

# Ciclos fiscais e econômicos do estado do Ceará

Fiscal and economic cycles in the state of Ceará

<https://doi.org/10.32586/rcda.v23i1.952>

**Mateus Gomes Viana<sup>1</sup>**

**Paulo Rogério Faustino Matos<sup>2</sup>**

## RESUMO

Este artigo visa estudar os comovimentos entre os ciclos de investimento público, de resultado primário e os de crescimento em curto prazo do governo do estado do Ceará, entre 2015 e 2023. Metodologicamente, faz-se uso das ferramentas baseadas em *wavelet* condicional ou parcial, o que permite evidenciar resultados variantes ao longo do tempo e com diferentes frequências. Os instrumentos usados para controle que permitem isolar os efeitos desejados são: crédito para pessoa física e para pessoa jurídica, exportação e importação, variação da atividade econômica nacional, taxa de juros Selic, inflação oficial e endividamento do governo do estado. As principais evidências sugerem que os investimentos e o esforço fiscal do governo do estado do Ceará têm conseguido antecipar, na mesma direção, os ciclos de crescimento econômico no curto e no médio prazo. As elasticidades associadas ao investimento público possuem maior ordem de grandeza.

**Palavras-chave:** *wavelet*; ciclos de crescimento; tempo-frequência.

---

1 Doutorando em economia do setor público pela Universidade Federal do Ceará (UFC). Mestrado em economia do setor público pela UFC, especialização em tradução, especialização em formação de tradutores pela Universidade Estadual do Ceará (UECE) e graduação em direito pela UFC. Atuou como professor e consultor financeiro. Atualmente, é auditor de controle interno na Controladoria e Ouvidoria Geral do Ceará (CGE/CE). E-mail: mgomesviana@yahoo.com.br

2 Doutor em economia pela Fundação Getúlio Vargas (EPGE/FGV, RJ, 2006) e engenheiro civil pela Universidade Federal do Ceará (UFC, 2002). Atualmente é professor associado IV nos programas de Graduação em Finanças e de Pós-Graduação em Economia (Caen), ambos da UFC, bolsista de produtividade em Pesquisa 1D (CNPq), cientista-chefe da Secretaria da Fazenda do Governo do Estado do Ceará (Sefaz/CE e Funcap) e diretor executivo da Sociedade Brasileira de Finanças (SBFin). E-mail: paulomatos@caen.ufc.br

## ABSTRACT

We propose studying the comovements of public investment cycles, primary result cycles and short-run growth cycles in the state of Ceará, between 2015 and 2023. Methodologically, tools based on conditional or partial wavelet are used, which makes it possible to highlight varying results over time and with different frequencies. The instruments used for control that allow isolating the desired effects are credit for individuals and legal entities, exports and imports, variation in national economic activity, Selic interest rate, official inflation and state government debt. The main evidence suggests that the investments and fiscal efforts of the Ceará state government have managed to anticipate economic growth cycles in the short and medium term in the same direction. The elasticities associated with public investment are orders of magnitude greater.

**Keywords:** wavelet; growth cycles; time-frequency.

Avaliado pelo sistema  
double blind review  
(SEER/OJS — versão 3)



Data de submissão: 24/05/2024

Data de aprovação: 26/08/2024

Data de versão final: 23/09/2024

Data de publicação online: 13/12/2024

## 1 INTRODUÇÃO

O papel do investimento público, mensurado pelo seu impacto nas variáveis macroeconômicas, tem sido abordado por uma vasta literatura sobre o crescimento. Arrow e Kurz (1970) são um dos primeiros a discutir esta questão ao assumir que tais gastos públicos entram na função de produção, e não no fluxo de serviços públicos. A partir do clássico estudo desenvolvido por Barro (1990), observa-se uma literatura mais recente e densa analisando se o investimento público pode afetar outras variáveis, como a inflação, as taxas de juro, a dívida pública e até a desigualdade de

rendimentos (Furceri; Li, 2017; Fundo Monetário Internacional, 2020).

Existem três questões centrais nesta discussão sobre os efeitos econômicos do investimento público: a eficiência, a produtividade marginal do capital e a resposta de *crowding in* ou *crowding out*. De acordo com Berg *et al.* (2015), a contribuição marginal de um dólar adicional de despesa de investimento para a produção pode ser decomposta na quantidade de capital realmente instalado (eficiência) e na produtividade marginal desse capital. De acordo com o FMI (2014), se a eficiência do processo de investimento público for baixa, então a seleção e execução dos projetos são fracas, e apenas uma fração do montante investido é convertida em stock de capital produtivo. A baixa eficiência do investimento público implica que seja instalado menos de um dólar de capital. Contudo, um país com uma baixa eficiência persistente tem vindo a instalar menos capital desde sempre e, como resultado, tem um *stock* de capital público mais baixo. Com base no pressuposto de rendimentos decrescentes para qualquer fator de produção, isto implica uma produtividade marginal mais elevada do capital público. Ambos os efeitos vão em direções opostas em termos do efeito das despesas de investimento adicionais sobre o produto. A terceira questão depende da eficiência e da produtividade e aborda se o investimento privado reage positiva ou negativamente a um aumento do investimento público, o que pode afetar a atividade econômica.

Nessa discussão sobre os impactos do investimento público, é essencial analisar os determinantes. Em outras palavras, a fonte de financiamento (endividamento ou recurso próprio), o cenário econômico (crescimento da atividade econômica) e o contexto monetário são elementos mencionados na literatura como relevantes para entender o padrão desse tipo de gasto de capital. Ver Traum e Yang (2015) para os efeitos fiscais do nível de dívida sobre o investimento, e Ardanaz *et al.* (2021) para o papel desempenhado na concepção das regras fiscais.

Diante desse contexto, reconhecendo que a sustentabilidade ou continuidade do fluxo de investimentos depende da austeridade fiscal do go-

verno em questão, este artigo tem como objetivo modelar os impactos dos impactos dos investimentos e do resultado primário, ambos do governo estadual, no crescimento do estado do Ceará, entre 2015 e 2023. A escolha pelo estado do Ceará se justifica, considerando ser um exemplo de solidez fiscal, estando em sexto lugar no *ranking* de competitividade dos estados no ano de 2023, no pilar solidez fiscal. Apesar da redução do investimento observada em 2023, considerando a razão de todo o investimento e a respectiva Receita Corrente Líquida entre 2015 e 2022, o estado cearense liderou nacionalmente nesse aspecto, além de atender aos limites constitucionais, e apresentar resultados primários acumulados superavitários até 2022, e endividamento em baixo patamar.

