



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ – UFC
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA APLICADA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN
DOUTORADO EM ECONOMIA

RAPHAEL DOUGLAS DE FREITAS LUCENA

**ENSAIOS SOBRE INFLAÇÃO: UMA ANÁLISE A PARTIR DE GRUPOS, NÚCLEOS
E REGIÕES**

FORTALEZA

2025

RAPHAEL DOUGLAS DE FREITAS LUCENA

ENSAIOS SOBRE INFLAÇÃO: UMA ANÁLISE A PARTIR DE GRUPOS, NÚCLEOS E
REGIÕES

Tese ou Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – CAEN da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia. Áreas de Concentração: Séries Temporais.

Orientador: Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar

Coorientador: Prof. Dr. Cristiano da Costa Silva

FORTALEZA

2025

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Sistema de Bibliotecas

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

- L968e Lucena, Raphael Douglas de Freitas.
Ensaio sobre inflação: : uma análise a partir de grupos, núcleos e regiões / Raphael Douglas de Freitas
Lucena. – 2025.
114 f. : il. color.
- Tese (doutorado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2025.
Orientação: Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar.
Coorientação: Prof. Dr. Cristiano da Costa Silva.
1. Persistência inflacionária. 2. Núcleo. 3. Sincronização regional. I. Título.

CDD 330

RAPHAEL DOUGLAS DE FREITAS LUCENA

ENSAIOS SOBRE INFLAÇÃO: UMA ANÁLISE A PARTIR DE GRUPOS, NÚCLEOS E
REGIÕES

Tese ou Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – CAEN da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia. Áreas de Concentração: Séries Temporais.

Aprovada em: ___/___/____.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (CAEN - UFC)

Prof. Dr. Cristiano da Costa Silva (Coorientador)
Universidade Federal de Pernambuco (PIMES-UFPE)

Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto
Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE - CE)

Prof. Dr. Rodolfo Ferreira Ribeiro da Costa
Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN)

Prof. Dr. Francisco Soares de Lima
Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN)

AGRADECIMENTOS

À Deus.

À minha esposa, Mariana, por seu companheirismo, amizade, compreensão e apoio em cada passo dessa jornada. Obrigado por tudo, jovem! E à nossa filha, Amélia, que em breve chegará para trazer ainda mais luz e significado à nossa vida – mal podemos esperar para te conhecer e te amar infinitamente.

Ao Professor Ivan Castelar, pela parceria desde o período do mestrado. Sou muito grato por trabalhar com o senhor.

Agradeço também aos professores Rodolfo Costa e Francisco Soares, que estiveram comigo desde a graduação, e expresso minha profunda gratidão pelos ensinamentos diários que enriqueceram minha trajetória acadêmica.

Ao Professor Cristiano, pela ajuda fundamental no início do doutorado, pela coorientação e pelo suporte durante a elaboração da Tese.

Ao Professor Nicolino, por ter aceitado participar de minha banca de defesa.

Aos colegas de turma pelos momentos divididos juntos.

À Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico Superior (FUNCAP), pelo financiamento do meu curso de doutorado por meio da bolsa de estudos.

Finalmente, a todos que de alguma contribuíram para eu estar aqui.

RESUMO

A presente tese busca evidenciar aspectos distintos, porém complementares, do processo inflacionário no Brasil, com foco na análise a nível de grupos, estrutural e regional, e sua relação com a dinâmica da inflação. O primeiro capítulo analisa o espectro dos grupos de inflação no Brasil no período de 2000:01 a 2023:09, para verificar a persistência no processo inflacionário. Os resultados da decomposição do espectro de potência *wavelet*, proposto por Aguiar-Contraria e Soares (2014), indicam que maior parte da variabilidade do IPCA se concentra em ciclos entre 1 a 4 anos. No entanto, a partir de 2016, a inflação passou a ser dominada por flutuações mais longas, ocorrendo uma transição para ciclos de 2 a 4 anos. Os grupos de alimentação e bebidas, habitação, artigos de residência, vestuário, apresentam uma variabilidade em frequências mais baixas, com ciclos que duram de 4 a 8 anos. No segundo capítulo, investigou-se a existência da relação de longo prazo entre os itens excluídos do núcleo de inflação calculado pelo Banco Central do Brasil (BCB) e o IPCA, para o período de 2000.01 a 2023.03. Nessa abordagem, foi utilizado as ferramentas da análise *wavelet* (coerência e diferença de fase). Os resultados indicam uma relação pró-cíclica entre o *headline* e o núcleo EXFE, com o *headline* comandando os movimentos em frequências entre 48 a 96 meses. Além disso, constatou-se movimentos pró-cíclico em frequências entre 24 e 96 meses, com a inflação de alimentos e de energia comandando as flutuações no *headline*, o que contraria a hipótese de que, no longo prazo, o núcleo não responde a desvios no *headline* e de seus itens excluídos. O terceiro capítulo examina como a inflação das regiões metropolitanas, são sincronizadas e vinculadas a taxa de inflação a nível nacional. Para isso, um conjunto de ferramentas da transformada *wavelets* contínua (CWT) foram utilizados nos dados de inflação de 2000.01 a 2024.08. Os resultados indicam que a inflação regional está altamente sincronizada com a inflação nacional em ciclos de longo prazo (4 a 8 anos), com áreas significativas superior a 80%. No curto prazo, esse valor está entre 30% e 60%, particularmente nas regiões Norte e Nordeste. Quanto a direção desses movimentos, confirmou-se uma relação pró-cíclica, mas sem liderança clara no longo prazo, com a inflação da região Nordeste (Recife e Salvador) conduzindo os movimentos nacionais em períodos específicos, enquanto no Sudeste (Belo Horizonte), o ciclo nacional tem liderado os movimentos da inflação regional. Os coeficientes estimados indicam que choques nacionais podem impactar algumas regiões de maneira distinta no curto prazo e longo prazo.

Palavras-chave: Persistência inflacionária; Núcleo; Sincronização regional.

ABSTRACT

This thesis seeks to highlight distinct, but complementary, aspects of the inflationary process in Brazil, focusing on group, structural and regional analysis, and its relationship with the dynamics of inflation. The first chapter analyzes the spectrum of inflation groups in Brazil in the period from 2000:01 to 2023:09, to verify the persistence of the inflationary process. The results of the decomposition of the wavelet power spectrum, proposed by Aguiar-Conraria and Soares (2014), indicate that most of the variability of the IPCA is concentrated in cycles of 1 to 4 years. However, from 2016 onwards, inflation began to be dominated by longer fluctuations, with a transition to cycles of 2 to 4 years. The second chapter investigated the existence of a long-term relationship between items excluded from the inflation core calculated by the Central Bank of Brazil (BCB) and the IPCA for the period between 2000.01 and 2023.03. In this approach, wavelet analysis tools (coherence and phase difference) were used. The results indicate a pro-cyclical relationship between the headline and the EXFE core, with the headline driving movements at frequencies between 48 and 96 months. In addition, pro-cyclical movements were found at frequencies between 24 and 96 months, with food and energy inflation driving fluctuations in the headline, which contradicts the hypothesis that, in the long run, the core does not respond to deviations in the headline and its excluded items. The third chapter examines how inflation in metropolitan regions is synchronized and linked to the inflation rate at the national level. For this purpose, a set of continuous wavelet transform (CWT) tools were used on inflation data from 2000.01 to 2024.08. The results indicate that regional inflation is highly synchronized with national inflation in long-term cycles (4 to 8 years), with significant areas above 80%. In the short term, this value is between 30% and 60%, particularly in the North and Northeast regions. As for the direction of these movements, a pro-cyclical relationship was confirmed, but without clear leadership in the long term, with inflation in the Northeast region (Recife and Salvador) driving national movements in specific periods, while in the Southeast (Belo Horizonte), the national cycle has led regional inflation movements. The estimated coefficients indicate that national shocks may impact some regions differently in the short and long term.

Keywords: Inflationary Persistence; Core; Regional Synchronization.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1.1 - Evolução da inflação no Brasil para o período de 2000.01/ 2023.09	23
Figura 1.2 - Inflação acumulada em 12 meses por grupos específicos	26
Figura 1.3– Espectro de potência local e global <i>wavelet</i> para o IPCA.....	38
Figura 1.4 – Espectro de potência local e global <i>wavelet</i> para alimentação e bebidas	40
Figura 1.5– Espectro de potência local e global <i>wavelet</i> para habitação	41
Figura 1.6– Espectro de potência local e global <i>wavelet</i> para artigos de residência.....	42
Figura 1.7– Espectro de potência local e global <i>wavelet</i> para vestuário	43
Figura 1.8– Espectro de potência local e global <i>wavelet</i> para transportes	44
Figura 1.9– Espectro de potência local e global <i>wavelet</i> para saúde e cuidados.....	44
Figura 1.10– Espectro de potência local e global <i>wavelet</i> para despesas pessoais	45
Figura 1.11– Espectro de potência local e global <i>wavelet</i> para educação.....	46
Figura 1.12– Espectro de potência local e global <i>wavelet</i> para comunicação.....	47
Figura 2.1. Medidas de inflação e coeficientes de correlação	68
Figura 2.2. Coerência <i>Wavelet</i> e diferença de fase entre o <i>Headline</i> e o núcleo por exclusão (EXFE)	70
Figura 2.3. Coerência <i>Wavelet</i> e diferença de fase entre o <i>Headline</i> e os dados de inflação de alimentos.....	71
Figura 2.4 Coerência <i>Wavelet</i> e diferença de fase entre o <i>Headline</i> e os dados de inflação de energia	72
Figura 2.5 Coerência <i>Wavelet</i> e diferença de fase entre o <i>Headline</i> e os núcleos EX0 e EX2	73
Figura 3.1. Trajetória temporal da taxa de inflação.....	91
Figura 3.2. Coerência <i>wavelets</i> entre a inflação nacional e o IPCA das regiões metropolitanas do Brasil.....	93
Figura 3.3. Diferença de fase entre o IPCA e regiões metropolitanas selecionadas	97
Figura 3.4.Diferença de fase entre o IPCA e regiões metropolitanas.....	107
Figura 3.5. Ganho entre o IPCA e regiões metropolitanas.....	108
Figura 3.6. Coerência <i>wavelets</i> em pares entre o IPCA das regiões metropolitanas e o núcleo EX0.....	110
Figura 3.7. Coerência <i>wavelets</i> em pares entre o IPCA das regiões metropolitanas e o núcleo EX1	111
Figura 3.8. Coerência <i>wavelets</i> em pares entre o IPCA das regiões metropolitanas e o núcleo EXFE	112

Figura 3.9. Coerência <i>wavelets</i> em pares entre o IPCA das regiões metropolitanas e o núcleo SM	113
Figura 3.10. Coerência <i>wavelets</i> em pares entre o IPCA das regiões metropolitanas e o núcleo DP	114

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1 – Peso médio e variação dos grupos que compõe o IPCA	25
Tabela 1.2 - Composição do IPCA: 2000:01/2023:09	36
Tabela 1.3 – Estatísticas descritivas da inflação e seus respectivos grupos	36
Tabela 2.1 - Descrição das variáveis utilizadas	66
Tabela 2.2 - Estatísticas descritivas das taxas de inflação e núcleos, 2000:01/2023:03	68
Tabela 3.1. Descrição das variáveis.....	90
Tabela 3.2. Estatística descritiva das variáveis para o período de 2000 a 2024.....	92
Tabela 3.3. Proporção (%) de significância entre o IPCA e as regiões metropolitanas	95
Tabela 3.4. Ganho médio entre o IPCA e a inflação das respectivas regiões metropolitanas..	98
Tabela 3.5. Proporção (%) de significância para os respectivos núcleos e região metropolitana	100
Tabela 3.6. Proporção (%) de significância entre o IPCA e as regiões metropolitanas, considerando momentos críticos na economia	109

SUMÁRIO

APRESENTAÇÃO	14
1 A PERSISTENCIA INFLACIONÁRIA NO BRASIL: UMA ANÁLISE WAVELET DOS GRUPOS DE INFLAÇÃO.....	16
1.1. INTRODUÇÃO	16
1.2. REVISÃO DE LITERATURA.....	17
1.2.1 <i>Formas de medir a persistência da inflação</i>	17
1.2.2 <i>Panorama da inflação no Brasil</i>	22
1.3. METODOLOGIA	31
1.3.1 <i>A transformada wavelet contínua</i>	32
1.3.2 <i>Ferramentas wavelet</i>	34
1.3.2.1 <i>Espectro de potência e espectro global de potência wavelet</i>	34
1.3.3 <i>Base de dados</i>	35
1.4. RESULTADOS	37
1.4.1 <i>Análise geral da dinâmica inflacionária</i>	38
1.4.2 <i>Análise da dinâmica inflacionário por grupos de inflação</i>	39
1.5. CONCLUSÃO.....	49
1.6. REFERÊNCIAS	50
2 A RELAÇÃO ENTRE INFLAÇÃO, NÚCLEO E INFLAÇÃO DE ALIMENTOS E ENERGIA NO BRASIL: UMA ANÁLISE WAVELET	54
2.1. INTRODUÇÃO	54
2.2. REVISÃO DE LITERATURA.....	55
2.2.1 <i>Diferentes medidas de núcleo de inflação</i>	55
2.2.2 <i>Crêterios de Avaliaçãõ do núcleo de inflaçãõ</i>	58
2.2.3 <i>A relaçãõ entre o núcleo de inflaçãõ e a inflaçãõ total</i>	59
2.3. METODOLOGIA	61
2.3.1 <i>A transformada wavelet contínua</i>	62
2.3.2 <i>Ferramentas Wavelet</i>	64
2.3.2.1 <i>Coerência wavelet e diferençã de fase</i>	64
2.3.3 <i>Base de dados</i>	66
2.4. RESULTADOS	67
2.4.1 <i>Análise preliminar</i>	67
2.4.2 <i>Análise wavelet: coerência e diferençã de fase</i>	69

2.4.3	<i>Análise de Robustez: IPCA-EX0 e IPCA-EX2</i>	72
2.5.	CONCLUSÕES.....	74
2.6.	REFERÊNCIAS	76
3	DINÂMICA INFLACIONÁRIA REGIONAL E SUA SINCRONIZAÇÃO COM O IPCA NACIONAL: UMA ANÁLISE VIA TRANSFORMADA WAVELET CONTÍNUA	79
3.1.	INTRODUÇÃO	79
3.2.	REVISÃO DE LITERATURA.....	81
3.3.	METODOLOGIA.....	85
3.3.1	<i>A transformada wavelet contínua</i>	86
3.3.2	<i>Ferramentas Wavelet</i>	88
3.3.2.1	<i>Coerência, diferença de fase e ganho wavelet</i>	88
3.3.3	Base de dados	90
3.4.	RESULTADOS	92
3.4.1	<i>Análise wavelet entre a inflação nacional e a inflação das regiões metropolitanas</i> 92	
3.4.2	<i>Análise de sensibilidade: coerência wavelet entre a inflação das regiões metropolitanas e o núcleo da inflação</i>	99
3.5.	CONCLUSÃO.....	101
3.6.	REFERÊNCIAS	103
3.7.	APÊNDICE	107

APRESENTAÇÃO

A inflação quando não controlada pode se tornar fonte de instabilidade macroeconômica em função de seus efeitos sobre o crescimento e desenvolvimento econômico, uma vez que o aumento das incertezas por parte dos agentes econômicos retrai o consumo, investimentos e diminui o poder de compra dos salários. Desse modo, o seu estudo a partir de informações desagregadas (setoriais, estruturais e regionais) é fundamental para a formulação de estratégias de política econômica e para a compreensão das heterogeneidades que moldam a dinâmica inflacionária no Brasil.

Conforme Fuhrer e Moore (1995), a persistência da inflação está diretamente relacionada com a velocidade de ajuste para seu equilíbrio de longo prazo, assim, para um nível de ajuste lento (rápido), maior (menor) será o grau de persistência. Dado esse contexto, Silva, Carrara e Castro (2022) destacam que a persistência, ao ser analisada via índice geral, é superestimada devido ao seu viés de agregação, além de poder existir heterogeneidades entre os processos inflacionários dos diferentes grupos. Isso ocorre especialmente quando os preços podem responder de diferentes maneiras a choques climáticos, reajustes de tarifas públicas, quebras de safra, crises econômicas e entre outros.

Além disso, outro aspecto relevante para os *policymakers* é a identificação dos comovimentos entre componentes considerados mais voláteis e o núcleo de inflação. Conforme Mishkin (2007), essa ideia remete-se a alterações da volatilidade dos itens excluídos, sendo que itens que foram altamente voláteis no passado podem não ser tão voláteis no futuro.

Concomitante a isso, em um contexto de diferenças regionais a nível de renda, consumo, investimentos e produtividade como as verificadas no Brasil, a adoção de um regime monetário único, na qual as políticas de controle da inflação são uniformemente aplicadas em todo o território, pode amplificar distorções econômicas caso as trajetórias inflacionárias das regiões sejam assimétricas (Holanda, 2001).

Com isso, a fim de projetar uma política monetária ótima, é necessário responder a uma série de questões, tais como: Qual o comportamento da volatilidade da inflação de um determinado grupo no locus tempo-frequência? Choques em itens excluídos como alimentos e energia são realmente transitórios? O núcleo de inflação é realmente uma medida eficaz para os agentes ancorarem suas expectativas de médio e longo prazo? A sincronização entre as regiões do país é, ou não, um fenômeno simétrico do ponto de vista dos comovimentos de curto e longo prazo? Quais são as regiões antecedem choques nacionais e qual a magnitude desses choques?

Com relação a essas questões, o primeiro capítulo desta tese analisa a persistência da inflação em grupos de preços, de janeiro de 2000 a setembro de 2023, totalizando uma amostra de 286 observações. Para tal, faz-se uso da decomposição do espectro local e global de potência *wavelet*, proposto por Aguiar-Contraria e Soares (2014). As evidências mostram que, até o final de 2007, a maior parte da variabilidade do IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo) estava concentrada em ciclos de 1 a 4 anos, mas a partir de 2016, a inflação passou a ser dominada por ciclos de 2 a 4 anos, sugerindo que os ciclos mais curtos gradualmente perderam importância e deram lugar a ciclos mais longos com o passar do tempo. A análise desagregada mostrou que grupos como alimentos e bebidas, habitação, bens de consumo e vestuário exibiram variabilidade de menor frequência, com ciclos durando de 4 a 8 anos, sugerindo pressões inflacionárias persistentes nesses setores.

O segundo ensaio examina como os itens excluídos do núcleo de inflação e a inflação geral estão correlacionados no longo prazo. Para isso, foi utilizado as ferramentas da análise *wavelet* (coerência e diferença de fase), para o período entre 2000.01 a 2023.03. Os resultados indicam uma relação pró-cíclica entre o *headline* e o núcleo EXFE, com o *headline* comandando os movimentos em frequências entre 48 a 96 meses. Além disso, constatou-se movimentos pró-cíclico em frequências entre 24 e 96 meses, com a inflação de alimentos e de energia comandando as flutuações no *headline*, o que contraria a hipótese de que, no longo prazo, o núcleo não responde a desvios no *headline* e em seus itens excluídos.

Finalmente, o terceiro capítulo propõe examinar como a inflação das regiões metropolitanas, são sincronizadas e vinculadas a taxa de inflação a nível nacional, bem como investigar se as medidas de núcleos capturam as heterogeneidades regionais, identificando, principalmente, ciclos de longo prazo. Para tal, as ferramentas da coerência, diferença de fase e ganho foram utilizados nos dados de inflação entre 2000.01 a 2024.08. Os resultados indicam alta sincronização com a inflação nacional em ciclos de longo prazo (4 a 8 anos), com áreas significativas superior a 80%. Já curto prazo, esse valor está entre 30% e 60% nas regiões Norte e Nordeste. Quanto a direção desses movimentos, confirmou-se uma relação pró-cíclica, mas sem liderança clara no longo prazo, com a inflação da região Nordeste (Recife e Salvador) conduzindo os movimentos nacionais em períodos específicos, enquanto no Sudeste (Belo Horizonte), o ciclo nacional tem liderado os movimentos da inflação regional. Os coeficientes estimados indicam que choques nacionais podem impactar algumas regiões de maneira distinta no curto prazo e longo prazo. Por fim, os núcleos por exclusão apresentam uma baixa sincronização entre as regiões em ciclos de curto prazo, com seus valores não superando 12%, enquanto núcleos estatísticos se destacam no longo prazo ao indicar até 100% sincronização.

1 A PERSISTENCIA INFLACIONÁRIA NO BRASIL: UMA ANÁLISE WAVELET DOS GRUPOS DE INFLAÇÃO

1.1. INTRODUÇÃO

As decisões de política monetária estão frequentemente associadas a natureza da dinâmica de curto e longo prazo da inflação. Para controlar a inflação, a autoridade monetária precisa entender o processo inflacionário do país, fazendo com que sua resposta a mudanças nessa dinâmica seja mais precisa (Hargreaves et al, 2006).

Uma série de estudos apresentam alternativas para analisar a persistência inflacionária, propondo diferentes métodos para estimá-la, entre eles Fuhrer e Moore (1995), propõem uma análise de cointegração com dados dos EUA, Reisen, Cribari Neto e Jensen (2003), Balcilar (2004), Gil-Alana (2005), Figueiredo e Marques (2009), Silva e Vieira (2013), Canarella e Miller (2017) e Borges e Silva (2019) utilizam modelos autorregressivos fracionados para verificar a persistência da inflação em economias avançadas e no Brasil. Alguns estudos usam modelos de mudança estrutural, para estimar de maneira simultânea as mudanças de regime e do coeficiente fracionário, Figueiredo e Marques (2011), Silva, Carrara e Castro (2022), enquanto Ysusi (2009) e Andreani e Giri (2023), analisam a persistência inflacionária no México e em diversos países da OCDE via *wavelet*.

Silva, Carrara e Castro (2022) destacam que a persistência agregada é superestimada devido ao viés de agregação, além de poder existir heterogeneidades entre os processos inflacionários dos diferentes grupos. A compreensão da dinâmica inflacionária do índice geral é relevante, mas esse tipo de análise pode deixar de fora alguns movimentos específicos que só podem ser percebidos ao ser realizado uma análise mais local. Por exemplo, crises econômicas, assim como fatores climáticos, quebra de safra e choques de oferta, podem afetar os grupos de maneira distinta. Portanto, a análise da persistência inflacionária em grupos específicos do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) é crucial para compreender a dinâmica da inflação além de sua representação agregada.

Concomitante a isso, pode-se notar que vários autores têm se dedicado ao estudo da dinâmica da taxa de inflação. Porém, os estudos realizados até agora para o Brasil concentram-se no domínio do tempo. Desse modo, o presente estudo propõe uma análise no domínio do tempo-frequência, capaz de identificar não apenas os fatores de maior volatilidade em sua composição, mas também mapear se essas mudanças ocorrem em bandas de frequência mais curtas ou mais longas, indicando, assim, a persistência do processo inflacionário.

Neste sentido, o presente estudo analisa o espectro dos grupos de inflação no Brasil, para verificar qual deles possuem uma maior persistência no processo inflacionário. Para isso, utilizar-se-á um processo de decomposição do espectro de potência *wavelet* nos principais grupos de inflação definidos pelo IBGE de 2000 a 2023.

A análise multi-resolução via *wavelets* contribui para a literatura sobre persistência inflacionária ao superar limitações metodológicas de abordagens tradicionais (Roueff e Sachs, 2011). Enquanto estudos clássicos, como Fuhrer e Moore (1995), que focam em métodos de cointegração, adequados para identificar relações de equilíbrio de longo prazo, mas menos sensíveis a dinâmicas transitórias em múltiplas escalas, e modelos autorregressivos fracionados (Reisen et al., 2003; Figueiredo e Marques, 2011; Borges e Silva, 2019; Silva et al., 2022), que capturam a persistência de memória longa sob pressupostos de estacionariedade e parâmetros fixos, a abordagem *wavelet* não requer suposições prévias sobre a estrutura temporal da série, permitindo decompor a persistência em ciclos de diferentes durações de forma não paramétrica.

Portanto, a análise detalhada dos grupos que compõe a inflação, como sugerida neste estudo, desempenha um papel relevante para uma melhor compreensão da persistência inflacionária, permitindo projetar uma gestão mais eficiente da inflação e da economia como um todo. Por exemplo, a informação de que grande parte da volatilidade da inflação em um determinado grupo está concentrada em um ciclo de 2 a 4 anos pode orientar os formuladores de políticas a adotarem medidas de controle inflacionário considerando esse ciclo em específico.

Além desta seção introdutória, o estudo apresenta mais cinco. A segunda seção mostra a revisão de literatura e um panorama da inflação no Brasil. A terceira apresenta os aspectos metodológicos. Na seção seguinte, são apresentados os resultados empíricos para o índice geral e os seus respectivos grupos. Por fim, na quinta seção, são apresentadas as conclusões.

1.2. REVISÃO DE LITERATURA

1.2.1 Formas de medir a persistência da inflação

Do ponto de vista da autoridade monetária, a compreensão da persistência inflacionária é fundamental não apenas para uma melhor orientação de política, mas também para evitar custos macroeconômicos desnecessário. Como destacado por Mishkin (2007), a persistência implica que choques inflacionários têm efeitos prolongados, exigindo ajustes mais severos da taxa de juros para ancorar expectativas, o que, por sua vez, pode amplificar o *trade-off* existente em termos de produto e desemprego. Assim, se movimentos transitórios forem

equivocadamente interpretados como persistentes, a autoridade monetária pode aumentar os custos sociais dessa política ao reagir excessivamente, como destaca Giri (2023). Portanto, identificar a natureza da persistência torna-se crucial para otimizar a eficácia e a credibilidade da política monetária, haja vista não ser desejável um ajuste contínuo da taxa de juros para conter movimentos de natureza transitória na inflação.

Em termos empíricos, é possível destacar diversas estratégias que buscam mensurar a persistência do processo inflacionário, como através da representação autorregressiva de ordem k , da soma dos coeficientes no processo autorregressivo e por processos fracionalmente integrados (FI). Além disso, pode-se destacar os modelos de mudança estrutural, que buscam identificar mudanças fundamentais no processo gerador de dados ao longo do tempo, bem como a análise *wavelet*, a qual é utilizada no presente estudo.

Abordando a persistência inflacionária e suas implicações para a política monetária, Fuhrer e Moore (1995) comparam o modelo tradicional de contratos salariais sobrepostos de Phelps-Taylor com uma nova proposta que incorpora a preocupação dos agentes com salários reais relativos. Para isso, os autores utilizam dados trimestrais dos Estados Unidos (1965:1–1993:3) para preços, inflação, taxa de juros e hiato do produto, para aplicar testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e análises de cointegração, além da análise de autocorrelação entre inflação e produto. As evidências indicam que a persistência da inflação é influenciada tanto pela persistência do produto, ou seja, pela capacidade da economia de manter desvios prolongados em relação ao seu nível potencial, quanto por fatores relacionados a contratos de salários nominais.

Em um estudo que verifica como a inflação mantém sua trajetória de longo prazo em diferentes economias da OCDE, Cecchetti e Debelle (2006) incorporaram testes de quebras estruturais ao modelo autorregressivo (AR). Os autores utilizaram um conjunto de dados do Índice de Preços ao Consumidor (IPC), em níveis nacional e setorial. Os resultados indicam que a persistência inflacionária se mostrou menor do que o esperado, não havendo uma ligação clara entre a adoção de sistemas de política monetária (como a implementação de metas de inflação) e o comportamento da inflação.

Em um estudo para o Brasil, Cati, Garcia e Perron (1999) argumentam que a medida de persistência considerada mostra um forte viés quando o número (k) de defasagens inseridas no modelo é pequeno. Isso ocorre por conta das quedas abruptas na inflação causadas pelos planos de estabilização. Segundo os autores, essas intervenções distorcem testes econométricos tradicionais. Com isso, foram aplicados testes corrigidos aos dados, e seus resultados indicam

que a inflação segue um processo de raiz unitária, de modo que qualquer choque teria um efeito permanente.

Oliveira e Petrassi (2014) destacam que os testes usuais (ADF, Phillips-Perron, KPSS) não levam em consideração mudanças estruturais ao longo do tempo. Com isso, os autores analisam a persistência da inflação em vários países industriais e emergentes, implementando testes de raiz unitária na presença de quebras estruturais, indicando que os períodos amostrais não têm sido estáveis. No caso brasileiro, é destacado uma persistência decrescente ao longo do tempo, na qual é rejeitada a hipótese nula de que a soma dos coeficientes seja igual a 1, ou seja, os choques apresentam efeitos temporários, com a inflação retornando, no longo prazo, ao seu nível médio.

As abordagens discutidas até aqui consideram a ordem de integração (k) das variáveis analisadas, de modo a assumir somente valores inteiros, seja $I(1)$ ou $I(0)$, para a presença ou não de raiz unitária. Uma alternativa de análise univariada para o estudo da persistência inflacionária são os modelos *Auto-Regressive Fractionally Integrated Moving Average* (ARFIMA), que permitem capturar graus intermediários de persistência através da estimativa de um parâmetro fracionado.

Utilizando esse método, Balcilar (2004), Gil-Alana (2005) e Canarella e Miller (2017) analisam, respectivamente, a persistência das taxas de inflação na Turquia, EUA e para uma amostra de economias avançadas (Canadá, Suécia e Reino Unido) e recentemente industrializadas (Chile, Israel e México). Esses modelos incorporam a ideia de memória de longo prazo na dinâmica das séries temporais.

Os resultados encontrados por Balcilar (2004) revelam que as séries desagregadas não apresentam persistência significativa. Apenas doze das setenta e cinco séries demandaram mais de seis meses para dissipar 99% do efeito de um choque, indicando que a memória longa observada em dados agregados é espúria e decorrente do processo de agregação. Esse resultado sugere que análises baseadas em dados agregados podem superestimar a persistência inflacionária, um ponto crítico para políticas de estabilização.

Em contraste com o caso turco, Gil-Alana (2005) apresenta resultados que variaram conforme a especificação: sob a condição de ruído branco, a série exibiu ordem de integração (d) próxima a 0,25, enquanto perturbações autorregressivas levaram a valores negativos ($d < 0$), indicando antipersistência.

Da mesma forma, Canarella e Miller (2017) encontram um movimento de reversão a média nas economias avançadas, enquanto nas economias de mercado emergentes, os processos

inflacionários são parcialmente integrados, reversíveis, não estacionários e não compartilham persistência comum com a Alemanha e os Estados Unidos.

Os estudos de Reisen, Cribari Neto e Jensen (2003), Figueiredo e Marques (2009) e Silva e Vieira (2013) utilizam modelos de integração fracionária (ARFIMA e suas variações) para analisar a persistência inflacionária no Brasil. Enquanto Reisen, Cribari Neto e Jensen (2003) focaram em desafiar a noção de raiz unitária por meio do ARFIMA univariado, Figueiredo e Marques (2009) expandiram a abordagem ao incorporar a modelagem FIGARCH para capturar memória longa na variância, e Silva e Vieira (2013) integraram testes de quebras estruturais ao ARFIMA para análises regionais.

Utilizando dados do IGP-DI, para o período (1944:2 – 2000:2), Reisen, Cribari Neto e Jensen (2003) encontram uma ordem de integração menor que um, com existência de inércia inflacionária bem modelada por um processo de memória longa. Considerando o período posterior ao Plano Real (1994:8 – 2008:1), Figueiredo e Marques (2009) encontram evidências de uma taxa de inflação podendo ser caracterizada como um processo fracionalmente integrado em seus dois primeiros momentos. Silva e Vieira (2013) utilizando dados das taxas de inflação nas regiões metropolitanas do Brasil para o período de (1999:8 – 2011:12), observam uma persistência inflacionária com características de estacionariedade. Em comum, todos os resultados indicam a presença de reversão à média de longo prazo, sugerindo que choques temporários que levam a desvios em torno da média podem se dissipar.

Destacando a importância do tratamento de quebras estruturais, Silva e Vieira (2013) e Borges e Silva (2019) reconhecem a necessidade de considerar mudanças significativas na estrutura dos dados ao longo do tempo para obter resultados mais robustos.

Borges e Silva (2019) analisa o dilema da persistência da inflação de serviços no Brasil entre os anos de 1999 a 2017. Inicialmente, desconsiderando o tratamento das quebras estruturais, os resultados indicam que a persistência na inflação de serviços é maior que a encontrada no IPCA e na inflação de bens. No entanto, após o tratamento, a variação dos preços dos serviços se mostra antipersistente e estacionária, ou seja, após períodos de aumento ou diminuição nos preços de serviços, há uma propensão para um retorno aos níveis anteriores, sugerindo o dilema. O mesmo comportamento se verifica para os principais itens que compõe a cesta de serviços.

Como destacado por Diebold e Inoue (2001), Granger & Hyung (2004), a omissão de quebras estruturais viesia o parâmetro fracionário (d), levando a falsa detecção de memória longa. Com isso, Figueiredo e Marques (2011) propõem uma abordagem *Markov Switching – AutoRegressive Fractionally Integrated Moving Average* (MS-ARFIMA), para analisar a

dinâmica da inflação brasileira, permitindo uma estimação simultânea de mudanças de regime e do coeficiente fracionário. Os resultados indicam a existência de dois regimes distintos, sendo o de baixa inflação o mais persistente. Além disso, destaca-se que a memória de longo prazo da inflação é sensível a mudanças de regime, o que contribui para uma compreensão mais detalhada da dinâmica da inflação no Brasil.

O estudo da persistência inflacionária de maneira desagregada permite analisar as heterogeneidades específicas de cada segmento, assim como identificar se um determinado segmento atua de maneira mais incisiva como âncoras de inércia, distorcendo expectativas e dificultando o retorno da inflação à meta (Balcilar, 2004).

Assim como o presente estudo, Silva, Carrara e Castro (2022) realizam uma análise desagregada para os nove grupos que compõe o índice de inflação do Brasil. Os resultados evidenciam que a inflação agregada, bem como os demais grupos, apresenta comportamento estacionário com reversão à média de longo prazo, ou seja, não possuem tendências persistentes. Esses achados dialogam com as limitações apontadas por Balcilar (2004), sobre a agregação distorcer a percepção de persistência. Além disso, os autores questionam a ideia de que os preços regulados pelo Estado exibem maior persistência, e identificam uma elevada persistência no grupo de alimentos e bebidas, contrariando as expectativas.

Neste artigo é adotado uma abordagem completamente diferente e complementar, baseada na utilização de *wavelets* para análise de séries temporais. Diferentemente dos métodos tradicionais discutidos anteriormente, esse tipo de análise vem sendo utilizada na literatura para identificar padrões e mudanças em múltiplas escalas de frequência, adaptando-se a comportamentos não estacionários e não lineares.

