

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS**

ACAUÃ VIEIRA PAYÃO

**POLÍTICA FISCAL ANTES E DURANTE A PANDEMIA: UM TESTE EMPÍRICO DA
TFNP**

**Porto Alegre
2024**

ACAUÃ VIEIRA PAYÃO

**POLÍTICA FISCAL ANTES E DURANTE A PANDEMIA: UM TESTE EMPÍRICO DA
TFNP**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título Bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

Porto Alegre

2024

CIP - Catalogação na Publicação

Payão, Acauã Vieira
POLÍTICA FISCAL ANTES E DURANTE A PANDEMIA: UM
TESTE EMPÍRICO DA TFNP / Acauã Vieira Payão. -- 2024.
79 f.
Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Trabalho de conclusão de curso (Graduação) --
Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade
de Ciências Econômicas, Curso de Ciências Econômicas,
Porto Alegre, BR-RS, 2024.

1. Política Fiscal. 2. Inflação. 3. Teoria Fiscal
do Nível de Preços. I. Portugal, Marcelo Savino,
orient. II. Título.

ACAUÃ VIEIRA PAYÃO

**POLÍTICA FISCAL ANTES E DURANTE A PANDEMIA: UM TESTE EMPÍRICO DA
TFNP**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título Bacharel em Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, _____ de _____ de 2024.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal – Orientador

UFRGS

Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Júnior

UFRGS

Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht

UFRGS

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus pais, Marçal e Cristiane, pelo suporte incondicional que recebo todos os dias e por me ensinarem, desde cedo, o valor da educação. Lembro de meu pai falar “um dia você vai me agradecer”. Esse dia chegou, sem vocês isso não seria possível.

Agradeço ao meu irmão mais novo, Micael, pelas frequentes perguntas e provocações, que tornaram o processo mais leve e divertido.

Agradeço ao meu orientador, Marcelo Portugal, por todos os ensinamentos dentro e fora da sala de aula. A oportunidade de ser seu bolsista foi central no meu desenvolvimento acadêmico e na minha escolha de trajetória profissional. Foi um prazer.

Agradeço aos amigos, que me lembraram de me divertir ao longo do caminho. À Alice pelo suporte e companhia durante a elaboração deste trabalho. Aos amigos que fiz na faculdade pelos ótimos momentos compartilhados.

Agradeço aos professores e servidores da FCE. Em especial, agradeço ao professor Sabino Júnior, a experiência como seu aluno de Micro 2 marcou meu percurso como estudante.

Agradeço ao contribuinte.

“Thus, by science I mean, first of all, a worldview giving primacy to reason and observation and a methodology aimed at acquiring accurate knowledge of the natural and social world.” (Alan Sokal, 2013)

RESUMO

A Teoria Fiscal do Nível de Preços afirma que o nível de preços se ajusta para que a dívida real do governo se iguale ao valor presente dos superávits primários futuros. Neste trabalho, aplica-se a teoria fiscal para interpretar os dados de inflação de duas formas diferentes. Primeiro, é estimada uma regressão com dados de corte transversal para 5 grupos de países: América Latina, Europa, Leste Asiático, desenvolvidos e emergentes. O objetivo desta aplicação é verificar se o choque fiscal pode explicar a inflação no período de 2020-2022, considerado o período pandêmico. Ademais, analisa-se um possível trade-off entre inflação e excesso de mortalidade estimando uma regressão entre choque fiscal e dados de excesso de mortalidade para os diferentes grupos. A segunda aplicação consiste em estimar uma regressão em séries temporais para verificar se choques fiscais podem explicar a inflação no Brasil para o período de 1999-2023. Os resultados obtidos para a primeira aplicação apontam que o choque fiscal unitário eleva a inflação em 5,9%, 2,2%, 4,6% e 1,4% para países da América Latina, Leste Asiático, desenvolvidos e emergentes, respectivamente. O coeficiente estimado para a Europa não é significativo; portanto, não é possível afirmar que o choque fiscal afetou a inflação para este grupo de países no período analisado. Também não é possível determinar um trade-off entre inflação e excesso de mortalidade para os grupos analisados. Os resultados obtidos para a segunda aplicação apontam que tanto choques fiscais via resultados primários quanto via expectativas possuem efeito na inflação. Mais especificamente, o aumento no déficit primário em 1% eleva a inflação um período a frente em 0,48%. Não é possível dar uma interpretação quantitativa para o choque fiscal via expectativas devido à proxy utilizada para representá-las.

Palavras-chave: Teoria fiscal do nível de preços. Inflação. Pandemia. Política fiscal.