Metodologicamente, faz-se uso das ferramentas baseadas em *wavelet* condicional, o que permite evidenciar resultados variantes ao longo do tempo e com diferentes frequências (entre 0 e 4 anos). Os instrumentos usados para controle que permitem isolar os efeitos desejados são: crédito para pessoa física e para pessoa jurídica, exportação e importação, variação da atividade econômica nacional, taxa de juros Selic, inflação oficial e endividamento do governo do estado.

Este artigo está organizado da seguinte forma: na seção 2, apresenta-se a revisão da literatura sobre finanças públicas aplicadas ao Ceará; na seção 3, descreve-se a metodologia; na seção 4, os resultados são apresentados e discutidos. A conclusão estará na seção 5.

## **2 LITERATURA RELACIONADA ÀS FINANÇAS PÚBLICAS DO ESTADO DO CEARÁ**

Considerando o papel de destaque na condução da política fiscal do estado do Ceará a décadas, constata-se haver uma literatura empírica aplicada ao estudo das finanças públicas e seus impactos econômicos nesse estado, algo incomum, se analisados os demais estados brasileiros.

Sobre a dívida do estado, Matos e Santos (2021) abordam a questão da solvência a partir do arcabouço de reação fiscal para o período compreendido entre o 1º bimestre de 2008 e o 3º bimestre de 2019 (2008b1 – 2019b3). A inovação está associada à estimação de uma versão estendida do modelo original de reação fiscal, a qual incorpora a mensuração das elasticidades das oscilações das rubricas desagregadas com maior participação nas receitas ou nas despesas e que sejam sensíveis à condução de política pública estadual. Em suma, não se pode inferir estatisticamente que a dívida do Ceará seja solvente durante os 69 bimestres analisados por não haver reação fiscal positiva significativa. É possível ainda evidenciar uma significativa dependência do superávit fiscal principalmente em resposta aos ciclos das principais rubricas que compõem as despesas correntes e de capital, com maior influência dos desvios dos gastos com juros e encargos da dívida e, em segundo lugar, da amortização da dívida.

Matos (2021) propõe o estudo da solvência das dívidas interna e externa do governo do estado do Ceará, a partir da aplicação inédita de um arcabouço de reação fiscal com inserção de controles macroeconômicos e da dinâmica do superávit corrente primário. A relevância dessa desagregação se deve ao comportamento temporal distinto entre as dívidas desagregadas e ao fato do estado ser o ente federativo com maior endividamento externo relativo. O estudo considera a base de dados mais atual possível, compreendendo o período entre o primeiro bimestre de 2010 e o segundo bimestre de 2021. As evidências são robustas à mudança de conjuntos de controles e à mudança de especificações econométricas, considerando a não estacionariedade das séries. Os resultados sugerem que o superávit corrente primário reaja de maneira assimétrica quando do aumento das dívidas interna e externa. A partir da relação estrutural e fundamentada de longo prazo entre superávit e cada uma das dívidas, a dívida externa se mostra solvente e a interna se mostra insolvente. A variação da dívida externa é bastante sensível às oscilações cambiais. Ambas as dívidas apresentam variações caracterizadas pela reversão à média. A análise de

impulso-resposta mostra haver consequências no superávit advindas de choques nas dívidas que não se dissipam em até 12 bimestres à frente.

Em Santos e Matos (2021), os autores agregam ao debate sobre a gestão de risco aplicada às finanças públicas, propondo com um ano de antecedência o pior cenário para a série histórica de cada dívida pública desagregada – por indexador ou moeda – do estado do Ceará. Eles evidenciam que a dívida total, que representava 83% da receita corrente líquida deste estado em julho de 2020, mesmo no pior cenário com níveis de confiança de 95% e 99%, não ultrapassaria 130% e 200%, respectivamente, em julho de 2021.

Ainda sobre solvência da dívida, Matos (2023) propõe um arcabouço contábil teórico inédito adequado à execução orçamentária desses governos subnacionais, o qual é utilizado em um exercício empírico a partir dessa modelagem, com dados bimestrais de 2015 a 2022 para todos os 27 governos, incluindo o Distrito Federal, mediante a estimação do modelo vetorial adequado à estacionariedade das séries temporais. Essas dinâmicas podem ser utilizadas pelo executivo estadual ou federal e pelos órgãos de controle externo na implementação de ferramentas automatizadas de gestão do monitoramento fiscal contínuo e específico.

Sobre o papel da austeridade fiscal, Matos (2020), baseado na intuitiva relevância dos conceitos de eficiência na alocação de recursos e de austeridade fiscal, visa sugerir que a formulação de políticas públicas sistêmicas nacionais a serem implementadas nos estados brasileiros passe a incorporar ambos os conceitos no processo decisório. O estudo propõe a aplicação inédita destes dois conceitos como determinantes em termos de variáveis explicativas a serem adicionadas aos modelos clássicos que visam explicar a heterogeneidade nos estados de indicadores macroeconômicos, como: i) o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*; ii) o coeficiente de desigualdade de renda de Gini; e, iii) a proporção de pobreza na sociedade. Nesta etapa, o projeto ainda apresenta uma aplicação igualmente inédita que visa modelar as transferências voluntárias do governo federal

para os estados, sendo possível inferir estatisticamente se estas seguem ou não os critérios técnicos aqui defendidos. Em resumo, a maior relevância deste estudo consiste em fomentar a discussão já promovida por instituições financeiras, como o Fundo Monetário Internacional (FMI) e Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) sobre a riqueza de informação contida em indicadores técnicos e objetivos de austeridade fiscal e de eficiência de alocação nos estados.

Por fim, sobre investimentos, especificamente, Ferreira *et al.* (2022) consiste no mais amplo e recente estudo sobre a política de investimentos do governo do estado do Ceará, ente federativo (estadual) líder nacional desde 2016. Aborda-se um contexto sobre os investimentos públicos associados à situação fiscal do governo em questão, a partir de duas reflexões fundamentais.

A primeira sobre a gestão das contas públicas, o que inclui variáveis de fluxo e estoque de receitas, despesas e endividamento, para que se possa inferir sobre a sustentabilidade, ou seja, a continuidade robusta e resiliente da condução dos investimentos públicos. A segunda sobre a necessidade de se promover uma prática de avaliação de políticas públicas voltadas para investimentos, a ser conduzida *ex ante*, durante e *ex post* o investimento em si, o que sugere que sejam mensurados os impactos isolados desses investimentos em indicadores socioeconômicos ao longo do tempo, se possível com diferentes frequências.