Segundo Roueff e Sachs (2011), essa técnica é particularmente vantajosa para análises de séries com não estacionariedade ou sujeitas a quebras estruturais, superando limitações de métodos convencionais que pressupõem estabilidade estatística ou dependência linear. A análise multi-resolução, através das *wavelets*, permite decompor o sinal temporal em componentes de curto e longo prazo, capturando tanto flutuações transitórias quanto tendências persistentes, o que se torna um ganho em estudos em contextos econômicos dinâmicos, como o brasileiro.

Ysusi (2009) propôs uma análise detalhada da dinâmica da inflação mexicana de 1969 a 2009, utilizando a transformada *wavelet* discreta (DWT). Os resultados destacaram um aumento na proporção da variância explicada por variações de curto prazo para as séries de inflação global e subjacente desde 2001, indicando uma alteração nas características temporais das séries.

Addison (2018) destaca que a transformada *wavelet* contínua (CWT) é eficaz para detecção de padrões em dados complexos. Se comparado com outras transformações, incluindo a transformada *wavelet* discreta (DWT), a CWT oferece uma vantagem significativa ao permitir que a escala da função de base da *wavelet* varie continuamente, o que possibilita uma adaptação mais flexível dos dados.

Neste sentido, Andreani e Giri (2023) utilizam a transformada *wavelet* contínua (CWT) em dados da inflação energética para um conjunto de países da OCDE. Os espectros de potência *wavelet* revelaram que a maior parcela da volatilidade da inflação energética está localizada nas faixas de frequência entre 1,5 a 5,5 anos. Este resultado tem implicações importantes para as futuras decisões de política monetária. O argumento central é de que itens como alimentos e energia possuem uma volatilidade elevada no curto prazo, sendo pouco relevante para explicar a persistência inflacionária.

Diante do que foi revisado sobre a dinâmica da inflação, mais especificamente, a sua persistência, percebe-se que a aplicação da CWT para decomposição de sinal dos grupos de inflação pode elucidar questões sobre a periodicidade em que a inflação de alimentos, transportes habitação, entre outras, é mais instável, olhando não apenas para a sua localização no tempo, mas também analisando em qual frequência um determinado grupo é mais volátil, se em ciclos mais longos ou mais curtos.

1.2.2 Panorama da inflação no Brasil

Na seção de panorama da inflação no Brasil, é abordado o período abrangendo os anos de 2000 a 2023, o que nos permite obter uma visão abrangente das tendências inflacionárias ao longo de mais de duas décadas. Esse intervalo é uma escolha estratégica, pois coincide com o início do chamado tripé macroeconômico, caracterizado pelo regime de metas para a inflação, superávits fiscais primários e regime de câmbio flutuante.

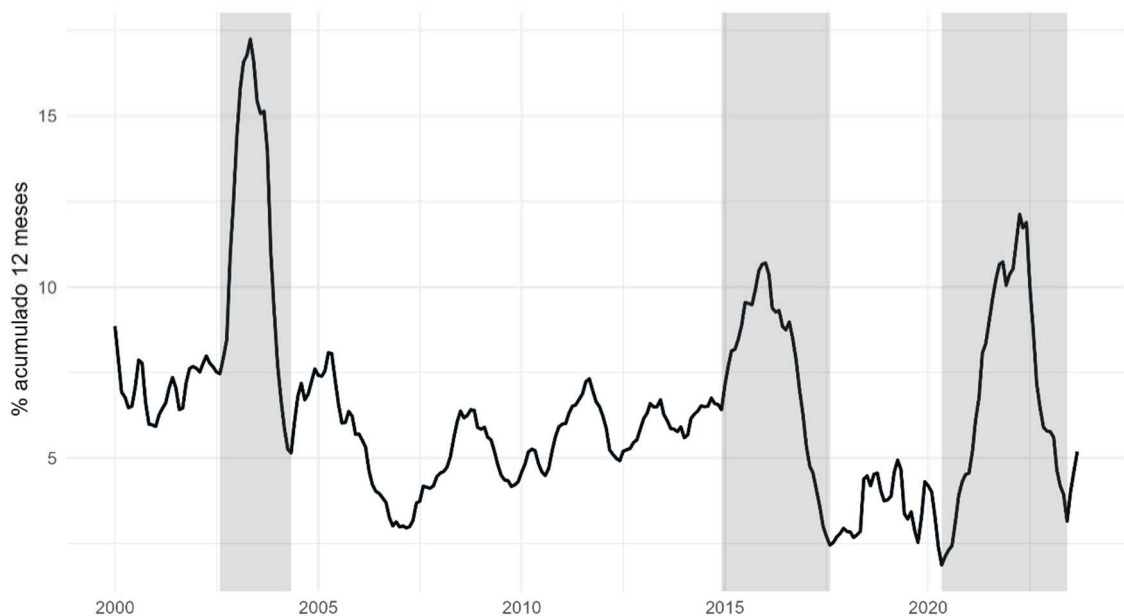
Durante o período analisado ocorreram transformações significativas no país. O Brasil experimentou flutuações na taxa de inflação, refletindo uma série de eventos econômicos que marcaram episódios de alta e baixa. Com isso, choques econômicos, causados por diversos fatores, como crises internas, desvalorizações cambiais, crises financeiras ou variações nos preços internacionais das *commodities*, podem influenciar os níveis de preços internos ao longo do tempo.

Para relatar com mais detalhe, a seguir, apresenta a série do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) no Brasil. Inicialmente, percebe-se um cenário de

inflação moderada no início dos anos 2000, com taxas oscilando entre 5,97% e 8,85%. Em contraste, o final dos anos 2002 foi marcado por um aumento expressivo na inflação, destacado pela área sombreada, atingindo picos de 10,93%, 12,53% e 17,24%, em novembro, dezembro de 2002, respectivamente, atingindo um valor máximo em maio de 2003.

Nesse período, o país passou por uma crise de confiança interna causada pelos resultados da eleição presidencial de 2002, na qual existia a expectativa da mudança na agenda econômica nacional, substituindo o chamado tripé da política macroeconômica adotado em 1999, composto pelo regime de metas para a inflação, o câmbio flexível e as metas de superavit primário.

Figura 1.1 - Evolução da inflação no Brasil para o período de 2000.01/ 2023.09



Fonte: Elaboração própria.

Segundo Arantes e Cazeiro Lopreato (2018), esse cenário de instabilidade interna conduziu a forma que o mercado financeiro reagiu, refletindo em uma reversão do ciclo de liquidez internacional e, conseqüentemente, a desvalorização cambial.

Ao longo dos anos seguintes, especialmente após 2003, é possível observar períodos de oscilação entre taxas mais baixas e eventuais aumentos, que se caracteriza em uma tendência de desaceleração na inflação, alcançando, em maio de 2007 uma taxa mínima de 2,96%. O primeiro governo Lula manteve as políticas macroeconômicas que contribuíram para a

estabilidade econômica, retomando o controle da situação monetária, fiscal e cambial, o que levou a uma redução significativa nas taxas de inflação.

Barbosa e Souza (2010) argumentam que o ajuste restritivo utilizado pelo Banco Central, elevando a taxa de juros, amenizou os efeitos especulativos no câmbio, permitindo a retomada do controle da situação monetária no país. Desse modo, o período de maio de 2003 a maio de 2007, foi caracterizado por uma redução nos níveis de inflação. Entretanto, existe uma rápida retomada do aumento da inflação por volta de 2008 devido aos impactos da crise financeira internacional. Posteriormente, a inflação se estabiliza até o ano de 2014 em um patamar entre 7,31% e 4,17%.

Arantes e Cazeiro Lopreato (2018) argumentam que a partir de 2007 existe uma mudança na agenda de política econômica no segundo governo Lula, sendo que essa mudança não pode ser atribuída ao mero pragmatismo no enfrentamento da crise. O segundo governo Lula, iniciado em 2007, passou a implementar políticas de caráter desenvolvimentista, utilizando políticas expansionistas (fiscais e monetárias) para acelerar o crescimento e aumentar o produto potencial da economia. Outro ponto de destaque é o fortalecimento das políticas de transferência de renda e o aumento real do salário mínimo, além de uma maior participação do Estado, expandindo o investimento público de longo prazo.

O período de estabilidade da inflação, destacado anteriormente e interrompido no final de 2014, é marcado por mudanças na taxa básica de juros (SELIC) que ocorreram no primeiro governo Dilma (2011 a 2014), com a utilização da Nova Matriz Econômica. Segundo Nassif (2015), entre setembro de 2011 e abril de 2013, foi colocado em prática uma expansão, levando a uma redução de 12% a.a. para 7,25% a.a. na SELIC, como resposta aos desafios econômicos globais.

Esse tipo de política pode refletir em futuras pressões inflacionárias devido ao ajuste das expectativas de inflação por parte dos agentes, elevando o custo de combate a inflação. Além disso, Barbosa (2017) destaca que os erros de política econômica da "Nova Matriz Econômica", iniciada nesse governo, causaram uma sucessão de choques de oferta e de demanda, levando a economia brasileira a uma crise iniciada em 2014.

Na Figura 1.1, a segunda área sombreada destaca um aumento de 7,14%, em janeiro de 2015, para 10,71%, em janeiro de 2016, o que representa um avanço na inflação de 3,57% para esse período. Cabe notar o cenário consistente de queda da inflação após alcançar o pico de 10,71%, sendo que essa desaceleração atinge um valor mínimo de 2,46% em agosto de 2017. A partir desse período, a inflação se manteve abaixo de 5%, o que condiz com as medidas restritivas de política econômica praticada no governo Temer, levando a lenta recuperação da

economia após a recessão. A inflação volta a crescer em meados de 2018, fechando o ano com 4,05%, mas desacelerando em 2019.

Nota-se que o ano de 2020 deu início a uma aceleração acentuada da inflação no país, sendo que entre 2021 a 2022, inflação alcançou valores de 10,67%, 10,74%, e 12,13% nos meses de outubro de 2021, novembro de 2021 e abril de 2022, respectivamente. Essa tendência de aumento na inflação pode ser atribuída a diversos fatores, incluindo a pandemia da COVID-19, aumento nos preços de *commodities* e instabilidades econômicas.

O índice de preços no Brasil é composto por 9 grupos, os quais estão sujeitos a diferentes tipos de choques. Entre esses, pode-se destacar as mudanças nas condições climáticas, que afetam diretamente a produção de alimentos, choques de produtividade, associados a variações tecnológicas ou na eficiência produtiva, flutuações cambiais, com impactos significativos nos custos de insumos importados e, por fim, crises de oferta localizadas, como interrupções em cadeias específicas devido a gargalos logísticos ou regulatórios. Cada um desses fatores influencia setores distintos do índice, refletindo a complexidade da dinâmica inflacionária no contexto brasileiro.

Segundo Silva (2019), o índice geral de preços no Brasil é caracterizado por diferentes grupos que operam sob estruturas de custos e formas de precificações variadas. Com isso, existem diversas razões para a presença de dissimilaridade na dinâmica inflacionária deles.

Tabela 1.1 – Peso médio e variação dos grupos que compõe o IPCA

Segmentos	Peso Médio	Δ 2000-2010	Δ 2010-2019	Δ 2019-2023
Alimentação e bebidas	23,01	3%	5%	-14%
Habitação	15,1	-17%	22%	-5%
Artigos de residência	4,58	-30%	-6%	-1%
Vestuário	5,78	21%	-17%	-16%
Transportes	20,04	-10%	-3%	14%
Saúde e cuidados pessoais	11,36	-5%	14%	9%
Despesas pessoais	10,05	8%	6%	-8%
Educação	5,5	47%	-30%	18%
Comunicação	4,56	68%	-38%	43%

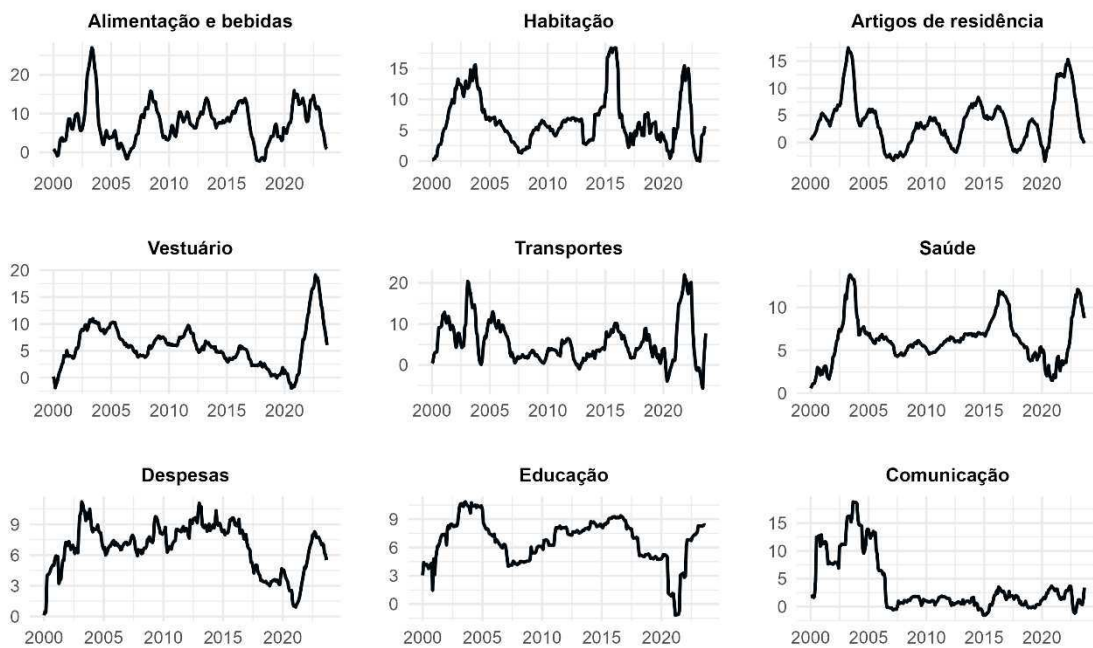
Fonte: Elaboração própria.

A análise desagregada permite que os *policy makers* compreendam melhor as pressões inflacionárias específicas, e, assim, tomem decisões mais ajustadas para manter a estabilidade dos preços no longo prazo. A Tabela 1.1 apresenta a importância relativa de cada grupo no índice geral, além da variação dos pesos para os respectivos intervalos. É possível destacar os

grupos alimentação e bebidas, transportes, habitação, saúde e despesas pessoais como os responsáveis por aproximadamente 80% das despesas familiares ao longo de todo período.

A Figura 1.2 detalha como cada grupo contribuiu para a inflação geral. É possível notar que os grupos compartilham movimentos similares de influência, com exceção de alguns deles, que mostram picos significativos em períodos distintos, como no caso do grupo Habitação.

Figura 1.2 - Inflação acumulada em 12 meses por grupos específicos



Fonte: Elaboração própria.

Em relação ao grupo de Alimentação e bebidas, verificou-se uma importância significativa deste segmento para inflação geral, sendo que seu peso médio é de 23,01%. Na Figura 1.2, é possível observar que a taxa de variação acumulada em 12 meses para esse grupo acelera no período inicial da série e chega a um pico de 26,97% em abril de 2003. Com a retomada do controle da situação cambial causada pela crise de confiança interna, o período seguinte é marcado por uma diminuição das taxas, atingindo 1,95% um ano depois. Em abril de 2005, a taxa de inflação de 5,58% inicia uma trajetória de queda e após um ano atinge um valor de -1,71%, representando uma deflação temporária para o grupo.

Após esse período de desaceleração, pode-se perceber que a inflação do grupo de Alimentação e bebidas apresenta uma retomada de crescimento. Entre os anos de 2007 a 2015, a taxa de variação desse grupo esteve frequentemente acima do índice geral. Além disso, a sua variação ficou entre 3,06% a 15,79%, o que indica uma volatilidade considerável. Martinez

(2011) destaca que a queda verificada em 2009 foi ocasionada pela crise internacional que afetou os preços das *commodities*, mas em 2010 tais preços já recuperaram o patamar anterior.

A partir de agosto de 2016, a taxa de variação acumulada passa por um outro período de desaceleração, até chegar, em outubro de 2017, a um valor mínimo de -2,32%. Aproximadamente três anos depois, a inflação volta a um pico de 14,83% em dezembro de 2020, uma inflação acumulada mais baixa se comparado a verifica em 2003. Uma das explicações para esse resultado está relacionada a quantidade de estoques das principais *commodities* entre os dois períodos. Possamai e Serigati (2021) argumentam que o período pós pandemia apresentavam níveis mais elevados de estoques aos observados na década de 2000.

Na sequência, os grupos de Transportes e Habitação possuem uma participação média de 20,04% e 15,10% no orçamento familiar. É possível observar no início da série uma aceleração da taxa de variação acumulada em 12 meses, o que coincide com o movimento apresentado anteriormente para o grupo Alimentação e bebidas. As duas séries alcançam o pico de 20,42% em janeiro de 2003 e 15,61% em setembro de 2003, respectivamente. A partir desse ponto, percebe-se que a taxa de variação desacelera até chegar ao mínimo de 0,11% em março de 2004 e de 1,29% em setembro de 2007.

No entanto, é possível perceber que a inflação do grupo Transportes dispara imediatamente, e em abril de 2005 a variação acumulada chega a 13%. Os preços administrados desse grupo, como as tarifas de transporte, passaram por um período de aumento entre 1995 a 2003, o que levou a uma redução considerável na demanda por esse tipo de serviço. Os custos associados ao combustível aumentaram, sendo repassados para as tarifas, o que fez com que parte da população substituísse o serviço de transportes urbanos pelo uso do transporte privado (Carvalho e Pereira, 2011).

A partir de 2005, é possível observar um movimento de redução da inflação do grupo de Transportes, que chega em um valor mínimo de 0,82% em fevereiro de 2007. Nesse período, a política da Petrobras de diluir temporalmente o repasse das oscilações internacionais do preço do petróleo aos combustíveis internos, foi uma das responsáveis por essa dinâmica, amortecendo impactos imediatos. Além disso, a popularização dos veículos *flex*, que permitiu aos consumidores substituírem gasolina por etanol em resposta a variações de preços relativos, introduzindo maior flexibilidade na demanda. Esses fatores, combinados, moderaram a volatilidade do grupo, refletindo adaptações estruturais no mercado de combustíveis durante o período.

Depois de apresentar uma deflação de -0,95% em novembro de 2012, aproximadamente três anos depois, a inflação do grupo Transportes volta a um pico de 10,10% em dezembro de

2015. Um aspecto importante a salientar é o expressivo aumento na mudança da dinâmica inflacionária entre os anos de 2015 a 2020. Isso pode estar associado ao fato de que em 2016 a Petrobras passa a utilizar uma nova medida de ajuste de preços, conhecida como política de Paridade de Preços de Importação (PPI), que torna os preços dos combustíveis mais sensíveis às variações no preço internacional de petróleo (Hallack, Kaufmann e Szklo, 2020).

Para o caso do grupo Habitação, a evolução desse preço pode ser geralmente afetada pelo aquecimento do mercado imobiliário, da construção civil e por choques no mercado de energia. Desse modo, Jardim e Lorrany (2020) destacam que entre os anos de 2003 a 2018, o mercado brasileiro imobiliário sofreu um aumento de 1,5% para quase 10% PIB. O pico de 18,34% verificado em novembro de 2015, pode estar relacionado a fatores como o custo de materiais de construção, tarifas de serviços públicos que foram afetadas por essa expansão. Ainda, cabe destacar que problemas relacionados a choques exógenos, como a uma crise hídrica, podem afetar os preços de energia elétrica, como aconteceu entre 2015 a 2016 (Paula e Pires, 2017).

A partir de então, ocorreu uma queda consistente na taxa acumulada, atingindo 2,19% em dezembro de 2016, mas volta a crescer e alcança 7,81% em agosto de 2018, estando 3,62% acima do índice geral para o mesmo período. De julho de 2020 a outubro de 2021, a taxa variou de 0,43% para 15,45%, intervalo que coincide com a pandemia de COVID-19, quando foram registrados aumentos significativos nos preços de aluguéis e energia elétrica em diversos setores.

Já para os gastos relacionados à saúde pessoal, observa-se que, em média, 11,36% do orçamento das famílias é destinado a esse segmento. Em junho de 2003, a variação anual alcançou um pico de 13,63%. A partir desse ano, percebe-se uma desaceleração na taxa de variação acumulada, chegando a 6,77% em fevereiro de 2004 e a 4,28% em junho de 2007, o que representa uma redução de 69%. Na sequência, a inflação desse segmento apresenta uma tendência de crescimento contínuo, alcançando, em abril de 2016, um novo pico de 11,88%, mas, em seguida, desacelera e alcança, em novembro de 2020, um valor mínimo de 1,50%, menor valor verificado da série histórica.

Segundo Martines (2011), a evolução dos preços do grupo Saúde pode ser afetada por melhorias relacionadas à distribuição de renda, redução do desemprego e expansão econômica. Isso ocorre pelo fato de que grande parte dos itens que compõem esse grupo faz parte do segmento de serviços, como médico, dentista e exames em geral. Como pode ser visto na Tabela 1.1, há um aumento no peso desse grupo ao longo das décadas, sugerindo que as famílias passaram a se preocupar mais com saúde e bem-estar, dado o envelhecimento da população

brasileira. Em fevereiro de 2023, a inflação acumulada chegou a 12%, representando um aumento expressivo em aproximadamente três anos. Entre 2019 e 2023, o peso desse segmento registrou um incremento de 9%.

Quanto ao grupo de Despesas Pessoais, tem-se que sua participação média no índice geral é de 10,05%. Com exceção dos últimos anos, em que ocorreu uma redução de aproximadamente 8%, esse segmento apresenta uma dinâmica de crescimento. Isso sinaliza que uma variedade de serviços – como empregado doméstico, serviços de lazer, entre outros – passaram a ter maior relevância no orçamento familiar. É possível verificar na Figura 1.2 um comportamento inicial de crescimento comum a todas as séries. A inflação de Despesas pessoais, que partiu de valores abaixo de 1% no início da série, chegou a alcançar 11,21% em fevereiro de 2003. Na sequência, percebe-se uma queda, e em fevereiro de 2005 o indicador atingiu 6%, sendo esse valor ligeiramente inferior ao acumulado do índice geral, que registrou 7,35% no mesmo intervalo. Entre 2005 e dezembro de 2012, a tendência dos preços manteve-se ascendente, alcançando um pico de 11,08% no final do período. Esse valor destaca-se em relação ao índice geral, que ficou em 5,82% na mesma janela temporal.

Martinez (2011) argumenta que esse período foi marcado por melhorias estruturais na economia, como aumentos no salário-mínimo e redução do desemprego. Esses fatores contribuem para o aumento dos custos associados desses serviços, além de fazer com que um maior número de pessoas passe a ter acesso, pressionando os preços desta categoria. A partir de abril de 2016, fica clara uma quebra na dinâmica da série, que passa a ter uma tendência de queda, ao sair de 9,50% para 3% em novembro de 2018. Esse movimento é aprofundado pelo choque da COVID-19, sendo que em janeiro de 2021 a taxa acumulada para esse segmento chegou a 0,92%. Em virtude da recuperação econômica, percebe-se que a inflação volta a crescer, alcançando um valor de 8,10% em setembro de 2022.

Por fim, a análise recai sobre os grupos com menor relevância para a dinâmica da inflação geral: Vestuário (5,78%), Educação (5,50%), Artigos de Residência (4,58%) e Comunicação (4,56%). Somados, esses segmentos representam um peso médio de 20,43% no índice total.

Com relação ao grupo Vestuário, é possível perceber no gráfico uma clara tendência de queda logo após atingir o pico de 11% em maio de 2003, decaindo até atingir um mínimo de 3,81% depois de quatro anos. Na sequência, nota-se um aumento até outubro de 2011, chegando a um valor acumulado de 8,84%. Por exemplo, os movimentos verificados nesse grupo estão sujeitos aos preços do algodão, que sofreram alta a partir de 2009 (Martinez, 2011). A nova

tendência de queda permanece até o período da pandemia de COVID-19, durante o qual a inflação desacelera, atingindo -1,89% em agosto de 2020.

Quanto ao grupo Educação, a sua taxa partiu de 4,41% em 2000, crescendo ano a ano até alcançar 10,63% no acumulado em 12 meses, em agosto de 2003. O período seguinte é marcado por uma diminuição das taxas, atingindo 4,02% em fevereiro de 2007. Aproximadamente uma década depois, a variação acumulada cresceu até 9,29% em agosto de 2016, resultado de elevações dos preços de serviços educacionais, reajustes de matrículas, que estão relacionados ao aumento da renda das famílias no período. A partir desse ponto, percebe-se uma redução na taxa, ano após ano, mas se estabilizando em um valor de aproximadamente 5,16%, entre maio de 2018 a maio de 2020. Para o mesmo período a inflação acumulada do índice geral esteve sempre abaixo. A redução de -1,15% verificada em março de 2021 ocorre substancialmente após o primeiro decreto de *lockdown* em 2020, que visava conter os casos da COVID-19. Com a liberação da economia e a volta à normalidade, é possível observar a retomada do crescimento da inflação do grupo educação, que, já em janeiro de 2022, exibia valores similares aos verificados antes da crise.

No grupo Artigos de residência, é possível observar, no início da série, uma aceleração da taxa de variação acumulada em 12 meses, o que coincide com o movimento apresentado em todos os grupos analisados até aqui. A série alcança o pico de 17,46%, em março de 2003, e, na sequência, desacelera, até chegar ao mínimo de -3,33%, em fevereiro de 2007. Cabe destacar a deflação desse grupo entre abril de 2006 e agosto de 2008. Contudo, os resultados para os próximos anos são de relativa estabilidade, com eventuais aumentos seguidos de uma redução.

Conforme Martines (2011), a variação dos preços neste segmento está associada a mudanças estruturais na economia, como por exemplo, ganhos de produtividade, que, entre os anos de 2005 e 2008, foram de aproximadamente 14%. Além disso, pode-se destacar as políticas de estímulo à expansão do crédito – a redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) para eletrodomésticos – sendo utilizada como um instrumento de enfrentamento da crise de 2008.

Os próximos períodos são caracterizados por eventuais aumentos seguidos de uma redução na taxa de inflação do segmento. Entre os períodos de novembro de 2019 a julho de 2020, após um período de queda, a inflação alcança, em março de 2022, um pico de 15,33%. Esse resultado ocorre em um contexto marcado pela pandemia de COVID-19, na qual o aumento do uso de modalidades remotas para trabalho, educação e lazer aumentaram a demanda por produtos eletrônicos, levando a escassez de peças essenciais ao processo produtivo (Frieske e Stieler, 2022).

Esse resultado ocorre em um contexto marcado pela pandemia de COVID-19, na qual o aumento do uso do teletrabalho para trabalho, educação e lazer aumentaram a demanda por produtos eletrônicos, o que sobrecarregou tanto as cadeias de suprimentos globais de manufatura quanto os estoques e recursos minerais a montante.

A variação em Comunicação alcançou um pico de 18,69% em novembro de 2003, com esse resultado ultrapassado o índice geral no mesmo período de referência. A partir desse ponto, percebe-se que a taxa de variação acumulada desacelera até chegar ao mínimo de -0,57% em fevereiro de 2007.

Após alcançar um valor máximo em 2003, o grupo de Comunicação passa por uma redução considerável na taxa de inflação acumulada para os anos seguintes. Isso pode ser explicado pelas mudanças na forma de regulação do setor de telefonia. O governo passou a utilizar um índice específico que é devidamente ajustado pelos ganhos de produtividade verificados no setor (Santos et.al, 2018). O grupo comunicação permaneceu com uma variação acumulada entre -1,45% e 3,64% para o restante da série.

No entanto, a Tabela 1.1 mostra que, entre os anos de 2019 a 2023, foi possível observar um aumento significativo de 43% da participação desse segmento no índice geral. Esse aumento pode estar associado a mudanças de costumes que foram impulsionados devido ao choque da COVID-19. No geral, os movimentos de crescimento no início e no final das séries são comuns a todos os grupos, com apenas algumas diferenças quanto a duração e amplitude.

1.3. METODOLIGIA

Entre os métodos de estudo de sinais pode-se destacar a transformada de Fourier, que decompõe uma série em um conjunto de funções seno e cosseno, relacionando a cada uma delas a importância de cada frequência no sinal. Embora a análise de Fourier tenha sido precursora da análise *wavelet*, ela possui uma série de limitações.

In e Kim (2013) destaca que, enquanto a transformada de Fourier decompõe um sinal em componentes de frequência pura, restringindo-se a uma representação global e estática, a análise *wavelet* consegue decompor dados em múltiplas escalas temporais, permitindo investigar comportamentos locais e multi-resolução. Um outro ponto a favor da análise *wavelet* é sua capacidade em lidar com janelas de análise adaptativas, que variam em duração para capturar desde descontinuidades abruptas (com funções de base curtas) até oscilações de baixa frequência (com funções de base longas), além de ser mais adequada para séries temporais não

estacionárias, onde padrões como tendências, mudanças de regime ou picos de variabilidade exigem flexibilidade temporal.

Um outro método que apresenta ganhos semelhantes com relação a análise de Fourier é Decomposição em Modo Empírico (EMD), proposto por Huang *et al.* (1998). A Transformada de Hilbert-Huang (HHT) decompõe, por meio da EMD¹, o sinal de uma dada série de tempo em Funções de Modo Intrínseco (IMF). Apesar de adaptativa e eficaz em dados não lineares e não estacionários, estudos como os de Kožić e Sever (2014) argumentam que a EMD carece de rigor teórico, enquanto a *wavelet* oferece uma estrutura matemática sólida, com funções base parametrizáveis (ex.: Morlet, Daubechies), garantindo reprodutibilidade e controle sobre as escalas analisadas.

Além disso, Moore *et al.* (2018) chama atenção para problemas como *mode mixing* (mistura de componentes de frequência próxima) que podem ocorrer entre as IMFs. Como o processo de seleção gera IMFs sem critérios prévios, isso pode levar à mistura de componentes ou à extração de modos espúrios, especialmente em séries com ruído ou *outliers*. Com isso, a análise *wavelet* minimiza esse problema ao decompor o sinal em escalas pré-definidas, garantindo isolamento de componentes.

Desse modo, a resolução tempo-frequência proposta no presente estudo permite mapear mudanças na dinâmica inflacionária ao longo do tempo (como efeitos de políticas monetárias ou crises econômicas), algo complexo de ser isolado com a EMD devido à sua natureza empírica e à possível geração de modos intrínsecos (IMFs) espúrios (Kožić e Sever, 2014; Afanasyev e Fedorova, 2016).

1.3.1 A transformada *wavelet* contínua

Considere uma série temporal $x(t)$, sua transformada *wavelet* contínua (CWT) é definida como:

$$W_x(\tau, s) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) \frac{1}{\sqrt{s}} \psi^* \left(\frac{t-\tau}{s} \right) dt \quad (1.1)$$

Onde:

- s é o fator de escala;
- τ é o parâmetro que corresponde a posição no tempo;
- ψ é a função *wavelet* mãe;

¹ Estudos como os de Santos e Castelar (2016), Costa e Lucena (2019) e Lucena et al. (2021), foram um dos primeiros que aplicaram o método EMD em séries econômicas no Brasil.

- ψ^* denota a conjugação complexa.

O fator $1/\sqrt{s}$ é adicionado para garantir que, independentemente da dilatação, todas as ondas tenham a mesma unidade de energia ($\psi_{\tau,s} = 1$). Em outras palavras, na análise *wavelet*, e de processamento de sinais em geral, a unidade de energia refere-se a uma normalização matemática que garante que a energia total de uma função (como uma *wavelet*) seja constante e invariante sob transformações de escala. Com isso, a energia está diretamente relacionada à intensidade do sinal ou à sua contribuição relativa na análise. A largura da janela e a faixa de frequências captadas são relacionadas: se ($|s| < 1$), as escalas baixas capturam detalhes que mudam rapidamente, ou seja, frequências altas, enquanto escalas mais altas, ($|s| > 1$), capturam características que mudam lentamente, frequências baixas (Rua, 2012).

A função mãe $\psi_{\tau,s}$ deve atender as condições de admissibilidade, similaridade, regularidade, momentos de fuga e invertibilidade, que garantem que a transformada *wavelet* seja matematicamente válida e útil para análise de sinais.

A primeira condição diz que a função $\psi_{\tau,s}$ possui média zero, de modo que a função precisa ser localizada no espaço de tempo e frequência: $C_\psi = \int_0^{+\infty} \frac{|H(\omega)|}{\omega} d\omega < \infty$, onde $H(\omega)$ é a transformada de Fourier de frequência ω . Essa é uma condição necessária para satisfazer a condição de admissibilidade, que garante que $\lim_{\omega \rightarrow 0} H(\omega) = 0$, o que permite recuperar o sinal original a partir dos coeficientes *wavelet*. Portanto, a primeira condição de uma função *wavelet* é $\int_{-\infty}^{+\infty} \psi(t) dt = 0$.

A segunda condição diz respeito a energia unitária da função *wavelet* ($\int_{-\infty}^{+\infty} |\psi(t)|^2 dt = 1$), ou seja, tal condição assegura um decaimento rápido no tempo e na frequência, garantindo a localização espacial. A condição de similaridade indica que a decomposição da escala deve ser obtida pela translação e dilatação de apenas uma função mãe, o que permite uma análise multi-resolução adaptativa.

A *wavelet* também deve estar concentrada em algum domínio espacial finito, sendo essa a condição de regularidade. Este requisito de regularidade adicional exclui todas as funções descontínuas. A condição momentos de fuga elimina a parte mais regular (polinomial) do sinal, permitindo o estudo de suas flutuações de ordem superior. Neste caso, os coeficientes *wavelet* são muito pequenos nas regiões onde a função é tão suave quanto a ordem de cancelamento e a transformada *wavelet* só reagirá às variações de ordem superior da função. Por fim, a condição de invertibilidade diz que deve existir pelo menos uma fórmula de reconstrução para recuperar

o sinal original $x(t)$ a partir dos coeficientes *wavelet* $W_x(\tau, s)$, sendo essa condição indispensável para aplicações como filtragem e compressão (Farge, 1992).

