Unidos da América	Intercepto	0.71	- 2.41	- 8.55	- 6.25	0.99	0.14	0.00 ***	0.00 ***
	Constante e Tendência	1.68	- 2.77	- 8.51	- 6.36	0.75	0.21	0.00 ***	0.00 ***
	Sem Intercepto	2.04	- 1.38	- 8.59	- 1.46	0.99	0.15	0.00 ***	0.13
Taxa de Juro Iuibor overmigth	Intercepto	3.05	- 9.11	---	- 8.17	0.03	0.00 ***	---	0.00 ***
	Constante e Tendência	3.03	- 9.05	---	- 8.14	0.13	0.00 ***	---	0.00 ***
	Sem Intercepto	0.59	- 9.14	---	- 8.20	0.46	0.00 ***	---	0.00 ***
Agregado Monetário M2 em moeda Nacional	Intercepto	2.46	- 9.99	---	- 11.48	1.00	0.00 ***	---	0.00 ***
	Constante e Tendência	0.21	- 10.51	---	- 11.59	1.00	0.00 ***	---	0.00 ***
	Sem Intercepto	4.64	- 8.90	---	- 10.24	1.00	0.00 ***	---	0.00 ***

Legenda: *** Significante a 10%; ** Significante a 5%; * Significante a 1%.



Apêndice nº 2 - Testes de diagnóstico do modelo Inicial

Correlograma dos Resíduo

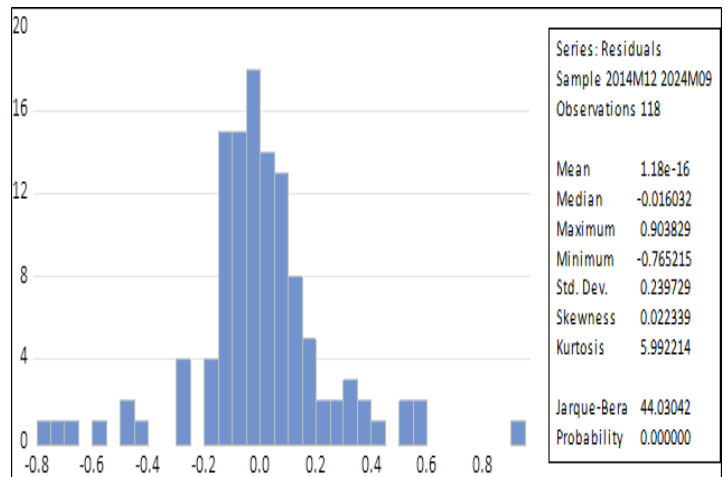
Date: 10/21/24 Time: 09:48

Sample: 2014M12 2024M09

Q-statistic probabilities adjusted for 8 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
. .	. .	1	-0.057	-0.057	0.3945	0.53
. .	. .	2	-0.034	-0.037	0.5342	0.766
. .	. .	3	0.02	0.016	0.5845	0.9
. .	. .	4	-0.001	0	0.5845	0.965
* .	* .	5	-0.075	-0.074	1.282	0.937
. .	. .	6	0.064	0.056	1.7996	0.937
. .	. .	7	-0.058	-0.057	2.2256	0.946
. .	. .	8	0.021	0.022	2.2838	0.971
* .	* .	9	-0.071	-0.076	2.9384	0.967
* .	* .	10	-0.162	-0.175	6.3725	0.783
. .	. .	11	0.018	0.002	6.4156	0.844
* .	* .	12	-0.066	-0.093	6.9992	0.858
* .	* .	13	-0.068	-0.067	7.6229	0.867
. .	. .	14	-0.008	-0.043	7.6307	0.908
. .	. .	15	0.029	0.004	7.7455	0.934
* .	* .	16	-0.113	-0.109	9.5251	0.89
. .	. .	17	-0.042	-0.094	9.7719	0.913
* .	* .	18	-0.091	-0.127	10.943	0.897
. .	. .	19	0.06	-0.001	11.454	0.908
. .	. .	20	0.022	-0.023	11.522	0.932

Teste de Normalidade



Teste de Correlação Serial

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	0.291182	Prob. F(2,107)	0.748
Obs*R-squared	0.638758	Prob. Chi-Square(2)	0.7266