Matos e Monteiro (2022) exploram um conjunto de dados fiscais bimestrais de uma década do governo do estado do Ceará para buscar uma relação sistêmica entre capital público, dívida e caixa. O artigo agrega à literatura empírica sobre a sustentabilidade do investimento público utilizando um modelo vetorial de integração, uma resposta ao impulso e um quadro *wavelet* multivariado condicional. Eles encontram uma relação de longo prazo caracterizada por uma reação negativa (positiva) dos investimentos ao aumento da dívida (caixa). Os choques de dívida e de caixa impactam após sete bimestres os investimentos nas direções esperadas, e

tais respostas não se dissipam em quatro anos. Eles evidenciam também comovimentos antifásicos com ciclos de investimentos liderados por ciclos de dívida e caixa nos anos de 2014 e 2015, período de intensa crise financeira fiscal nos estados brasileiros.

Em Matos *et al.* (2023), os autores analisam a dinâmica fiscal dos governos estaduais brasileiros, identificando as relações entre os investimentos públicos, o resultado primário, o déficit previdenciário da seguridade social, a dívida e o caixa. Considerando a evolução entre 2015 e 2022, e a projeção até 2095 para o déficit de seguridade previdenciária, eles estudam a relação de dependência de longo prazo entre os investimentos e o déficit de segurança previdenciária. Eles sugerem três exercícios empíricos de modelagem e medição dessa relação, considerando diferentes hipóteses, equações e técnicas econométricas. O estudo faz uso da série bimestral de dados acumulados, em relação à Receita Corrente Líquida (%), de 2015b6 a 2023b2.

### 3 METODOLOGIA

A ideia básica para decompor séries temporais, de acordo com Fourier, é que qualquer função periódica pode ser expressa por uma soma infinita de funções trigonométricas. Assim, a análise de Fourier, também conhecida como análise harmônica clássica, simplifica a visualização e manipulação de funções complexas. Ao definir uma base de senos e cossenos de frequências diferentes, é possível traduzir uma função no domínio do tempo em uma função no domínio da frequência.

Com o objetivo de permitir uma melhor análise ao longo de escalas diferentes de tempo, permitindo mais equilíbrio entre tempo e frequência, foi desenvolvida a transformada de Fourier de curto termo (STFT, do inglês *short-term Fourier transform*). Ao contrário da transformada contínua de Fourier, que se aplica em funções estacionárias, cujo espectro de frequências é fixo, a STFT se aplica em funções não-estacionárias, cujas proprie-

dades estatísticas, como a média e a variância, variam ao longo do tempo.

Todavia, a STFT é limitada pelo princípio da incerteza de Heisenberg, de modo que é impossível mensurar a exata frequência e o exato momento em que essa frequência ocorre. Assim, a STFT não se aplica adequadamente quando os eventos se prolongam ao longo da extensão da janela temporal estudada. Para resolver esse problema, a transformada *wavelet* permite decompor os dados ao longo de diferentes escalas temporais. Elas crescem e decaem em um período de tempo limitado e resultam de uma *wavelet* mãe que pode ser expressa em função da posição no tempo e relacionada com a frequência. Então, com base na aproximação por superposição de tais funções, pode-se medir a distribuição de variância de uma determinada variável e abordar os comovimentos instrumentalizados entre um conjunto de variáveis no domínio tempo-frequência. Além disso, ela é capaz de ajustar a extensão dos períodos para lidar com diferentes frequências, o que permite mais flexibilidade ao lidar com componentes de alta ou baixa frequência. Por fim, permite trabalhar com dados não estacionários.

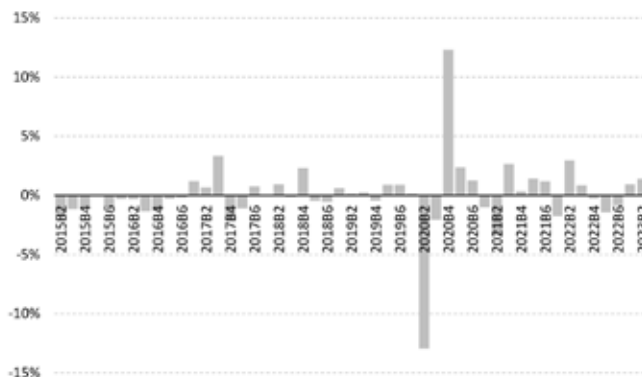
Este último ponto é essencial para o estudo de séries financeiras, uma vez que a heterocedasticidade, as mudanças repentinas de regime e as quebras estruturais em momentos desconhecidos são padrões comuns ao longo das trajetórias do ciclo financeiro, devido a mudanças políticas, crises globais ou sanitárias. Por fim, a ferramenta *wavelet* é capaz de lidar com séries complexas, com *outliers*, ou mesmo com séries “confusas” e complexas, como é o caso das séries monetárias, fiscais, financeiras e de crédito. Este trabalho, portanto, planeja utilizar a ferramenta *wavelet*, a qual se mostra adequada para analisar individualmente a variância de cada variável econômica, monetária e fiscal que será utilizada na análise temporal entre o resultado primário, os investimentos e a atividade econômica, controlada por um vetor de relevantes instrumentos. Sobre as ferramentas *wavelet*, ver Apêndice para descrição da técnica.

## 4 EXERCÍCIO EMPÍRICO

### 4.1 Dados

A análise *wavelet* exige um grande volume de dados, e usar dados com a maior frequência e o maior intervalo de tempo possível é um bônus. Os dados utilizados neste trabalho são os dados bimestrais da economia cearense entre o primeiro bimestre de 2015 e segundo bimestre de 2023, em um total de 50 observações. A principal variável do estudo é a variação bimestral IBCR-CE, índice de atividade econômica da economia cearense, cuja série extraída do Banco Central é real e dessazonalizada. A variação bimestral real média é de 0,05%. Segundo a Figura 1, com exceção das variações extremas ocorridas em 2020 associadas à pandemia, as demais variações oscilam entre -3,5% e 3,5%. Considerando os anos de 2015 a 2022, a menor média é obtida em 2015 e a maior variação média ocorreu em 2017. As variações extremas ocorridas na pandemia foram superiores a 12%, em valores absolutos. Sobre o índice IBCR-CE em nível, observa-se um patamar médio de 145,3, oscilando entre 127,2 e 152,6. A série temporal mostra uma tendência de queda em 2015 e 2016, recuperação entre 2017 e 2019, quebra estrutural em 2020, e recuperação a partir de meados de 2021.

Figura 1 – Variação bimestral do IBCR-CE dessazonalizado



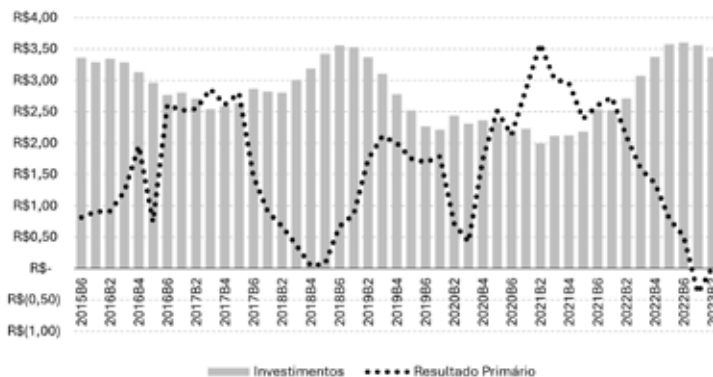
Fonte: elaboração própria com base nos dados do Bacen (2024).