RESUMO EM LÍNGUA ESTRANGEIRA

The Fiscal Theory of the Price Level states that the price level adjusts so that the real value of government debt equals the present value of future primary surpluses. This study applies fiscal theory to interpret inflation data in two different ways. First, a cross-sectional regression is estimated for five groups of countries: Latin America, Europe, East Asia, developed, and emerging economies. The objective of this application is to verify whether fiscal shocks can explain inflation during the 2020-2022 pandemic period. Additionally, a potential trade-off between inflation and excess mortality is analyzed by estimating a regression between fiscal shocks and excess mortality data for the different country. The second application involves estimating a time-series regression to assess whether fiscal shocks can explain inflation in Brazil from 1999 to 2023. The results from the first application indicate that a unitary fiscal shock increases inflation by 5.9%, 2.2%, 4.6%, and 1.4% for Latin American, East Asian, developed, and emerging countries, respectively. The estimated coefficient for Europe is not significant, meaning there is no evidence that fiscal shocks impacted inflation in this group during the analyzed period. Furthermore, no trade-off between inflation and excess mortality could be identified for the groups analyzed. The results from the second application indicate that both fiscal shocks through primary balances and expectations influence inflation. Specifically, a 1% increase in the primary deficit raises inflation in the following period by 0.48%. A quantitative interpretation of the fiscal shock through expectations is not possible due to the proxy used to represent them.

Keywords: Fiscal Theory of the price level. Inflation. Pandemic. Fiscal policy.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Gasto Governamental Mundial (%PIB), 2010 a 2022	12
Figura 2 - Receita Líquida e Despesa Total do Governo Central (%PIB), 1997 a 2023	14
Figura 3 - Inflação Inesperada	35
Figura 4 - Choque Fiscal	35
Figura 5 - Excesso de mortalidade	36
Figura 6 - Inflação Acumulada no Ano	37
Figura 7 - Resultado Primário do Governo Central	37
Figura 8 - Risco Brasil	38
Figura 9 - Inflação Global, 2010 a 2022	40
Figura 10 - Inflação Acumulada no Ano, Resultado Primário do Governo Central e Risco Brasil, 1999 a 2023	42
Figura 11 - Choque Fiscal versus Inflação Inesperada (América Latina)	44
Figura 12 - Choque Fiscal versus Inflação Inesperada (Leste Asiático)	47
Figura 13 - Choque Fiscal versus Inflação Inesperada (Países desenvolvidos) ..	49
Figura 14 - Choque Fiscal versus Inflação Inesperada (Países Emergentes)	51
Figura 15 - Inflação Inesperada, Choque nas Expectativas e Choque Primário, 1999 a 2023	55

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BCB	Banco Central do Brasil
FMI	Fundo Monetário Internacional
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
TFNP	Teoria Fiscal do Nível de Preços