Entre as opções de *wavelet* mãe, a Morlet é a mais comum entre os estudos dessa natureza (Goupillaud et al., 1984). Uma Morlet é o produto de uma exponencial complexa e uma função gaussiana, que é definida como:

$$\psi_{\omega_0}(t) = 1/\pi^{1/4} e^{i\omega_0 t} e^{-t^2/2} \quad (1.2)$$

onde $i = \sqrt{-1}$ é um número imaginário e a frequência adimensional, ω_0 , está definido $\omega_0 = 6$ para satisfazer a condição de admissibilidade (Torrence e Compo, 1998). Como a transformada *wavelet* decompõe o sinal original em um domínio de escala de tempo, é necessário converter a escala em frequência, sendo que essa conversão é ideal para simplificar uma interpretação eficaz dos resultados. Pela relação da escala de frequência, a escolha de $\omega_0 = 6$ aproximam a *wavelet* de uma função analítica pura, minimizando distorções na reconstrução do sinal, o que nos dá uma taxa de conversão igual a $f = \frac{6}{2\pi s} \approx \frac{1}{s}$ (Aguiar-Conraria et al., 2008).

Por fim, como a CWT é aplicado em séries temporais de comprimento finito, ocorrerão distorções de borda devido ao fato de que os valores da transformada no início e no final da amostra são calculados de forma imprecisa, o que envolve preenchimento artificial nos extremos da amostra (o mais comum é definir zero para estender a série temporal). Conforme que as escalas maiores diminuem a amplitude perto das bordas à medida que mais zeros entram na análise, a região que sofre esses efeitos de borda é função de s (Torrence e Compo, 1998). O Cone de Influência (COI) é a região do espectro *wavelet* na qual os efeitos de borda se tornam importantes por um fator de e^{-2} . Nos casos de *wavelet* Morlet isso é dado por $\sqrt{2s}$.

1.3.2 Ferramentas *wavelet*

1.3.2.1 Espectro de potência e espectro global de potência *wavelet*

Seja $x(t)$ e $y(t)$ duas séries temporais, o espectro de potência *wavelet* (WPS) é dado por:

$$WPS_x(\tau, s) = |W_x(\tau, s)|^2 \quad (1.3)$$

Essa medida está associada à variabilidade da série temporal original no domínio do tempo-frequência. Ela captura a energia da CWT em cada ponto no domínio da escala de tempo, permitindo a identificação das escalas mais representativas, ou seja, aquelas que mais contribuem para a energia total da série.

Para comparar a oscilação de energia entre uma faixa de frequência definimos o *Global Wavelet Power Spectrum* (GPWS), que pode ser obtida quando tomamos a média do espectro de potência *wavelet* ao longo do tempo (Aguiar-Conraria e Soares, 2011):

$$GWPS_x(\tau, s) = \int_{-\infty}^{+\infty} |W_x(\tau, s)|^2 d\tau \quad (1.4)$$

As escalas de frequências são divididas em altas e baixas frequências. Enquanto a primeira capta os movimentos de curto prazo, a segunda permite identificar os de longo prazo. No presente estudo, considera-se curto prazo os movimentos que ocorrem em períodos inferiores a 1 ano (6 a 12 meses), já o médio e longo prazo abrange um intervalo de tempo de 1 a 2 anos (12 a 24 meses), 2 a 4 anos (24 a 48 meses) e 4 a 8 anos (48 a 96 meses), respectivamente.

Portanto, as análises WPS e GWPS permitem identificar a persistência inflacionária das séries em diferentes escalas temporais, de modo a mostrar como a energia (variância) de um dado grupo, como, por exemplo, alimentação, varia ao longo do tempo-frequência. Caso os ciclos se caracterizem por períodos mais longos, isso reforçaria a ideia de persistência na série temporal analisada.

1.3.3 Base de dados

Neste estudo, é analisado a persistência dos grupos do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) no Brasil através da transformada *wavelet* contínua (CWT), com ênfase no espectro de potência *wavelet*, na qual permite identificar quais frequências possuem a maior parcela da volatilidade do IPCA.

Os dados dos grupos de alimentação e bebidas, habitação, artigos de residência, vestuário, transportes, saúde e cuidados pessoais, despesas pessoais, educação e comunicação foram obtidos junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O instituto disponibiliza as séries em forma de índice de base fixa com ajuste sazonal. Os dados são mensais e abrangem o período de janeiro de 2000 a setembro de 2023, totalizando uma amostra de 286 observações para cada grupo de interesse. A seguir, a Tabela 1.2 mostra a composição do IPCA para os diferentes períodos.

Tabela 1.2 - Composição do IPCA: 2000:01/2023:09

Vigência	Estrutura
2000:01 - 2006:06	9 grupos 19 subgrupos 593 subitens
2006:07 - 2011:12	9 grupos 19 subgrupos 465 subitens
2012:01 - 2019:12	9 grupos 19 subgrupos 464 subitens
2020:01 - 2023:04	9 grupos 19 subgrupos 457 subitens

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Tabela 1.3 é possível observar as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no estudo. Primeiramente, observamos que o (IPCA) apresentou uma média de 0,513%, sendo que os desvios em torno desse valor é o menor entre as variáveis analisadas. Na sequência, pode-se destacar os resultados para média do grupo alimentação e bebidas, que foi de 0,617%, a maior entre os grupos. Em contrapartida, artigos de residência possui uma média de 0,320%, a menor verificada.

Tabela 1.3 – Estatísticas descritivas da inflação e seus respectivos grupos

Grupos	Média	Máx	Mín	Desv.P	Assimetria	Curtose
IPCA	0,513	3,02	-0,61	0,392	1,659	10,447
Alimentação e bebidas	0,617	5,81	-0,91	0,786	1,676	10,056
Habitação	0,536	5,29	-2,38	0,710	1,300	12,057
Artigos de residência	0,320	2,88	-1,37	0,552	0,761	5,369
Vestuário	0,477	2,11	-1,44	0,606	-0,104	3,048
Transportes	0,459	4,68	-4,5	0,981	0,155	7,972
Saúde e cuidados pessoais	0,518	2,74	-0,71	0,428	1,251	8,024
Despesas pessoais	0,558	3,55	-0,25	0,436	2,133	12,040
Educação	0,567	6,7	-3,47	1,368	2,900	11,270
Comunicação	0,315	9,31	-2,08	1,099	5,207	36,767

Fonte: Elaborado pelo autor.

É notável que alguns grupos específicos, como comunicação e educação, apresentam um desvio padrão significativamente maior que os demais grupos, o que pode ser visto através da presença de valores extremos, como o valor máximo de 6,7%, 9,31% e mínimo de -3,47%, -2,08%, respectivamente. Portanto, esses grupos são os que possuem maior volatilidade entre os demais.

Os resultados da assimetria e curtose dos grupos de inflação revelam algumas semelhanças. A assimetria positiva prevalece, com exceção de vestuário, indicando uma distribuição deslocada para a direita da média. No entanto, apenas os grupos artigos de residência, vestuário e transportes se encontram próximos do intervalo de zero, ou seja, seus dados estão distribuídos de maneira mais simétrica se comparado ao demais. Com relação a curtose, é possível perceber que grupos como comunicação e habitação se destacam, mas no geral todos os grupos apresentam curtoses bastante elevadas.

Essa disparidade nas características estatísticas destaca a heterogeneidade do cenário inflacionário no Brasil, enfatizando a importância do método *wavelet* utilizando no presente estudo. Na sequência, será realizado a análise dos resultados buscando identificar *insights* valiosos para compreender as dinâmicas de cada grupo em específico.

1.4. RESULTADOS

Os resultados discutidos a seguir produzem um conjunto de informações a respeito da persistência inflacionária, no *locus tempo-frequência*, para o IPCA e seus respectivos grupos. Tais informações são úteis para compressão do processo inflacionário no Brasil, uma vez que os nove grupos de inflação representam setores com dinâmicas distintas, ou seja, preços que podem responder de diferentes maneiras a choques climáticos, reajustes de tarifas públicas, quebras de safra, crises econômicas.

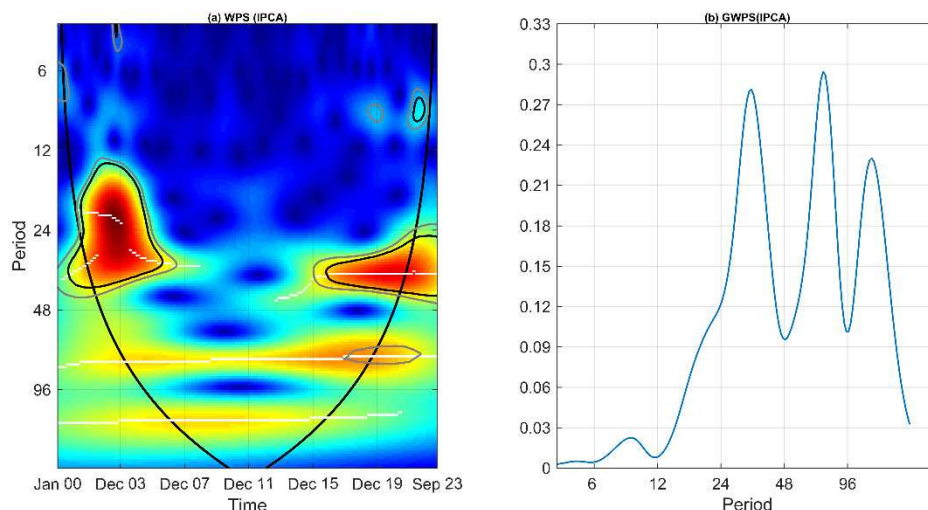
Com isso, a análise multi-resolução é capaz de identificar discontinuidades e mudanças de persistência de forma endógena, capturando transições suaves ou abruptas sem modelagem prévia (ex: crise de 2014 e pandemia em 2020 no Brasil). Inicialmente, são discutidas as evidências sobre o IPCA agregado e, em seguida, analisam-se os grupos com maior potência em frequências específicas – identificando a dominância em ciclos curtos e/ou ciclos prolongados – fornecendo, assim, subsídios para estratégias macroeconômicas mais precisas, capazes de reduzir os custos sociais do controle da inflação.

1.4.1 Análise geral da dinâmica inflacionária

Nesta subseção, busca-se verificar alguns aspectos relacionados à dinâmica agregada dos preços no Brasil. A Figura 1.3 mostra o espectro de potência *wavelets* (coluna da esquerda) e o espectro de potência global *wavelets* (coluna da direita). Enquanto o primeiro mede a variância da série em cada lócus tempo-frequência, o segundo é uma medida total do sinal em todas as escalas de frequência. A frequência é representada em meses, variando desde a frequência mais alta (6 meses), até a frequência mais baixa (96 meses).

No mapa de calor, áreas com uma cor mais vermelha sugere que uma fração alta (baixa) da variância está concentrada naquela banda de frequência e intervalo de tempo específicos, enquanto as áreas de cor azul indicam a falta de cenários significativos. A linha cônica preta (cone de influência COI) identifica os efeitos de borda, na qual os resultados próximos a essa região devem ser interpretados com cautela. Os níveis de significância em preto e cinza correspondem a 5% e 10%, respectivamente, e foram obtidos a partir de 5000 execuções da Simulação de Monte Carlo. As linhas brancas no mapa indicam máximos locais.

Figura 1.3– Espectro de potência local e global *wavelet* para o IPCA



Fonte: Elaborado pelo autor.

Notavelmente, observa-se que a maior parte da variância do IPCA agregado ocorre durante o choque de incerteza causado pela mudança de governo nos períodos entre 2001 a 2003. Contudo, a maior variabilidade do nível geral de preços, representada pela cor vermelha, concentra-se predominantemente em faixas de frequência correspondentes a ciclos de 1 a 4 anos

(12 a 48 meses). É possível perceber que ciclos de 1 a 4 anos dominaram entre 2001 a 2006, mas perderam força após 2007.

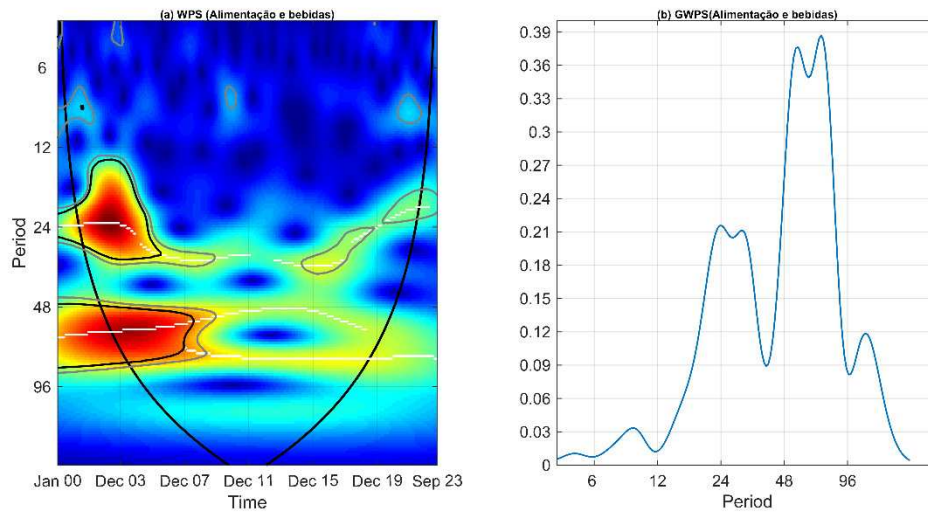
Um resultado semelhante é observado durante os períodos de 2016 a 2021, sendo esse um período que sucede uma série de choques de oferta e de demanda que atingiram a economia brasileira durante crise iniciada em 2014. Segundo Barbosa (2017), estes choques estão relacionados aos erros de política econômica da "Nova Matriz Econômica". Além dos erros de política econômica, cabe destacar o choque da crise da Covid-19 em 2020. Com isso, percebe-se uma elevada concentração da variabilidade na faixa de frequência de 2 a 4 anos para os períodos de 2016 a 2021, lembrando que os resultados próximos ao COI devem ser interpretados com cautela.

O espectro de potência *wavelets* indica uma alteração nas bandas de frequência para ambos os períodos destacados, sendo que, entre 2001 a 2003, a prevalência dos ciclos do IPCA no Brasil inicia em períodos acima de 1 ano, diferentemente de 2016 a 2021, que a prevalência se encontra em períodos acima de 2 anos. Esse resultado sugere que, com o passar do tempo, os ciclos mais curtos gradualmente perderam importância e deram lugar a ciclos mais longos.

1.4.2 Análise da dinâmica inflacionário por grupos de inflação

Nesta subseção, as investigações para o IPCA agregado são estendidas aos nove grupos que compõem o índice: alimentação e bebidas, habitação, artigos de residência, vestuário, transportes, saúde e cuidados pessoais, despesas pessoais, educação e comunicação. Essa decomposição permite identificar o nível de persistência de cada grupo em específico, por meio da separação da série em componentes de diferentes escalas (ciclos), o que possibilita captar informações sobre quando e em quais frequências os fenômenos ocorreram. Essa abordagem é de grande valor, pois auxilia a compreender não apenas a força dos ciclos e choques pontuais, mas também a projetar o comportamento futuro da inflação agregada.

Figura 1.4 – Espectro de potência local e global *wavelet* para alimentação e bebidas



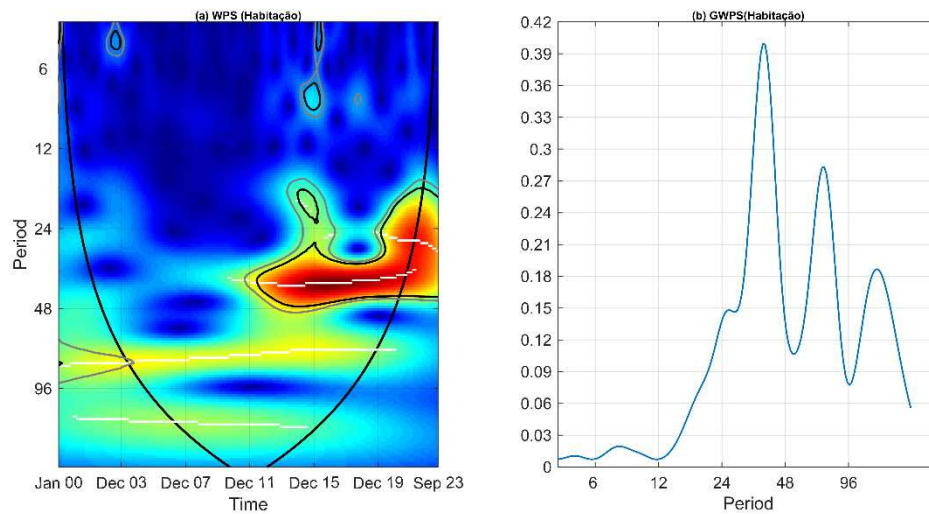
Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Figura 1.4, é possível perceber que a inflação do grupo de alimentação e bebidas concentra a maior parte da variabilidade no período inicial da amostra, e em faixas de frequência distintas. Diferentemente da análise anterior, a maior variabilidade dos preços de alimentação e bebidas, representada pela cor vermelha, concentra-se em duas faixas de frequência correspondentes a ciclos 12 e 24 meses (ou 1 a 2 anos) e 48 e 96 meses (ou 4 a 8 anos), sendo que nessa última se concentra a maior parte da variação. Em outras palavras, a inflação de alimentos e bebidas apresentou ciclos mais curtos (de 1 a 2 anos), que dominaram entre 2001 e 2004, e ciclos mais longos (de 4 a 8 anos), que prevalecem entre 2001 a 2007, com ambos perdendo força após 2007.

É possível notar que as regiões altamente significativas coincidem cronologicamente com o choque das *commodities*, iniciada nos anos 2000. Segundo Possamai e Serigati (2021), os estoques das principais *commodities* agrícolas estavam operando em patamares historicamente baixos na década de 2000. No entanto, em 2020, os estoques se encontravam em níveis mais altos aos observados no período anterior.

Essa assimetria reflete diferenças estruturais e institucionais entre os períodos analisados. Enquanto no *boom* das *commodities* (2000-2010) a ausência de mecanismos de estabilização e estoques baixos amplificaram a volatilidade, no período recente (2016-2023), políticas de regulação e estoques estratégicos atenuaram o impacto de choques externos, resultando em menor variância dos preços. Essa interpretação está alinhada com a literatura sobre estabilização de preços (ex.: Blinder e Maccini, 1991; Gilbert, 2010), que atribui a assimetria a mudanças na governança de mercados de *commodities*.

Figura 1.5– Espectro de potência local e global *wavelet* para habitação



Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados do espectro de potência para o grupo Habitação diferenciam-se dos apresentados em Alimentação e Bebidas, tanto em termos temporais quanto em relação às frequências. Na Figura 1.5, percebe-se que a maior parte da variância ocorre entre os períodos de 2012 a 2023, representada pela cor vermelha. Nesse intervalo, destacam-se faixas de frequência correspondentes a ciclos de 24 a 48 meses (2 a 4 anos).

Além disso, observam-se pequenos pontos significativos em frequências mais altas, porém visivelmente menos intensos. Segundo Paula e Pires (2017), períodos de crises hídricas, como os ocorridos entre 2014 e 2016 na região Sudeste do Brasil, podem estar associados a essas áreas de maior variabilidade.

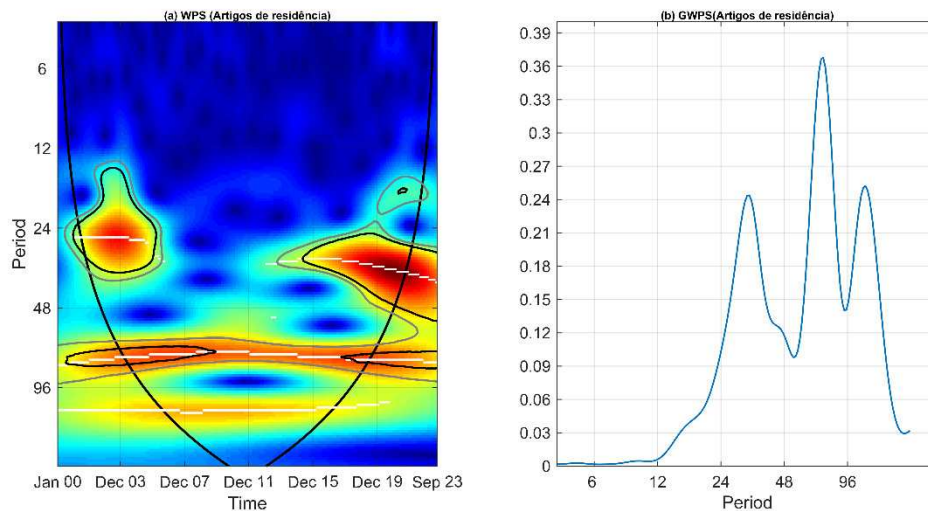
A partir de 2012, o domínio de ciclos entre 24 e 48 meses sugere uma mudança na intensidade do sinal da inflação desse segmento. A dinâmica de preços do grupo habitação inclui itens relacionados à moradia, tais como aluguel e energia elétrica residencial. Desse modo, Jardim e Lorrany (2020) argumentam que a expansão do mercado imobiliário brasileiro (de 1,5% para quase 10% do PIB entre 2003 e 2018) elevou os custos de materiais de construção e tarifas de serviços públicos. Ainda, melhorias na distribuição de renda, redução do desemprego e expansão econômica são fatores que pressionam os preços de aluguéis no país (Martinez, 2011).

Na Figura 1.6 é possível analisar a dinâmica inflacionária do grupo artigos de residência. Observa-se que a variância dos preços se concentra em duas faixas principais de frequência. A primeira delas está localizada em frequências mais altas (ciclos de 12 a 24 meses), mais intensos

entre 2001 e 2003, mas com significância reduzida após 2005. Enquanto a segunda se encontra em frequências mais baixas (ciclos de 48 a 96 meses, que persistem ao longo de todo o período, mantendo-se estáveis mesmo em nível de significância de 10%.

Segundo Martinez (2011), os preços deste segmento estão sujeitos a mudanças estruturais na economia. Entre os anos de 2005 a 2008, o autor destaca que o país obteve ganhos de produtividade de aproximadamente 14%. Quanto as políticas de estímulo ao crédito, como a redução do IPI para eletrodomésticos, foram utilizadas como um instrumento de enfrentamento da crise de 2008.

Figura 1.6– Espectro de potência local e global *wavelet* para artigos de residência

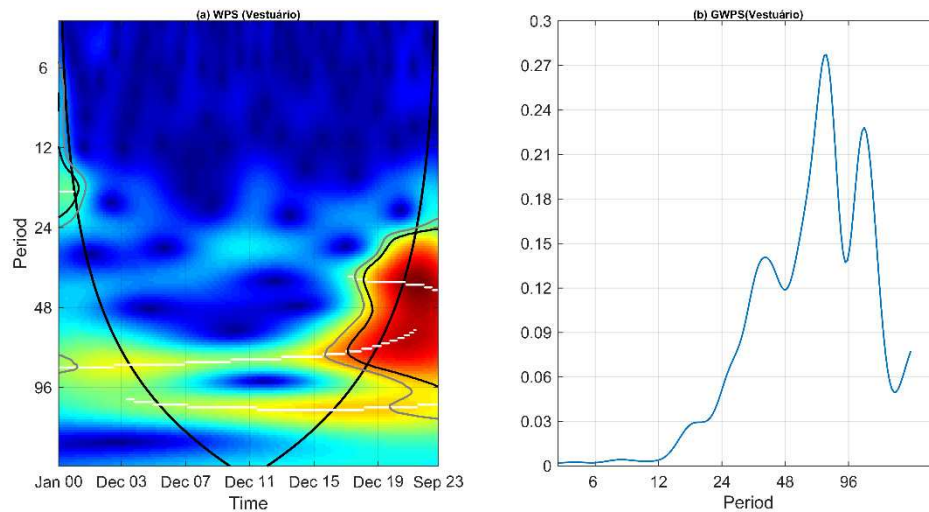


Fonte: Elaborado pelo autor.

Além disso, observa-se que ciclos de 24 a 48 meses (2 a 4 anos) passaram a dominar a partir de 2014, com intensificação no período do choque da COVID-19. Esse fenômeno está associado, entre outros fatores, à escassez de componentes eletrônicos (em especial semicondutores), que impactou a produção de bens eletroeletrônicos em escala global.

Novamente, como visto nos resultados anteriores, a variância dos preços do grupo de habitação apresenta ciclos que duram aproximadamente de 4 a 8 anos. Isso também é observado para os de preços do grupo de artigos de residência, com a notável distinção de que a inflação desse segmento é persistente ao longo de todo intervalo de tempo, ou seja, seus ciclos são mais regulares.

Figura 1.7– Espectro de potência local e global *wavelet* para vestuário

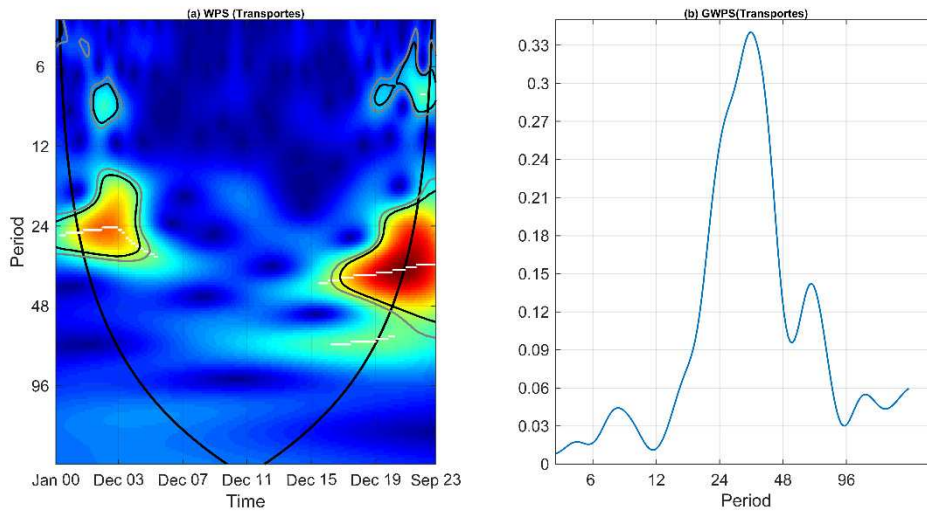


Fonte: Elaborado pelo autor.

A análise do espectro de potência para o grupo de inflação de vestuário pode ser vista na Figura 1.7. É perceptível a presença de uma única região de calor significativa a 5%, que começa em 2016 e segue até 2023. No entanto, as regiões fora do cone de influência devem ser descartadas devido a efeito de borda. Com isso, ao considerar o período de 2016 a 2020, pode-se notar que a maior variabilidade dos preços de vestuário está localizada em frequências de médio e longo prazo, que correspondem a ciclos entre 2 a 8 anos.

Os resultados das áreas de maior variância para o grupo de transporte compartilham semelhanças com os verificado para o índice geral de preços. Conforme apresentado na Figura 1.8, observa-se que parte da variância dos preços de transporte ocorre entre 2001 a 2004. É perceptível que, para esse período inicial, existe a predominância em faixas de frequência correspondentes a ciclos entre 12 a 24 meses (1 a 2 anos). Contudo, a partir de 2004, esses ciclos de médio prazo perdem força, dando lugar, a partir de 2016, a ciclos mais persistentes. Com isso, se comparada ao período anterior, nota-se uma concentração da variabilidade mais elevada na faixa de frequência entre 24 a 48 meses, ou seja, em ciclos entre de 2 a 4 anos para os períodos de 2016 a 2021. Esse resultado indica que a natureza da inflação de transportes mudou após o primeiro período, passando a apresentar ciclos mais longos de 2 a 4 anos.

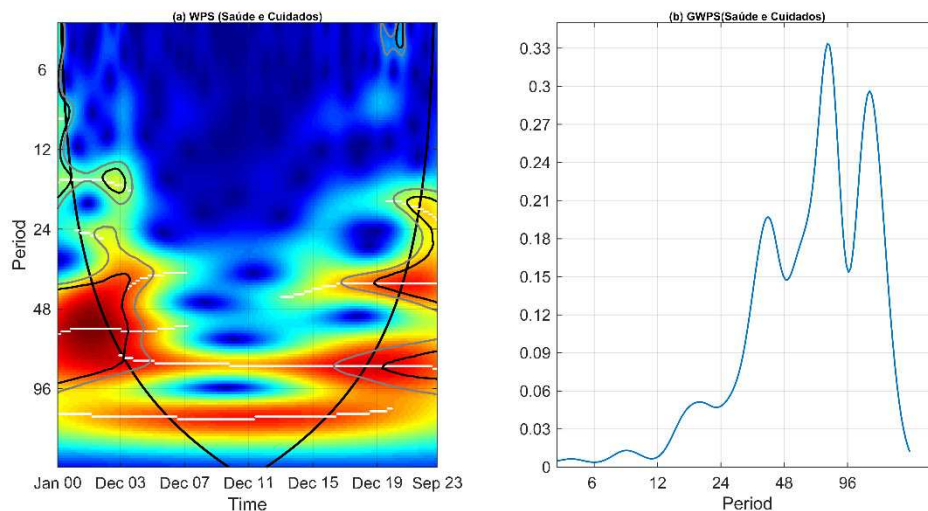
Figura 1.8– Espectro de potência local e global *wavelet* para transportes



Fonte: Elaborado pelo autor.

Não é de surpreender que a maior parte da variabilidade se concentre no segundo período, sendo que a inflação do grupo transportes é composta por itens como combustíveis, que dependem diretamente do petróleo. A partir de outubro de 2016, a Petrobras passou a ajustar os preços dos derivados de petróleo conforme os padrões internacionais, adotando a política de Paridade de Preços Importação (PPI). Segundo Hallack, Kaufmann e Szklo (2020), esse tipo de medida torna os preços dos combustíveis mais sensíveis às variações no preço internacional de petróleo, de modo que os custos associados a esta política de PPI aumentam em 2018, com o aumento dos preços nominais do petróleo bruto.

Figura 1.9– Espectro de potência local e global *wavelet* para saúde e cuidados

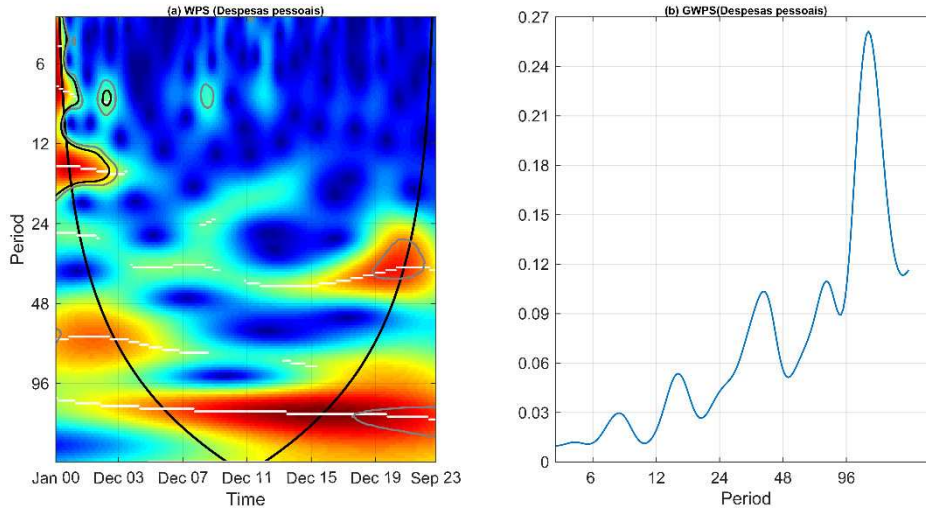


Fonte: Elaborado pelo autor.

Segundo Nunes (2004), a combinação do envelhecimento populacional, que aumenta a frequência de uso e a demanda por serviços mais complexos, com a estrutura contratual de longo prazo dos planos de saúde (com reajustes anuais e por faixa etária) cria um cenário onde os custos tendem a apresentar choques persistentes e ascendentes. A natureza contratual e a regulação geram uma rigidez na formação dos preços, que tendem a incorporar esses aumentos de custo de forma contínua.

Neste sentido, a Figura 1.9 apresenta as evidências para a inflação no grupo de saúde e cuidados. É possível notar a presença de uma área de calor significativa a 5% e 10%, que começa em 2001 e segue até 2004. Essas áreas estão localizadas em frequências entre 12 e 24 meses, e outra entre 24 a 48 meses. Com isso, ao considerar o período inicial, nota-se que a variância maior dos preços de saúde e cuidados está localizada em frequências de médio e longo prazo, que correspondem a ciclos entre 1 a 4 anos. No entanto, a partir de 2004, esses ciclos vão perdendo força, mas a partir de 2016 voltam a aparecer.

Figura 1.10– Espectro de potência local e global *wavelet* para despesas pessoais



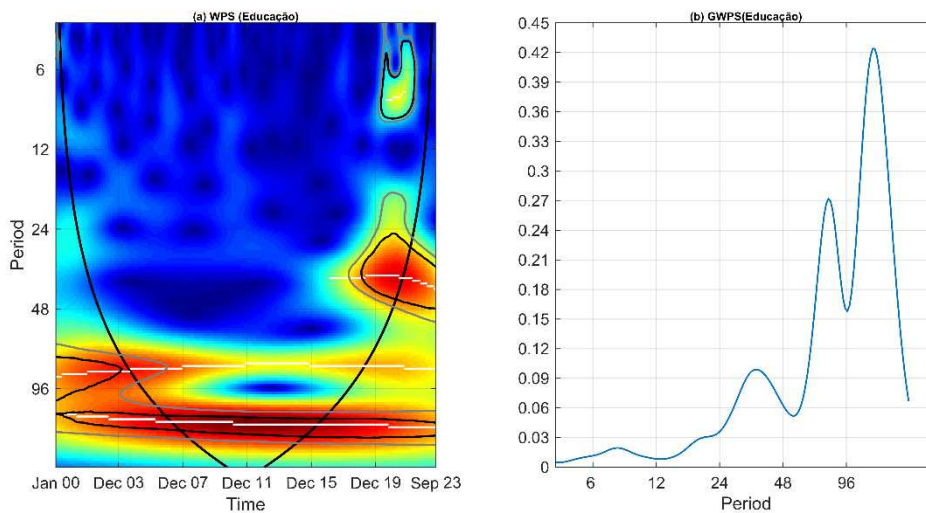
Fonte: Elaborado pelo autor.

A Figura 1.10 apresenta os resultados para o grupo de despesas pessoais, na qual é possível perceber poucas áreas significativas ao longo do tempo. Para o intervalo entre 2001 a 2003, observa-se uma área significativa a 5% que está localizada em frequências entre 12 e 24 meses. Além dessa área, nota-se a existência de outra no período pós choque da COVID-19, mas a um nível de significância de apenas 10%. Assim, percebe-se que, no período inicial, existe a predominância de ciclos mais curtos (entre 6 meses a 2 anos). Porém, a partir de 2003,

os ciclos de curto prazo perdem força e passam a dá lugar, a partir de 2020, a ciclos mais persistentes. Em outras palavras, a inflação do grupo despesas pessoais passou a apresentar ciclos entre de 2 a 4 anos, dando indícios que esse segmento passou por mudanças na sua persistência.