Além da variável endógena, as principais variáveis explicativas são as variáveis fiscais, o resultado primário e o investimento pago, ambos como razão da Receita Corrente Líquida (RCL). Para efeito de visualização sobre o contexto macrofiscal do estado, na Figura 2 estão reportadas ambas as séries considerando as variáveis fluxo acumuladas por seis bimestres em uma janela móvel.

Observando essa evolução, evidencia-se um aumento do resultado primário (apesar da queda superior a R\$ 1 bilhão em 2016b5) até o final do de 2016, sendo mantido o patamar acima de R\$ 2,5 bilhões até o final de 2017. Na crise fiscal no país, evidenciou-se o menor patamar em meados de 2018, com posterior recuperação a partir de então. Há uma nova redução dessa poupança durante a pandemia, e nova recuperação, atingindo o auge em R\$ 3,6 bilhões no início de 2021. Nos últimos bimestres da amostra, percebe-se redução do superávit, sendo evidenciado déficit acumulado pela primeira vez no início de 2023.

Sobre os investimentos acumulados, há uma oscilação menos acentuada, mas ainda assim um comportamento cíclico, comum em ciclos políticos e eleitorais. Os menores patamares, próximos a R\$ 2 bilhões, são observados no ano de 2021, enquanto os maiores patamares, acima de R\$ 3,5 bilhões, são observados ao final de 2018 e 2022.

Figura 2 – Investimentos e Resultado Primário, acumulados 12 meses



Fonte: elaboração própria com base nos dados do Siconfi (2024). Nota: os dados reportados nessa figura são reais (R\$ de abril de 2023), no entanto, os exercícios empíricos fazem uso das séries dessazonalizadas de todas as variáveis.

No estudo empírico implementado, em razão da sazonalidade típica das variáveis fiscais, ou faz-se uso das séries acumuladas, ou das séries bimestrais dessazonalizadas. Visando não perder as primeiras observações bimestrais de 2015, fez-se uso das séries dessazonalizadas.

Por fim, ainda sobre as demais variáveis usadas como controle ou instrumentos no exercício empírico baseado nas ferramentas de wavelet, foram usadas as séries de saldo de crédito para pessoa física e para pessoa jurídica, volume de exportação e importação, e Dívida Consolidada Líquida (DCL). Todas as séries foram extraídas do Banco Central, com exceção da dívida extraída no Siconfi, e todas são ponderadas pela RCL, assim como feito com as variáveis explicativas, resultado primário e investimento. Os demais instrumentos são da economia nacional: i) variação do IBC-BR; ii) taxa Selic; e, iii) inflação oficial mensurada pelo IPCA.

## 4.2 Resultados Empíricos

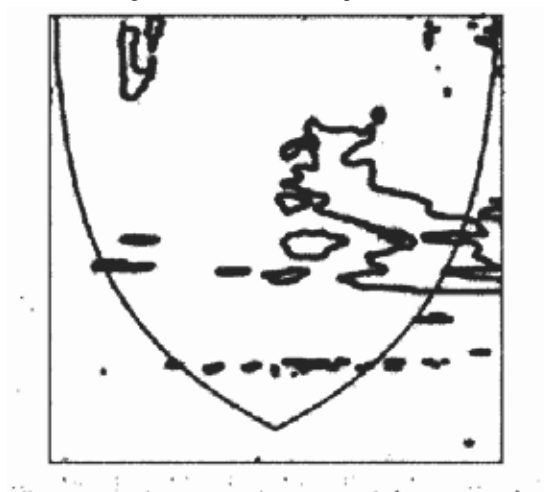
Mantendo a coerência dos arcabouços teóricos, o crescimento bimestral do estado do Ceará, medido pelo IBCR-CE, é considerado como variável dependente, e as variáveis explicativas são o resultado primário e investimento, ambos razão da RCL. Importante lembrar que essa técnica de *wavelet* permite causalidade reversa, ou seja, que os ciclos se mostrem capazes de antecipar ou liderar os ciclos fiscais.

O primeiro resultado preliminar obtido é baseado na múltipla coerência, a qual fornece uma informação sobre o ajuste do modelo completo, considerando as variáveis explicativas e os instrumentos. Em outras palavras, é uma espécie de R<sup>2</sup> do modelo, métrica que mensura o poder de explicação conjunto das variáveis utilizadas, tanto explicativas, como instrumentos.

O mapa de calor retratado na Figura 3 mostra essa coerência múltipla do modelo. Para cada área vermelha e significativa identifica-se o respectivo período e frequência, o que permite mostrar que o *fitting*, a ade-

quação do modelo, é apropriada. Na Figura 3, áreas vermelhas com linhas pretas dentro do cone significam áreas em que há um poder de explicação significativa do modelo, considerando todas as suas variáveis e instrumentos. Caso faltassem ao modelo variáveis instrumentais ou explicativas com alto poder de explicação, apareceriam áreas azuis no mapa de múltipla coerência. O resultado permite concluir que o modelo adotado parece ser adequado, havendo inequivocamente um bom fitting do conjunto de variáveis explicativas e instrumentais, principalmente no curto prazo no início da amostra e no médio e longo prazo, a partir de 2019.

Figura 3 – Coerência Múltipla Wavelet<sup>3</sup>



Fonte: elaboração própria (2024). Notas: Os contornos pretos no gráfico Wavelet Power Spectrum (WPS) referem-se a 5% de significância e são obtidos teoricamente considerando um AR (1) como hipótese nula. No mapa de calor, as cores mais frias (azuis) representam menor potência, enquanto as cores mais quentes (vermelhas) representam maior potência. A área sombreada fora do Cone de Influência está sujeita a efeitos de borda.

3 A fim de que o leitor entenda a nota explicativa das cores, esclarecemos que, originalmente, a Figura 3 é predominantemente vermelha. Além disso, na Figura 4, o leitor pode se guiar pelos tons de cinza (escuro e claro) para entender a informação das imagens, de forma que, em geral, os tons de cinza mais escuros são os vermelhos mais intensos. Os contornos em preto, os quais estão visíveis em ambas as imagens, são outra informação importante para a interpretação.