SUMÁRIO

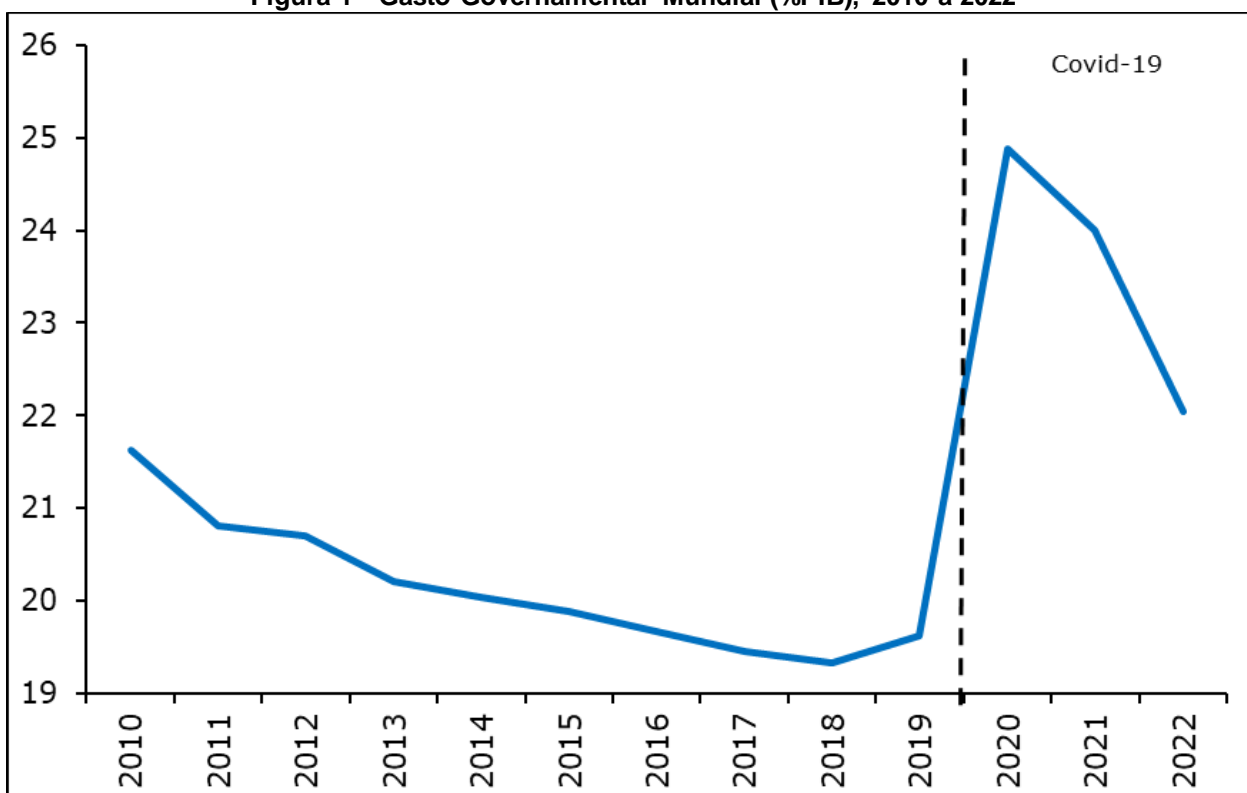
1	INTRODUÇÃO	12
2	TEORIA FISCAL DO NÍVEL DE PREÇOS: MODELOS TEÓRICOS E AVALIAÇÃO EMPÍRICA.....	16
2.1	PRECURSORES.....	16
2.2	DESENVOLVIMENTO DA TFNP	17
2.3	TEORIA FISCAL E MODELOS NOVOS KEYNESIANOS: INTEGRAÇÃO OU COMPETIÇÃO?	19
2.4	LITERATURA EMPÍRICA.....	21
2.4.1	Dominância Fiscal x Dominância Monetária	21
2.4.2	Teoria fiscal como um modelo empírico da inflação	23
3	METODOLOGIA	26
3.1	O MODELO TEÓRICO.....	26
3.1.1	Efeitos de um choque fiscal.....	28
3.2	APLICAÇÕES EMPÍRICAS.....	30
3.2.1	Regressão linear com dados de corte transversal	30
3.2.2	Regressão linear com dados de séries temporais	32
3.3	DADOS	34
3.3.1	Apresentação gráfica das variáveis	34
4	RESULTADOS.....	39
4.1	REGRESSÃO COM DADOS DE CORTE TRANSVERSAL.....	42
4.1.1	América Latina	43
4.1.2	Europa.....	45
4.1.3	Leste Asiático	46
4.1.4	Países desenvolvidos.....	48
4.1.5	Países emergentes	50
4.2	REGRESSÃO COM DADOS DE SÉRIES TEMPORAIS	51

5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	57
	REFERÊNCIAS	59
	APÊNDICE A – Regressões para países da América Latina	62
	APÊNDICE B – Regressões para países Europeus	63
	APÊNDICE C – Regressões para países do Leste Asiático	64
	APÊNDICE D – Regressões para países desenvolvidos	65
	APÊNDICE E – Resultados para países emergentes	66
	APÊNDICE F – Resultados para séries temporais	67
	APÊNDICE G – Dados dos grupos de países	72
	APÊNDICE H – Dados de séries temporais	78

1 INTRODUÇÃO

Investigar a associação entre política fiscal e inflação é particularmente relevante no período pós pandemia devido a recente onda inflacionária global, que parece estar relacionada com crescentes déficits governamentais. Com o advento da pandemia do Covid-19 e a recessão que a acompanhou, foi necessário que o poder público aumentasse seus gastos para fornecer ajuda a população. O resultado foi que governos por todo o globo incorreram em déficits primários grandes, que vieram acompanhados de inflação. Por esse motivo, a investigação dessa associação mundialmente ganha relevância. A figura 1 mostra a evolução dos gastos governamentais para o mundo como porcentagem do PIB, o método de agregação é dado por uma média ponderada realizada pelo próprio Banco Mundial. Na figura, fica explícito a recente elevação dos gastos públicos.

Figura 1 - Gasto Governamental Mundial (%PIB), 2010 a 2022



Fonte: Elaboração própria com dados do Banco Mundial (2024)

Uma investigação para o Brasil é pertinente devido a seu histórico recente. Durante as décadas de 80 e 90, três grandes problemas macroeconômicos existiam no

país: hiperinflação, crise do Balanço de Pagamentos e descontrole fiscal. O problema da hiperinflação foi resolvido através do Plano Real em 1994 e, mais tarde, com a implementação de metas de inflação em 1999. O problema do Balanço de Pagamentos também foi resolvido em duas etapas. Primeiro com a implementação da flutuação cambial em 1999 e, mais tarde, com a acumulação de reservas internacionais permitidas pelo boom de commodities no início dos anos 2000.

Várias tentativas de resolver o problema fiscal foram elaboradas. Em outubro de 1998 foi anunciado o Programa de Estabilidade Fiscal (PEF), destaca-se a proposta de estabilização da relação dívida/PIB a ser alcançada por meio de superávits primários. Pela primeira vez metas de superávits primários foram fixadas em lei para o triênio 1999-2001. Em 2000, com a aprovação da Lei de Responsabilidade Fiscal, estabeleceu-se que cada governo deveria fixar metas fiscais relativas ao exercício seguinte e para dois exercícios a frente. A primeira década dos anos 2000 foi marcado por resultados primários satisfatórios, que tendiam para a estabilização da dívida pública, mesmo com as medidas contracíclicas no combate à crise de 2008.