A análise do espectro de potência da inflação do grupo educação revela uma notável variabilidade dos preços no período de 2007 a 2015. Na Figura 1.11, percebe-se uma área em destaque, que está localizada na faixa de frequência superior a 96 meses, sendo o único grupo dos que compõe o IPCA a apresentar movimentos nessa localidade. Esse resultado reflete os aumentos dos preços de serviços educacionais, como reajustes de matrículas, que estão relacionados ao aumento da renda das famílias no período.

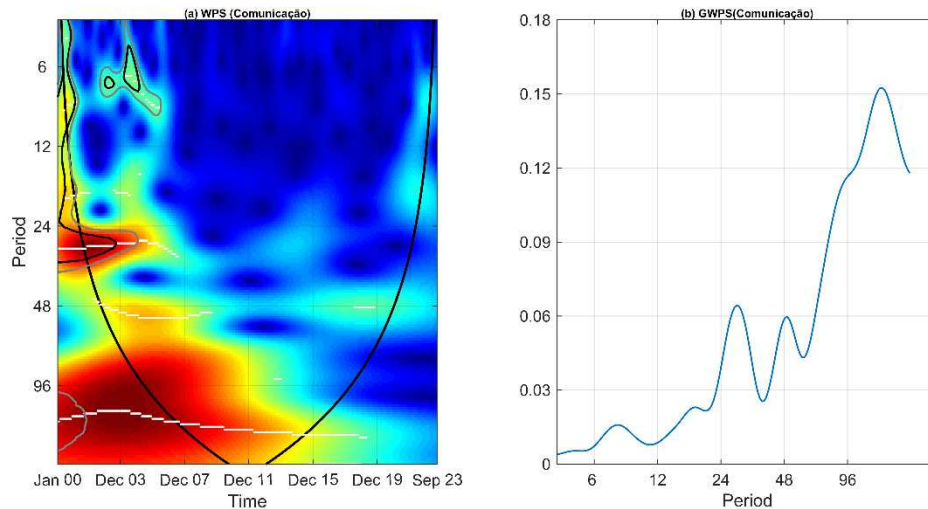
Figura 1.11– Espectro de potência local e global *wavelet* para educação



Fonte: Elaborado pelo autor.

No entanto, os resultados reportados a partir de 2019 mostram duas regiões significativas a 5% que estão localizadas em frequências distintas, de 6 a 12 meses e 24 a 48 meses, com a segunda apresentando uma potência relativamente maior. No início de 2020 ocorre o primeiro decreto de *lockdown* que visava conter os casos de infecção da COVID-19. Esse choque pode ter levado a eventuais fechamentos de escolas, assim como a desafios persistentes quanto a defasagem de aprendizagem. Desse modo, a presença de ciclos entre 6 meses a 1 ano pode refletir ajustes de curto prazo como este. Por outro lado, os ciclos de médio prazo (entre 2 a 4 anos) sugere movimentos relacionados a políticas de reajustes salariais, como a ocorrida em fevereiro de 2022, na qual o governo federal reajustou o piso salarial em 33,24%.

Figura 1.12– Espectro de potência local e global *wavelet* para comunicação



Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Figura 1.12, é apresentado os resultados da inflação do grupo comunicação. A partir de 2005, o setor de comunicação no Brasil passou por uma série de reestruturação. Entre elas, Santos et.al (2018) destaca a mudança na forma de regulação do setor pelo governo, que passou a utilizar um índice específico, devidamente ajustado pelos ganhos de produtividade verificados no setor.

Com isso, uma maior variância pode ser observada no intervalo entre 2002 e 2005, o que coincide com a reestruturação ocorrida no setor. Essa área com maior energia é significativa a 10%, e está situada em uma faixa de frequência de 24 a 48 meses (ciclos entre 2 a 4 anos). Além disso, percebe-se uma área com menor energia no intervalo entre 2003 e 2006, em uma faixa de frequência mais alta, de 6 a 12 meses.

A análise dos mapas de calor do *power spectrum wavelet* revela que a maior parte da variabilidade (ou energia) dos grupos de inflação concentra-se nas frequências mais baixas, indicando predominância de ciclos de longo prazo. Esse padrão, característico de processos persistentes, é consistentemente observado em alguns grupos, conforme destacado nas Figuras acima. A similaridade visual entre os espectros sugere que a dinâmica inflacionária compartilha componentes de baixa frequência, compatíveis com efeitos de inércia ou choques prolongados (Andreani e Giri, 2023).

De início, percebe-se que a inflação de alimentação e bebidas, transportes, artigos de residência compartilham uma região mais intensa ao longo do período de 2000 a 2005. Essa área está localizada em frequências entre 12 a 24 meses. A identificação de ciclos dominantes de 1 a 2 anos em alimentação, transportes e artigos de residência (2000-2005) alinha-se à

literatura que associa choques de oferta e demanda a volatilidade de curto prazo (ex.: Andreani e Giri, 2023, para países da OCDE). No entanto, a análise *wavelet* revela que essa dinâmica é concentrada em períodos específicos, não uniforme ao longo do tempo.

Enquanto isso, os grupos artigos de residência, habitação, compartilham uma região característica do período de 2016 a 2023. Essa área está localizada em frequências mais baixas, entre 24 a 48 meses. Ou seja, a predominância de ciclos de 2 a 4 anos após 2016 (artigos de residência, habitação) sugere maior inércia inflacionária, contrariando os achados de Silva, Carrara e Castro (2022) para a economia brasileira. Contudo, os resultados demonstram que essa persistência é grupalmente heterogênea. Por exemplo, transportes e comunicação mantêm ciclos mais curtos, reforçando a limitação de análises agregadas conforme apontada pelos autores.

Além disso, a análise revela padrões distintos de sincronização entre os grupos e o IPCA em diferentes períodos. Entre 2000 e 2005, observa-se que alimentação e bebidas, transportes e artigos de residência apresentam ciclos dominantes de 1 a 2 anos, sincronizados com o comportamento do IPCA agregado. Já no período mais recente (2016-2023), grupos como habitação, saúde e educação exibem ciclos mais longos (4 a 8 anos), igualmente alinhados com a dinâmica do IPCA. Essa transição de ciclos curtos para longos – claramente identificada através da análise *wavelet* – não apenas valida a utilidade do método para capturar mudanças temporais na estrutura de persistência inflacionária, mas também sugere uma alteração fundamental no comportamento dos componentes do índice ao longo das últimas duas décadas.

Por fim, ao analisar os resultados dos grupos de inflação de maneira conjunta, o *Global Wavelet Power Spectrum (GWPS)* resume as informações anteriormente apresentadas ao longo da dimensão temporal. Percebe-se que a energia média aumenta das frequências mais altas para as mais baixas, sendo que a maior parte da variabilidade da série é atribuída a períodos de 48 a 96 meses. Este comportamento se altera apenas para os grupos como transportes, despesas pessoais, educação e comunicação.

Neste sentido, os resultados obtidos através da aplicação da transformada *wavelet* para decompor a persistência inflacionária no domínio do tempo e frequências, revelam padrões não lineares e não estacionários que modelos autorregressivos ou de cointegração não capturam (Roueff e Sachs, 2011). Enquanto a literatura comumente mede a persistência como um parâmetro único e constante (ex.: Borges e Silva, 2019; Figueiredo e Marques, 2009), nossos resultados mostram que ela varia significativamente entre grupos e períodos, corroborando com a crítica de Silva, Carrara e Castro (2022) sobre heterogeneidade e viés de agregação.

1.5. CONCLUSÃO

O presente estudo analisou o espectro dos grupos de inflação no Brasil, para verificar qual deles possuem uma maior persistência no processo inflacionário. Para isso, foi utilizado o processo de decomposição do espectro de potência *wavelet*, nos principais grupos de inflação definidos pelo IBGE no período de 2000 a 2023.

Os resultados para a análise agregada sugerem uma transição significativa nos ciclos inflacionários, de ciclos de 1 a 8 anos predominantes até 2007 para ciclos de 2 a 4 anos dominantes a partir de 2016. Essa mudança coincide com períodos de crise política e econômica (eleições de 2002, crise de 2014), sugerindo que choques institucionais afetam não apenas o nível, mas também a estrutura temporal da inflação.

Numa perspectiva desagregada, a análise revelou padrões distintos de persistência entre grupos. Enquanto alimentação/bebidas e artigos de residência apresentam ciclos tanto curtos (2 a 4 anos) quanto longos (4 a 8 anos), grupos como habitação e saúde mostram predominância de ciclos mais longos. Essa variação confirma a importância de análises setoriais complementares às abordagens agregadas.

Além disso, os resultados revelam uma coincidência visual nos padrões de calor entre o IPCA agregado e grupos específicos: enquanto alimentação/bebidas, transportes e artigos de residência compartilham regiões de alta energia em ciclos de 1 a 4 anos (2000-2005), grupos como habitação e saúde exibem regiões semelhantes com o IPCA em ciclos de 4 a 8 anos (2016-2023). Essa descoberta reforça o valor da abordagem *wavelet* para capturar mudanças estruturais não detectáveis por métodos tradicionais.

Dessa forma, políticas monetárias gerais, como elevações uniformes da taxa de juros, podem ser ineficientes para conter choques temporários em setores como alimentos ou tardias para lidar com a inércia em habitação, cujos efeitos persistem por anos. Portanto, as evidências apresentadas no presente estudo fornece um mapa detalhado para políticas mais precisas, adaptadas às dinâmicas específicas de cada grupo, maximizando a eficácia e minimizando custos econômicos e sociais.

A correspondência observada nos espectros *wavelet* sugere a existência de interrelações que podem ser exploradas em estudos futuros. Portanto, investigar os comovimentos entre os grupos de inflação, de modo captar qual a relação de liderança entre as séries, além da utilização de taxas de inflação das regiões metropolitanas do Brasil, buscando verificar possíveis interrelações e a existência de algum tipo de contágio entre as regiões.

1.6. REFERÊNCIAS

- Addison, P. S. (2018). Introduction to redundancy rules: the continuous wavelet transform comes of age. *Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 376(2126), 20170258.
- Afanasyev, D. O., & Fedorova, E. A. (2016). The long-term trends on the electricity markets: Comparison of empirical mode and wavelet decompositions. *Energy Economics*, 56, 432-442.
- Aguiar-Conraria, L., & Soares, M. (2011). Business cycle synchronization and the euro: A wavelet analysis. *Journal of Macroeconomics*, 33, 477–489.
- Aguiar-Conraria, L., Azevedo, N., & Soares, M. J. (2008). Using wavelets to decompose the time–frequency effects of monetary policy. *Physica A: Statistical mechanics and its Applications*, 387(12), 2863-2878.
- Andreani, M., & Giri, F. (2023). Not a short-run noise! The low-frequency volatility of energy inflation. *Finance Research Letters*, 51, 103477.
- Arantes, F., & Cazeiro Lopreato, F. L. (2018). O novo consenso em macroeconomia no Brasil: a política fiscal do plano real ao segundo governo Lula. *Revista de Economia Contemporânea*, 21.
- Balcilar, M. (2004). Persistence in inflation: Does aggregation cause long memory?. *Emerging markets finance and trade*, 40(5), 25-56.
- Barbosa, F. D. H. (2017). A crise econômica de 2014/2017. *Estudos avançados*, 31, 51-60.
- Barbosa, N., & Souza, J. D. (2010). A inflexão do governo Lula: política econômica, crescimento e distribuição de renda. *Brasil: entre o passado e o futuro*. São Paulo: Boitempo, 57-110.
- Blinder, A. S., & Maccini, L. J. (1991). Taking stock: a critical assessment of recent research on inventories. *Journal of Economic perspectives*, 5(1), 73-96.
- Borges, G. M., & Silva, C. G. D. (2019). Uma análise do dilema da persistência da inflação de serviços no Brasil. *Nova Economia*, 29, 541-563.
- Canarella, G., & Miller, S. M. (2017). Inflation persistence before and after inflation targeting: A fractional integration approach. *Eastern Economic Journal*, 43, 78-103.
- Carvalho, C. H. R., & Pereira, R. H. M. (2011). Efeitos da variação da tarifa e da renda da população sobre a demanda de transporte público coletivo urbano no Brasil (No. 1595). *Texto para Discussão*.

- Cati, R. C., Garcia, M. G., & Perron, P. (1999). Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian data. *Journal of applied Econometrics*, 14(1), 27-56.
- Cecchetti, S. G., & Debelle, G. (2006). Has the inflation process changed?. *Economic Policy*, 21(46), 312-352.
- Costa, R. F. R., & de Freitas Lucena, R. D. (2019). Uma análise do endividamento municipal no Brasil. *Análise Econômica*, 37(73).
- de Freitas Lucena, R. D., da Costa, R. F. R., de Lima, F. S., & de Melo Castelar, L. I. (2021). Analisando a condição de pobreza: uma aplicação da decomposição em modo empírico. *Economia Aplicada*, 25(4), 493-520.
- Diebold, F. & Inoue, A. (2001), 'Longmemory and regime switching.', *Journal of Econometrics* 105, 13159.
- Farge, M. (1992). Wavelet transforms and their applications to turbulence. *Annual review of fluid mechanics*, 24(1), 395-458.
- Figueiredo, E. A. D., & Marques, A. M. (2009). Inflação inercial como um processo de longa memória: análise a partir de um modelo Arfima-Figarch. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 39, 437-458.
- Figueiredo, E. A. D., & Marques, A. M. (2011). Inflação inercial sob mudanças de regime: análise a partir de um modelo MS-ARFIMA, 1944-2009. *Economia Aplicada*, 15, 443-457.
- Frieske, B., & Stieler, S. (2022). The “semiconductor crisis” as a result of the COVID-19 pandemic and impacts on the automotive industry and its supply chains. *World Electric Vehicle Journal*, 13(10), 189.
- Fuhrer, J., & Moore, G. (1995). Inflation persistence. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 127-159.
- Gil-Alana, L. A. (2005). Testing and forecasting the degree of integration in the US inflation rate. *Journal of Forecasting*, 24(3), 173-187.
- Gilbert, C. L. (2010). *Speculative influences on commodity futures prices 2006-2008*. Geneva, Switzerland: United Nations Conference on Trade and Development.
- Goupillaud, P., Grossmann, A., & Morlet, J. (1984). Cycle-octave and related transforms in seismic signal analysis. *Geoexploration*, 23(1), 85-102.
- Granger, C. & Hyung, N. (2004), 'Occasional structural breaks and long memory with an application to the S&P500 absolute stock returns', *Journal of Empirical Finance* 11(3), 399-421.

- Hallack, L. N., Kaufmann, R., & Szklo, A. S. (2020). Price discovery in Brazil: causal relations among prices for crude oil, ethanol, and gasoline. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 15(4), 230-251.
- Hargreaves, D., Kite, H., & Hodgetts, B. (2006). Modelling New Zealand inflation in a Phillips curve. *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, 69(3), 23-37.
- Huang, N. E., Shen, Z., Long, S. R., Wu, M. C., Shih, H. H., Zheng, Q., ... & Liu, H. H. (1998). The empirical mode decomposition and the Hilbert spectrum for nonlinear and non-stationary time series analysis. *Proceedings of the Royal Society of London. Series A: mathematical, physical and engineering sciences*, 454(1971), 903-995.
- In, F., & Kim, S. (2013). *An introduction to wavelet theory in finance: a wavelet multiscale approach*. World scientific.
- Jardim, E., & Lorrany, L. (2020). Evolução recente do mercado de crédito imobiliário no Brasil.
- Kozić, I., & Sever, I. (2014). Measuring business cycles: Empirical Mode Decomposition of economic time series. *Economics letters*, 123(3), 287-290.
- Martinez, T. S. C. (2011). A dinâmica da inflação brasileira: considerações a partir da desagregação do IPCA.
- Moore, K. J., Kurt, M., Eriten, M., McFarland, D. M., Bergman, L. A., & Vakakis, A. F. (2018). Wavelet-bounded empirical mode decomposition for measured time series analysis. *Mechanical Systems and Signal Processing*, 99, 14-29.
- Nassif, A. (2015). As armadilhas do tripé da política macroeconômica brasileira. *Brazilian Journal of Political Economy*, 35, 426-443.
- Oliveira, F. N. D., & Petrassi, M. (2014). Is inflation persistence over?. *Revista Brasileira de Economia*, 68, 393-422.
- Paula, L. F. D., & Pires, M. (2017). Crise e perspectivas para a economia brasileira. *Estudos avançados*, 31, 125-144.
- Possamai, R., & Serigati, F. (2021). Um novo boom de commodities a caminho? Centro de Agronegócio da FGV (FGV Agro).
- Reisen, V. A., Cribari-Neto, F., & Jensen, M. J. (2003). Long memory inflationary dynamics: The case of Brazil. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 7(3).
- Roueff, F., & Sachs, R. (2011). Locally stationary long memory estimation. *Stochastic Processes and Their Applications*, 121, 813-844.
- Rua, A. (2012). Wavelets in economics. *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles*, 8, 71-79.

- Santos, C. H. M. D., Silva, A. C. M., Amitrano, C. R., Carvalho, S. S. D., Bastos Jr, E. F., Esteves, F. H. D. A., ... & Lima, L. D. S. (2018). A natureza da inflação de serviços no Brasil: 1999-2014. *Economia e Sociedade*, 27, 199-231.
- Santos, C., & Castelar, I. (2016). Avaliando as medidas de núcleo da inflação no Brasil. *Economia Aplicada*, 20(1), 35.
- Silva, A. F., Carrara, A. F., & Castro, N. R. (2022). Inflation persistence for product groups in Brazil using the ARFIMA-GARCH model. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 1-20.
- Silva, C. D. C. D. (2019). Ensaio sobre atividade industrial e inflação: uma análise a partir de dados desagregados em termos regionais/setoriais para o Brasil.
- Silva, C. G. D., & Vieira, F. V. (2013). Persistência inflacionária regional brasileira: uma aplicação dos modelos arfima. *Economia Aplicada*, 17, 115-134.
- Torrence, C., & Compo, G. P. (1998). A practical guide to wavelet analysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 79, 61–78.
- Ysusi, C. (2009). Analysis of the dynamics of Mexican inflation using wavelets (No. 2009-09). Working Papers.

2 A RELAÇÃO ENTRE INFLAÇÃO, NÚCLEO E INFLAÇÃO DE ALIMENTOS E ENERGIA NO BRASIL: UMA ANÁLISE WAVELET

2.1. INTRODUÇÃO

Entre as medidas de núcleo divulgadas por bancos centrais de diferentes países, destaque-se os núcleos de inflação baseados na abordagem de exclusão (Da Silva Filho e Figueiredo, 2014). O principal motivo para a exclusão de itens como energia e alimentação é que, por se tratar de itens que normalmente sofrem variações constantes, sua inclusão pode dificultar a visualização de uma imagem clara da tendência subjacente dos preços, fazendo com que ocorra desvios da política monetária orientada para o médio e longo prazo. Em geral, itens com essa característica devem ser desconsiderados devido ao seu efeito temporário sobre os preços da economia.

O núcleo por exclusão pode ser considerado uma medida confiável para orientação da política monetária caso os preços dos itens excluídos afetem apenas a inflação global no curto prazo. No entanto, se os preços dos itens excluídos, por exemplo, alimentos e energia, tiverem impacto de longo prazo na inflação global, excluí-los pode distorcer a pontualidade e a confiabilidade dos sinais de futuras pressões inflacionárias (Lenza, 2011).

Neste sentido, o presente estudo busca verificar se existe uma relação de longo prazo entre os itens excluídos do núcleo de inflação calculado pelo Banco Central do Brasil (BCB), e o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA). Para isso, utilizar-se-á a análise da transformada *wavelet* contínua (CWT), proposto por Aguiar-Conraria e Soares (2014), e seu conjunto de ferramentas, em particular, a coerência *wavelet* e a diferença de fase.

A literatura está repleta de estudos que documentam diferentes maneiras de mensurar e avaliar uma medida de núcleo (ex.: Quah e Vahey (1995), Cristadoro et al. (2005), Santos e Castelar (2016)). Entre esses estudos, Baqaee (2010), Dowd, Cotter e Loh (2011), Denardin et.al. (2018) e Da Silva (2020) utilizam a análise *wavelet* para estimar o núcleo da inflação para a Nova Zelândia, EUA e Brasil, respectivamente.

Em relação aos estudos voltados para a análise do núcleo por exclusão, Lenza (2011) utiliza uma abordagem de médias móveis centradas na inflação mensal, que é uma combinação linear de seus valores passados, presentes e futuros, a fim de analisar se o núcleo por exclusão (alimentos e energia) acompanha essa medida de média móvel. Por sua vez, Giri (2022) propõe o uso da análise CWT para avaliar se a inflação de energia nos EUA está fortemente correlacionada, em uma ampla faixa de frequências, com a inflação global.

É possível notar que é pouco discutido na literatura a existência ou não de uma relação de longo prazo entre os itens excluídos do núcleo de inflação, calculado pelo BCB, e o IPCA². A identificação dessa relação remete à necessidade de uma avaliação mais precisa da medida de núcleo de inflação por exclusão utilizada pelo BCB, no domínio do tempo e da frequência.

A compreensão de que a exclusão de um item, como alimentos, que tem uma forte correlação com o *headline* no médio e longo prazo é relevante e indica que as alterações nos preços desse item não têm apenas efeito temporário nos preços da economia. Diante disso, considerando as evidências apresentadas neste estudo, entende-se que a exclusão de itens do núcleo de inflação calculado pelo BCB pode ser mais bem orientada.

Este estudo avança na literatura existente ao oferecer duas contribuições metodológicas significativas. Primeiramente, expande a abordagem de Giri (2022), que se limitou à análise da coerência *wavelet* para identificar comovimentos no domínio tempo-frequência, ao incorporar sistematicamente a análise de diferença de fase. Esse método permite não apenas mensurar o grau de sincronização entre as séries, mas também determinar a relação de liderança temporal entre elas, identificando qual série antecede a outra em diferentes horizontes temporais.

Em particular, a diferença de fase mostra-se crucial para testar a hipótese central de que o núcleo deve anteceder os movimentos da inflação geral em horizontes de médio e longo prazo. Enquanto a coerência indica se há sincronia entre as séries, a fase revela se essa sincronia ocorre com a direcionalidade esperada do núcleo, que segundo Marques et al. (2003), essa é uma condição essencial para validar sua utilidade como indicador antecedente para a política monetária.

Para atingir os objetivos propostos, o artigo está dividido em cinco seções. Além desta seção introdutória, a segunda apresenta uma revisão da literatura e a terceira a metodologia, com a descrição dos dados. Na quarta seção são apresentados os resultados, enquanto o último traz as considerações finais.

2.2. REVISÃO DE LITERATURA

2.2.1 *Diferentes medidas de núcleo de inflação*

A literatura acerca do núcleo de inflação concentra-se, em parte, em estudos que avaliam diferentes metodologias para calcular o núcleo e investigar a eficácia do seu uso como indicador

² *Headline*.

para formulação de política monetária, bem como aqueles que direcionam seus esforços para identificar a relação entre o núcleo de inflação e a inflação total.

Os responsáveis pelas políticas monetárias econômicas frequentemente afirmam que embasam suas ações nos movimentos do núcleo, em vez da inflação plena (Mishkin, 2007). Uma medida de núcleo de inflação é comumente usada para auxiliar na condução de política monetária para alcançar a meta inflacionária. Essa medida reduz os ruídos de curto prazo presentes nos índices de preços, restando apenas a tendência de longo prazo.

Com isso, diferentes pesquisadores propuseram técnicas para medir o núcleo da inflação em diversos países. Essas técnicas estão difundidas tanto em corte transversal, no domínio do tempo e da frequência, como em dados em painel.

As medidas por exclusão são comumente empregadas pelos bancos centrais em todo mundo para calcular núcleos de inflação. Segundo Santos e Castelar (2016), essas medidas são relativamente mais intuitivas e simples de serem divulgadas, mas o critério de escolha dos itens que devem ser excluídos não é bem definido.

Embora o núcleo excluindo alimentos e energia sejam amplamente utilizados, existem outras medidas do núcleo de inflação dos preços ao consumidor, como por exemplo, o núcleo por médias aparadas e ponderação.

Segundo Bryan e Cecchetti (1994), o núcleo por médias aparadas, ao invés de excluir itens específicos como alimentos e energia, remove uma determinada porcentagem das caudas da distribuição de corte transversal, com o conjunto de componentes excluídos variando mês a mês. Enquanto o núcleo calculado por ponderação ajusta a importância relativa dos diferentes itens na cesta, atribuindo pesos atualizados que refletem melhor as mudanças nas preferências de consumo ou a estrutura econômica.

As evidências encontradas em Bryan e Cecchetti (1994) mostram que o núcleo por ponderação tem um melhor desempenho para prever a inflação futura, se comparado com o núcleo que exclui alimentos e energia ou a inflação geral.

Quah e Vahey (1995), foram um dos pioneiros a propor um núcleo de inflação no domínio do tempo. Utilizando um modelo SVAR para estimar o núcleo da inflação no Reino Unido, eles descobriram que os distúrbios inflacionários do núcleo são rapidamente ajustados pela economia real, mas são influências persistentes na taxa medida.

Bagliano e Morana (2003), calcularam um novo indicador de núcleo de inflação para a área do euro. Eles utilizam um modelo VAR multivariado que adiciona, além das variáveis inflação e produto, usados no estudo de Quah e Vahey (1995), outras variáveis que contribuem para pressões inflacionárias. Ainda, seguindo uma modelagem de tendências comuns,

Trompieri Neto et al. (2011) calculam uma medida de núcleo de inflação com características *forward-looking* para o Brasil. Os resultados mostram que essa medida não apresenta viés e comporta-se como um indicador que antecede a inflação.

No geral, os modelos de tendência comum extraem um componente que captam os choques permanentes e transitórios da série analisada. Porém, é necessário garantir que as variáveis do modelo sejam não estacionárias e cointegradas.

Kapetanios (2004) e Cristadoro et al. (2005), utilizam um modelo de fatores dinâmicos para propor uma medida de núcleo de inflação para o Reino Unido e área do euro, respectivamente. Kapetanios (2004), assume uma estrutura fatorial para os índices de preços desagregados usados na maioria das medidas de inflação construídas. Além disso, essa medida, aplicada aos dados mensais de 1987 a 2002, não pressupõe nenhuma teoria econômica específica, o que pode torná-la mais robusta em diferentes contextos econômicos. Enquanto Cristadoro et al. (2005), estima um indicador de núcleo resultante da combinação de um procedimento de suavização ao longo da dimensão transversal e temporal: esta operação é realizada extraindo o componente comum de médio e longo prazo da inflação, utilizando um modelo de fatores dinâmicos. Ambos os resultados indicam que o núcleo prevê a inflação durante um período relativamente longo, e é uma ferramenta útil para os formuladores de políticas.

Usando análise *wavelet*, que se baseia na decomposição da série de preços em diferentes frequências, permitindo uma avaliação detalhada dos movimentos de curto e longo prazo na inflação, Baqaee (2010), Dowd, Cotter e Loh (2011), Denardin et al. (2018) e Da Silva (2020) propõem uma medida alternativa de núcleo para Nova Zelândia, EUA e Brasil.

Baqaee (2010), utilizando dados da inflação anual no Índice de Preços ao Consumidor da Nova Zelândia (CPI), descobriu que a nova medida supera as alternativas atualmente usadas pelo RBNZ em termos de projeção de inflação de médio prazo. Um resultado semelhante foi encontrado por Dowd, Cotter e Loh (2011), que mostra as medidas baseadas em *wavelets* com um melhor desempenho em comparação com as abordagens tradicionais.

No Brasil, Denardin et al. (2018) compararam essa abordagem com as medidas tradicionais de núcleo de inflação e concluem que as medidas baseadas em *wavelet* apresentaram um desempenho superior, destacando-se pela ausência de viés e menor variância dentre as medidas de núcleo. Da Silva (2020), evidencia que os núcleos estimados por *wavelets* atendem diversos critérios estabelecidos na literatura, embora seja constantemente atualizado.

Como é possível perceber, existe uma variedade de medidas de núcleos, em diferentes domínios, de modo que não existe um consenso sobre qual método é mais adequado para medir

o núcleo da inflação (Silva Filho e Figueiredo, 2011). A seguir, é apresentado os critérios de avaliação para uma medida de núcleo, bem como uma discussão sobre a relação que essas medidas, em especial, o núcleo por exclusão, possui com a inflação total e algum de seus itens.

2.2.2 Critérios de Avaliação do núcleo de inflação

A mensuração e avaliação do núcleo da inflação são cruciais para as autoridades monetárias, como o Banco Central do Brasil (BCB), na condução da política monetária e no atingimento das metas inflacionárias (Santos e Castelar, 2016). Desse modo, a medida de núcleo da inflação busca capturar a parte da variação de preços que é relevante e persistente para a política monetária, distinguindo-a de choques temporários ou idiossincráticos.

No entanto, não existe um consenso a respeito da "melhor" medida de núcleo, o que impõe a necessidade de critérios bem definidos para sua avaliação. Assim, a literatura econômica propõe alguns critérios para avaliar uma medida de núcleo da inflação, com foco em sua capacidade de indicar a tendência de longo prazo e de orientar a política monetária (Freeman, 1998; Marques et al., 2003; Ribba, 2003; Santos e Castelar, 2016).

O primeiro critério é a ausência de viés. Ou seja, no longo prazo, a média do núcleo da inflação deve ser igual à média da inflação total. Formalmente, espera-se que $E(\pi_t^*) = E(\pi_t)$. Sob hipótese de estacionariedade, Santos e Castelar (2016) avaliam essa propriedade utilizando um teste F em uma regressão linear entre a inflação e o núcleo, verificando se o intercepto é zero e o coeficiente angular é um.

Além disso, outro critério analisado refere-se à dinâmica de ajustamento entre a inflação e o núcleo. Idealmente, espera-se que, quando há um desvio entre a inflação total e o núcleo, seja a inflação que se mova em direção ao núcleo, e não o contrário, garantindo, assim, que o núcleo da inflação seja fortemente exógeno (Marques et al., 2003). Em outras palavras, isso implica que o núcleo deva ser um indicador de ajuste para a inflação, de modo que ele não seja afetado por movimentos temporários da inflação.

Embora os critérios tradicionais no domínio do tempo, como ausência de viés e dinâmica de ajustamento, ofereçam avaliações importantes sobre as medidas de núcleo, este estudo avança na análise ao propor uma abordagem inovadora no domínio do tempo-frequência. Como destacado por Anderson et al. (2006), a transformação para o domínio do tempo-frequência oferece vantagens únicas para estudos econômicos, particularmente na distinção entre flutuações transitórias e tendências persistentes.

O presente estudo aplica esse *insight* ao contexto brasileiro, propondo que a combinação entre coerência e diferença de fase *wavelet* pode, primeiro, validar empiricamente se os itens excluídos do núcleo de fato não apresentam relação de longo prazo com o IPCA (como esperado teoricamente); e segundo, revelar, através da fase, se os itens excluídos antecedem os movimentos do *headline* em determinadas frequências, condição essencial para validar o papel do núcleo por exclusão como indicador capaz de ancorar as expectativas de inflação no longo prazo. Essas questões terão implicações diretas para o desenho de políticas monetárias mais precisas no Brasil.

2.2.3 A relação entre o núcleo de inflação e a inflação total

É evidente na literatura a extensa pesquisa que se concentra em mensurar novas medidas de núcleo e compará-los com os núcleos frequentemente utilizados pelos bancos centrais. No entanto, alguns estudos buscam investigar sobre a relação entre o núcleo, inflação total e itens geralmente excluídos (alimentos e energia), com o propósito de avaliar a capacidade do núcleo de inflação em capturar a tendência subjacente.

A fim de investigar os movimentos entre a inflação geral e o núcleo, Rich e Steindel (2007) discutem que a prática geral de focar em uma medida de núcleo de inflação que exclui alimentos e energia não parece ser adequada, já que há muita variabilidade na natureza e nas fontes dos movimentos transitórios de preços para serem capturados de forma eficaz por meio do desenho de qualquer medida individual.

Bullard (2011) mostra que a inflação de energia nos EUA geralmente tem a menor quantidade de ruído em sua relação com o sinal, ou seja, é mais estável e menos volátil. Porém, a inflação de alimentos não demonstra consistentemente a segunda menor relação sinal-ruído. Esse resultado lança dúvida quanto à exclusão desses itens, pois não está claro se o componente alimentar deve ser rotineiramente excluído com base apenas nesse critério.

Segundo Mishkin (2007), diferentes critérios podem ser utilizados para avaliar essas medidas de núcleo³, incluindo a capacidade de prever a inflação plena durante um determinado período e o grau de correlação com definições alternativas de tendência da inflação.

Em um estudo que utiliza uma abordagem para construir médias móveis centradas da inflação mensal, Lenza (2011) elaborou uma medida de núcleo para a área do euro, que é uma combinação linear de seus valores passados, presentes e futuros. Os resultados encontrados

³ Para mais detalhes, ver Santos e Castelar (2016).

indicam que o núcleo apresenta uma forte correlação com os atrasos da inflação geral do que com seus avanços, essa correlação se torna negativa para um atraso de 12 meses. Com isso, é necessário cautela ao excluir os preços dos itens de energia (como combustíveis e tarifas de eletricidade) e alimentares do IHPC, pois as variações nesses componentes podem gerar efeitos persistentes sobre o índice geral de preços ao consumidor.

O estudo realizado por Arora et al. (2013) analisou os dados do índice de preços das principais despesas de consumo pessoal (PCEs) nos EUA, durante o período de 1982 a 2010. Os resultados mostram que esse índice apresenta movimentos explosivos em relação com o núcleo do PCE, indicando a importância de considerar o comportamento explosivo dos preços de alimentos e energia ao elaborar políticas destinadas a ancorar as expectativas de inflação.

De acordo com Verbrugge (2021), é possível que os itens excluídos não apenas sofram choques transitórios, mas também apresentam tendências persistentes. Esse resultado corrobora com a ideia de que, ao excluí-los, é introduzido um viés de variação temporal significativo no núcleo da inflação.

No geral, a maioria dos estudos discutem a exclusão desses itens através de metodologias destinadas à análise da correlação na dimensão temporal. No entanto, Rua (2009) destaca que, além da dimensão temporal, uma informação financeira agregada carrega componentes de diferentes frequências, de modo que o grau de correlação de mercados distintos pode variar entre as janelas de frequência. Esse argumento é válido para o caso da inflação, em que, por exemplo, o grau de correlação entre núcleo de inflação e a inflação geral pode ser alterado conforme a frequência definida.