A partir disso, o próximo passo é analisar o conjunto de resultados, objeto da Figura 4. Nesta figura, estão reportados as coerências parciais, o gráfico de diferença de fases e gráfico do ganho parcial. A análise desses resultados baseados na ferramenta de wavelet instrumentalizado segue o raciocínio mencionado na seção 3, sobre a metodologia.

Para tal, conforme já ressaltado, é fundamental enfatizar a seguinte sequência de objetivos deste experimento empírico:

a) identificar em que “janela de tempo” e com que frequência há regiões com coerência parcial significativa a 5%, ou seja, existe “correlação instrumentalizada” forte o suficiente entre os ciclos de investimento público, ou de resultado primário, e os ciclos de crescimento de curto prazo;

b) identificadas essas regiões acima mencionadas, estudar no diagrama de fases a natureza dos comovimentos, de forma caracterizar se há comovimentos fásicos ou antifásicos, com ou sem liderança dos ciclos fiscais ou de crescimento;

c) a partir do gráfico de ganho parcial, mensurar a elasticidade associada a essa liderança fásica ou antifásica que a variável fiscal (investimento público ou resultado primário) exerce sobre o ciclo de crescimento de curto prazo.

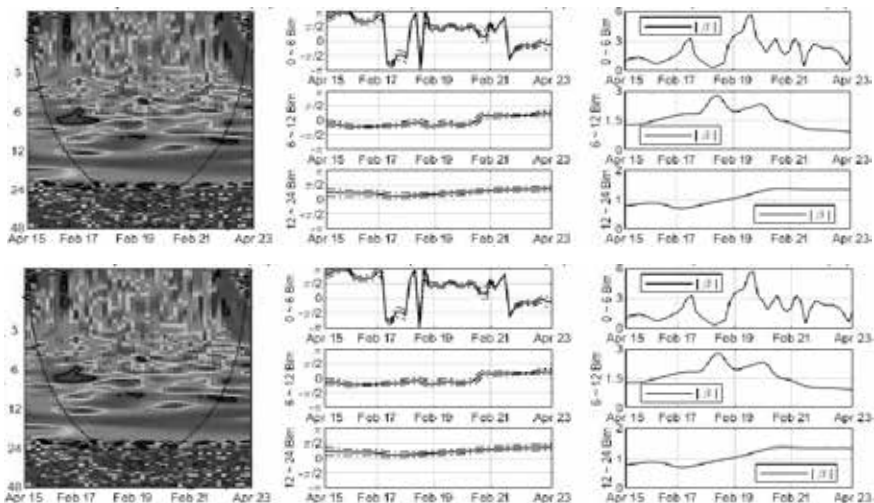
Seguindo essa sequência de análises, reporta-se o resumo dos principais resultados na Tabela 1. Em suma, os ciclos de investimento se mostram capazes de antecipar os ciclos de crescimento na mesma direção entre 2016 e 2017 (período associado à crise fiscal no país), com frequência entre 1 e 1,5 anos, depois entre 2018 e 2019 com frequência superior a 1 ano e meio e novamente no final de 2021 até meados de 2022, agora no curtíssimo prazo, ou seja, alta frequência. As elasticidades mensuradas pelo ganho parcial, as quais podem ser interpretadas como um coeficiente (variante no tempo e na frequência) de uma regressão linear múltipla, oscilam entre 1,44 e 2,75.

Na prática, essa elasticidade consiste na sensibilidade do crescimento real bimestral em resposta ao aumento do investimento público/RCL, ou seja, pode ser compreendido como um multiplicador.

A análise dos ciclos de resultado primário sugere que do final de 2015 a meados de 2017, com frequência de até 1 ano e meio, os ciclos de superávit primário se mostram capazes de liderar ou antecipar os ciclos de crescimento do IBCR-CE, o que coincide com o período em que o investimento também se mostrou relevante, justamente em um período em que houve crise fiscal tanto do governo federal, como dos governos estaduais. As elasticidades associadas à austeridade são menos intensas e oscilam entre 0,02 e 0,29. Em ambos os casos, todas as evidências conclusivas são de curto e médio prazo, e não parece haver comovimentos significativos de longo prazo, ou seja, com frequência superior a 2 anos.

A ordem de grandeza dessa elasticidade em comparação com multiplicadores fiscais previamente reportados, no entanto, precisa ser vista com ressalvas, atentando para o fato de que há uma diferença considerável entre a ordem de grandeza da variável endógena (variação bimestral real da atividade econômica, IBCR-CE) e das variáveis exógenas (investimento público pago no bimestre/RCL do bimestre ou resultado primário do bimestre/RCL bimestral).

Figura 4 – Ciclos de crescimento versus ciclos de investimento (superior) e versus ciclos de resultado primário (inferior)<sup>4</sup>



Fonte: elaboração própria (2024). Notas: coerência wavelet (lado esquerdo), diferença de fase (centro) e ganho (lado direito).

Tabela 1 – Principais resultados de comovimentos entre os ciclos de crescimento, investimentos, e resultado primário

Período	Frequência (bimestre)	Comovimento	Elasticidade
<b>Ciclos de crescimento versus ciclos de Investimento</b>			
2015 b3 - 2015 b5	0 - 1	Comovimento antifásico sem liderança definida	-
2016 b4 - 2016 b6	0 - 2	Ciclos de investimento antecipam ciclos de crescimento na direção contrária	0,87 - 1,31

4 O fim de que o leitor entenda a nota explicativa das cores, esclarecemos que, originalmente, a Figura 3 é predominantemente vermelha. Além disso, na Figura 4, o leitor pode se guiar pelos tons de cinza (escuro e claro) para entender a informação das imagens, de forma que, em geral, os tons de cinza mais escuros são os vermelhos mais intensos. Os contornos em preto, os quais estão visíveis em ambas as imagens, são outra informação importante para a interpretação.