O cenário muda quando a ex-presidente Dilma Rouseff assumiu o cargo em 2011. Dilma adotou uma estratégia de política macroeconômica que buscava alavancar o crescimento econômico via estímulos de demanda agregada, levando a uma política fiscal expansionista com subsídios e desonerações. O resultado desta estratégia foi a aceleração da inflação e a deterioração dos superávits primários, retornando ao cenário duvidoso no que tange a solvência fiscal de longo prazo.

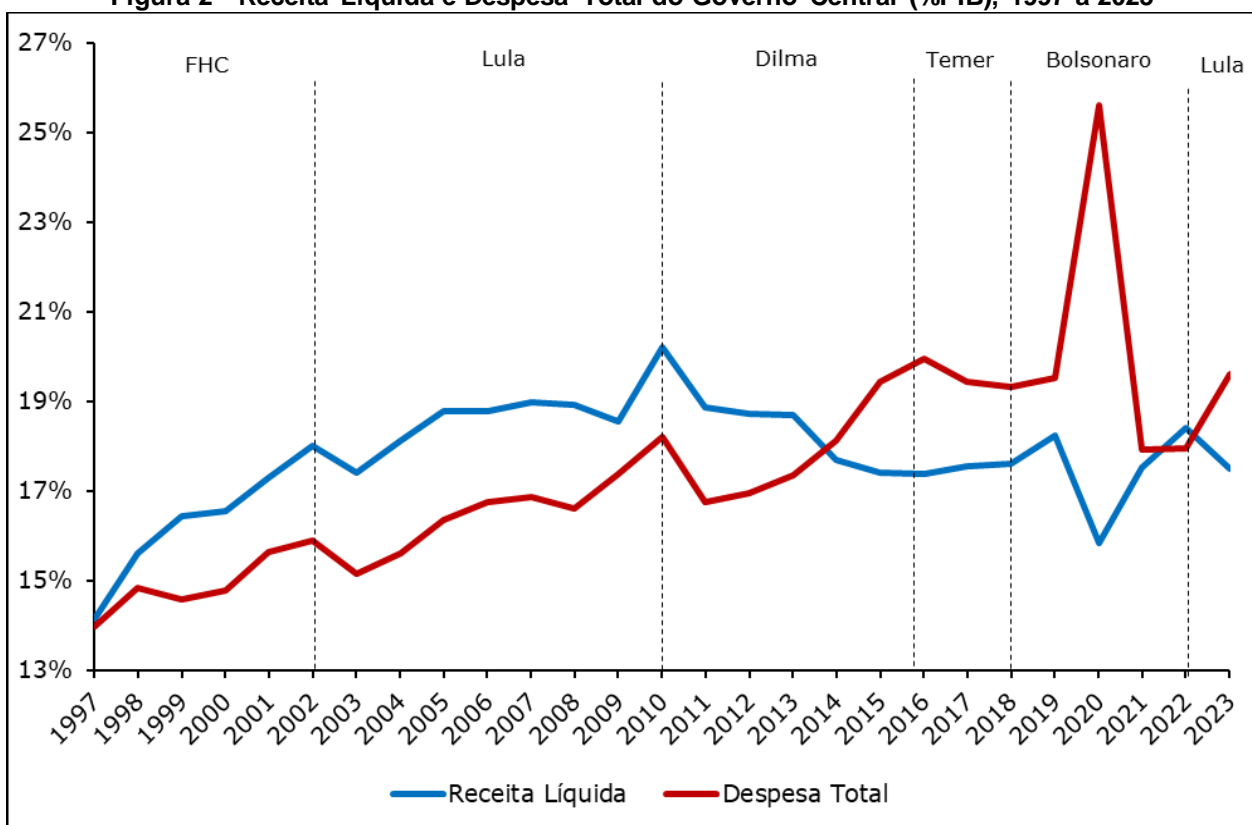
Com a queda de Dilma Rouseff, Michel Temer assume a presidência em agosto de 2016. O governo Temer representa uma tentativa de recuperar credibilidade econômica e; portanto, busca estabilizar a relação dívida/PIB. Na tentativa de conseguir solvência fiscal de longo prazo, Temer cria o Teto de Gastos, regra fiscal que determinava um limite para o crescimento dos gastos governamentais. A regra foi eficiente no que se propunha.

Durante o governo de Jair Messias Bolsonaro (2019-2022), três principais episódios fizeram com que os gastos governamentais ficassem acima do esperado. Em 2020, com o advento da pandemia, a despesa total do Governo Central ficou em torno

de 25% do PIB. Mais tarde, o teto de gastos foi furado duas vezes, na PEC Kamikaze e na PEC dos Precatórios, com o impacto de R\$ 146,4 bilhões nas contas públicas.