A fim de investigar se o núcleo de inflação por exclusão é uma boa aproximação da inflação geral, Giri (2022) apresenta evidências que indicaram que a correlação entre o núcleo e a inflação geral enfraqueceu fortemente a partir de meados dos anos 90, lançando dúvidas sobre o uso do núcleo de inflação pelos bancos centrais como um sinal apropriado da inflação geral. No entanto, a inflação dos produtos energéticos está correlacionada com a inflação geral em frequências mais baixas, o que pode ser útil para os bancos centrais na tomada de decisões.

É possível que a natureza dos choques de preços pode mudar com o tempo. Essa ideia remete-se a alterações da volatilidade dos itens excluídos ao longo do tempo, sendo que itens que foram altamente voláteis no passado podem não ser tão voláteis no futuro (Mishkin, 2007). Diante dessa perspectiva, Rua (2009) argumenta que a análise no domínio da frequência se torna essencial para uma compreensão mais adequada sobre os padrões de comovimento em diferentes frequências.

A perda de informações, ocasionada pela exclusão de alguns itens, pode ser relevante para explicar a trajetória de longo prazo da inflação, ou seja, o princípio na qual essa medida é formulada pode não garantir que os itens excluídos estejam relacionados apenas no curto prazo, inviabilizando a sua utilização. Neste sentido, o presente trabalho contribui à literatura ao evidenciar as relações entre o núcleo, inflação geral e os itens excluídos (alimentos e energia) em um plano tempo-frequência, além de identificar os aspectos da relação de antecedência entre as séries.

2.3. METODOLOGIA

Entre os métodos de estudo de sinais pode-se destacar a transformada de Fourier, que decompõe uma série em um conjunto de funções seno e cosseno, relacionando a cada uma delas a importância de cada frequência no sinal. Embora a análise de Fourier tenha sido precursora da análise *wavelet*, ela possui uma série de limitações.

In e Kim (2013) destaca que, enquanto a transformada de Fourier decompõe um sinal em componentes de frequência pura, restringindo-se a uma representação global e estática, a análise *wavelet* consegue decompor dados em múltiplas escalas temporais, permitindo investigar comportamentos locais e multi-resolução. Um outro ponto a favor da análise *wavelet* é sua capacidade em lidar com janelas de análise adaptativas, que variam em duração para capturar desde descontinuidades abruptas (com funções de base curtas) até oscilações de baixa frequência (com funções de base longas), além de ser mais adequada para séries temporais não estacionárias, onde padrões como tendências, mudanças de regime ou picos de variabilidade exigem flexibilidade temporal.

Um outro método que apresenta ganhos semelhantes com relação a análise de Fourier é Decomposição em Modo Empírico (EMD), proposto por Huang *et al.* (1998). A Transformada de Hilbert-Huang (HHT) decompõe, por meio da EMD, o sinal de uma dada série de tempo em Funções de Modo Intrínseco (IMF). Apesar de adaptativa e eficaz em dados não lineares e não estacionários, estudos como os de Kožić e Sever (2014) argumentam que a EMD carece de rigor teórico, enquanto a *wavelet* oferece uma estrutura matemática sólida, com funções base parametrizáveis (ex.: Morlet, Daubechies), garantindo reprodutibilidade e controle sobre as escalas analisadas.

Além disso, Moore *et al.* (2018) chama atenção para problemas como *mode mixing* (mistura de componentes de frequência próxima) que podem ocorrer entre as IMFs. Como o processo de seleção gera IMFs sem critérios prévios, isso pode levar à mistura de componentes

ou à extração de modos espúrios, especialmente em séries com ruído ou *outliers*. Com isso, a análise *wavelet* minimiza esse problema ao decompor o sinal em escalas pré-definidas, garantindo isolamento de componentes.

Desse modo, a resolução tempo-frequência proposta no presente estudo permite mapear mudanças na dinâmica inflacionária ao longo do tempo (como efeitos de políticas monetárias ou crises econômicas), algo complexo de ser isolado com a EMD devido à sua natureza empírica e à possível geração de modos intrínsecos (IMFs) espúrios (Kožić e Sever, 2014; Afanasyev e Fedorova, 2016).

2.3.1 A transformada *wavelet* contínua

Considere uma série temporal $x(t)$, sua transformada *wavelet* contínua (CWT) é definida como:

$$W_x(\tau, s) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) \frac{1}{\sqrt{s}} \psi^* \left(\frac{t-\tau}{s} \right) dt \quad (2.1)$$

Onde:

- s é o fator de escala;
- τ é o parâmetro que corresponde a posição no tempo;
- ψ é a função *wavelet* mãe;
- ψ^* denota a conjugação complexa.

O fator $1/\sqrt{s}$ é adicionado para garantir que, independentemente da dilatação, todas as ondas tenham a mesma unidade de energia ($\psi_{\tau,s} = 1$). Em outras palavras, na análise *wavelet*, e de processamento de sinais em geral, a unidade de energia refere-se a uma normalização matemática que garante que a energia total de uma função (como uma *wavelet*) seja constante e invariante sob transformações de escala. Com isso, a energia está diretamente relacionada à intensidade do sinal ou à sua contribuição relativa na análise. A largura da janela e a faixa de frequências captadas são relacionadas: se ($|s| < 1$), as escalas baixas capturam detalhes que mudam rapidamente, ou seja, frequências altas, enquanto escalas mais altas, ($|s| > 1$), capturam características que mudam lentamente, frequências baixas (Rua, 2012).

A função mãe $\psi_{\tau,s}$ deve atender as condições de admissibilidade, similaridade, regularidade, momentos de fuga e invertibilidade, que garantem que a transformada *wavelet* seja matematicamente válida e útil para análise de sinais.

A primeira condição diz que a função $\psi_{\tau,s}$ possui média zero, de modo que a função precisa ser localizada no espaço de tempo e frequência: $C_\psi = \int_0^{+\infty} \frac{|H(\omega)|}{\omega} d\omega < \infty$, onde $H(\omega)$ é a transformada de Fourier de frequência ω . Essa é uma condição necessária para satisfazer a condição de admissibilidade, que garante que $\lim_{\omega \rightarrow 0} H(\omega) = 0$, o que permite recuperar o sinal original a partir dos coeficientes *wavelet*. Portanto, a primeira condição de uma função *wavelet* é $\int_{-\infty}^{+\infty} \psi(t) dt = 0$.

A segunda condição diz respeito a energia unitária da função *wavelet* ($\int_{-\infty}^{+\infty} |\psi(t)|^2 dt = 1$), ou seja, tal condição assegura um decaimento rápido no tempo e na frequência, garantindo a localização espacial. A condição de similaridade indica que a decomposição da escala deve ser obtida pela translação e dilatação de apenas uma função mãe, o que permite uma análise multi-resolução adaptativa.

A *wavelet* também deve estar concentrada em algum domínio espacial finito, sendo essa a condição de regularidade. Este requisito de regularidade adicional exclui todas as funções descontínuas. A condição momentos de fuga elimina a parte mais regular (polinomial) do sinal, permitindo o estudo de suas flutuações de ordem superior. Neste caso, os coeficientes *wavelet* são muito pequenos nas regiões onde a função é tão suave quanto a ordem de cancelamento e a transformada *wavelet* só reagirá às variações de ordem superior da função. Por fim, a condição de invertibilidade diz que deve existir pelo menos uma fórmula de reconstrução para recuperar o sinal original $x(t)$ a partir dos coeficientes *wavelet* $W_x(\tau,s)$, sendo essa condição indispensável para aplicações como filtragem e compressão (Farge, 1992).

Entre as opções de *wavelet* mãe, a Morlet é a mais comum entre os estudos dessa natureza (Goupillaud et al., 1984). Uma Morlet é o produto de uma exponencial complexa e uma função gaussiana, que é definida como:

$$\psi_{\omega_0}(t) = 1/\pi^{1/4} e^{i\omega_0 t} e^{-t^2/2} \quad (2.2)$$

onde $i = \sqrt{-1}$ é um número imaginário e a frequência adimensional, ω_0 , está definido $\omega_0 = 6$ para satisfazer a condição de admissibilidade (Torrence e Compo, 1998). Como a transformada *wavelet* decompõe o sinal original em um domínio de escala de tempo, é necessário converter a escala em frequência, sendo que essa conversão é ideal para simplificar uma interpretação eficaz dos resultados. Pela relação da escala de frequência, a escolha de $\omega_0 = 6$ aproximam a *wavelet* de uma função analítica pura, minimizando distorções na reconstrução do sinal, o que nos dá uma taxa de conversão igual a $f = \frac{6}{2\pi s} \approx \frac{1}{s}$ (Aguiar-Contraria et al., 2008).

Por fim, como a CWT é aplicado em séries temporais de comprimento finito, ocorrerão distorções de borda devido ao fato de que os valores da transformada no início e no final da amostra são calculados de forma imprecisa, o que envolve preenchimento artificial nos extremos da amostra (o mais comum é definir zero para estender a série temporal). Conforme que as escalas maiores diminuem a amplitude perto das bordas à medida que mais zeros entram na análise, a região que sofre esses efeitos de borda é função de s (Torrence e Compo, 1998). O Cone de Influência (COI) é a região do espectro *wavelet* na qual os efeitos de borda se tornam importantes por um fator de e^{-2} . Nos casos de *wavelet* Morlet isso é dado por $\sqrt{2s}$.

2.3.2 Ferramentas Wavelet

2.3.2.1 Coerência wavelet e diferença de fase

O presente estudo busca verificar se existe uma relação de longo prazo entre os itens excluídos do núcleo de inflação calculado pelo Banco Central do Brasil (BCB) e o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA). Esse tipo de análise exige uma abordagem que capture não apenas a associação entre essas variáveis, mas também sua dinâmica em diferentes horizontes temporais.

Neste sentido, Aguiar-Conraria, Azevedo e Soares (2008) argumentam que a análise via transformada *wavelet* contínua (CWT) destaca-se por decompor as séries em múltiplas escalas de frequência, permitindo identificar em quais horizontes temporais as relações entre variáveis são mais relevantes. Seguindo Torrence e Compo (1998), Aguiar-Conraria e Soares (2014) é utilizando a coerência e a diferença de fase *wavelet* para casos bivariados. A transformada *cross-wavelet* é simplesmente dado pelo produto entre $W_x(\cdot)$ e $W_y(\cdot)$, que são transformadas *wavelet* contínuas de $x(t)$ e $y(t)$:

$$W_{xy}(\tau, s) = W_x(\tau, s)W_y^*(\tau, s) \quad (2.3)$$

onde $*$ denota o complexo de conjugados. Como a transformada *cross-wavelet* é complexa, podemos expressar o espectro *cross-wavelet* (XWT) como $|W_{x,y}(\tau, s)|$. A XWT calcula a covariância local de duas séries temporais.

Dados $x(t)$ e $y(t)$ pode-se definir a complexa coerência *wavelet*, Q_{xy} , como:

$$Q_{xy} = \frac{S(s^{-1}W_{x,y}(\tau, s))}{[S(s^{-1}|W_x(\tau, s)|^2)S(s^{-1}|W_y(\tau, s)|^2)]^{1/2}} \quad (2.4)$$

onde $S(\cdot)$ expressa um operador de suavização para escala e tempo, s^{-1} é um fator de normalização que garante a conversão em densidade de energia. Seguindo Torrence e Webster (1999), a coerência da *wavelet* quadrada é denotada como:

$$R_{xy}^2(\tau, s) = \frac{|S(s^{-1}W_{x,y}(\tau, s))|^2}{S(s^{-1}|W_x(\tau, s)|^2)S(s^{-1}|W_y(\tau, s)|^2)} \quad (2.5)$$

O coeficiente de coerência *wavelet* está no intervalo $0 \leq R_{x,y}(\tau, s) \leq 1$. Conforme Torrence e Compo (1998), dado a capacidade que a transformada *wavelet* tem de conservar a variância, a coerência *wavelet* é uma boa representação da covariância normalizada entre duas séries temporais, sendo que quanto mais próxima de um (zero) a coerência local é mais forte (mais fraca) entre $x(t)$ e $y(t)$.

Embora a coerência *wavelet* calcule o grau de correlação linear local entre dois sinais, ela não revela padrões de relação *lead-lag* nem se os movimentos são positivos ou negativos. Ou seja, a relação *lead-lag* possibilita a identificar a defasagem temporal entre duas variáveis, sendo relevante para indicar qual das séries tende a anteceder a outra em determinada frequência ao longo do tempo. Suponha que, se os itens excluídos do núcleo de inflação lideram (*lead*) o *headline* em baixas frequências (longo prazo), isso sugere que esses componentes podem ser precursores de pressões inflacionárias persistentes. Caso contrário, se o IPCA lidera os itens excluídos (*lag*), a medida de núcleo pode não estar capturando adequadamente os choques relevantes para a política monetária.

Para lidar com essas limitações, a diferença de fase examina os atrasos nas oscilações entre as duas séries temporais. Seguindo Torrence e Webster (1999), definimos a diferença de fase como:

$$\varphi_{xy}(\tau, s) = \tan^{-1} \left(\frac{I\{S(s^{-1}W_{x,y}(\tau, s))\}}{R\{S(s^{-1}W_{x,y}(\tau, s))\}} \right) \quad (2.6)$$

onde $\varphi \in [-\pi, \pi]$, (R) e (I) são, respectivamente, as partes real e imaginária da função de coerência *wavelet*. Uma diferença de fase de zero indica que as séries temporais se movem juntas na frequência especificada. Temos o caso que $\varphi_{xy} = 0$, ou seja, a série temporal se move em fase, mas sem uma relação clara de liderança. Além disso, se $\varphi_{xy} \in (0, \frac{\pi}{2})$, temos o caso as séries se movem em fase, mas x lidera y . Caso contrário, se $\varphi_{xy} \in (-\frac{\pi}{2}, 0)$, então é y que está liderando e x seguindo. Por fim, se $(\frac{\pi}{2}, \pi)$ então y está liderando, enquanto $(-\pi, -\frac{\pi}{2})$ é x quem está liderando, sendo que em ambos os casos as séries se movem em sentidos opostos, ou seja, apresentam uma relação anti-fase.

O potencial desta pesquisa remete não só a uma aplicação ainda não discutida empiricamente na literatura brasileira, mas também por se tratar de um diagnóstico no domínio do tempo-frequência entre a relação inflação total (*headline*) e núcleo de inflação no Brasil. A análise no domínio da frequência será realizada inicialmente com a decomposição multiescala via CWT para isolar componentes de curto e longo prazo; em seguida, o cálculo da coerência *wavelet* para avaliar em quais frequências (6 a 12; 12 a 24; 24 a 48; 48 a 96 meses) os itens excluídos correlacionam-se com o *headline*; e, por fim, mensuração da fase para identificar relações de antecedência. Essa abordagem permite testar se os critérios atuais de exclusão do núcleo (EXFE), de fato, isolam apenas choques transitórios, ou se removem componentes com efeitos persistentes, informação crítica para o BCB ajustar sua métrica de inflação subjacente.

2.3.3 Base de dados

Com o objetivo de verificar a existência de uma relação de longo prazo entre os itens excluídos do núcleo de inflação calculado pelo Banco Central do Brasil (BCB), e o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), foram utilizados dados mensais que englobam o período de 2000.1 a 2023.3, abrangendo uma amostra de 279 observações para cada variável de interesse.

Tabela 2.1 - Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Descrição	Fonte
IPCA-EXFE	Exclui alimentação no domicílio e energia.	BCB
IPCA-EX0	Exclui preços administrados e alimentação no domicílio.	BCB
IPCA-EX2	Exclui preços administrados, alimentação no domicílio, serviços e bens industriais.	BCB
Headline	É a inflação global (IPCA)	IBGE
Alimentação	É a inflação para os dez itens do grupo Alimentação no domicílio.	IBGE
Energia	É a inflação para os itens dos preços de energia.	IBGE

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 2.1 descreve as variáveis utilizadas no presente estudo. A variável principal de análise é o núcleo por exclusão (IPCA-EXFE), amplamente adotado como referência para a política monetária devido à sua transparência e facilidade de interpretação. No entanto, considerando que o BCB também monitora outras medidas de núcleo por exclusão, como o (IPCA-EX0) e o (IPCA-EX2), foi conduzido um exercício de robustez para avaliar a consistência dos resultados em diferentes especificações. Com isso, é possível verificar se as conclusões sobre a dinâmica inflacionária se mantêm mesmo quando se altera o conjunto de itens excluídos, reforçando a confiabilidade das análises para fins de política monetária.

2.4. RESULTADOS

Os resultados discutidos a seguir fornecem evidências sobre a relação entre o núcleo de inflação por exclusão (EXFE) e a inflação total (*headline*), bem como a influência dos itens excluídos (alimentos e energia) na dinâmica inflacionária. Tais informações são úteis para avaliar se o EXFE é uma medida adequada para orientar a política monetária, conforme os critérios estabelecidos por Santos e Castelar (2016) e Marques et al. (2003). Ou seja, através da coerência *wavelet* é identificado em quais horizontes temporais (curto, médio ou longo prazo) o núcleo e o *headline* estão sincronizados, indicando se o EXFE ancora as expectativas de inflação no longo prazo. Por sua vez, a fase revela a direção do ajustamento: se o núcleo antecede o *headline* (como esperado para um bom indicador), ou se movimentos transitórios da inflação total distorcem o núcleo. Além disso, um exercício de robustez com os núcleos EX0 e EX2, também utilizados pelo BCB, são apresentados para verificar a generalidade das conclusões.

2.4.1 Análise preliminar

Na Tabela 2.2 são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis analisadas. No período em questão os itens excluídos da inflação geral (*headline*) exibem taxas médias de inflação próximas, sendo a inflação de energia a maior taxa média com 0,63%, enquanto a inflação de alimentos foi de 0,61%. Esses valores estão acima do verificado para a inflação geral, que obteve ao longo do período uma média de 0,51%.

É possível identificar uma maior volatilidade do item de energia em comparação as demais variáveis. Seus valores para o máximo e mínimo foram, 16,36% e -10,89%, respectivamente. Com relação às outras medidas, os índices de assimetria são maiores que zero,

com valores ligeiramente diferentes, o que significa que as distribuições apresentam caudas mais longas na direção positiva em relação à média.

Tabela 2.2 - Estatísticas descritivas das taxas de inflação e núcleos, 2000:01/2023:03

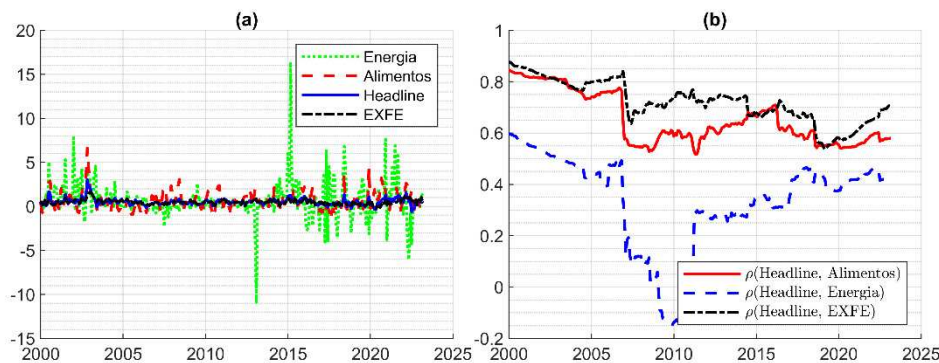
	Headline	Alimentação	Energia	EXFE	EX0	EX2
Média	0,51	0,61	0,63	0,49	0,46	0,49
Máximo	3,02	6,61	16,36	1,64	1,66	2,01
Mínimo	-0,61	-1,60	-10,89	-0,20	-0,27	-0,12
D. Padrão	0,39	1,04	2,14	0,27	0,28	0,28
Assimetria	1,66	1,39	1,30	0,90	0,61	1,17
Curtose	10,42	7,25	16,74	5,14	4,36	6,73

Fonte: Elaboração própria.

A Figura 2.1 reporta a trajetória temporal das quatro séries de interesse (painel direito) durante o período estudado, além dos coeficientes de correlação (painel esquerdo) entre o *headline* e inflação de alimentos, *headline* e inflação de energia, por fim *headline* e núcleo. Os coeficientes de correlação foram calculados numa base de janela móvel de 96 meses (8 anos), o que possibilita iniciar a busca por possíveis padrões de comportamento no longo prazo.

Ao analisar os coeficientes de correlação nota-se que o *headline* e a inflação de alimentos estão fortemente correlacionados entre 2000 e 2006, com um ($\rho > 0.7$). Após esse período, a correlação se estabelece em um patamar aproximadamente entre ($0.7 > \rho > 0.6$) até o final da amostra. O núcleo de inflação (EXFE) segue uma trajetória semelhante, mesmo que para a maioria dos períodos o coeficiente de correlação seja maior. Com relação ao coeficiente de correlação entre o *headline* e a inflação energia, percebe-se que ele inicia abaixo dos demais coeficientes, $\rho = 0.6$. Esse resultado se mantém em um nível fraco para toda a amostra.

Figura 2.1. Medidas de inflação e coeficientes de correlação



Fonte: Elaboração própria.

O debate sobre se a política monetária deve priorizar o núcleo da inflação (excluindo alimentos e energia), a inflação total ou outras medidas alternativas tem sido conduzido predominantemente no domínio do tempo, com análises baseadas em correlações simples (Bullard, 2011; Lenza, 2011; Arora et al., 2013; Verbrugge, 2021). No entanto, o grau de correlação entre essas variáveis pode variar significativamente em diferentes frequências, algo que a análise tradicional não captura.

Os resultados apresentados a seguir avança nessa discussão ao explorar a dinâmica multiescala por meio da coerência *wavelet*, permitindo identificar em quais horizontes temporais o núcleo de inflação demonstra maior poder preditivo e estabilidade, e em quais condições a sua exclusão pode ser questionada. Assim, o presente estudo traz uma perspectiva ainda não discutida na literatura brasileira para orientar decisões de política monetária, complementando as abordagens convencionais.

2.4.2 Análise *wavelet*: coerência e diferença de fase

Conforme foi discutido anteriormente, a construção de um núcleo de inflação eficaz depende criticamente da correta identificação dos componentes transitórios da inflação. A exclusão de itens que mantêm relação de longo prazo com a inflação total pode comprometer a eficácia da medida para fins de política monetária. Com isso, a análise *wavelet* surge como ferramenta adequada para investigar essas dinâmicas, por permitir uma decomposição simultânea no tempo e na frequência dos processos inflacionários.

Na análise *wavelet*, os movimentos de alta frequência (curto prazo, 6 a 12 meses) são filtrados para isolar choques temporários, enquanto os de baixa frequência (longo prazo, 24 a 48 meses; 48 a 96 meses) identificam tendências persistentes, críticas para a política monetária (Aguiar-Conraria e Soares, 2014).

Na Figura 2.2, a coluna da esquerda relata a coerência *wavelet*, enquanto a coluna à direita representa a diferença de fase entre o *headline* e o núcleo de inflação por exclusão (EXFE). A coerência de *wavelets* varia do azul, representando coerências mais baixas, ao vermelho, representando coerência mais altas. O limite em preto corresponde ao nível de significância de 5%, e foram obtidos a partir de 5000 execuções da Simulação de Monte Carlo.

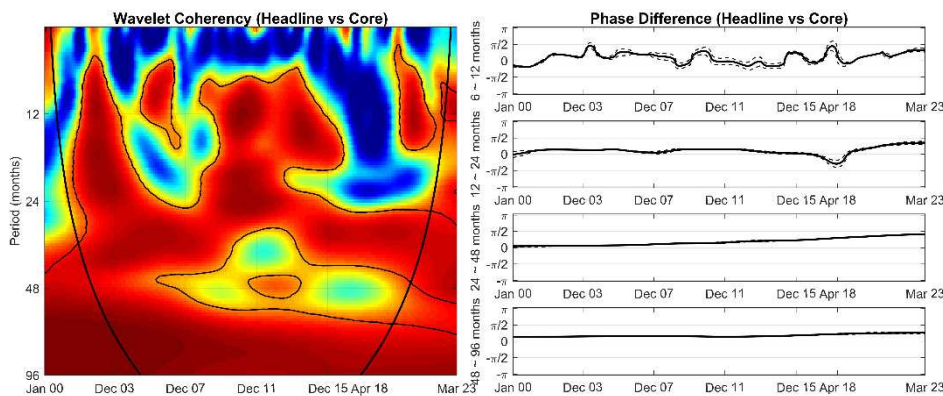
O *headline* e o núcleo estão altamente correlacionados na faixa de frequência que vai de 48 a 96 meses, a qual sugere existir uma contínua relação de longo prazo de 2004 a 2018. Esse resultado está de acordo com o argumento de que controlar o núcleo permite que o Banco Central ancore a inflação no médio e longo prazo. Porém, ao analisar o horizonte de curto prazo

(6 a 12 meses), é possível notar a presença de uma correlação significativa para alguns períodos em diferentes intervalos de tempo.

Conforme Santos e Castelar (2016), o *headline* não deve ser o atrator do núcleo de inflação, ou seja, o núcleo não deve ser sensível aos desvios da inflação. Neste sentido, a diferença de fase indica a posição relativa entre duas séries, sendo possível analisar se elas se movem em conjunto ou se há alguma relação de liderança.

Ainda com base na Figura 2.2, não é possível identificar uma liderança clara no curto prazo (6 a 12 meses), já que em certos momentos o núcleo de inflação age como atrator, enquanto em outros momentos é atraído pelo *headline*. No longo prazo (48 a 96 meses), a diferença de fase entre essas variáveis está entre 0 e $\frac{\pi}{2}$, sugerindo uma relação pró-cíclica, ou seja, as séries se movem juntas com o *headline* comandando os movimentos.

Figura 2.2. Coerência *Wavelet* e diferença de fase entre o *Headline* e o núcleo por exclusão (EXFE)



Fonte: Elaboração própria.

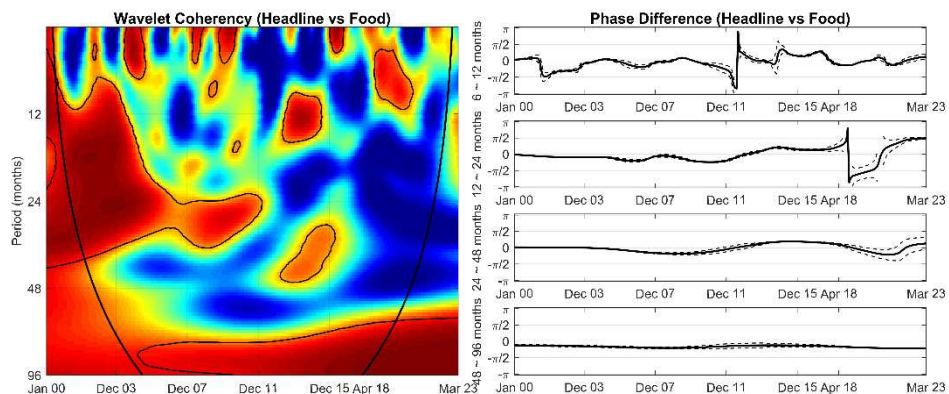
Notas: A área sombreada fora do Cone de Influência está sujeita a efeitos de borda.

Esse resultado é teoricamente relevante, pois mostra que o núcleo calculado pelo BCB não antecipa as mudanças no *headline*, confirmando pela diferença de fase que o núcleo reage a (sucede) os movimentos da inflação no horizonte de longo prazo. Isso contraria a hipótese tradicional de que um bom núcleo deveria preceder a inflação total, indicando que, no período analisado, um aumento na inflação é seguido por um ajuste no núcleo, relação inversa ao esperado para um indicador capaz de ancorar as expectativas de longo prazo.

A Figura 2.3 apresenta os resultados da análise de coerência e diferença de fase entre o *headline* e os preços de alimentos, revelando padrões temporais distintos com importantes implicações teóricas. Como pode ser visto, existem algumas regiões no plano de tempo-frequência que é possível identificar coerência alta e significativa. Nos concentramos primeiro

no longo prazo, a qual sugere uma relação contínua entre 2004 e 2018, caracterizada por movimentos pró-cíclico, com a inflação de alimentos antecedendo as flutuações no *headline*. Além disso, é possível observar uma coerência significativa no médio prazo (12 a 24 meses) entre 2002 e 2004 e, posteriormente, entre 2012 e 2015, sendo definida por movimentos pró-cíclico, com a inflação de alimentos antecedendo as flutuações no *headline* até 2011, ocorrendo uma inversão entre 2011 e 2015, com dominância determinada pelo *headline*.

Figura 2.3. Coerência *Wavelet* e diferença de fase entre o *Headline* e os dados de inflação de alimentos



Fonte: Elaboração própria.

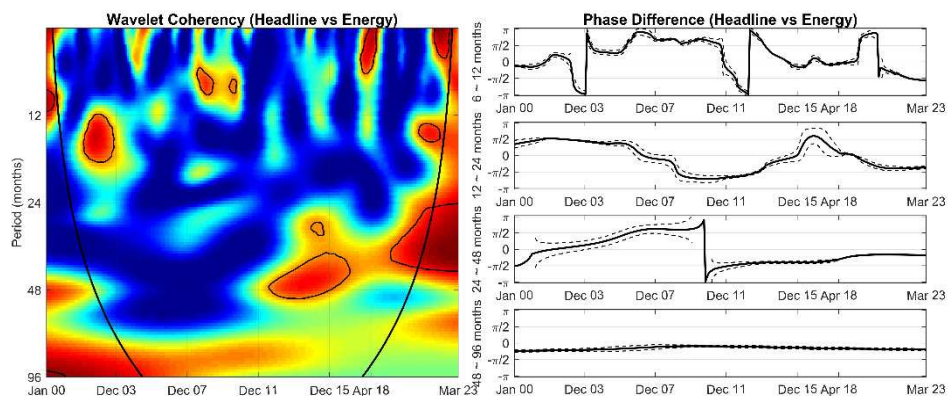
Com relação ao grau de ajustamento, esse resultado mostra que, assim como o núcleo, os desvios entre o *headline* e a inflação de alimentos são corrigidos pelos movimentos do *headline* em direção a inflação de alimentos, indicando que a inflação de alimentos é atratora, o que não é desejável do ponto de vista teórico, já que esse item não é levado em consideração para elaboração do núcleo por exclusão EXFE.

A Figura 2.4 apresenta as inter-relações entre o *headline* e a inflação de energia. É possível identificar três regiões com coerência estatisticamente significativa. A maior delas situa-se nas frequências mais baixas (entre 24 a 48 meses) e vai de 2012 até o primeiro trimestre de 2016. Na banda de frequência dos 12 a 24 meses, existem duas regiões com coerência alta e significativa. Porém, ambas regiões estão em partes opostas da amostra, com uma maior entre 2002 e 2003 e uma menor no ano de 2019.

Nas frequências entre 24 a 48 meses a diferença de fase está entre $-\frac{\pi}{2}$ e 0, mostrando uma relação pró-cíclica com liderança da inflação de energia. Essa relação sugere que a inflação de energia pode ser um indicador antecedente do *headline* no longo prazo. Além disso, observa-se que a diferença de fase para a frequência entre 12 a 24 meses varia entre 0 e $\frac{\pi}{2}$, para o período

entre 2002 e 2003, e entre $-\frac{\pi}{2}$ e 0 em 2019. Esse resultado indica uma relação pró-cíclica para ambos os períodos, mas com uma inversão no padrão de liderança entre o *headline* e a inflação de energia. Em um primeiro momento, o *headline* lidera os movimentos, mostrando dominância sobre as flutuações da inflação de energia e, posteriormente, a inflação de energia passa a comandar essa relação.

Figura 2.4 Coerência *Wavelet* e diferença de fase entre o *Headline* e os dados de inflação de energia



Fonte: Elaboração própria.

Esses resultados lançam dúvidas sobre o uso do núcleo de inflação por exclusão pelos bancos centrais como um sinal apropriado da inflação plena. Uma vez que os itens excluídos como alimentos e energia, se mostraram correlacionados em frequências mais baixas, um choque específico nos preços desses itens não possui efeito temporário, mas permanente, o que produz um núcleo de inflação impreciso no auxílio à condução da política monetária. Além disso, itens voláteis, como alimentos e energia, não deveriam determinar a trajetória de longo prazo da inflação. Se o núcleo por exclusão EXFE ignora esses itens, mas esse componente ainda assim influencia fortemente o *headline*, a medida de núcleo pode estar subestimando choques persistentes ou falhando em isolar adequadamente os efeitos transitórios.

2.4.3 Análise de Robustez: IPCA-EX0 e IPCA-EX2

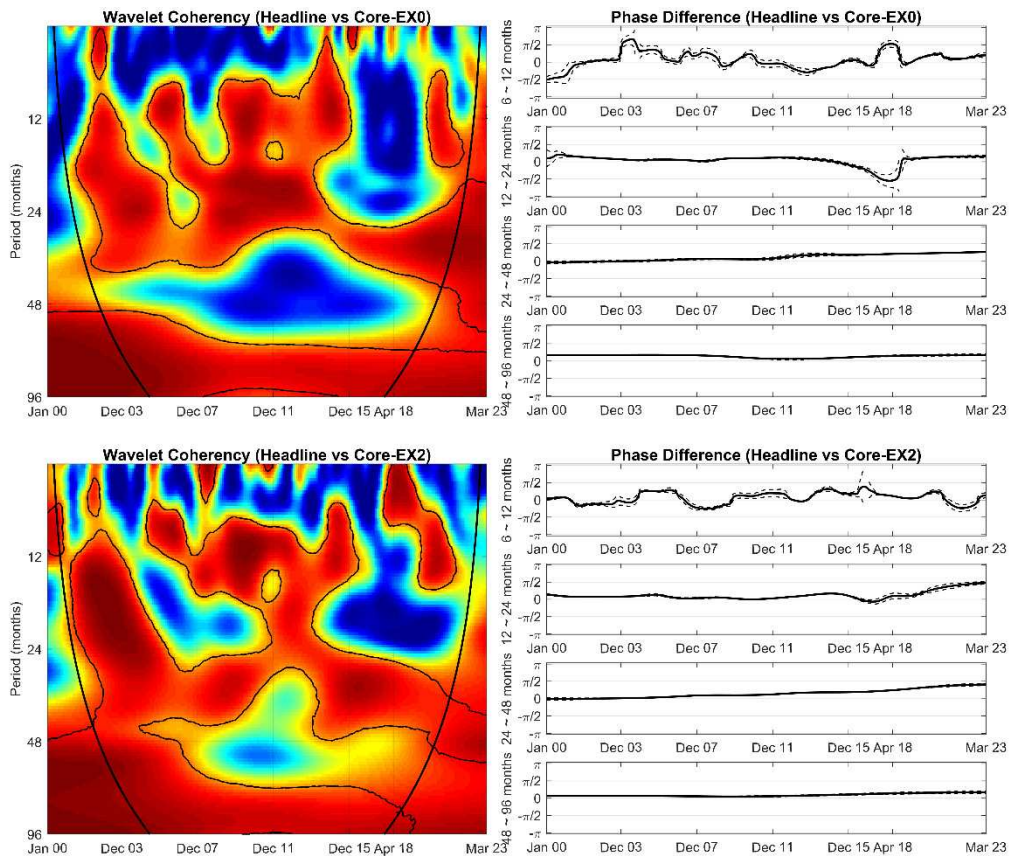
As medidas de núcleo de inflação, especialmente as baseadas em exclusão, são amplamente adotadas por bancos centrais, incluindo o BCB, devido à sua transparência e facilidade de interpretação, bem como por minimizarem impactos transitórios sobre os preços e fornecerem uma visão mais clara do processo inflacionário (Da Silva Filho e Figueiredo,

2014). Desse modo, esta seção complementa a análise do EXFE ao avaliar a robustez dos resultados em relação a outras definições de núcleos por exclusão, como a do EX0 e EX2.