Tabela 1 – Principais resultados de comovimentos entre os ciclos de crescimento, investimentos, e resultado primário (continuação)

<b>Período</b>	<b>Frequência (bimestre)</b>	<b>Comovimento</b>	<b>Elasticidade</b>
<b>2016 b2 - 2017 b6</b>	<b>6 - 8</b>	<b>Ciclos de investimento antecipam ciclos de crescimento na mesma direção</b>	<b>1,44 - 1,87</b>
<b>Ciclos de crescimento <i>versus</i> ciclos de Investimento</b>			
<b>2018 b4 - 2019 b3</b>	<b>10</b>	<b>Ciclos de investimento antecipam ciclos de crescimento na mesma direção</b>	<b>1,93 - 2,75</b>
<b>2021 b6 - 2022 b3</b>	<b>0 - 2</b>	<b>Ciclos de investimento antecipam ciclos de crescimento na mesma direção</b>	<b>2,26 - 2,66</b>
2021 b3 - 2022 b1	10	Ciclos de crescimento antecipam ciclos de investimento na mesma direção	
<b>Ciclos de crescimento <i>versus</i> ciclos de Resultado Primário</b>			
2016 b3 - 2016 b5	0 - 2	Comovimento fásico sem liderança definida	-
<b>2016 b5 - 2016 b6</b>	<b>0 - 2</b>	<b>Ciclos de resultado primário antecipam ciclos de crescimento na mesma direção</b>	<b>0,14 - 0,15</b>
2017 b1 - 2017 b2	0 - 1	Comovimento fásico sem liderança definida	-
<b>2015 b6 - 2017 b3</b>	<b>6 - 7</b>	<b>Ciclos de resultado primário antecipam ciclos de crescimento na mesma direção</b>	<b>0,02 - 0,29</b>
<b>2016 b2 - 2017 b2</b>	<b>9</b>	<b>Ciclos de resultado primário antecipam ciclos de crescimento na mesma direção</b>	<b>0,02 - 0,25</b>
2019 b5 - 2020 b2	7 - 8	Comovimento fásico sem liderança definida	-
2019 b5 - 2020 b2	9 - 10	Comovimento fásico sem liderança definida	-
2021 b4 - 2022 b2	8 - 9	Ciclos de crescimento antecipam ciclos de resultado primário na mesma direção	

Fonte: elaboração própria (2024).

## 5 CONCLUSÃO

O exercício da austeridade fiscal por parte de um ente federativo precisa ser robusto, transparente, previsível e sustentável ao longo do tempo, devendo ser considerado uma política de estado e não de governo. Apesar do anseio social pela prestação de serviços públicos, o controle do fluxo das receitas e despesas, principalmente correntes, precisa ser mantido, compreendido pelo governo e pela sociedade, e defendido tanto nos períodos de política fiscal contracionista, como durante as políticas expansionistas, as quais são consequência e causa do esforço passado e futuro, respectivamente.

Nesse mesmo contexto, o investimento público precisa ser tratado de forma diferente. O investimento não deve ser visto como um determinante incondicional de provimento de empregos, arrecadação e capaz de gerar inquestionavelmente crescimento econômico, pois isso não se evidencia nos estudos. O fluxo e volume dos investimentos públicos inicialmente precisam respeitar os determinantes fiscais e monetários, principalmente, e devem então ser planejados na etapa de escolha dos projetos considerando aspectos como custo, tempo de execução (obras) ou aquisição (equipamentos) e riscos jurídicos e operacionais, visando a conclusão do investimento a ponto deste ser capaz de exercer seu papel de atender à sociedade. Os impactos desse investimento precisam ser mensurados tecnicamente, considerando que, a partir da sua eficiência e da produtividade marginal do capital, existem efeitos *crowding in* ou *crowding out* por parte do setor privado (empresas e famílias) e por parte de outras esferas do setor público. Somente satisfazendo criteriosamente todas essas etapas, será capaz de se mensurar com maior exatidão os efeitos macroeconômicos e sociais.

Nesta discussão, a principal conclusão desse estudo, segundo a qual, o esforço fiscal e os investimentos feitos durante a maior crise fiscal do Brasil nas últimas décadas foram capazes de antecipar e liderar na mesma direção os ciclos de crescimento no curto e médio prazo, reforça o

entendimento sobre o papel condicional da solidez fiscal, principalmente durante as recessões.

Na prática, é oportuno observar os resultados de forma a identificar em que período e com que frequência é identificado esse papel de liderança, causalidade ou antecipação por parte dos investimentos públicos, visando identificar e mapear que investimentos foram realizados nesse período, em obras ou equipamentos, e assim caracterizar quais investimentos feitos conseguem se traduzir em aumento da atividade econômica meses ou anos depois, com maior ou menor intensidade, baseado no valor das elasticidades. Analogamente, o estudo sobre os efeitos positivos da austeridade fiscal precisam ser associados ao período em que ocorreram, para que essa experiência pontual seja exemplo a ser replicado, visando novamente afetar positivamente a atividade econômica.

## REFERÊNCIAS

AGUIAR-CONRARIA, L.; SOARES, M. Business cycle synchronization and the Euro: A wavelet analysis. **Journal of Macroeconomics**, v. 33, p. 477-489, 2011.

AGUIAR-CONRARIA, L.; SOARES, M. The continuous wavelet transform: moving beyond uni- and bivariate analysis. **Journal of Economic Survey**, v. 28, p. 344-375, 2014.

AGUIAR-CONRARIA, L.; MARTINS, M.; SOARES, M. Estimating the Taylor rule in the time-frequency domain. **Journal of Macroeconomics**, v. 57, p. 122-137, 2018.

ARDANAZ, M.; CAVALLO, E.; IZQUIERDO, A.; PUIG, J. Growth-friendly fiscal rules? Safeguarding public investment from budget cuts through fiscal rule design. **Journal of International Money and Finance**, v. 111, p. 102319, 2021.

ARROW, K.; KURZ, M. **Public Investment, the Rate of Return, and Optimal Fiscal Policy**. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1970.

BARRO, R. Government spending in a simple model of endogenous growth. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 55, p. 103-125.

BERG, A.; BUFFIE, E.; PATTILLO, C.; PRESBITERO, A.; ZANNA, L. Some misconceptions about public investment efficiency and growth. **IMF Working Paper WP 15/72**, 2015.

FERREIRA, J.; MATOS, P.; SANTOS, F.; SANTOS, C. Análise da Sustentabilidade e dos Impactos Macroeconômicos da Política de Investimentos do Governo do Estado do Ceará. **Revista Cadernos de Finanças Públicas**, v. 3, p. 1-72, 2022.

FURCERI, D.; LI, G. The Macroeconomic (and Distributional) Effects of Public Investment in Developing Economies. **IMF Working Paper 17/217**, 2017.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. **World Economic Outlook: legacies, clouds, uncertainties**. Washington, D. C.: International Monetary Fund, 2014.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. The Macroeconomic Effects of Public Investment: A Model-based Analysis. **IMF Fiscal Monitor**, abril 2020.

MATOS, P. A relevância do uso de indicadores de austeridade fiscal e de eficiência da alocação de recursos dos entes federativos subnacionais no processo decisório, na formulação e na implementação de políticas públicas sistêmicas. **Relatório Final Programa Cátedras 2018 da Escola Nacional de Administração Pública (Enap)**, 2020.

MATOS, P. Análise condicional de solvência das dívidas interna e externa do Governo do Estado do Ceará. **Revista Controle: doutrina e artigos**, v. 20, p. 274-304, 2021.