No atual governo do presidente Luis Inácio Lula da Silva o setor fiscal do governo tem sido tema de muito debate e controvérsia. Em dezembro de 2022 foi aprovada a PEC da Transição, a qual liberou R\$ 145 bilhões para o novo governo, fora do teto de gastos, pelo prazo de dois anos. O Novo Arcabouço Fiscal, regime que substitui o Teto de Gastos, foi sancionado em 2023. A nova regra fiscal é quase uma flexibilização do teto de gastos, pois permite crescimento das despesas da união em termos reais, apesar de limitá-la. Ainda assim, o atual governo está tendo grandes dificuldades para cumprir as metas divulgadas em 2023. Segue-se disso um cenário de instabilidade e desconfiança, ilustrado pela recente alta do dólar e dificuldade de bater a meta de inflação. O gráfico abaixo ilustra o desenvolvimento dos gastos e receitas governamentais no período recente:

Figura 2 - Receita Líquida e Despesa Total do Governo Central (%PIB), 1997 a 2023



Fonte: Elaboração própria com dados da Secretaria do Tesouro Nacional (2024)

Em suma, o histórico brasileiro recente registra diversas tentativas frustradas de solucionar o problema fiscal do país. Dos três principais problemas macroeconômicos brasileiros do final do século passado, apenas o problema de solvência fiscal de longo prazo não foi resolvido. É importante que ele seja devidamente endereçado pois pode impactar outros aspectos macroeconômicos, como a inflação. É exatamente esta ligação que a presente monografia se propõe a investigar.

A dificuldade das teorias monetarista e novo keynesiana de explicitar e mensurar essa relação demonstra a necessidade de utilizar novos modelos na avaliação do problema. Apesar da política fiscal ser possivelmente inflacionária nos paradigmas monetário e novo-keynesiano, essa relação acaba sendo secundária e de difícil mensuração. Uma teoria alternativa que consiga explicitar de forma simples a relação entre choques fiscais e movimentos no nível de preços é; portanto, necessária.

Nesse artigo, influenciados por Barro e Bianchi (2023), analisamos o impacto da expansão dos déficits fiscais na inflação em diferentes grupos de países ao redor do globo durante os anos 2020-2022, que representam os anos mais impactados pela pandemia do Covid-19. Em seguida, examinamos a relação histórica entre a política fiscal e a inflação no Brasil. Para realizar essas avaliações, utilizamos modelos desenvolvidos por Cochrane (2023) para explicitar uma relação entre resultados primários e inflação. Após, fazemos as aplicações empíricas utilizando dados de inflação, déficits primários governamentais e uma proxy para expectativas de solvência fiscal.

A hipótese do trabalho é que, em ambos os casos, encontraremos uma relação positiva entre os choques fiscais e a inflação. Isso parece evidente a nível mundial na época da pandemia devido ao crescimento dos gastos governamentais e a subsequente inflação. Para o Brasil, espera-se uma relação positiva, fruto, principalmente, do governo Dilma, época de incerteza sobre a solvência fiscal do país.

O presente trabalho está dividido em 5 capítulos. O capítulo 2 trata da literatura sobre a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP). O capítulo 3 desenvolve o modelo teórico que explicita a relação entre inflação e política fiscal, apresenta as aplicações empíricas que serão realizadas e trata dos dados utilizados. O capítulo 4 apresenta os resultados obtidos nos testes econométricos. O capítulo 5 conclui.

2 TEORIA FISCAL DO NÍVEL DE PREÇOS: MODELOS TEÓRICOS E AVALIAÇÃO EMPÍRICA

Nesta seção, busca-se descrever a literatura econômica sobre a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP). Para facilitar a apresentação, a seção é particionada em quatro grupos. Inicialmente, apresentamos os precursores da teoria fiscal, ou seja, os trabalhos que foram responsáveis por destacar a importância do setor fiscal na determinação do nível de preços. Após, definimos o que é a TFNP e revisitamos o desenvolvimento da literatura teórica do tema. O terceiro grupo aborda as tentativas de conciliação entre a teoria fiscal e os modelos novo keynesianos. Por último, exploramos os trabalhos empíricos da área.

2.1 PRECURSORES

A TFNP possui diversos precursores. Durante os anos 70 e 80 surgem trabalhos que destacam a importância da política fiscal no controle da inflação, tanto do ponto de vista teórico quanto do ponto de vista empírico. Sargent e Wallace (1981) merece lugar de destaque como precursor da teoria fiscal pois evidenciou a importância da política fiscal para o controle inflacionário, destacando os possíveis regimes de dominância fiscal ou dominância monetária como resultado de um jogo entre o Banco central e a autoridade fiscal do governo. Sargent (1982) deve ser destacado por mostrar empiricamente a importância da política fiscal no combate à hiperinflação, analisando eventos ocorridos na Áustria, Hungria, Polônia e Alemanha.