Embora o EXFE seja frequentemente utilizado em outros estudos como o principal núcleo para fins de política monetária (ex.: Rich e Steindel, 2007; Bullard, 2011; Lenza, 2011; Giri, 2022), entender as dinâmicas de outros núcleos, que excluem diferentes itens, é crucial para uma avaliação abrangente da inflação subjacente.

A Figura 2.5 apresenta os mapas de coerência e as diferenças de fase *wavelet* entre o *headline* e, respectivamente, os núcleos EX0 e o EX2. Ao comparar esses resultados com os obtidos para o EXFE (Figura 2.2), observa-se uma notável similaridade nos padrões.

Figura 2.5 Coerência *Wavelet* e diferença de fase entre o *Headline* e os núcleos EX0 e EX2



Fonte: Elaboração própria.

Em termos de coerência *wavelet*, todas as três medidas de núcleo exibem regiões isoladas de alta coerência com o *headline* em horizontes de curto prazo (entre 6 a 12 meses) para períodos específicos de tempo. No entanto, é possível verificar que fortes regiões de coerência são evidentes em horizontes de médio a longo prazo (24 a 48 meses; 48 a 96 meses),

especialmente entre (2003-2018). Esse resultado sugere que, independentemente da medida de núcleo por exclusão utilizada, a força da relação de comovimento com o *headline* é robusta.

Ao analisar a diferença de fase, os resultados também demonstram padrões consistentes entre os núcleos. Em horizontes de longo prazo (48 a 96 meses), tanto o EX0 quanto o EX2, assim como o EXFE, apresentam uma relação pró-cíclica, com o *headline* liderando os movimentos. Esse é um achado significativo, pois demonstra que, no longo prazo, todos esses núcleos, apesar de conseguirem capturar a tendência subjacente da inflação total, não são um indicador antecedente para a política monetária.

2.5. CONCLUSÕES

O presente estudo analisou a existência de uma relação de longo prazo entre os itens excluídos do núcleo de inflação calculado pelo Banco Central do Brasil (BCB), e o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), entre os anos de 2000 a 2023. Para isso, foi utilizado a análise *wavelet* contínua (CWT), proposto por Aguiar-Conraria e Soares (2014), e seu conjunto de ferramentas, em particular, a coerência *wavelet* e a diferença de fase.

Em relação aos resultados apresentados, pode-se concluir que os pontos significativos na coerência entre o núcleo EXFE e o *headline* estão mais presentes em frequências de longo prazo (aproximadamente 4 a 8 anos) em comparação com frequências de curto prazo (6 meses a 1 ano). Além disso, constatou-se uma relação pró-cíclica entre as séries, com o *headline* potencialmente liderando EXFE, contrariando a ideia de que a política monetária é efetiva ao ancorar as expectativas de inflação a longo prazo.

No entanto, ao analisar os itens excluídos da medida de núcleo, a inflação de alimentos, assim como a inflação de energia, está correlacionada com o *headline* não apenas num horizonte de curto prazo, mas também no longo prazo. Nas faixas de frequência entre 24 a 48 meses, o grau de ajustamento desses itens mostra a atração exercida pela inflação de alimentos e energia sobre o *headline*, sugerindo que esses indicadores antecedem os movimentos inflacionários no longo prazo, sendo que choques na sua trajetória possuem efeitos permanentes e não transitórios.

Essas evidências revelam falhas estruturais na métrica dos núcleos por exclusão, em especial o EXFE, sendo possível questionar a eficácia do atual regime de política monetária baseado nessa medida. Em outras palavras, ao elevar juros com base num núcleo que só reflete inflação passada, o BCB reage a pressões inflacionárias já consolidadas. Como apresentado, itens excluídos (alimentos/energia), supostamente transitórios, lideram o IPCA no longo prazo.

Esse resultado pode explicar, por exemplo, por que mesmo com juros elevados, a inflação tende a persistir, sendo esse um padrão que, se ignorado, pode perpetuar ciclos de política monetária reativa em vez de preventiva.

Portanto, as evidências de comovimentos no curto prazo significativos entre o núcleo e o *headline*, junto ao fato da inflação de alimentos e energética não estarem associadas apenas a movimentos de curto prazo na inflação, são informações que colocam em dúvida a pontualidade e a confiabilidade dessa medida de núcleo ao prever sinais de futuras pressões inflacionárias.

2.6. REFERÊNCIAS

- Afanasyev, D. O., & Fedorova, E. A. (2016). The long-term trends on the electricity markets: Comparison of empirical mode and wavelet decompositions. *Energy Economics*, 56, 432-442.
- Aguiar-Conraria, L., & Soares, M. (2011). Business cycle synchronization and the euro: A wavelet analysis. *Journal of Macroeconomics*, 33, 477–489.
- Aguiar-Conraria, L., & Soares, M. J. (2014). The continuous wavelet transform: Moving beyond uni-and bivariate analysis. *Journal of Economic Surveys*, 28(2), 344-375.
- Aguiar-Conraria, L., Azevedo, N., & Soares, M. (2008). Using wavelets to decompose the time–frequency effects of monetary policy. *Physica A*, 387, 2863–2878.
- Arora, V., Gomis-Porqueras, P., & Shi, S. (2013). The divergence between core and headline inflation: Implications for consumers’ inflation expectations. *Journal of Macroeconomics*, 38, 497-504.
- Bagliano, F. C., & Morana, C. (2003). Measuring US core inflation: A common trends approach. *Journal of Macroeconomics*, 25(2), 197-212.
- Baqae, D. (2010). Using wavelets to measure core inflation: The case of New Zealand. *The North American Journal of Economics and Finance*, 21(3), 241-255.
- Bullard, J. (2011). Measuring inflation: the core is rotten. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 93(4), 223-233.
- Cristadoro, R., Forni, M., Reichlin, L., & Veronese, G. (2005). A core inflation indicator for the euro area. *Journal of Money, Credit and Banking*, 539-560.
- Da Silva Filho, T. N. T., & Figueiredo, F. M. R. (2014). Revisitando as Medidas de Núcleo de Inflação do Banco Central do Brasil. *Banco Central do Brasil-Trabalhos para Discussão*, 356.
- Da Silva, N. (2020). Medidas de Núcleo de Inflação para o Brasil baseadas no Método Wavelets?. *Banco Central do Brasil*.
- Denardin, A. A., Kozakevicius, A., & Schmidt, A. A. (2018). Avaliação Da Medida De Núcleo De Inflação Baseada No Método Wavelet Para O Brasil. In *Proceedings of the 44th Brazilian Economics Meeting*.
- Dowd, K., Cotter, J., & Loh, L. (2011). US core inflation: A wavelet analysis. *Macroeconomic Dynamics*, 15(4), 513-536.
- Farge, M. (1992). Wavelet transforms and their applications to turbulence. *Annual review of fluid mechanics*, 24(1), 395-458.
- Freeman, D. G. (1998). ‘Do core inflation measures help forecast inflation?’, *Economics Letters* 58(2), 143– 147.

- Giri, F. (2022). The relationship between headline, core, and energy inflation: A wavelet investigation. *Economics Letters*, 210, 110214.
- Goupillaud, P., Grossmann, A., & Morlet, J. (1984). Cycle-octave and related transforms in seismic signal analysis. *Geoexploration*, 23(1), 85-102.
- Huang, N. E., Shen, Z., Long, S. R., Wu, M. C., Shih, H. H., Zheng, Q., ... & Liu, H. H. (1998). The empirical mode decomposition and the Hilbert spectrum for nonlinear and non-stationary time series analysis. *Proceedings of the Royal Society of London. Series A: mathematical, physical and engineering sciences*, 454(1971), 903-995.
- In, F., & Kim, S. (2013). *An introduction to wavelet theory in finance: a wavelet multiscale approach*. World scientific.
- Kozić, I., & Sever, I. (2014). Measuring business cycles: Empirical Mode Decomposition of economic time series. *Economics letters*, 123(3), 287-290.
- Lenza, M. (2011). Revisiting the information content of core inflation. *Research Bulletin*, 14, 11-13.
- Marques, C. R., Neves, P. D. & Sarmento, L. M. (2003), 'Evaluating core inflation indicators', *Economic Modelling* 20(4), 765– 775.
- Mehra, Y. P., & Reilly, D. (2009). Short-term headline-core inflation dynamics. *FRB Richmond Economic Quarterly*, 95(3), 289-313.
- Mishkin, F. S. (2007). Headline versus core inflation in the conduct of monetary policy. In *Business Cycles, International Transmission and Macroeconomic Policies Conference*, HEC Montreal, Montreal, Canada.
- Moore, K. J., Kurt, M., Eriten, M., McFarland, D. M., Bergman, L. A., & Vakakis, A. F. (2018). Wavelet-bounded empirical mode decomposition for measured time series analysis. *Mechanical Systems and Signal Processing*, 99, 14-29.
- Quah, D., & Vahey, S. P. (1995). Measuring core inflation. *The economic journal*, 105(432), 1130-1144.
- Ribba, A. (2003), 'Permanent-transitory decompositions and traditional measures of core inflation', *Economics Letters* 81(1), 109– 116.
- Rich, R. W., & Steindel, C. (2007). A comparison of measures of core inflation. *Economic Policy Review*, 13(3).
- Rua, A. (2012). Wavelets in economics. *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles*, 8, 71-79.
- Rua, A., & Nunes, L. C. (2009). International comovement of stock market returns: A wavelet analysis. *Journal of Empirical Finance*, 16(4), 632-639.

- Santos, C., & Castelar, I. (2016). Avaliando as medidas de núcleo da inflação no Brasil. *Economia Aplicada*, 20(1), 35.
- Torrence, C., & Compo, G. P. (1998). A practical guide to wavelet analysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 79, 61–78.
- Torrence, C., & Webster, P. J. (1999). Interdecadal changes in the ENSO–monsoon system. *Journal of Climate*, 12(8), 2679–2690.
- Trompieri Neto, N., & Castelar, I., & Linhares, F. C. (2011). Núcleo de Inflação: uma Aplicação do Modelo de Tendências Comuns para o Brasil. In: XXXIX Encontro Nacional de Economia, 2011, Foz do Iguaçu. *Anais do XXXIX Encontro Nacional de Economia*. Brasília: ANPEC.
- Verbrugge, R. J. (2021). Is it time to reassess the focal role of core PCE inflation? (No. 21-10).

3 DINÂMICA INFLACIONÁRIA REGIONAL E SUA SINCRONIZAÇÃO COM O IPCA NACIONAL: UMA ANÁLISE VIA TRANSFORMADA WAVELET CONTÍNUA

3.1. INTRODUÇÃO

O fenômeno da inflação é expressivamente discutido na literatura dado o fato desse problema atingir diretamente o rendimento das famílias e empresas, a capacidade de planejar investimentos futuros e, ainda, comprometer o crescimento e desenvolvimento econômico. Em um contexto de disparidades regionais acentuadas como as verificadas no Brasil, a adoção de um regime monetário centralizado – na qual as políticas de controle da inflação são uniformemente aplicadas em todo o território – pode amplificar distorções econômicas caso as trajetórias inflacionárias das regiões sejam assimétricas (Holanda, 2001).

De modo geral, a literatura sobre efeitos da condução única de política monetária sobre regiões destaca a heterogeneidade estrutural (industrial e financeira) como fator determinante para respostas assimétricas, evidenciando que diferenças na composição setorial, exposição a crédito e interconexões espaciais amplificam ou atenuam os impactos locais, conforme observado em Carlino e DeFina (1999), Di Giacinto (2003), Bertanha e Haddad (2008). Desse modo, analisar a sincronização das flutuações da inflação entre regiões é imprescindível para entender a dinâmica da inflação e a formulação da política monetária correta (Tiwari et al., 2015).

Com isso, estudos voltados para a análise dos comovimentos entre séries econômicas, em sua maioria, concentram-se na decomposição de séries em tendências e ciclos comuns, incorporando cointegração e correlação a abordagem tradicional de Beveridge e Nelson, ver Vahid e Engle (1993), Cassola e Morana (2004), Gutierrez e Gomes (2009), Shaoping e Xiaotao (2014) e Da Silva, Neto e Castelar (2018), assim como em pesquisas que utilizam modelo de fator dinâmico, focando na análise da decomposição da variância entre características globais, regionais e específicas do país, Neely e Rapach (2008), Monacelli e Sala (2009) e Mumtaz et al. (2011). Esses estudos utilizam exclusivamente os métodos localizados no domínio do tempo, como técnicas de cointegração, testes de causalidade e análise de correlação.

Alguns estudos integram a análise do domínio do tempo e da frequência (*wavelets*) para capturar relações multiescalares e não lineares, superando limitações de métodos citados anteriormente, como visto em Mandler e Scharnagl (2014), Tiwari et al., (2015), Denardin et al. (2018), Da Silva e Caetano (2019), Tiwari et al. (2021), Alves e Ferreira (2021), Adeosun

et al. (2023) e Phiri (2024). A abordagem no domínio do tempo-frequência tem ampliado significativamente a compreensão dos comovimentos inflacionários, fornecendo *insights* importantes para a formulação de políticas econômicas e monetárias (Xiao-Lin et al., 2015).

Diante disso, observa-se que os estudos sobre comovimentos inflacionários no Brasil comumente priorizam análises de cointegração e decomposição multivariada, como em Da Silva, Neto e Castelar (2018), que identificaram inter-relações positivas de longo prazo e comportamentos pró-cíclicos de curto prazo entre as taxas de inflação das regiões metropolitanas.

Porém, é preciso destacar que tais abordagens são restritas por não capturarem a heterogeneidade temporal e multiescalar das relações entre a inflação nacional e regional, não levando em consideração a dinâmica de transmissão assimétrica de choques em diferentes horizontes. No estudo de Tiwari et al. (2021), por exemplo, a magnitude dos comovimentos da taxa de inflação entre os países analisados varia tanto no tempo quanto na frequência, portanto, o comovimento da inflação entre países ou regiões é visto como heterogêneo.

Considerando a dimensão continental do território brasileiro, bem como as evidências apresentadas até o momento, passa a ser importante investigar como a inflação das regiões brasileiras estão sincronizadas a nível nacional. Essa sincronização é, ou não, um fenômeno simétrico, do ponto de vista dos comovimentos de curto e longo prazo observados entre as regiões do país? Quais são as regiões antecedem choques nacionais e qual a magnitude desses choques?

Embora trabalhos como Denardin et al. (2018) e Silva (2024) tenham avançado na aplicação de *wavelets* para estimar núcleos de inflação no Brasil, e Da Silva e Caetano (2019) estudado a relação entre retorno de ações, inflação e atividade econômica, Alves e Ferreira (2021) explorado não linearidades no repasse cambial, até onde sabemos, nenhum estudo integrou a metodologia *wavelets* para analisar especificamente a sincronização regional-nacional da inflação brasileira.

Neste sentido, este estudo tem como objetivo analisar como as taxas de inflação em diferentes regiões (Belém, Recife, Fortaleza, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Porto Alegre e Curitiba), são sincronizadas e vinculadas a taxa de inflação a nível nacional. Para isso, utilizar-se-á um conjunto de ferramentas *wavelets* contínua (CWT) – coerência, diferença de fase e ganho – nos dados de inflação do Brasil no período de 2000 a 2024.

Primeiro, a análise da coerência permite determinar a extensão do comovimento da inflação em diferentes estágios, ou seja, se os comovimentos de uma região específica, por

exemplo o Nordeste, estão localizados nos componentes de alta frequência ou de baixa frequência. O presente estudo também contribui ao calcular a proporção estatisticamente significativa da área de coerência, o que agrega sobre a análise convencional do mapa de calor, pois esta medida permite representar a porcentagem da sincronização entre a inflação nacional e regional, e se essa sincronização aumenta ou diminui entre os elementos de alta ou baixa frequência.

Em segundo lugar, as informações de avanço-atraso e sinal possibilitam esclarecer se a inflação nacional precede ou segue as dinâmicas regionais no curto ou longo prazo, além de fornecer informações sobre os impactos (positivos ou negativos) que uma série tem sobre a outra. Considere o caso em que a inflação nacional precede a inflação da região metropolitana de São Paulo, para os agentes formuladores de política, esse resultado justificaria ações antecipadas no âmbito nacional, como ajustes na taxa Selic, para minimizar efeitos locais antes que se concretizem. Por fim, as informações quanto a magnitude das respostas regionais a variações na inflação nacional, possibilita, por exemplo, identificar se a região Nordeste é mais ou menos resiliente a choques nacionais, se comparado as regiões do Sul e Sudeste país.

Como uma verificação de robustez, o presente estudo também testou no lugar da inflação nacional diferentes medidas de núcleo calculada pelo Banco Central do Brasil (BCB). Essa estratégia não apenas refina a identificação de ciclos de curto e longo prazo da inflação, como também possibilita verificar, em um contexto territorialmente diverso como o brasileiro, como os núcleos estão sincronizados entre as diferentes regiões, buscando observar eventuais heterogeneidades no tempo e na frequência.

O restante deste estudo é estruturado da seguinte forma. Na seção dois é apresentado uma síntese dos trabalhos sobre sincronização de ciclos econômicos. Os dados e o método utilizado são descritos da terceira seção. Na seção seguinte, são apresentados os resultados empíricos e o teste de robustez. Por fim, na quinta seção, são apresentadas as conclusões.

3.2. REVISÃO DE LITERATURA

A análise de comovimentos entre variáveis macroeconômicas, como a inflação, preços de ações, preços agrícolas, câmbio, produto, tem avançado desde a formulação da decomposição de Beveridge e Nelson (1981), que introduziram uma metodologia para mensurar e datar os ciclos econômicos da economia americana no período do pós-guerra. A partir de então, vários estudos têm investigado o compartilhamento de tendências e ciclos

comuns entre países, utilizando a aplicação de diferentes metodologias, seja no domínio do tempo ou no domínio do tempo-frequência.

Em um trabalho extenso, Vahid e Engle (1993) propuseram a decomposição Beveridge-Nelson-Stock-Watson para testar a presença de ciclos comuns. Eles expandiram a abordagem tradicional ao incorporar cointegração e correlação serial para extrair tendências e ciclos comuns. Seguindo o mesmo procedimento metodológico, Cassola e Morana (2004) investigam o papel dos preços de ativos na transmissão monetária para a área do euro. Seus resultados sugerem não existir impacto direto significativo dos preços das ações na inflação, embora sua influência indireta via mecanismos financeiros reforça a necessidade de políticas monetárias que considerem a estabilidade financeira.

Em um estudo para países do Mercosul, Gutierrez e Gomes (2009) identificaram que os ciclos de negócios não estão sincronizados entre os países membros, o que pode ser resultado de diferenças estruturais e institucionais, sugerindo desafios para a integração de acordos para o bloco econômico. Shaoping e Xiaotao (2014) identificaram que os ciclos dos preços agrícolas precedem temporalmente a dinâmica de curto prazo da taxa de inflação, ressaltando que a estabilidade de preços agrícolas é condição para políticas expansionistas sustentáveis.

No Brasil, Da Silva, Neto e Castelar (2018) aplicaram a metodologia de Vahid e Engle (1993) às taxas de inflação das regiões metropolitanas. Para eles, a extração desses componentes permite avaliar qual o impacto de longo prazo de um aumento permanente na taxa de inflação de uma dada região metropolitana sobre as demais. Utilizando dados mensais para o período entre de outubro de 1995 até dezembro de 2014, os autores descobriram inter-relações positivas de longo prazo e comportamentos pró-cíclicos de curto prazo, indicando sincronização regional na dinâmica inflacionária.

Portanto, dado que as regiões compartilham uma única tendência comum, entende-se que um ajuste monetário tenha efeitos permanentes e seja transmitido de maneira homogênea nas taxas de inflação de todas as regiões metropolitanas.

Já Wang e Wen (2007), ao utilizarem um modelo novo keynesiano, verificaram que os comovimentos da inflação em países industrializados são altamente sincronizados, sendo mais forte, inclusive, que a observada para o produto. Por exemplo, em uma amostra de 18 países da OCDE, a inflação e a produção média estão cerca de 0,6 e 0,2, respectivamente, correlacionada. Os autores associam esse resultado a correlação internacional da produção e a resposta retardada da inflação a choques de demanda.

Por sua vez, alguns estudos investigam as influências globais e regionais através dos modelos de fatores comuns. Neely e Rapach (2008), destacaram que choques comuns,

similaridades nas funções de reação dos bancos centrais e o comércio internacional explicam os componentes comuns das taxas de inflação. Os autores mostram que fatores globais explicam, em média, 34% da variabilidade da inflação em 64 países.

Além disso, Monacelli e Sala (2009) analisaram a contribuição de fatores internacionais para a inflação em produtos do IPC, concluindo que entre 15% e 30% da variação dos preços ao consumidor pode ser atribuída a fatores globais, com maior impacto em setores mais abertos ao comércio. Mumtaz, Simonelli e Surico (2011) mostraram que, no período pós Segunda Guerra, as flutuações econômicas (ciclos de negócios) e a inflação foram mais influenciadas por fatores regionais do que por choques globais.

A análise no domínio da frequência introduz novas perspectivas sobre os comovimentos inflacionários. Lee e Lee (2019) documentaram regularidades empíricas sobre o comovimento da inflação nos países da Associação das Nações do Sudeste Asiático (ASEAN). Utilizando o índice de coesão baseado em frequência, seu estudo revelou maior sincronização em frequências de longo prazo. Eles concluíram que o comovimento da inflação na ASEAN é mais fraco do que nos países do G7 e que fatores globais desempenham um papel mais relevante do que fatores regionais na explicação das flutuações da inflação.

Em uma linha metodológica semelhante à utilizada no presente estudo, Mandler e Scharnagl (2014) aplicaram *wavelets* para a área do euro, revelando que a relação crescimento monetário-inflação é forte em baixas frequências (longo prazo), mas enfraqueceu após os anos 90, contrariando estimativas estáticas anteriores. Tiwari et al. (2015) analisaram países do G7 e identificaram comovimentos inflacionários multiescalares, com picos de coerência associados a crises globais, como a de 2008.

Os métodos tradicionais no domínio no tempo apresentados anteriormente não consideram mudanças estruturais ao longo do tempo, assumindo relações fixas. Com isso, Mandler e Scharnagl (2014) mostram em seu estudo que, ao não considerar os efeitos da variação temporal, a maior parte da literatura estimou relações estáveis de longo prazo entre crescimento monetário e inflação.

A aplicação de *wavelets* oferece uma abordagem híbrida que permite capturar, simultaneamente, variações no tempo e na frequência. Segundo Addison (2018), a abordagem das *wavelets* contínuas (CWT) se destaca por permitir que a escala da função de base da *wavelet* varie continuamente, o que possibilita uma adaptação mais flexível dos dados.

Tiwari et al. (2021) investigaram os comovimentos da taxa de inflação entre nove países africanos e suas ligações bilaterais com cinco economias desenvolvidas, por meio de *wavelets* contínuas em diferentes escalas de tempo e frequências. Utilizando dados mensais para o

período entre janeiro de 2000 a junho de 2018, os autores descobriram uma coerência forte entre os países africanos e as economias desenvolvidas, o que é atribuído ao comércio bilateral entre os países, denotando a importância do monitoramento dos preços internacionais por parte dos bancos centrais e analisar suas implicações para suas economias domésticas.

Para examinar a relação entre inflação e crescimento econômico em países em desenvolvimento, Uddin et al. (2017) usam o exemplo de Bangladesh e mostraram que o crescimento econômico Granger-cause inflação em todas as frequências, enquanto a inflação impacta o crescimento apenas no longo prazo. Ou seja, as políticas expansionistas podem ser viáveis no curto prazo sem gerar descontrole inflacionário. Esse tipo de análise é viabilizado pelo uso da metodologia *wavelet*, pois permite capturar heterogeneidades temporais e multiescalares, consolidando-se como ferramenta essencial para análise de comovimentos em economias com ciclos complexos e não lineares.

Adeosun et al. (2023) expandiram a abordagem para a relação entre incerteza política, riscos geopolíticos e inflação nos EUA, Canadá, Reino Unido, Japão e China. Os resultados mostram uma coerência heterogênea entre as variáveis em diferentes frequências, com eventos como a crise financeira asiática e a COVID-19 alterando padrões no comovimento entre as séries.

Phiri (2024) utilizou *wavelets* para testar a hipótese NeoFisheriana em economias industrializadas (EUA, Reino Unido e UE), identificando dinâmicas temporais ignoradas por métodos VAR tradicionais. O autor sugere que aumentos na taxa de juros nominal podem elevar a inflação no médio e longo prazo, implicando na falta de compreensão por parte dos bancos centrais sobre a dinâmica da política monetária. O resultado encontrado pelo autor contradiz os pressupostos convencionais, em que o aumento dos juros encarece o crédito, levando a uma redução de demanda e, conseqüentemente, pressionando os preços para baixo.

Denardin et al. (2018) e Silva (2024) propuseram medidas de núcleo de inflação para a economia brasileira baseadas em *wavelets*, com desempenho superior e uma maior robustez em termos de análise de longo prazo, além de se destacar para o uso de projeções de curto prazo. Já Da Silva e Caetano (2019) analisaram a relação entre retornos de ações, inflação e atividade econômica, identificando ciclos predominantes em médio e longo prazos para a inflação no Brasil. Em um estudo que investiga o repasse cambial para a inflação via curva de Phillips novo-keynesiana, Alves e Ferreira (2021) detectam efeitos significativos apenas no longo prazo (36-72 meses), com picos durante crises cambiais.

Diante do que foi revisado sobre os estudos da sincronização dos ciclos econômicos, mas especificamente, dos movimentos entre a inflação de diferentes países ou regiões, percebe-

se que os esforços se concentram na utilização de métodos localizados no domínio do tempo, como técnicas de cointegração, testes de causalidade e análise de correlação. Neste sentido, ao analisar esse problema pela ótica *wavelet*, é possível avançar significativamente na literatura brasileira que mede a sincronização regional, ao levantar evidências sobre os comovimentos da taxa de inflação no Brasil em diferentes frequências, qual o padrão de movimento que uma determina região pode apresentar frente a choques nacionais, e qual a magnitude desse choque.

3.3. METODOLOGIA

Entre os métodos de estudo de sinais pode-se destacar a transformada de Fourier, que decompõe uma série em um conjunto de funções seno e cosseno, relacionando a cada uma delas a importância de cada frequência no sinal. Embora a análise de Fourier tenha sido precursora da análise *wavelet*, ela possui uma série de limitações.

In e Kim (2013) destaca que, enquanto a transformada de Fourier decompõe um sinal em componentes de frequência pura, restringindo-se a uma representação global e estática, a análise *wavelet* consegue decompor dados em múltiplas escalas temporais, permitindo investigar comportamentos locais e multi-resolução. Um outro ponto a favor da análise *wavelet* é sua capacidade em lidar com janelas de análise adaptativas, que variam em duração para capturar desde descontinuidades abruptas (com funções de base curtas) até oscilações de baixa frequência (com funções de base longas), além de ser mais adequada para séries temporais não estacionárias, onde padrões como tendências, mudanças de regime ou picos de variabilidade exigem flexibilidade temporal.

Um outro método que apresenta ganhos semelhantes com relação a análise de Fourier é Decomposição em Modo Empírico (EMD), proposto por Huang *et al.* (1998). A Transformada de Hilbert-Huang (HHT) decompõe, por meio da EMD, o sinal de uma dada série de tempo em Funções de Modo Intrínseco (IMF). Apesar de adaptativa e eficaz em dados não lineares e não estacionários, estudos como os de Kožić e Sever (2014) argumentam que a EMD carece de rigor teórico, enquanto a *wavelet* oferece uma estrutura matemática sólida, com funções base parametrizáveis (ex.: Morlet, Daubechies), garantindo reprodutibilidade e controle sobre as escalas analisadas.

Além disso, Moore *et al.* (2018) chama atenção para problemas como *mode mixing* (mistura de componentes de frequência próxima) que podem ocorrer entre as IMFs. Como o processo de seleção gera IMFs sem critérios prévios, isso pode levar à mistura de componentes ou à extração de modos espúrios, especialmente em séries com ruído ou *outliers*. Com isso, a

análise *wavelet* minimiza esse problema ao decompor o sinal em escalas pré-definidas, garantindo isolamento de componentes.

Desse modo, a resolução tempo-frequência proposta no presente estudo permite mapear mudanças na dinâmica inflacionária ao longo do tempo (como efeitos de políticas monetárias ou crises econômicas), algo complexo de ser isolado com a EMD devido à sua natureza empírica e à possível geração de modos intrínsecos (IMFs) espúrios (Kožić e Sever, 2014; Afanasyev e Fedorova, 2016).

3.3.1 A transformada *wavelet* contínua

Considere uma série temporal $x(t)$, sua transformada *wavelet* contínua (CWT) é definida como:

$$W_x(\tau, s) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) \frac{1}{\sqrt{s}} \psi^* \left(\frac{t-\tau}{s} \right) dt \quad (3.1)$$

Onde:

- s é o fator de escala;
- τ é o parâmetro que corresponde a posição no tempo;
- ψ é a função *wavelet* mãe;
- ψ^* denota a conjugação complexa.

O fator $1/\sqrt{s}$ é adicionado para garantir que, independentemente da dilatação, todas as ondas tenham a mesma unidade de energia ($\psi_{\tau,s} = 1$). Em outras palavras, na análise *wavelet*, e de processamento de sinais em geral, a unidade de energia refere-se a uma normalização matemática que garante que a energia total de uma função (como uma *wavelet*) seja constante e invariante sob transformações de escala. Com isso, a energia está diretamente relacionada à intensidade do sinal ou à sua contribuição relativa na análise. A largura da janela e a faixa de frequências captadas são relacionadas: se ($|s| < 1$), as escalas baixas capturam detalhes que mudam rapidamente, ou seja, frequências altas, enquanto escalas mais altas, ($|s| > 1$), capturam características que mudam lentamente, frequências baixas (Rua, 2012).

A função mãe $\psi_{\tau,s}$ deve atender as condições de admissibilidade, similaridade, regularidade, momentos de fuga e invertibilidade, que garantem que a transformada *wavelet* seja matematicamente válida e útil para análise de sinais.

A primeira condição diz que a função $\psi_{\tau,s}$ possui média zero, de modo que a função precisa ser localizada no espaço de tempo e frequência: $C_\psi = \int_0^{+\infty} \frac{|H(\omega)|}{\omega} d\omega < \infty$, onde $H(\omega)$ é a transformada de Fourier de frequência ω . Essa é uma condição necessária para satisfazer a condição de admissibilidade, que garante que $\lim_{\omega \rightarrow 0} H(\omega) = 0$, o que permite recuperar o sinal original a partir dos coeficientes *wavelet*. Portanto, a primeira condição de uma função *wavelet* é $\int_{-\infty}^{+\infty} \psi(t) dt = 0$.

A segunda condição diz respeito a energia unitária da função *wavelet* ($\int_{-\infty}^{+\infty} |\psi(t)|^2 dt = 1$), ou seja, tal condição assegura um decaimento rápido no tempo e na frequência, garantindo a localização espacial. A condição de similaridade indica que a decomposição da escala deve ser obtida pela translação e dilatação de apenas uma função mãe, o que permite uma análise multi-resolução adaptativa.

A *wavelet* também deve estar concentrada em algum domínio espacial finito, sendo essa a condição de regularidade. Este requisito de regularidade adicional exclui todas as funções descontínuas. A condição momentos de fuga elimina a parte mais regular (polinomial) do sinal, permitindo o estudo de suas flutuações de ordem superior. Neste caso, os coeficientes *wavelet* são muito pequenos nas regiões onde a função é tão suave quanto a ordem de cancelamento e a transformada *wavelet* só reagirá às variações de ordem superior da função. Por fim, a condição de invertibilidade diz que deve existir pelo menos uma fórmula de reconstrução para recuperar o sinal original $x(t)$ a partir dos coeficientes *wavelet* $W_x(\tau,s)$, sendo essa condição indispensável para aplicações como filtragem e compressão (Farge, 1992).

Entre as opções de *wavelet* mãe, a Morlet é a mais comum entre os estudos dessa natureza (Goupillaud et al., 1984). Uma Morlet é o produto de uma exponencial complexa e uma função gaussiana, que é definida como:

$$\psi_{\omega_0}(t) = 1/\pi^{1/4} e^{i\omega_0 t} e^{-t^2/2} \quad (2.2)$$

onde $i = \sqrt{-1}$ é um número imaginário e a frequência adimensional, ω_0 , está definido $\omega_0 = 6$ para satisfazer a condição de admissibilidade (Torrence e Compo, 1998). Como a transformada *wavelet* decompõe o sinal original em um domínio de escala de tempo, é necessário converter a escala em frequência, sendo que essa conversão é ideal para simplificar uma interpretação eficaz dos resultados. Pela relação da escala de frequência, a escolha de $\omega_0 = 6$ aproximam a *wavelet* de uma função analítica pura, minimizando distorções na reconstrução do sinal, o que nos dá uma taxa de conversão igual a $f = \frac{6}{2\pi s} \approx \frac{1}{s}$ (Aguiar-Conraria et al., 2008).