MATOS, P. Dinâmica Fiscal Própria dos Governos Estaduais no Brasil: Solvência da Dívida, Sustentabilidade dos Investimentos e Equilíbrio Orçamentário. In: LIMA, E. C. P. (org.). **Anais VIII Congresso Internacional de Controle e Políticas Públicas**. 2023.

MATOS, P.; JESUS, J.; LIMA, S.; ARAGÃO JUNIOR, M.; ALMEIDA FILHO, M.; CARDOSO, S.; HOLANDA FILHO, R. The trade-off between public investments and pension deficit: the case of Ceará state government. **IOSR Journal of Business and Management**, v. 25, p. 43-50, 2023.

MATOS, P.; MONTEIRO, V. On the public investment-debt-cash linkages in the state government of Ceará. **Anais do World Finance Conference**, Miami, 2022.

MATOS, P.; SANTOS, F. Solvência fiscal da dívida do estado do Ceará. **Revista de Economia do Nordeste**, v. 52, n. 1, p. 125-137, 2021.

SANTOS, F.; MATOS, P. On the risk management of disaggregated public debt of the state of Ceará. **Empirical Economics Letters**, v. 20, n. 1, p. 133-143, 2021.

TORRENCE, C.; COMPO, G. A practical guide to wavelet analysis. **Bulletin of the American Meteorological Society**, v. 79, p. 61-78, 1998.

TORRENCE, C.; WEBSTER, P. Interdecadal changes in the ENSO-monsoon system. **Journal of Climate**, v. 12, p. 2679-2690, 1999.

TRAUM, N.; YANG, S. C. S. When does government debt crowd out investment? **Journal of Applied Econometrics**, v. 30, p. 24-45, 2015.

## APÊNDICE

### Ferramentas *wavelet*

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

$$1) \quad W_x(\tau, s) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) \psi_{\tau, s}^*(t) dt$$

onde  $\tau$  determina a posição,  $s$  é o fator de escala,  $*$  denota o conjugado complexo e  $\psi_{\tau, s}$  é a função base adequada para escalar e deslocar o sinal original, o que permite a decomposição da série temporal tanto no espaço quanto na escala. Para capturar as frequências altas e baixas do sinal, precisamos de uma função básica ou uma “*wavelet* mãe” que seja esticada e deslocada (In e Kim, 2013):

$$2) \quad \psi_{\tau, s}(t) = \frac{1}{\sqrt{s}} \psi\left(\frac{t - \tau}{s}\right)$$

O fator  $1/\sqrt{s}$  é adicionado visando a preservação da energia da unidade ( $\|\psi_{\tau, s}\| = 1$ ). Escalas baixas são capturadas em detalhes que mudam rapidamente, gerando uma *wavelet* comprimida ( $|s| < 1$ ), capturando movimentos de altas frequências; e escalas altas capturam características que mudam lentamente ( $|s| > 1$ ), ou movimentos de baixa frequência. O CWT é definido por:

$$3) \quad W_x(\tau, s) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) \frac{1}{\sqrt{s}} \psi\left(\frac{t - \tau}{s}\right) dt$$

A função base  $\psi_{\tau,s}$  deve obedecer a alguns critérios, tais como: admissibilidade, similaridade, invertibilidade e regularidade. Ao selecionar uma função *wavelet* mãe, Aguiar-Conraria e Soares (2011) destacam a importância dessa escolha e sugerem uma *wavelet* analítica para estudar o sincronismo entre sinais oscilatórios, já que sua transformada correspondente contém informações tanto de amplitude quanto de fase, fornecendo uma estimativa da amplitude e da fase instantâneas do sinal na vizinhança de cada local de tempo/escala  $(\tau, s)$ . No subconjunto da *wavelet* analítica, a *wavelet* mãe de Morlet parece ser a alternativa mais popular devido a algumas propriedades. Esta função básica é dada por:

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

onde a frequência adimensional  $\omega_0$  é definida  $\omega_0 = 6$  para satisfazer a condição de admissibilidade (Torrence; Compo, 1998). Como a transformada *wavelet* decompõe o sinal original em um domínio de escala de tempo, é necessário converter escala em frequência.

Esta conversão pode ser feita associando a *wavelet*  $\psi_{\tau,s}$  a uma das três frequências especiais (a frequência de pico, a função de energia ou a frequência instantânea central), utilizando a fórmula  $\omega(s) = \frac{\omega\psi}{s}$ , onde  $\omega\psi$  denota qualquer uma das três frequências especial angular. Pela frequência  $f$  “Fourier” usual (ciclos por unidade de tempo) tem-se:  $f(s) = \frac{\omega\psi}{2\pi s}$ .

Nesse sentido, a *wavelet* de Morlet é uma alternativa ideal porque nos fornece uma relação única entre frequência e escala (a frequência de pico, a frequência de energia e a frequência instantânea central são todas iguais) o que facilita a conversão de escalas em frequências. A escolha de  $\omega_0 = 6$  nos dá uma relação de conversão igual a  $f = \frac{6}{2\pi s} \approx \frac{1}{s}$ . Essa correspondência direta entre escala e frequência é ideal para simplificar uma interpretação eficaz dos resultados.

Finalmente, como o CWT é aplicado a séries temporais de comprimento finito, ocorrerão distorções nas bordas 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 Torrence e Compo (1998), à medida que escalas maiores diminuam a amplitude perto das bordas à medida que mais zeros entram na análise, a região que sofre esses efeitos de borda é função de  $s$ . O Cone de Influência (COI) é a região do espectro *wavelet* na qual os efeitos de borda se tornam importantes por um fator de  $e^{-2}$ . No caso da *wavelet* de Morlet isso é dado por  $\sqrt{2s}$ .

Dado o nosso propósito, no nosso primeiro exercício propomos analisar individualmente a distribuição da variância de cada variável econômica, monetária, fiscal e de crédito. A primeira medida útil é o espectro de potência *wavelet* (WPS). Ele relata a distribuição de variância da série temporal original  $x(t)$  em torno do plano da escala de localização (ou frequência de tempo). Ainda segundo Torrence e Compo (1998), definimos a WPS por:

$$5) WPS_x(\tau, s) = |W_x(\tau, s)|^2$$

onde  $W_x(\tau, s)$  é a transformada *wavelet* contínua,  $\tau$  determina a posição e  $s$  é o fator de escala. Na sequência, com o objetivo de comparar a oscilação de energia entre uma faixa de bandas (ou frequências), definimos o Espectro Global de Potência *Wavelet* (GPWS), que toma a média do espectro de potência *wavelet* ao longo de todos os tempos:

$$6) GWPS_x(\tau, s) = \int_{-\infty}^{+\infty} |W_x(\tau, s)|^2 dt$$

Em nosso segundo exercício empírico, inicia-se a análise de todas as variáveis do modelo em conjunto, com o objetivo de capturar a inter-

dependência em um modelo com múltiplas séries temporais, o que nos permite investigar a dependência de uma série temporal de um conjunto de outras séries temporais. Apesar de ser uma ferramenta bem conhecida, é útil comparar o resultado desta técnica com um tipo de  $R^2$ , estimativa de regressão, ou seja, uma métrica do poder explicativo do modelo sugerido, porém capaz de variar ao longo do tempo e no intervalo de frequências.