Apesar de monetaristas já reconhecerem, antes dos trabalhos citados, interações entre política fiscal e monetária, apenas com o advento dos trabalhos de Sargent o papel da política fiscal passou a ser analisado cuidadosamente. Como resultado, os programas de estabilização deveriam incluir aspectos monetários e fiscais para que fossem consistentes no longo prazo. Nas palavras de Sargent e Wallace (1981, p.1.):

The purpose of this paper is to argue that, even in an economy that satisfies monetarist assumptions, if monetary policy is interpreted as open market

operations, then Friedman's list of the things that monetary policy cannot permanently control may have to be expanded to include inflation

Ainda assim, mesmo que possamos enxergar seu início, a teoria fiscal estava inserida em um paradigma monetário. A análise se centrava na ideia de que a política fiscal seria inflacionária na medida em que ela distorcia a política monetária. No modelo de Sargent e Wallace, a política fiscal será inflacionária ao obrigar o Banco Central a recorrer à senhoriagem. Do ponto de vista das expectativas, a política fiscal é inflacionária por minar a credibilidade do Banco Central. Portanto, os mecanismos inflacionários sempre passam pela política monetária de alguma forma.

2.2 DESENVOLVIMENTO DA TFNP

Leeper (1991) é uma contribuição ímpar para a TFNP. Utilizando um modelo que inclui a restrição orçamentária do governo, uma regra de política monetária e uma regra de política fiscal, Leeper evidencia que uma política fiscal ativa pode determinar diretamente o nível de preços com uma política monetária passiva. Isso o diferencia de Sargent e Wallace, que mostraram a influência da política fiscal na inflação pelo impacto que esta poderia ter na política monetária. A essência da teoria fiscal; portanto, consiste em considerar a identidade orçamentária do governo como uma equação de equilíbrio que determina os preços e avaliar as implicações deste fenômeno, implicações estas que podem mudar à medida que se adicionam diferentes aspectos aos modelos.

Seguindo Leeper, Sims (1993) apresenta um modelo não linearizado em que o nível de preços não pode ser determinado pela política monetária sozinha, a política fiscal é tão importante quanto. Sims enfatiza que uma política monetária que fixa a taxa de juros nominal independentemente da taxa de expansão monetária é compatível com um nível de preços determinado. Diferentemente, uma política monetária que fixa o estoque de moeda é consistente com inflação explosiva. É destacado que modelos com juros sobre a dívida e sem moeda são possibilidades a serem exploradas.

Importantes controvérsias teóricas estão presentes na literatura. Willem Buiter (1999) aponta que os teóricos da TFNP estão errados em considerar a restrição

orçamentária do governo como uma condição de equilíbrio. Quando a equação de “valuation” é tratada como uma restrição orçamentária, ela deve ser satisfeita para qualquer nível de preços. Diferentemente, quando ela é considerada uma equação de equilíbrio, o nível de preços se ajusta para que a equação seja satisfeita. Tratar a restrição orçamentária como uma condição de equilíbrio poderia levar a políticas públicas prejudiciais caso as autoridades monetárias e fiscais fossem influenciadas pela teoria.

Cochrane (2005) é um trabalho importante na área. No artigo interpreta-se o modelo fiscal como uma equação de “valuation”. A equação de determinação de preços na teoria fiscal teria uma interpretação parecida com a determinação dos preços de ações: o estoque de dívida governamental do país deve ser igual ao valor presente dos superávits esperados. A dívida é o preço de uma ação e os superávits os dividendos da empresa. Caso o valor presente dos superávits esperados seja menor do que a dívida, os investidores vendem seus títulos da dívida e utilizam esse dinheiro para comprar ativos financeiros ou reais. Por um efeito de demanda agregada o nível de preços aumenta, diminuindo o valor real da dívida para que ele seja compatível com os superávits esperados. Este mecanismo de determinação de preços é válido na ausência de moeda. Por último, Cochrane dedica parte do artigo para rebater grande parte das críticas dirigidas à teoria fiscal.

Outros avanços teóricos importantes aconteceram no início dos anos 2000. Cochrane (2001) explora a inclusão de dívidas de longo-prazo na teoria. Este avanço é importante pois permite explicar como um aumento na taxa de juros gera, ao menos momentaneamente, uma queda na inflação do ponto de vista da teoria fiscal. Ademais, é evidenciado que a estrutura da dívida impacta na forma com que a inflação se desenvolve ao longo do tempo.

Após 30 anos de discussões e controvérsias acerca da TFNP, Cochrane (2023) condensa o estado atual da teoria em um único livro. Aborda-se o modelo padrão da teoria e suas variações adicionando-se diferentes aspectos ao modelo principal. A inclusão de características como títulos de longo-prazo, variações nas taxas de desconto, PIB e linearizações são importantes para que o modelo possa ser aplicado na análise e interpretação de diferentes eventos históricos.