Por fim, como a CWT é aplicado em séries temporais de comprimento finito, ocorrerão distorções de borda devido ao fato de que os valores da transformada no início e no final da amostra são calculados de forma imprecisa, o que envolve preenchimento artificial nos extremos da amostra (o mais comum é definir zero para estender a série temporal). Conforme que as escalas maiores diminuem a amplitude perto das bordas à medida que mais zeros entram na análise, a região que sofre esses efeitos de borda é função de s (Torrence e Compo, 1998). O Cone de Influência (COI) é a região do espectro *wavelet* na qual os efeitos de borda se tornam importantes por um fator de e^{-2} . Nos casos de *wavelet* Morlet isso é dado por $\sqrt{2s}$.

3.3.2 Ferramentas Wavelet

3.3.2.1 Coerência, diferença de fase e ganho wavelet

Para analisar os comovimentos das taxas de inflação em diferentes regiões no país e entender como elas estão sincronizadas e vinculadas às taxas de inflação nacional, o presente estudo segue Torrence e Compo (1998), Aguiar-Conraria e Soares (2014), que utilizam a coerência, diferença de fase e o ganho *wavelet*, para casos bivariados. A transformada *cross-wavelet* é simplesmente dado pelo produto entre $W_x(\cdot)$ e $W_y(\cdot)$, que são transformadas *wavelet* contínuas de $x(t)$ e $y(t)$:

$$W_{xy}(\tau, s) = W_x(\tau, s)W_y^*(\tau, s) \quad (3.3)$$

onde $*$ denota o complexo de conjugados. Como a transformada *cross-wavelet* é complexa, podemos expressar o espectro *cross-wavelet* (XWT) como $|W_{x,y}(\tau, s)|$. A XWT calcula a covariância local de duas séries temporais.

Dados $x(t)$ e $y(t)$ pode-se definir a complexa coerência *wavelet*, ρ_{xy} , como:

$$\rho_{xy} = \frac{S(s^{-1}W_{x,y}(\tau, s))}{[S(s^{-1}|W_x(\tau, s)|^2)S(s^{-1}|W_y(\tau, s)|^2)]^{1/2}} \quad (3.4)$$

onde $S(\cdot)$ expressa um operador de suavização para escala e tempo, s^{-1} é um fator de normalização que garante a conversão em densidade de energia. Seguindo Torrence e Webster (1999), a coerência da *wavelet* quadrada é denotada como:

$$R_{xy}^2(\tau, s) = \frac{|S(s^{-1}W_{x,y}(\tau, s))|^2}{S(s^{-1}|W_x(\tau, s)|^2)S(s^{-1}|W_y(\tau, s)|^2)} \quad (3.5)$$

O coeficiente de coerência *wavelet* está no intervalo $0 \leq R_{x,y}(\tau, s) \leq 1$. Conforme Torrence e Compo (1998), dado a capacidade que a transformada *wavelet* tem de conservar a variância, a coerência *wavelet* é uma boa representação da covariância normalizada entre duas séries temporais, sendo que quanto mais próxima de um (zero) a coerência local é mais forte

(fraca) entre $x(t)$ e $y(t)$. Neste estudo, definimos x como o índice de preço nacional, enquanto y é o índice de preço para as regiões metropolitanas brasileira.

Os mapas tradicionais de calor não fornecem a informação da proporção de significância estatística da área com alta coerência *wavelet*. Frente a essa limitação, sugere-se no presente estudo calcular uma medida que represente a porcentagem da área no tempo-frequência, em que a coerência entre as séries seja estatisticamente significativa.

Primeiro, ao estimar a coerência *wavelet* entre os respectivos pares (IPCA nacional x IPCA das regiões metropolitanas) tem-se acesso a uma matriz de *p-valores*, que indica o nível de significância estatística (1%, 5% e 10%) da coerência em cada ponto da escala de tempo-frequência. Em seguida, uma matriz binária foi elaborada com base na matriz de *p-valor* de cada região, na qual essa matriz assume valores iguais a 1 caso os níveis de significância sejam iguais ou inferiores a 10% ($p\text{-valor} \leq 0,10$), e 0 caso contrário. Isso permite calcular a proporção de pontos significativos (valores 1) em relação ao total de pontos na matriz, olhando para as diferentes faixas de frequência (6 a 12 meses, 12 a 24 meses, 24 a 48 meses, 48 a 96 meses) de cada região metropolitana.

Embora a coerência *wavelet* calcule o grau de correlação local entre dois sinais, ela não revela padrões de relação *lead-lag* nem se os movimentos são positivos ou negativos. Para lidar com essas limitações, a diferença de fase examina os atrasos nas oscilações entre as duas séries temporais. Seguindo Torrence e Webster (1999), definimos a diferença de fase como:

$$\varphi_{xy}(\tau, s) = \tan^{-1} \left(\frac{I\{S(s^{-1}W_{x,y}(\tau, s))\}}{R\{S(s^{-1}W_{x,y}(\tau, s))\}} \right) \quad (3.6)$$

onde $\varphi \in [-\pi, \pi]$, (R) e (I) são, respectivamente, as partes real e imaginária da função de coerência *wavelet*. Uma diferença de fase de zero indica que as séries temporais se movem juntas na frequência especificada. Temos o caso que $\varphi_{xy} = 0$, ou seja, a série temporal se move em fase, mas sem uma relação clara de liderança. Além disso, se $\varphi_{xy} \in (0, \frac{\pi}{2})$, temos o caso as séries se movem em fase, mas x lidera y . Caso contrário, se $\varphi_{xy} \in (-\frac{\pi}{2}, 0)$, então é y que está liderando e x seguindo. Por fim, se $(\frac{\pi}{2}, \pi)$ então y está liderando, enquanto $(-\pi, -\frac{\pi}{2})$ é x quem está liderando, sendo que em ambos os casos as séries se movem em sentidos opostos, ou seja, apresentam uma relação anti-fase.

Desse modo, o padrão *lead-lag* pode revelar, por exemplo, que uma dada região específica antecipa tendências na inflação nacional, ou seja, que os movimentos na inflação regional conduzem a variações nacionais, ou vice-versa.

Finalmente, o coeficiente da regressão de y em x é dado pelo ganho da *wavelet* cruzada, definido como:

$$G_{yx}(\tau, s) = \frac{|S(s^{-1}W_{x,y}(\tau, s))|}{S(s^{-1}|W_x|^2)} \quad (3.7)$$

Quanto aos movimentos serem positivos ou negativos, o ganho consegue quantificar o potencial dos choques regionais, sendo possível identificar possíveis vulnerabilidades. Por exemplo, as regiões que apresentam ganho superior a uma unidade estão mais propensas a amplificação nos choques inflacionários nacionais, enquanto valores próximos a unidade sinalizam para regiões mais resilientes.

Além da matriz de *p-valor*, a coerência *wavelet* fornece uma matriz de ganho. Os resultados dessa matriz foram classificados dentro de cada intervalo de frequência (6 a 12 meses, 12 a 24 meses, 24 a 48 meses e 48 a 96 meses) em suas respectivas regiões. A partir disso, foi calculado o ganho médio nas respectivas linhas da matriz que correspondem às frequências associadas ao intervalo em questão.

3.3.3 Base de dados

Com o objetivo de analisar como a inflação das regiões brasileiras são sincronizadas e vinculadas a inflação nacional, foram utilizados dados da taxa de inflação de nove regiões metropolitanas do Brasil (Belém, Belo Horizonte, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo), em conjunto com o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA (denominado a partir de agora como inflação nacional), ambos obtidos junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Tabela 3.1. Descrição das variáveis

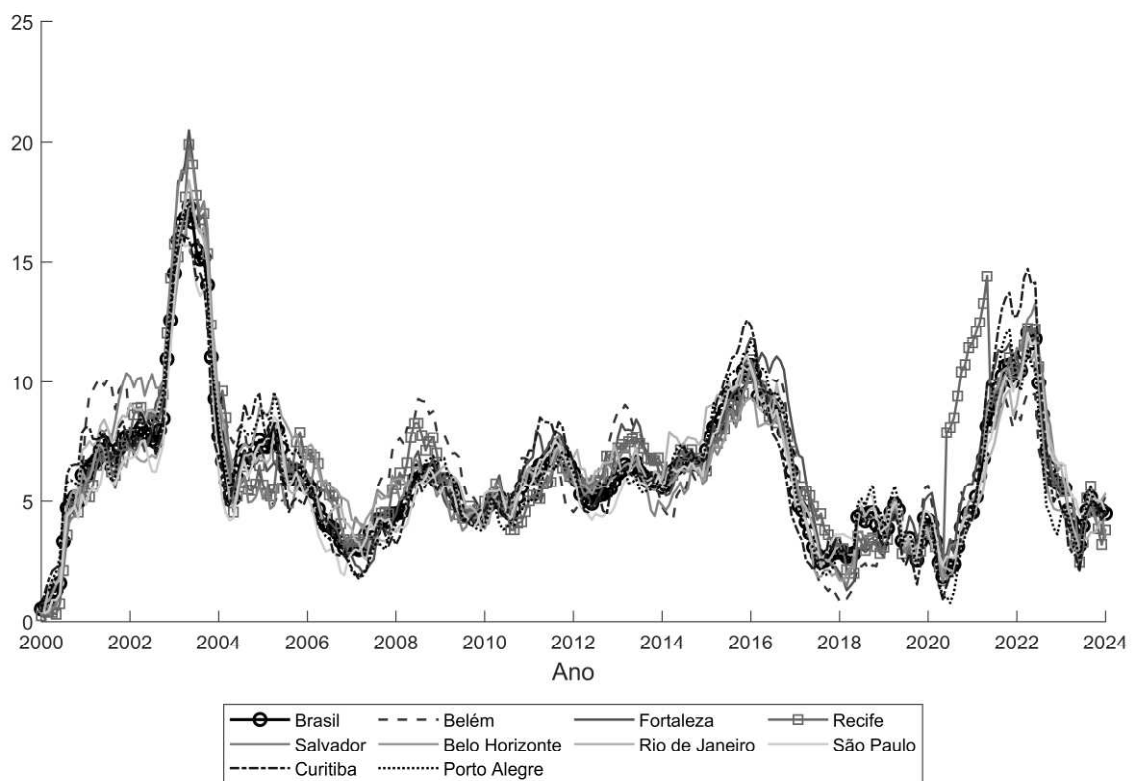
Variável	Código	Região	Fonte
Belém	BEL	Norte	IBGE
Fortaleza	FOR	Nordeste	IBGE
Recife	REC	Nordeste	IBGE
Salvador	SAL	Nordeste	IBGE
Belo Horizonte	BH	Sudeste	IBGE
Rio de Janeiro	RJ	Sudeste	IBGE
São Paulo	SP	Sudeste	IBGE
Curitiba	CUR	Sul	IBGE
Porto Alegre	POA	Sul	IBGE
Índice de Preço ao Consumidor Amplo	IPCA	Nacional	IBGE

Fonte: Elaborado pelo autor.

A Tabela 3.1 acima descreve essas variáveis. Foram calculadas as variações acumuladas em 12 meses das séries, com o período amostral de jan/2000 a ago/2024, totalizando 296 observações para cada região de interesse.

A seguir, a Figura 3.1 apresenta a trajetória das séries de inflação das regiões metropolitanas e o índice nacional entre os períodos de 2000 a 2024. Ao longo dos anos, é possível perceber um movimento sincronizado entre as séries, com eventuais distanciamentos que coincidem com eventos de crise externa ou interna.

Figura 3.1. Trajetória temporal da taxa de inflação



Fonte: Elaborado pelo autor.

É possível observar que, no período de 2000 a 2003, a inflação acumulada apresenta um crescimento acentuado, alcançando valores acima de 16% em 2003, como verificado em Fortaleza (20,48%) e Salvador (19,65%), sendo que no período seguinte, a inflação estabiliza em torno de 5% a 7%. Segundo Arantes e Lopreato (2018), esse cenário pode estar relacionado com a crise de confiança durante a transição governamental entre Fernando Henrique Cardoso (FHC) e Lula, marcada por desvalorização cambial e ajustes fiscais.

Para o intervalo entre abr/2007 e jan/2016 as séries apresentam uma tendência positiva. Esse período engloba a crise financeira de 2008 e a recessão de 2014-2016, sendo esse segundo momento marcado por pressões inflacionárias mais significativas, com taxas superiores a 10% em 2015, como as verificada em Curitiba (12,58%) e Porto Alegre (11,20%), estando acima da inflação nacional que foi de 10,69%, enquanto isso, Belém (9,94%), Salvador (9,85%) e Belo Horizonte (9,22%) não superam esse valor.

Na pandemia de Covid-19 (2020-2022) houve uma rápida pressão inflacionária, com Recife visivelmente antecipando as demais regiões, sendo que a sua inflação acumulada atingiu 11,42% em dez/2020, enquanto Salvador (4,29%), Fortaleza (5,75%), São Paulo (4,42%) e Porto Alegre (4,23%) ficam bem abaixo. A trajetória descendente a partir de 2023 (inflação nacional de 3,14% em jun/2023) indica a normalização pós-pandemia e os efeitos de políticas monetárias restritivas.

Tabela 3.2. Estatística descritiva das variáveis para o período de 2000 a 2024

Métrica	IPCA	BEL	FOR	REC	SAL	BH	RJ	SP	CUR	POA
Média	6,14	6,42	6,42	6,52	6,23	6,24	6,32	5,93	6,20	6,16
Máximo	17,28	17,75	20,48	19,90	19,65	17,43	18,38	15,86	16,10	17,44
Mínimo	0,53	0,50	0,14	0,25	0,27	0,73	0,33	0,35	0,39	0,61
Desvio Padrão	2,85	3,06	3,31	3,24	3,30	2,79	2,99	2,68	3,24	3,10
Assimetria	1,37	1,02	1,42	1,27	1,64	1,33	1,30	1,26	1,02	1,09
Curtose	5,82	5,12	6,22	5,54	6,69	6,39	5,70	5,28	3,75	4,63

Fonte: Elaborado pelo autor.

A Tabela 3.2 apresenta as estatísticas descritivas relacionadas às taxas de inflação nacional e das regiões metropolitanas do Brasil, revelando *insights* sobre a dinâmica inflacionária ao longo do período amostral. Com exceção da região de SP, as taxas médias de inflação acumuladas em 12 meses nas diferentes regiões metropolitanas se mostram superior a verificada na inflação nacional, que apresenta uma média de 6,14%. As regiões que experimentam pressões inflacionárias mais intensas, como é o caso das regiões de REC, FOR e BEL (6,52%, 6,42% e 6,42%, respectivamente), estão todas localizadas no Nordeste.

3.4. RESULTADOS

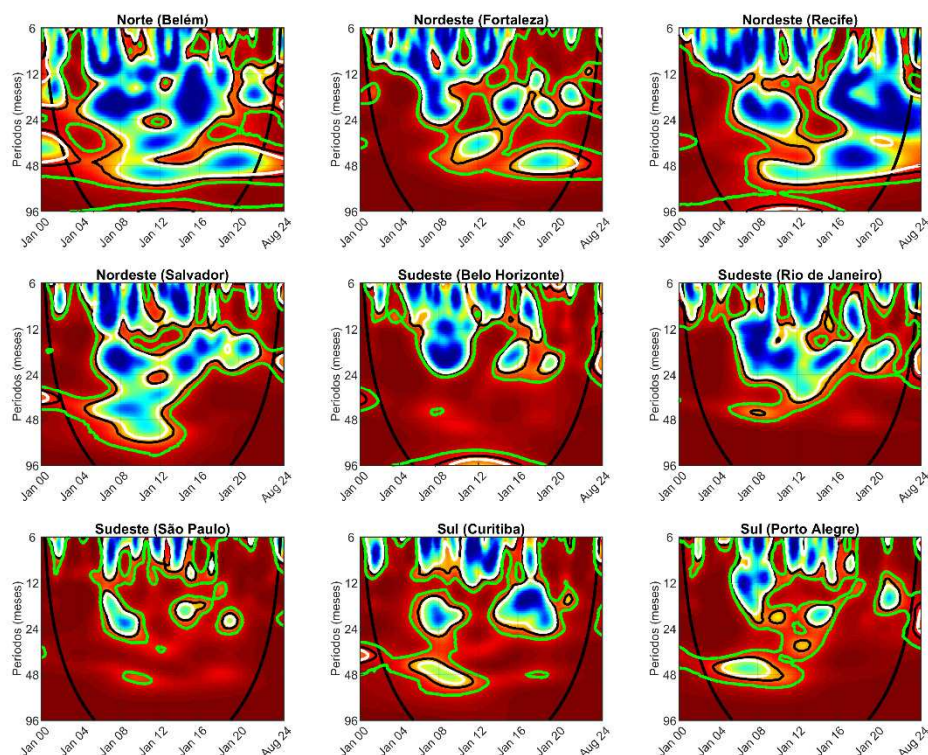
3.4.1 *Análise wavelet entre a inflação nacional e a inflação das regiões metropolitanas*

Para iniciar a análise sobre a dinâmica inflacionaria é apresentado um panorama geral dos comovimentos entre a inflação nacional e as regiões metropolitanas brasileiras. Esse

panorama permite visualizar padrões comuns e/ou específicos de cada região, para diferentes escalas de frequência e ao longo do tempo. Após feita as conclusões mais gerais, é apresentado o tamanho relativo das áreas que mostram coerência significativa. Na sequência, destacamos algumas áreas-chave com coerência alta e significativa usando a diferenças de fase e o ganho médio.

A Figura 3.2 mostra a coerência *wavelet* entre a inflação nacional e as respectivas regiões metropolitanas ao longo do tempo (eixo horizontal) e frequências/periódos (em meses) (eixo vertical). Os níveis de significância em preto e verde correspondem a 10% e 5%, respectivamente, e foram obtidos a partir de 5000 execuções da Simulação de Monte Carlo. Observe que apenas as estimativas dentro do cone de influência, marcado pela linha curva preta, devem ser interpretadas, uma vez que o comprimento limitado do conjunto de dados leva a uma deterioração no conteúdo de informações além dessas faixas (Torrence e Compo, 1998).

Figura 3.2. Coerência *wavelets* entre a inflação nacional e o IPCA das regiões metropolitanas do Brasil



Fonte: Elaborado pelo autor.

Conforme pode ser visto na Figura 3.2, em frequências mais baixas (entre 48 e 96 meses), a coerência é alta e significativa, sendo comum a quase todas as regiões metropolitanas,

o que sugere que a inflação de longo prazo nessas regiões está fortemente correlacionada com as flutuações de longo prazo da inflação nacional, estando em conformidade com as descobertas apresentadas em Tiwari et al. (2015) e Da Silva, Neto e Castelar (2018)⁴.

Ao analisar as estimações, particularmente em relação às frequências mais altas (entre 6 e 12 meses), é possível notar a presença de áreas onde os comovimentos entre a inflação nacional e a inflação regional são inexistentes ou não significantes, tanto no domínio do tempo quanto da frequência. Esse resultado destaca a não linearidade dos comovimentos entre a inflação nacional e algumas regiões do país (ex.: Belém, Fortaleza, Recife, Salvador). Isso indica que, mesmo diante de choques nacionais, como os decorrentes da política monetária unificada, algumas regiões reagem de maneira distinta, ou seja, os impactos não são uniformes.

Conforme observado, essa heterogeneidade regional nos comovimentos é o que leva a entender que os efeitos de curto prazo da política monetária podem, de fato, ser menos homogêneos do que o evidenciado em estudos anteriores, como o de Da Silva, Neto e Castelar (2018).

Segundo Tiwari et al. (2021), esse tipo de descoberta não poderia ser alcançado usando técnicas econométricas convencionais ou técnicas de *wavelets* baseadas em uma transformada *wavelet* discreta. Como é possível perceber, essas descontinuidades são mais visíveis nas regiões Norte e Nordeste do país, o que pode ser explicado por uma menor integração com o mercado nacional, sendo essas regiões mais sensíveis a fatores locais, como choques setoriais ou diferenças estruturais no mercado de trabalho e consumo, não favorecendo, assim, uma maior sincronização com a inflação nacional.

Em seguida, a Tabela 3.3 apresenta a proporção da área significativa de coerência para diferentes frequências, considerando o período consolidado de 2000 a 2024. Como se pode ver, as regiões de maior destaque estão localizadas no Sudeste e Sul do país, sendo elas São Paulo, Porto Alegre e Curitiba, e possuem uma forte sincronia com a inflação nacional em todas as frequências, especialmente no longo prazo (entre 48 a 96 meses), com uma cobertura de 100%, 99,36% e 98,06%, respectivamente.

Em relação ao curto prazo (períodos de 6 a 12 meses), percebe-se que a proporção de área significativa da coerência entre a inflação nacional e regional é substancialmente menor em Recife (34,66%) e Fortaleza (56,53%), contrastando com a elevada sincronização vista em

⁴ Enquanto Tiwari et al. (2015) examinaram o comovimento da inflação entre as economias do G7 usando abordagens de *wavelets*, em Da Silva, Neto e Castelar (2018) é utilizada a decomposição de tendências e ciclos comuns para verificar a presença de comovimentos de curto e longo prazo entre as taxas de inflação das regiões metropolitanas do Brasil.

São Paulo (84,12%) e Porto Alegre (71,96%). Da Silva, Neto e Castelar (2018) destacam que os agentes econômicos frequentemente priorizam respostas rápidas a choques de curto prazo (por exemplo, aumento de preços de alimentos, desvalorização cambial), tornando desafiadora a missão do Banco Central de estabilizar o nível de preços no longo prazo. Com isso, esse resultado, além de refletir a heterogeneidade dos ciclos regionais de curto prazo em resposta aos choques nacionais, evidencia os desafios estruturais para políticas monetárias uniformes em economias assimétricas, especialmente para regiões nordestinas.

No entanto, a inflação dessas regiões nordestinas converge gradualmente ao longo das diferentes frequências para uma participação acima de 80%, o que sugere uma sincronização econômica mais estável. Por exemplo, para Fortaleza, a participação da inflação nacional salta de 56,53% (6 a 12 meses) para 97,32% (48 a 96 meses). Da mesma forma, Recife passa de 34,66% para 83,63%. Essa elevação gradual e substancial da proporção, que culmina em níveis muito altos nas frequências de longo prazo representa esse tipo de convergência.

Tabela 3.3. Proporção (%) de significância entre o IPCA e as regiões metropolitanas

Frequência	BEL	FOR	REC	SAL	BH	RJ	SP	CUR	POA
6~12 meses	47,43	56,53	34,66	61,51	60,20	61,70	84,12	68,41	71,96
12~24 meses	37,47	74,27	48,58	62,25	78,00	60,84	92,92	76,47	88,43
24~48 meses	61,63	88,55	58,50	76,13	100	92,04	99,17	95,79	95,01
48~96 meses	82,16	97,32	83,63	93,48	97,54	100	100	98,06	99,36

Fonte: Elaborado pelo autor.

Em seguida, a Tabela 3.6, em anexo, apresenta os resultados da proporção de área significativa da coerência *wavelet* entre a inflação nacional e regional considerando períodos que correspondem a crises no Brasil, como no caso da crise de confiança interna (2001–2002), crise financeira global (2007–2008), crise econômica nacional (2014–2016) e pandemia de Covid-19 (2020–2022). Com isso, é possível analisar como os comovimentos são influenciados pelos impactos econômicos, destacando as variações nas proporções de coerência significativa entre os quatro períodos de crise.

Os resultados na Tabela 3.6 mostram que os quatro períodos de crises geraram efeitos variados na sincronização entre a inflação nacional e as regiões metropolitanas no curto prazo (frequências entre 6 a 12 meses). Durante a crise de confiança interna (2001–2002) é possível perceber, por exemplo, uma proporção mais elevada em regiões como Porto Alegre (88,58%), São Paulo (84,41%), Salvador (76,48%) e Fortaleza (48,79%), sendo que as mesmas regiões passaram a apresentar proporções menores na crise de (2007–2008), (2,96%), (60,48%),

(12,63%) e (23,66%), respectivamente, o que mostra uma certa heterogeneidade dos alinhamentos entre o ciclo nacional e as diferentes regiões ao longo desses momentos de crise.

Por outro lado, observa-se um aumento na proporção entre os períodos da crise nacional (2014-2016) e da crise provocada pela pandemia de Covid-19 (2020–2022), com São Paulo indo de (86,65%) para (98,53%), enquanto Porto Alegre evoluiu de (56%) para (98,53%), e Fortaleza passou de (78,85%) para (93,70%). Esses resultados para o período da crise de 2020-2022 foram mais intensos e generalizados entre as regiões, o que pode ser atribuído à natureza global e simultânea da crise, que afetou de forma intensa todos os setores econômicos.

Além disso, observa-se que nos ciclos de longo prazo (frequências entre 48 a 96 meses) as proporções de coerência significativas permanecem estáveis ao longo da crise de confiança (2001–2002), de modo que todas as regiões convergem para uma proporção de 100%. Já para os dois períodos de crises seguintes (2007–2008, 2014–2016), nota-se uma trajetória semelhante entre as regiões, mas com algumas exceções, como observado em Belém e Recife durante a crise econômica de (2014–2016), apresentando proporções inferiores a 74%. No mesmo período, vale destacar as diferenças verificadas na região Nordeste, em que Recife (70,70%) apresentou uma proporção de coerência significativa inferior à de Salvador (100%) e Fortaleza (97,58%), com esses dois últimos resultados seguindo uma orientação próxima dos ciclos de longo prazo das regiões Sudeste e Sul.

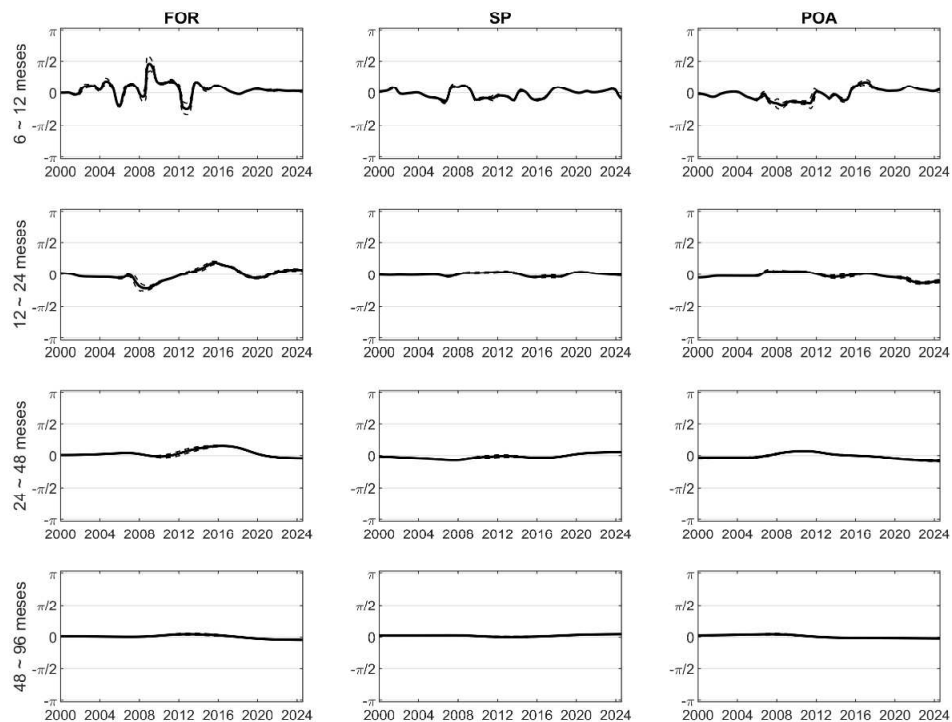
Por fim, ao analisar o período da crise da pandemia da Covid-19 (2020–2022) é possível notar que Belém (80,06%), Fortaleza (95,01%) e Recife (86,36%) são as únicas regiões metropolitanas que não apresentaram uma proporção de 100%. Portanto, percebe-se que, independentemente do momento de crise analisado, há uma sincronização elevada entre a inflação nacional e seus pares regionais no longo prazo, com várias regiões atingindo proporções de 100%.

Feita a análise de comovimentos de curto e longo prazo através da coerência *wavelet*, a próxima etapa do presente trabalho será analisar a relação *leag-lag* para identificar informações de avanço-atraso e sinal. Primeiro, como visto na Figura 3.3, destacamos as séries de três regiões (Nordeste, Sudeste e Sul) com os maiores impactos (maiores áreas de coerência) durante todo período e considerando apenas os ciclos de curto prazo (6 a 12 meses). Ou seja, estamos olhando para a região superior da Figura 3.2, especificamente para Fortaleza, São Paulo e Porto Alegre.

Para a inflação da região metropolitana de Fortaleza, a diferença de fase apresenta maior variabilidade ao longo do tempo, especialmente entre 2005 e 2012, estando em alguns

momentos entre $(0, \frac{\pi}{2})$ e em outros entre $(-\frac{\pi}{2}, 0)$, o que significa que as séries estão positivamente correlacionadas e os movimentos são sincronizados, mas sem uma relação clara de liderança, com a inflação regional estando seguindo ou antecedendo a inflação nacional. Em relação a São Paulo, a fase é mais estável e próxima de zero, indicando que a inflação nacional e a regional se movem juntas.

Figura 3.3. Diferença de fase entre o IPCA e regiões metropolitanas selecionadas



Fonte: Elaborado pelo autor.

Como é visto na Figura 3.4 em anexo, esses resultados são semelhantes para as demais séries, com as fases da região Norte e Nordeste apresentando mais instabilidade se comparado com as fases das regiões Sul e Sudeste, em que se observa uma fase mais próxima de zero, indicando maior sincronização com a inflação nacional nessa faixa de frequência mais alta. Porém, é possível perceber que, entre 2008 a 2012, a inflação regional de Porto Alegre e Curitiba estão adiantadas em relação à inflação nacional, indicando que movimentos na inflação regional conduzem a variações nacionais no curto prazo.

Por fim, analisamos os ciclos de longo prazo (frequências entre 48 a 96 meses) durante todo o período. Nesta amostra, é possível notar resultados mais homogêneos. Para as regiões

metropolitanas de Fortaleza, São Paulo e Porto Alegre, uma fase quase zero é observada, indicando que essas séries estão em fase com a inflação nacional, o que significa uma resposta positiva, mas sem liderança clara. Para as demais regiões, é possível destacar que a inflação na região metropolitana de Recife, a partir de 2004, e Salvador, de 2000 a 2010, apresentam fases entre $(-\frac{\pi}{2}, 0)$, enquanto em Belo Horizonte, a fase foi de $(0, \frac{\pi}{2})$. Esses resultados mostram que a inflação regional em Recife e Salvador tem liderado o ciclo da inflação nacional no intervalo de tempo destacado, sendo o oposto em Belo Horizonte, com o ciclo nacional liderando os movimentos da inflação regional.

Essas descobertas mostram que, no curto prazo, os movimentos regionais podem diferir significativamente (ex.: Belém, Salvador), de modo que oscilam entre *lags* e *leads* em relação à inflação nacional, não apresentando previsibilidade sobre a direção e o *timing* dos choques, sendo que isso pode ser reflexo de fatores locais específicos.

Entretanto, à medida que olhamos para o longo prazo, nota-se a convergência dos padrões das fases, sugerindo que os ciclos das regiões analisadas estão mais alinhados com os movimentos da inflação nacional, mas sem liderança clara. Com isso, essa relação pró-cíclica corrobora com a ideia de que, ao ancorar expectativas no longo prazo, a política monetária do Banco Central terá maior credibilidade de forma a prevenir que choques regionais se tornem fontes de instabilidade agregada (Freitas, Silveira e Maia, 2011).

Dada a compreensão dos comovimentos e da relação *lead-lag*, também medimos a resposta da inflação regional a variações na inflação nacional. Especificamente, propomos uma medida de ganho médio que foi calculada a partir da matriz de ganho *wavelet*, considerando as diferentes faixas de frequência.

Tabela 3.4. Ganho médio entre o IPCA e a inflação das respectivas regiões metropolitanas

Frequência	BEL	FOR	REC	SAL	BH	RJ	SP	CUR	POA
6~12 meses	0,567	0,778	0,515	0,748	0,885	0,777	0,856	0,677	0,744
12~24 meses	0,691	0,773	0,558	0,852	0,827	0,890	0,881	0,645	0,827
24~48 meses	0,801	0,778	0,804	0,821	0,982	0,999	1,022	0,886	0,844
48~96 meses	0,831	0,801	0,756	0,833	1,128	1,019	1,023	0,901	0,948

Fonte: Elaborado pelo autor.

A partir dos resultados apresentados na Tabela 3.4, percebe-se uma certa heterogeneidade na transmissão da inflação, com diferentes respostas a depender da faixa de frequência analisada. No curto prazo (6 a 12 meses), nota-se que em regiões economicamente centrais como Belo Horizonte, São Paulo e Rio de Janeiro, uma variação de 1% na inflação

nacional leva a ganhos médios entre (0,777) e (0,885), enquanto Recife (0,515) destaca-se pela baixa sensibilidade, o que pode ser reflexo da influência de fatores da economia local.

Ao analisar o médio e longo prazo (entre 24 a 96 meses), observa-se convergência progressiva, com o ganho médio elevando-se para valores próximos ou acima da unidade em regiões como Belo Horizonte (1,128), São Paulo (1,023) e Rio de Janeiro (1,019), indicando que choques na inflação nacional são mais do que proporcionalmente repassados para a inflação dessas regiões. No entanto, áreas como Recife (0,756) e Fortaleza (0,801) mantêm ganhos inferiores a unidade, sinalizando um certo grau de resiliência aos choques nacionais. Essas evidências revelam assimetrias regionais não capturadas por Da Silva, Neto e Castelar (2018), cujo as elasticidades estimadas de longo prazo indicaram que as regiões respondem a choques permanentes em igual direção.

Com isso, percebe-se os resultados do ganho médio refinam as evidências encontradas anteriormente, ao mostrar que os choques na inflação nacional são repassados de maneira distinta entre as regiões no curto prazo, e mesmo que exista uma convergência do ganho para valores próximo a unidade, ainda há regiões que estão acima (São Paulo) ou abaixo desse valor (Recife), o que reforça as dissimilaridades regionais quanto a choques nacionais.

3.4.2 Análise de sensibilidade: coerência wavelet entre a inflação das regiões metropolitanas e o núcleo da inflação

Nesta subseção, realiza-se um exercício de robustez dos resultados de base discutidos anteriormente, mais especificamente, verifica-se como a sincronização dos movimentos entre as regiões se comportam no curto e longo prazo conforme testamos as diferentes métricas de inflação. Para isso, foram selecionadas as principais medidas de núcleo calculada pelo Banco Central e, em seguida, são reestimados todos os modelos. Foram utilizados, para fim de análise, a medida de proporção da coerência significativa, descrita na seção metodológica⁵.