Teste de Heterocedasticidade

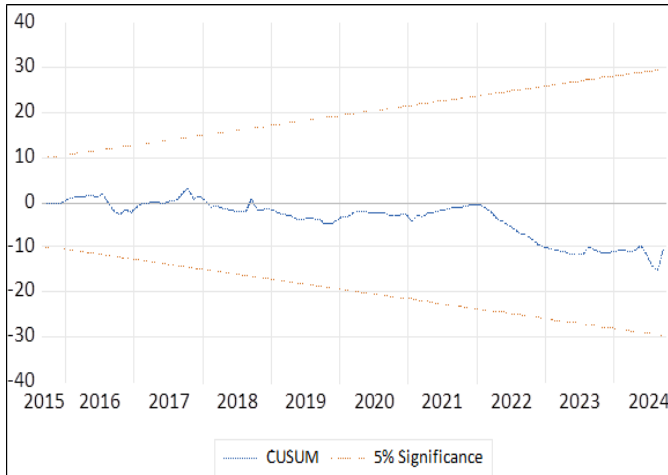
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	2.273817	Prob. F(8,109)	0.0274
Obs*R-squared	16.87612	Prob. Chi-Square(8)	0.0314
Scaled explained SS	35.94387	Prob. Chi-Square(8)	0



Teste de Estabilidade do Modelo



Teste de Especificação do Modelo

Ramsey RESET Test

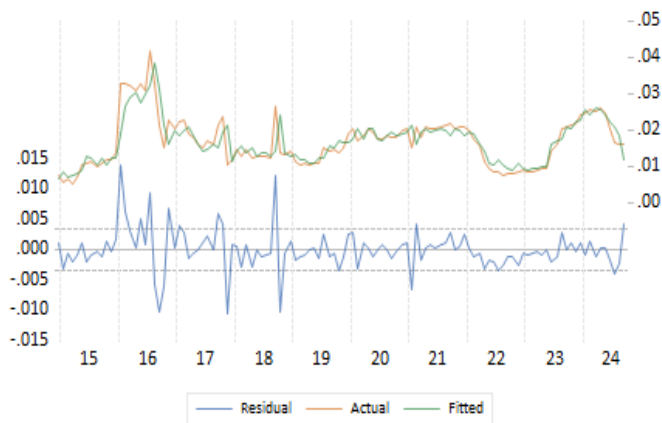
Equation: MODELO_INICIAL

Omitted Variables: Squares of fitted values

Specification: D(IPC) C D(IPC(-1)) D(IPG) D(TXC) D(BRENT) D(FAO)
D(IPC_EJA) D(LIBOR) D(M2_MN)

	Value	df	Probability
t-statistic	0.155507	108	0.8767
F-statistic	0.024182 (1, 108)		0.8767
Likelihood ratio	0.026418	1	0.8709

Gráfico dos Resíduos



Apêndice nº 3 - Testes de Diagnóstico do modelo corrigido



REVISTA OWL (OWL Journal)