Leeper e Walker (2012) é também uma boa condensação teórica sobre a TFNP. No artigo, Leeper desenvolve o modelo usual da teoria fiscal e destaca os diferentes canais pelos quais a política fiscal pode levar à inflação. Algumas controvérsias sobre a teoria são esclarecidas, por exemplo, diferenciando a teoria fiscal atual da “Desagradável Aritmética Monetarista” de Sargent. A primeira possui seu foco de análise na dívida real, enquanto a última lida com os valores nominais e precisa da senhoriagem para produzir inflação.

Por último, vale destacar as recentes aplicações da teoria fiscal para a determinação das taxas de câmbio como em Jiang (2022). O trabalho envolve a construção de modelos que determinem as taxas de câmbio como resultado das políticas fiscais de diferentes países. Avaliações empíricas que evidenciam a relação das flutuações nas taxas de câmbio com as políticas fiscais de cada país também estão presentes no trabalho.

2.3 TEORIA FISCAL E MODELOS NOVOS KEYNESIANOS: INTEGRAÇÃO OU COMPETIÇÃO?

Parte da literatura engloba a teoria fiscal em modelos novo keynesianos. Cochrane (2023) inclui a identidade orçamentária como condição de equilíbrio no modelo novo keynesiano clássico de preços rígidos, evidenciando que a adoção da teoria fiscal não precisa ser feita em detrimento dos modelos atuais. A conciliação das diferentes teorias produz previsões mais realistas na TFNP. Choques fiscais e monetários afetam não só a inflação, mas também o produto. A reação das variáveis também muda pois os efeitos são suavizados ao longo do tempo graças a rigidez de preços.

Leeper e Leith (2016) também introduzem a TFNP em um modelo novo keynesiano. Essa introdução é feita com a intenção de analisar a interação entre política monetária e fiscal. Os autores acreditam que apenas em poucas circunstâncias as duas perspectivas podem ser tratadas como teorias distintas. A teoria fiscal, sob este panorama, é muito mais um complemento do que uma alternativa à teoria novo

keynesiana. Sendo útil para explicitar as suposições sobre o comportamento fiscal que são necessárias para produzir os resultados dos modelos usuais.

Sims (2013) destaca importantes achados da TFNP e evidencia como eles se aplicam às discussões sobre políticas públicas. É argumentado que recentes mudanças nas instituições monetárias e nas operações dos bancos centrais tornaram as teorias convencionais obsoletas. Portanto, a discussão sobre política monetária, inflação e política fiscal deveriam ser baseadas em modelos que reconhecem as interações entre política monetária e fiscal.

A conciliação entre ambas as teorias é importante para compatibilizar a teoria com os dados. Como abordado mais a frente, Sims (2011) e Bianchi et al (2023) utilizam estes modelos para realizar aplicações empíricas.

Apesar da tentativa de conciliar ambos os modelos, Cochrane (2022) sugere diferentes testes para as teorias de inflação. De acordo com ele, a disputa entre diferentes teorias de inflação deve ser buscada na sua plausibilidade e compatibilidade com as instituições atuais da economia, não em testes formais:

One might wish for formal tests of fiscal theory. The history of economics warns against that approach. Attempts to construct formal tests of monetarist versus Keynesian versus rational expectations versus real business cycle versus New Keynesian theories as a class have never been productive. Instead, each of these models has been evaluated by its ability to plausibly and, later, quantitatively understand episodes and data, and to guide policy, after suitable elaboration. The fiscal theory of the price level will rise or fall in the same way. (Cochrane, 2022, p. 145).

Em especial, Cochrane sugere que a teoria fiscal é mais abrangente do que os modelos novos keynesianos e monetaristas pois consegue lidar com os acontecimentos da crise de 2008. A teoria monetarista prevê uma grande inflação com a emissão monetária utilizada durante a crise. Os modelos novos keynesianos implicam em uma espiral de inflação ou em uma inflação extremamente volátil com taxas de juros perto de zero, circunstância conhecida como “zero-lower bound”. O período da crise foi marcado por ambas as características, e os resultados foram diferentes daquilo que era previsto: inflação foi baixa e estável. Dessa forma, a teoria fiscal se mostra superior pois ao menos não é contrariada pelos dados.

Cochrane aborda a plausibilidade e compatibilidade da teoria fiscal com episódios históricos e as instituições atuais. Argumenta-se que a teoria fiscal é perfeitamente compatível com o funcionamento das instituições atuais, sendo uma teoria compatível apenas com economias modernas:

The fiscal theory does rely on specific institutions. The government in this model has its own currency and issues nominal government debt. We use maturing debt, or the currency it promises, as numeraire and unit of account. This is not a theory of clamshell money, or of Bitcoins. It is a theory adapted to our current institutions: government provided fiat money, rampant financial innovation, interest rate targets, governments that generally inflate rather than explicitly default (Cochrane, 2023, p. 27).