Segundo Santos e Castelar (2016), os núcleos de inflação reduzem a volatilidade da política monetária, de modo que estas devem se correlacionar com a inflação em ciclos de longo prazo. Com isso, além de fornecer uma visão ampla desse processo para a inflação nas regiões do Brasil, busca-se também testar se é válida a ideia de que as medidas de núcleos capturam as heterogeneidades regionais, identificando, principalmente, ciclos de longo prazo.

⁵ Essa métrica representa a porcentagem da área tempo-frequência em que a coerência entre as séries é estatisticamente significativa ($p < 0,10$), conforme discutido na seção metodológica.

Tabela 3.5. Proporção (%) de significância para os respectivos núcleos e região metropolitana

6~12 meses									
Núcleo	BEL	FOR	REC	SAL	BH	RJ	SP	CUR	POA
EX0	8,38	7,57	3,04	4,83	9,84	7,69	11,32	7,08	8,58
EX1	4,42	9,03	2,55	5,36	9,85	5,30	9,78	7,19	9,86
EXFE	9,49	8,16	2,57	7,06	10,55	9,10	11,76	6,87	11,13
SM	8,93	10,08	7,28	9,88	12,24	9,19	13,23	9,62	13,23
DP	12,59	10,08	3,60	9,93	14,08	13,45	19,45	15,20	12,07
12~24 meses									
Núcleo	BEL	FOR	REC	SAL	BH	RJ	SP	CUR	POA
EX0	1,45	9,62	2,48	5,42	5,65	3,53	8,26	11,21	6,48
EX1	5,53	8,01	6,90	8,16	7,65	6,94	16,51	9,68	9,55
EXFE	2,83	8,36	6,35	7,12	7,77	5,01	15,08	9,88	8,01
SM	8,73	18,80	21,39	26,45	12,86	18,29	19,09	20,44	25,45
DP	6,73	11,57	10,02	11,15	9,75	9,02	21,24	14,46	15,69
24~48 meses									
Núcleo	BEL	FOR	REC	SAL	BH	RJ	SP	CUR	POA
EX0	20,48	42,69	19,35	31,72	41,06	40,00	46,73	53,33	46,80
EX1	21,35	32,05	28,99	34,79	53,14	60,73	75,52	72,97	74,57
EXFE	23,55	49,85	23,77	41,63	61,66	53,02	81,94	71,85	65,94
SM	41,13	71,68	49,99	70,09	83,04	71,69	87,89	84,21	79,61
DP	31,32	60,08	33,74	51,89	77,08	57,87	90,43	87,85	83,58
48~96 meses									
Núcleo	BEL	FOR	REC	SAL	BH	RJ	SP	CUR	POA
EX0	66,40	70,86	79,17	65,58	77,43	81,14	81,34	83,74	83,94
EX1	68,45	75,99	72,21	74,41	80,45	94,67	97,78	98,65	92,57
EXFE	69,92	78,85	77,09	76,05	81,90	93,28	96,51	97,84	92,91
SM	57,86	80,00	73,58	77,29	95,35	96,09	98,76	99,97	89,48
DP	76,41	90,06	81,51	91,50	96,96	97,99	100	100	100

Fonte: Elaborado pelos autores.

A análise da área de coerência significativa para as regiões metropolitanas brasileiras pode ser vista na Tabela 3.5. É possível notar que, as medidas de núcleos por exclusão (EX0, EX1, EXFE) apresentam baixa sincronização ($\leq 15\%$) no curto prazo, o que é esperado para uma medida de núcleo. Em Recife, por exemplo, o EX0 (que exclui itens de alimentação em domicílio e administrados) tem apenas 3,04% de participação nos comovimentos. Além disso, percebe-se que os núcleos estatísticos SM (médias aparadas com suavização) e DP (dupla ponderação sem excluir itens) mostram desempenho levemente inferior, com o DP atingindo 19,45% de participação em São Paulo, sendo esse o maior valor independentemente da medida analisada.

Considerando os ciclos entre (24 a 48 meses e 48 a 96 meses), a participação das séries cresce significativamente, sugerindo uma alta sincronização no longo prazo. Por exemplo, a

proporção da área significativa da coerência entre a inflação regional de São Paulo e o núcleo EX0 vai de 11,32% (no curto prazo) para 81,84%. Já as medidas SM e DP apresentam valores ainda maiores, especialmente DP, que alcança em São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, uma participação de 100%. No entanto, cabe destacar que a sincronização significativa entre algumas regiões e o núcleo EX0 apresenta os menores valores, variando de 65,58% em Salvador a 83,94% em Porto Alegre, sugerindo comovimentos mais fracos com a inflação dessas regiões no longo prazo.

Essas evidências são particularmente relevantes para a condução da política monetária, uma vez que as decisões do BCB são fortemente embasadas na análise dos núcleos de inflação. No geral, é possível notar que os núcleos baseados em exclusão apresentam uma baixa sincronização significativa entre as regiões em ciclos de curto prazo, de modo que seus valores não superam 12%, enquanto núcleos estatísticos se destacam no longo prazo ao indicar até 100% sincronização.

3.5. CONCLUSÃO

O presente estudo analisou como as taxas de inflação em diferentes regiões (Belém, Recife, Fortaleza, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Porto Alegre e Curitiba), são sincronizadas e vinculadas a taxa de inflação a nível nacional. Para isso, foi utilizado um conjunto de ferramentas da *wavelets* contínua (CWT), mais especificamente, a coerência, diferença de fase e ganho, nos dados de inflação do Brasil no período de 2000 a 2024.

Os resultados apresentados revelam uma dinâmica complexa e multifacetada da inflação regional brasileira em relação à inflação nacional e às medidas de núcleos, com implicações significativas para a condução da política monetária. Observou-se que a inflação regional está altamente sincronizada com a inflação nacional em ciclos de longo prazo (4 a 8 anos), com participação superior a 80% em todas as regiões, o que valida a premissa de uma política monetária unificada, estando em conformidade com as descobertas apresentadas na literatura existente.

No entanto, cabe destacar a presença de áreas onde não encontramos comovimentos, ou pelo menos, comovimentos não significantes. Esse resultado é mais evidente em ciclos de curto e médio prazo (1 a 2 anos) para as regiões Norte e Nordeste, o que indica heterogeneidade regional na transmissão de choques inflacionários, com o Nordeste atingindo participações entre 30% e 60% em algumas regiões metropolitanas. Essa assimetria na transmissão de

choques inflacionários é um desafio crucial para o Banco Central do Brasil (BCB). A baixa sincronização no curto prazo indica que uma política monetária restritiva, por exemplo, pode não ter um efeito uniforme sobre as expectativas e a atividade econômica em todas as regiões, o que, eventualmente, pode gerar custos desiguais, reduzindo a eficácia da estabilização inflacionária a nível nacional.

A análise da fase e dos coeficientes estimados reforça essa complexidade. Quanto à direção desses movimentos, observou-se que embora a relação seja predominantemente pró-cíclica no longo prazo (entre 48 a 96 meses), a variabilidade na liderança/defasagem em ciclos mais curtos (entre 6 a 12 meses) e a distinta magnitude de repasse de choques nacionais entre as regiões (com o Sudeste apresentando um ganho acima de 1 em frequências mais baixas, enquanto outras regiões ficam entre 0,7 e 0,9) apontam para a existência de desafios estruturais para uma política monetária única em uma economia tão assimétrica.

Em relação à validação das medidas de núcleos de inflação, que demonstram baixa sincronização com a inflação regional no curto prazo, não ultrapassando 20%, e alta sincronização no longo prazo, com todos os núcleos ultrapassando 75%, percebe-se que, para o BCB, que baseia suas decisões nos núcleos, esses resultados mostram de que essas medidas capturam a tendência subjacente da inflação, filtrando o ruído de choques transitórios e regionais. Com isso, a política monetária, ao focar nos núcleos, busca ancorar as expectativas de inflação no longo prazo, onde a sincronização regional é mais forte e a efetividade da política é maior.

Por fim, os resultados encontrados contribuem para o debate sobre sincronização regional na medida que apontam para a necessidade de o BCB levar em consideração a dinâmica inflacionária regional, mesmo ao conduzir uma política monetária centralizada. Posto isso, entende-se que, mesmo com uma política monetária formulada para o país como um todo, o reconhecimento das assimetrias regionais permite uma comunicação mais eficaz e uma avaliação mais precisa dos impactos, contribuindo para a credibilidade e a efetividade da política de estabilização de preços em um cenário de diversidade econômica e estrutural como o brasileiro. Uma possível extensão deste estudo poderia investigar essas interrelações utilizando um vetor específico de instrumentos (produto do estado, o peso de cada região) para controlar cada comovimento, bem como testar diferentes classificações da inflação, como duráveis, não duráveis, serviços, entre outros.

3.6. REFERÊNCIAS

- Addison, P. S. (2018). Introduction to redundancy rules: the continuous wavelet transform comes of age. *Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 376(2126), 20170258.
- Adeosun, O. A., Tabash, M. I., Vo, X. V., & Anagreh, S. (2023). Uncertainty measures and inflation dynamics in selected global players: a wavelet approach. *Quality & Quantity*, 57(4), 3389-3424.
- Afanasyev, D. O., & Fedorova, E. A. (2016). The long-term trends on the electricity markets: Comparison of empirical mode and wavelet decompositions. *Energy Economics*, 56, 432-442.
- Aguiar-Conraria, L., & Soares, M. J. (2014). The continuous wavelet transform: Moving beyond uni-and bivariate analysis. *Journal of Economic Surveys*, 28(2), 344-375.
- Aguiar-Conraria, L., Azevedo, N., & Soares, M. (2008). Using wavelets to decompose the time–frequency effects of monetary policy. *Physica A*, 387, 2863–2878.
- Alves, W. L., & Ferreira, R. T (2021). Não linearidade do repasse cambial em uma curva de Phillips: uma abordagem tempo--frequência.
- Arantes, F., & Cazeiro Lopreato, F. L. (2018). O novo consenso em macroeconomia no Brasil: a política fiscal do plano real ao segundo governo Lula. *Revista de Economia Contemporânea*, 21.
- Bertanha, M., & Haddad, E. A. (2008). Efeitos regionais da política monetária no Brasil: impactos e transbordamentos espaciais. *Revista Brasileira de Economia*, 62, 3-29.
- Beveridge, S. & Nelson, C. R. (1981), ‘A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the ’business cycle’’, *Journal of Monetary Economics* 7(2), 151–174.
- Carlino, G., & DeFina, R. (1999). The differential regional effects of monetary policy: Evidence from the US states. *Journal of Regional science*, 39(2), 339-358.
- Cassola, N., & Morana, C. (2004). Monetary policy and the stock market in the euro area. *Journal of Policy Modeling*, 26(3), 387-399.
- Da Silva, C. D. C., Neto, N. T., & Castelar, L. I. (2018). Tendências e Ciclos Comuns entre as Inflações das Regiões Metropolitanas do Brasil. *Economia Aplicada*, 22(2), 369-402.
- Da Silva, N., & Caetano, S. M. (2019). Retorno de ações, inflação e atividade econômica. *Economia Aplicada*, 23(1), 43-82.

- De Freitas Val, F., da Silveira Barbedo, C. H., & Maia, M. V. (2011). Expectativas inflacionárias e inflação implícita: será que pesquisas de mercado fornecem medidas precisas?. *BBR-Brazilian Business Review*, 8(3), 88-107.
- Denardin, A. A., Kozakevicius, A., & Schmidt, A. A. (2018). Avaliação da medida de núcleo de inflação baseada no método wavelet para o Brasil. In Proceedings of the 44th Brazilian Economics Meeting.
- Di Giacinto, V. (2003). Differential regional effects of monetary policy: A geographical SVAR approach. *International Regional Science Review*, 26(3), 313-341.
- Farge, M. (1992). Wavelet transforms and their applications to turbulence. *Annual review of fluid mechanics*, 24(1), 395-458.
- Goupillaud, P., Grossmann, A., & Morlet, J. (1984). Cycle-octave and related transforms in seismic signal analysis. *Geoexploration*, 23(1), 85-102.
- Gutierrez, C. E. C., & Gomes, F. A. R. (2009). Evidence on Common Features and Business Cycle Synchronization in Mercosur. *Brazilian Review of Econometrics*, 29(1), 17-58.
- HOLANDA, M. C. (2001). A Distribuição Regional da Inflação e o Regime de Metas de Inflação no Brasil. *Fortaleza: CENER/CAEN/UFC*.
- Huang, N. E., Shen, Z., Long, S. R., Wu, M. C., Shih, H. H., Zheng, Q., ... & Liu, H. H. (1998). The empirical mode decomposition and the Hilbert spectrum for nonlinear and non-stationary time series analysis. *Proceedings of the Royal Society of London. Series A: mathematical, physical and engineering sciences*, 454(1971), 903-995.
- In, F., & Kim, S. (2013). An introduction to wavelet theory in finance: a wavelet multiscale approach. World scientific.
- Kozić, I., & Sever, I. (2014). Measuring business cycles: Empirical Mode Decomposition of economic time series. *Economics letters*, 123(3), 287-290.
- Lee, H., & Lee, J. (2019). Co-movimento da inflação nos países da ASEAN. *Journal of Economic Development*, 44 (4).
- Li, X. L., Chang, T., Miller, S. M., Balcilar, M., & Gupta, R. (2015). The co-movement and causality between the US housing and stock markets in the time and frequency domains. *International Review of Economics & Finance*, 38, 220-233.
- Mandler, M., & Scharnagl, M. (2014). Money growth and consumer price inflation in the euro area: a wavelet analysis.
- Monacelli, T., & Sala, L. (2009). The international dimension of inflation: Evidence from disaggregated consumer price data. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41, 101-120.

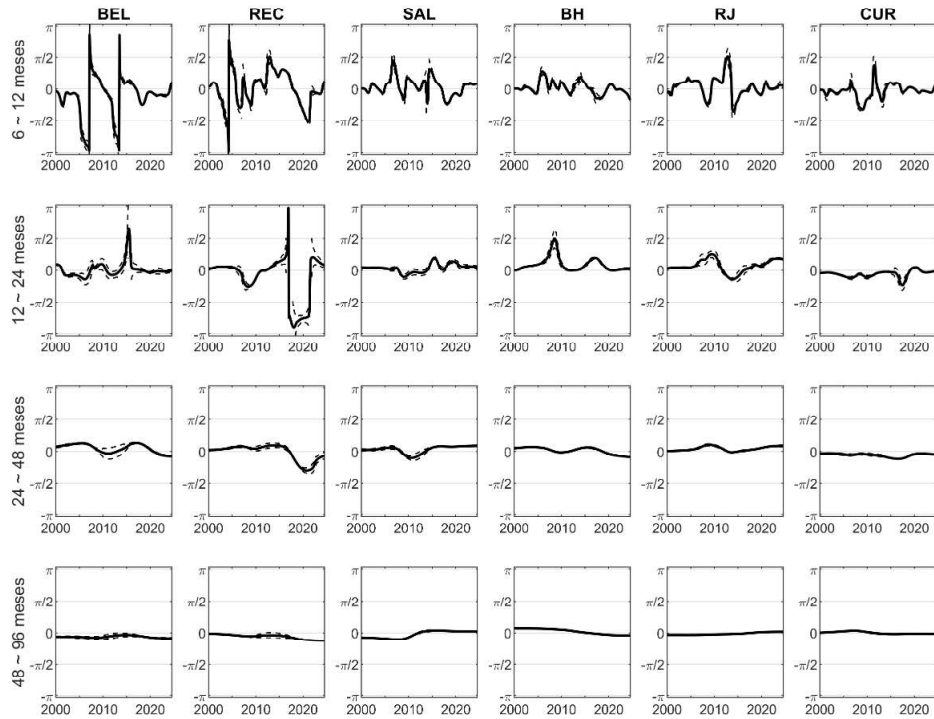
- Moore, K. J., Kurt, M., Eriten, M., McFarland, D. M., Bergman, L. A., & Vakakis, A. F. (2018). Wavelet-bounded empirical mode decomposition for measured time series analysis. *Mechanical Systems and Signal Processing*, 99, 14-29.
- Mumtaz, H., Simonelli, S., & Surico, P. (2011). International comovements, business cycle and inflation: A historical perspective. *Review of Economic Dynamics*, 14(1), 176-198.
- Neely, C. J., & Rapach, D. E. (2008). *Is inflation an international phenomenon?* (No. 2008-025).
- Phiri, A. (2024). A multiresolution analysis of NeoFisher effects in industrialized economies: Have monetary policy dynamics being misconstrued in the west?. *Future Business Journal*, 10(1), 51.
- Rua, A. (2012). Wavelets in economics. *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles*, 8, 71-79.
- Rua, A., & Nunes, L. C. (2009). International comovement of stock market returns: A wavelet analysis. *Journal of Empirical Finance*, 16(4), 632-639.
- Santos, C., & Castelar, I. (2016). Avaliando as medidas de núcleo da inflação no Brasil. *Economia Aplicada*, 20(1), 35.
- Shaoping, W., & Xiaotao, S. (2014). Codependent cycles of Chinese inflation. *Social Sciences in China*, 35(4), 31-45.
- Silva, N. D. (2024). Medidas de núcleo de inflação para o Brasil baseadas no método wavelets. *Revista Brasileira de Economia*, 78, e042024.
- Tiwari, A. K., Abakah, E. J. A., Gil-Alana, L. A., & Abakah, M. K. (2021). Inflation co-movement dynamics: A cross-country investigation using a continuous wavelet approach. *Journal of Risk and Financial Management*, 14(12), 613.
- Tiwari, A. K., Bhanja, N., Dar, A. B., & Olayeni, O. R. (2015). Analyzing time–frequency based co-movement in inflation: evidence from G-7 countries. *Computational Economics*, 45, 91-109.
- Torrence, C., & Compo, G. P. (1998). A practical guide to wavelet analysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 79, 61–78.
- Torrence, C., & Webster, P. J. (1999). Interdecadal changes in the ENSO–monsoon system. *Journal of Climate*, 12(8), 2679–2690.
- Uddin, G. S., Muzaffar, A. T., Arouri, M., & Sjö, B. (2017). Understanding the relationship between inflation and growth: A wavelet transformation approach in the case of Bangladesh. *The World Economy*, 40(9), 1918-1933.

Vahid, F. & Engle, R. F. (1993), 'Common trends and common cycles', *Journal of Applied Econometrics* 8(4), 341–360.

Wang, P., & Wen, Y. (2007). Inflation dynamics: A cross-country investigation. *Journal of Monetary Economics*, 54(7), 2004-2031.

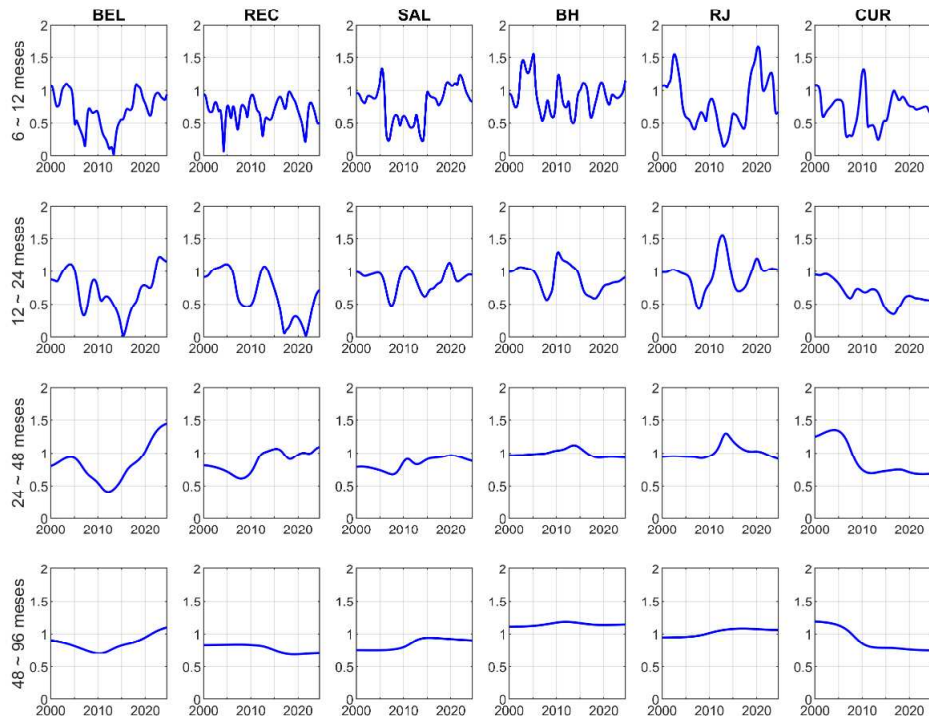
3.7. APÊNDICE

Figura 3.4. Diferença de fase entre o IPCA e regiões metropolitanas



Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura 3.5. Ganho entre o IPCA e regiões metropolitanas



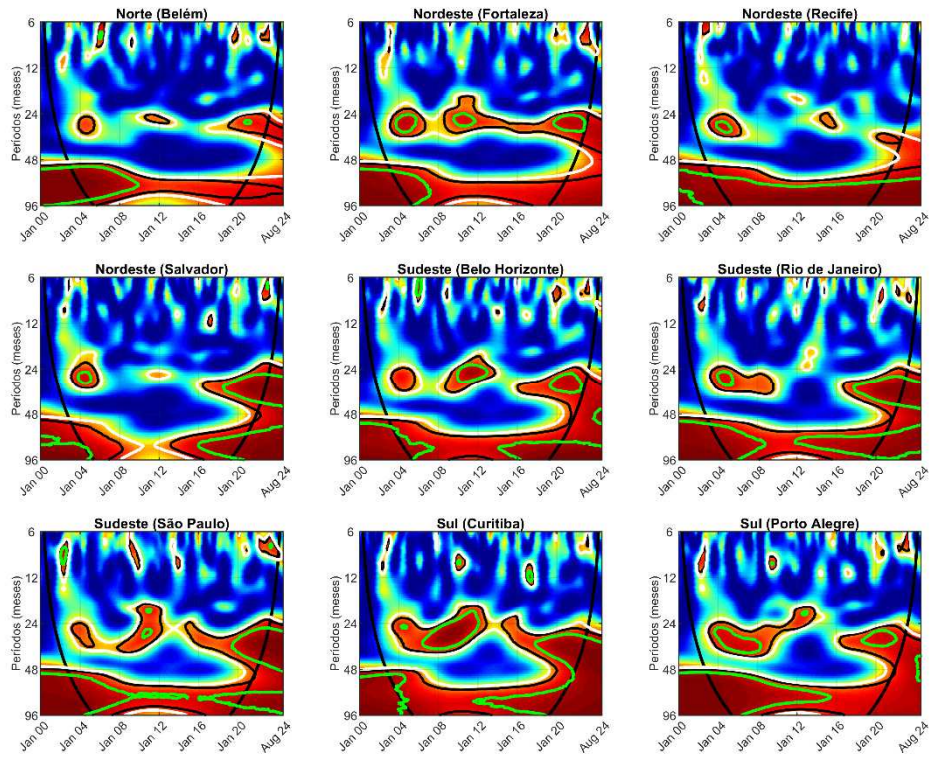
Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 3.6. Proporção (%) de significância entre o IPCA e as regiões metropolitanas, considerando momentos críticos na economia

2001 a 2002									
Frequência	BEL	FOR	REC	SAL	BH	RJ	SP	CUR	POA
6~12 meses	36,83	48,79	45,97	76,48	73,12	61,42	84,41	56,45	88,58
12~24 meses	61,69	100	100	100	100	100	100	100	100
24~48 meses	68,95	100	100	100	100	100	100	100	100
48~96 meses	100	100	100	100	100	100	100	100	100
2007 a 2008									
Frequência	BEL	FOR	REC	SAL	BH	RJ	SP	CUR	POA
6~12 meses	25,81	23,66	9,81	12,63	0,13	41,26	60,48	51,34	2,96
12~24 meses	0	2,15	30,65	19,09	11,69	0,27	54,03	41,94	50,67
24~48 meses	56,05	94,89	79,70	19,89	100	93,55	92,61	73,52	72,18
48~96 meses	84,81	100	96,91	88,58	100	100	100	89,52	94,49
2014 a 2016									
Frequência	BEL	FOR	REC	SAL	BH	RJ	SP	CUR	POA
6~12 meses	46,51	78,85	74,10	60,04	73,21	77,15	86,65	78,85	56,00
12~24 meses	0	50,45	36,74	27,42	66,31	52,51	89,34	39,52	86,11
24~48 meses	56,09	96,06	52,78	90,77	100	94,53	100	100	100
48~96 meses	73,84	97,58	70,70	100	97,67	100	100	100	100
2020 a 2022									
Frequência	BEL	FOR	REC	SAL	BH	RJ	SP	CUR	POA
6~12 meses	92,52	93,70	33,50	88,27	94,21	78,45	98,53	100	98,53
12~24 meses	62,02	85,26	9,46	75,29	100	83,06	100	100	83,94
24~48 meses	66,86	86,66	6,30	100	100	100	100	100	100
48~96 meses	80,06	95,01	86,36	100	100	100	100	100	100

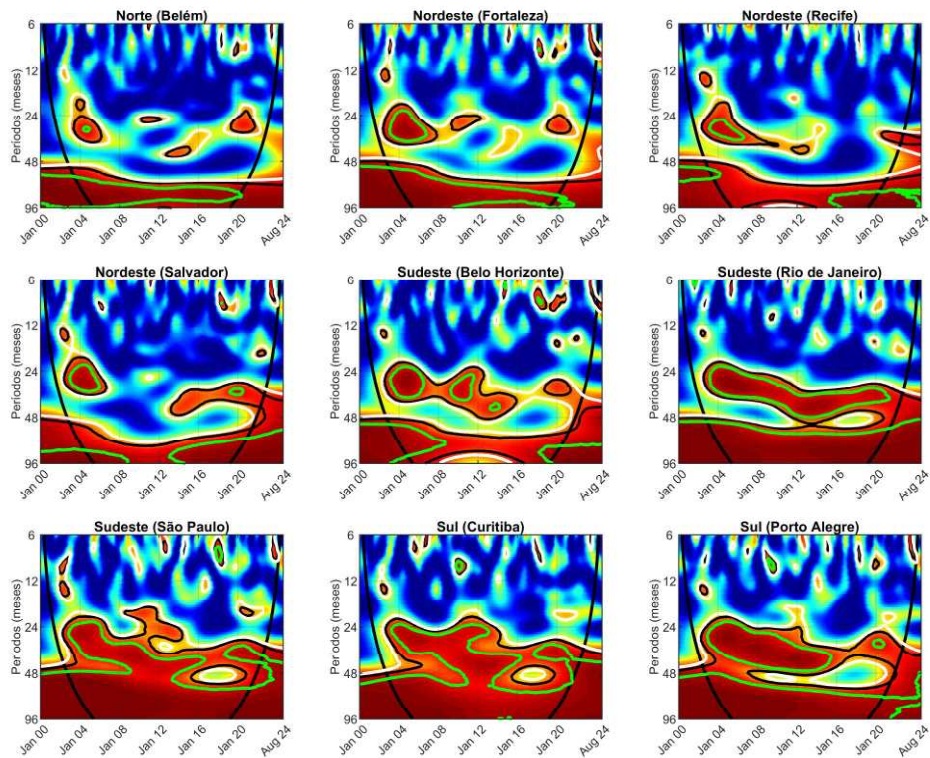
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura 3.6. Coerência *wavelets* em pares entre o IPCA das regiões metropolitanas e o núcleo EX0



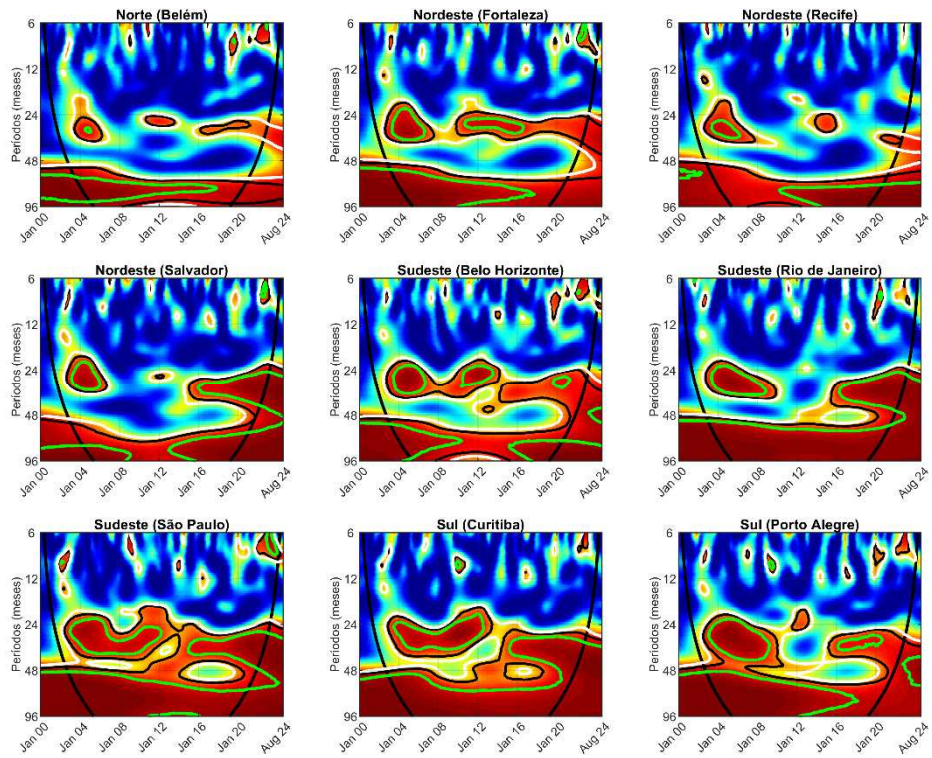
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura 3.7. Coerência *wavelets* em pares entre o IPCA das regiões metropolitanas e o núcleo EX1



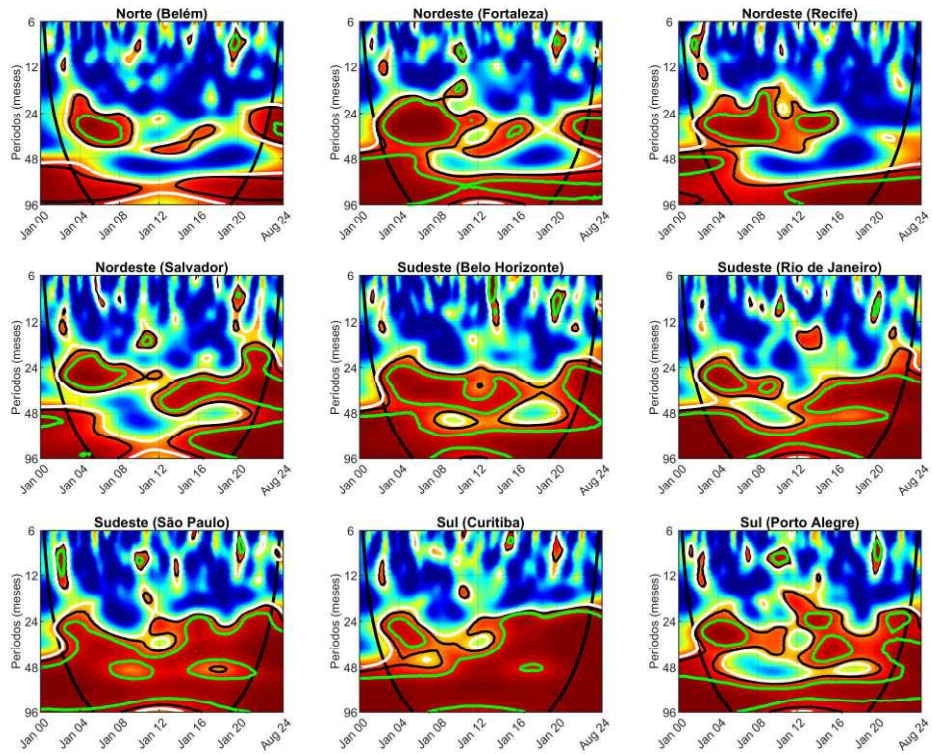
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura 3.8. Coerência *wavelets* em pares entre o IPCA das regiões metropolitanas e o núcleo EXFE



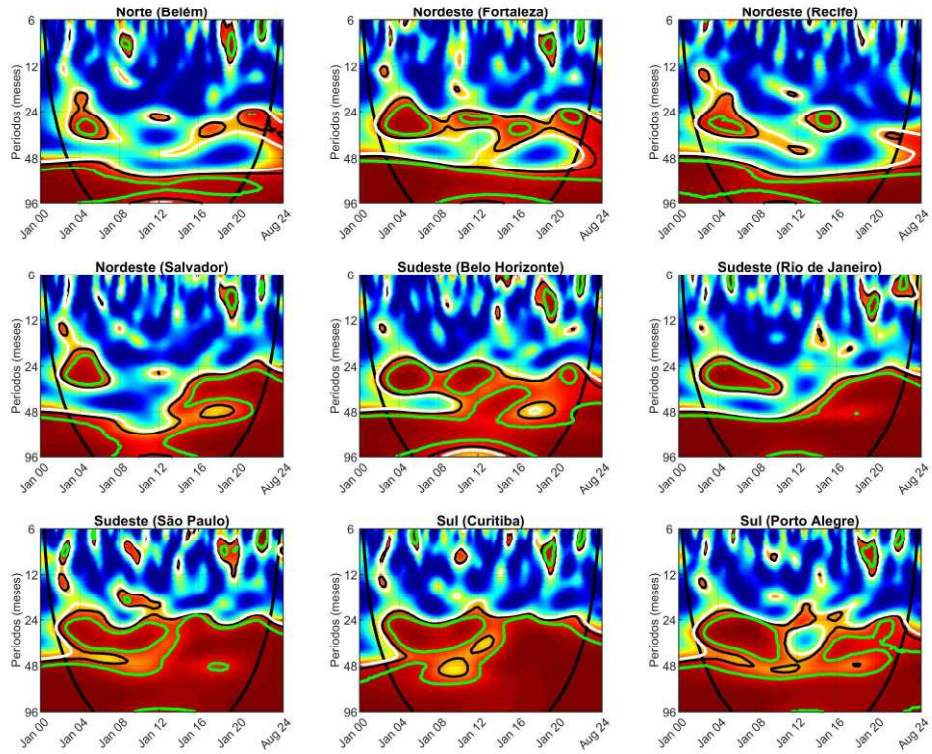
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura 3.9. Coerência *wavelets* em pares entre o IPCA das regiões metropolitanas e o núcleo SM



Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura 3.10. Coerência *wavelets* em pares entre o IPCA das regiões metropolitanas e o núcleo DP



Fonte: Elaborado pelo autor.