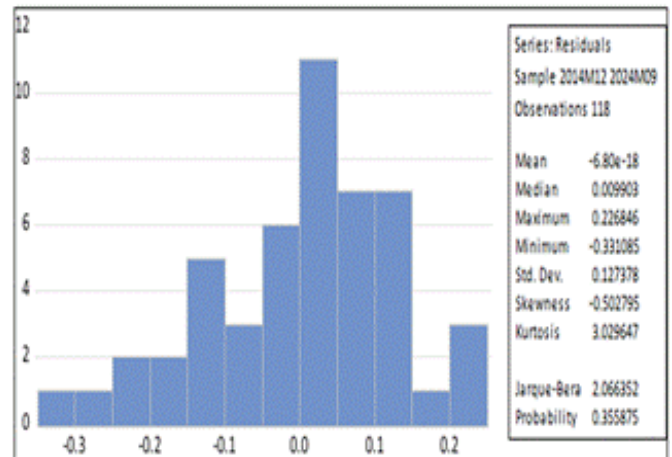
www.revistaowl.com.br – ISSN: 2965-2634

Análise do Correlograma

Date: 10/21/24 Time: 09:59
 Sample: 2014M12 2024M09
 Q-statistic probabilities adjusted for 5 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
. *	. *	1	0.117	0.117	1.6538	0.198
. .	. .	2	-0.022	-0.036	1.7111	0.425
. .	. .	3	0.022	0.029	1.7696	0.622
. .	. .	4	0.045	0.039	2.0252	0.731
. .	. .	5	0.012	0.003	2.0419	0.843
. *	. *	6	0.125	0.127	4.006	0.676
* .	* .	7	-0.087	-0.122	4.9636	0.664
. .	. .	8	-0.055	-0.023	5.3491	0.72
* .	* .	9	-0.126	-0.135	7.4219	0.593
. .	. .	10	-0.014	0.011	7.446	0.683
. *	. *	11	0.088	0.096	8.4608	0.672
* .	* .	12	-0.147	-0.191	11.349	0.499
. .	. *	13	-0.026	0.075	11.44	0.574
. *	. *	14	0.097	0.078	12.721	0.549
. .	. .	15	0.019	0.023	12.773	0.62
. .	* .	16	-0.06	-0.074	13.269	0.653
. .	. .	17	0.006	-0.027	13.273	0.718
. .	. .	18	0.003	0.055	13.275	0.775
. *	. *	19	0.116	0.084	15.185	0.711
. .	. .	20	0.053	0.024	15.586	0.742
. .	. .	21	0.000	0.000	15.588	0.742

Teste de Normalidade





Teste de Correlação serial

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

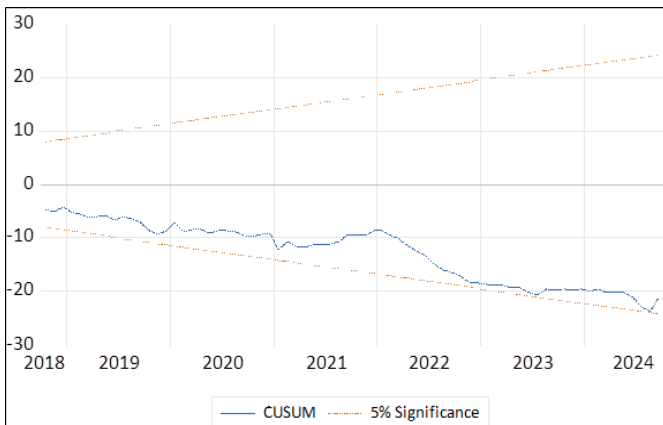
F-statistic	1.114319	Prob. F(2,110)	0.3318
Obs*R-squared	2.343245	Prob. Chi-Square(2)	0.3099

Teste de Heterocedasticidade

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.729383	Prob. F(8,40)	0.6648
Obs*R-squared	6.237975	Prob. Chi-Square(8)	0.6206
Scaled explained SS	4.218537	Prob. Chi-Square(8)	0.8369



Teste de Estabilidade do Modelo

Ramsey RESET Test

Equation: MODELO_FINAL

Omitted Variables: Squares of fitted values

Specification: D(LOGIPC) C D(LOGIPC(-1)) D(LOGIPG) D(LOGITX)
D(LOGM2_MN(-4)) DUMMY2018M09

	Value	df	Probability
t-statistic	1.375442	111	0.1718
F-statistic	1.891841	(1, 111)	0.1718
Likelihood ratio	1.9942	1	0.1579

Teste de Especificação do Modelo

Apêndice nº 4 – Fonte dos dados

Variáveis do Modelo	Abreviação	Fonte	Link
Índice de Preços ao Consumidor Nacional	IPC	BNA	https://www.bna.ao/#/pt/estatisticas/consultar-dados/estatisticas-preco-contas-nacionais/detalhe/1
Índice de Preços			-



REVISTA OWL (OWL Journal)

www.revistaowl.com.br – ISSN: 2965-2634

Grossista	IPG	INE	https://www.ine.gov.ao/Arquivos/arquivosCarregados//Carregados/Publicacao_638526662607821000.pdf
Taxa de Câmbio	TXC	BNA	- https://www.bna.ao/#/pt/mercados/mercado-cambial/taxas-cambio
Preço do Barril de petróleo Brente	BRENT	INVESTING.COM	- https://br.investing.com/commodities/brent-oil-historical-data
Índice das commodities alimentares da FAO	FAO	FAO_UN	- https://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/
Índice de Preço do Produtor dos Estados Unidos da América	IPC_EUA	FMI	https://data.imf.org/regular.aspx?key=61015892
Taxa de Juro Luibor overnigth	LUIBOR	BNA	- https://www.bna.ao/#/pt/mercados/mercado-monetario/taxa-de-juro/taxa-mercado-secundario
Agregado Monetário M2 em moeda Nacional	M2_MN	BNA	- https://www.bna.ao/#/pt/estatisticas/estatisticas-monetarias-financeiras/nova-serie

Recebido em: 11/02/2025

Aprovado em: 15/02/2025

Publicado em: 05/03/2025