Para estudar as dependências entre duas séries temporais originais  $x(t)$  e  $y(t)$  no plano escala de tempo/frequência, Torrence e Webster (1999) foram os primeiros a definir a coerência *wavelet*. A medida associada ao espectro de *wavelet* cruzada (XWT), que por sua vez pode ser derivada por (Torrence; Compo, 1998):

$$7) W_{xy}(\tau, s) = W_x(\tau, s)W_y^*(\tau, s)$$

onde  $W_x(\cdot)$  e  $W_y(\cdot)$  são transformadas *wavelet* contínuas de  $x(t)$  e  $y(t)$ , respectivamente, e  $*$  denota o complexo conjugado. Como a transformada *wavelet* cruzada é complexa, é possível expressar o XWT como  $|W_{x,y}(\tau, s)|$ . Ele calcula a covariância local entre dois sinais em cada escala. A coerência quadrada da *wavelet* é dada pelo quadrado do espectro cruzado da *wavelet* normalizado pelos espectros de potência individuais.

De acordo com Torrence e Webster (1999), a coerência *wavelet* quadrada é denotada como:

$$8) R^2(\tau, s) = \frac{|S(s^{-1}W_{x,y}(\tau, s))|^2}{S(s^{-1}W_x(\tau, s)^2)S(s^{-1}W_y(\tau, s)^2)}$$

onde  $S(\cdot)$  expressa um operador de suavização tanto no tempo quanto na escala,  $S^{-1}$  é um fator de normalização que garante a conversão para uma densidade de energia.

Torrence e Webster (1999) observam que, no numerador da coerência *wavelet* quadrada, ambas as partes real e imaginária da transformada *wavelet* cruzada são suavizadas separadamente antes de tomar o valor absoluto, enquanto o operador de suavização assume o quadrado do espectro de potência *wavelet* no denominador. Por estas definições, é garantido que  $0 \leq R^2 \leq 1$ .

Aguiar-Conraria *et al.* (2014) e Aguiar-Conraria *et al.* (2018) definem a extensão deste conceito para um modelo, no qual é necessário lidar com três variáveis. Por exemplo, a coerência quadrada de *wavelets* múltiplas entre a série  $y(t)$  e duas outras séries  $x(t)$  e  $z(t)$ , denotada por  $R_{y(x,z)}^2$ , é dada por

$$9) R_{y(x,z)}^2 = \frac{R_{yx}^2 + R_{yz}^2 - 2R(\varrho_{yx}\varrho_{xz}\overline{\varrho_{yz}})}{1 - R_{xz}^2}$$

onde  $\varrho_{yx}$  denota a coerência *wavelet* complexa de  $y(t)$  e  $x(t)$ . A coerência *wavelet* múltipla entre  $y(t)$ ,  $x(t)$  e  $z(t)$ , denotada por  $R_{y(x,z)}$  é a raiz quadrada positiva do valor relatado em (13). A extensão deste conceito para um modelo com mais de três variáveis é simples.

Neste trabalho, propomos uma análise condicional baseada na utilização de instrumentos ou variáveis de controle, para isolar o efeito individual de uma variável fiscal ou monetária, por exemplo. Embora a coerência *wavelet* calcule o grau de correlação linear local entre dois sinais, ela não revela padrões de relação de liderança nem se os movimentos são positivos ou negativos. Faz-se uso da seguinte diferença de fase para examinar os atrasos nas flutuações entre as duas séries temporais:

$$10) \phi_{xy}(\tau, s) = \tan^{-1} \left( \frac{I \left\{ S \left( s^{-1} W_{x,y}(\tau, s) \right) \right\}}{R \left\{ S \left( s^{-1} W_{x,y}(\tau, s) \right) \right\}} \right)$$

Ambas  $R^2(\tau, s)$  e  $\phi_{xy}(\tau, s)$  são funções do índice de posição ( $\tau$ ) e da escala ( $s$ ). São ainda necessárias as informações sobre os sinais de cada parte para determinar completamente o valor de  $\phi_{xy} \in [-\pi, \pi]$ .

Uma diferença de fase zero indica que as séries temporais se movem juntas na frequência especificada. Se  $\phi_{xy} \in (0, \frac{\pi}{2})$  a série se move em fase, mas a série temporal  $y$  lidera  $x$ , enquanto se  $\phi_{xy} \in (\frac{-\pi}{2}, 0)$  então é  $x$  que está liderando. Uma diferença de fase  $\phi_{xy} = \pm\pi$  indica uma relação antifásica. Se  $\phi_{xy} \in (\frac{\pi}{2}, \pi)$ , então  $x$  é líder e, por fim, a série temporal  $y$  é líder se  $\phi_{xy} \in (-\pi, -\frac{\pi}{2})$ .

Vale lembrar que o objetivo é capturar a interdependência condicional ou parcial entre duas séries temporais em um modelo com múltiplas séries temporais. Uma extensão útil desta estrutura incondicional descrita é a coerência  $x_1$  *wavelet* parcial e  $x_j$  permitindo todas as outras séries, é denotada por:

$$11) R_{1j,q_j} = \frac{|L_{j1}^d|}{\sqrt{L_{11}^d} \sqrt{L_{jj}^d}}$$

onde  $d$  denota o determinante da matriz e  $L_{ij}^d$  denota o cofator do elemento na posição  $(i,j)$ . Após controlar a influência de todas as outras séries temporais ( $x_i; i = 2, \dots, p \wedge i \neq j$ ), Aguiar-Conraria *et al.* (2018) definem a *diferença de fase parcial* de  $x_1$  sobre  $x_j$  como:

$$12) \phi_{1j,q_j} = \tan^{-1} \left( \frac{I(q_{1j,q_j})}{R(q_{1j,q_j})} \right)$$

As interpretações trigonométricas deste quadro parcial (com um vetor de instrumentos) são como aquelas descritas para o modelo incon-

dicional. Finalmente, seguindo Aguiar-Conraria *et al.* (2018), definimos o *ganho wavelet* parcial da seguinte forma:

$$13) G_{1j,q_j} = \frac{|L_{j1}^d|}{L_{11}^d}$$

Essa métrica funciona como uma espécie de elasticidade ou derivada parcial, porém no domínio tempo-frequência.