Mais do que isso, a teoria fiscal seria a única compatível com as instituições atuais:

The fiscal theory is an alternative to these three great classic theories of inflation. The first two do not apply, and the third is falling apart. Other than the fiscal theory, then, I argue that there is no simple, coherent economic theory of inflation that is vaguely compatible with current institutions. (Cochrane 2023, p. 4.)

Independentemente de utilizar a teoria fiscal como um complemento ou substituto para a teoria padrão, muitas das conclusões irão contrastar com a perspectiva mainstream. Portanto, a adoção da teoria fiscal tem importantes aplicações para as políticas públicas atualmente existentes.

2.4 LITERATURA EMPÍRICA

Esta seção aborda os trabalhos empíricos envolvendo a Teoria Fiscal do Nível de Preços. Dois grupos compõem a seção. O primeiro aborda as tentativas de determinar qual teoria, fiscal ou monetarista/novo keynesiana, possui melhor respaldo empírico. O segundo aborda os trabalhos que se propõem a interpretar os dados de inflação à luz da TFNP.

2.4.1 Dominância Fiscal x Dominância Monetária

Inspirados em Leeper (1991), economistas perceberam que é possível identificar momentos de dominância fiscal ou monetária estimando os parâmetros das regras de política monetária e fiscal ou observando como as variáveis de déficit público e superávits primários se relacionam ao longo do tempo. Por exemplo, quando os juros respondem com um parâmetro maior que 1 à inflação, seguindo uma regra de Taylor, há dominância monetária. Diferentemente, quando a dívida pública de um período a frente não diminui com aumento no superávit primário, estamos em um cenário de Dominância Fiscal. É possível ainda testar mudança nos regimes ao longo do tempo com modelos Markov-Switching.

Grande parte da literatura empírica tentou identificar regimes de dominância fiscal ou monetária em diferentes lugares e períodos. Canzoneri, Cumby e Diba (2001), Clarida Galí e Gertler (2000) e Bianchi (2012) são exemplos de aplicações destes testes na literatura internacional. Bianchi (2012) estima o parâmetro da regra de Taylor, encontrando evidências de que as décadas de 60 e 70 foram anos de dominância fiscal para os Estados Unidos, o que está de acordo com Clarida et al (2000) e Sims (2011). Diferentemente, Canzoneri et al (2001) observam as respostas da dívida pública a mudanças no superávit primário para o pós-guerra nos Estados Unidos e encontram evidências de dominância monetária.

Na literatura brasileira há tentativas de identificar regimes de dominância monetária ou fiscal analisando o comportamento entre as variáveis de dívida pública e superávit primário. Silva e Rocha (2005) analisam o período de 1966 até os anos 2000 e encontram evidências de um regime Ricardiano, ou seja, aquele em que a restrição orçamentária intertemporal do governo é satisfeita para qualquer nível de preços. Fialho e Portugal (2005) analisam o período pós plano-real e identificam um cenário de dominância monetária. Scaramuzzi e Muinhos (2024) fazem a análise de 2003 a 2024, as evidências encontradas por eles indicam que existiram 2 períodos de dominância fiscal, de 2013 a 2016 e pós-2019.

Apesar da popularização desse tipo de aplicação, alguns problemas inerentes aos testes foram destacados. O problema da equivalência observacional ganhou notoriedade e as hipóteses assumidas para que o teste fosse aplicável foram explicitadas, com destaque para a hipótese que considera que um regime de

dominância fiscal não pode produzir uma trajetória de superávits com formato de s, problema abordado em Cochrane (2005). Cochrane (2023, p. 514.) destaca:

But now that we have the clarity of the observational equivalence theorems, now that we can express monetary and fiscal policy in terms of on-versus off-equilibrium reactions, now that we can separate monetary or fiscal policy from their equilibrium selection policies, now that we can write (24.1)–(24.2), we know that measuring regimes must rely on strong and unrealistic identifying restrictions, which artificially limit each regime’s ability to describe the data. Moreover, these restrictions ($\theta = \varphi$, $\alpha = \gamma$) artificially limit the models’ fit in either estimated regime, and thus its overall fit. Any period of active fiscal policy contains all the counterfactual predictions of Section 4.2. Allowing an s-shaped surplus process in periods when $\varphi = \theta < 1$ must improve model fit, likely a lot.

Leeper e Leith (2016) também são críticos de testes que tentem identificar dominância de algum regime. Ainda assim, parte considerável da academia considera os testes como válidos e; portanto, continuam a aparecer na literatura.

2.4.2 Teoria fiscal como um modelo empírico da inflação

Apesar de grande parte da literatura empírica se concentrar em testes econométricos para determinar regimes fiscais ou monetários, há um extenso conjunto de trabalhos que utilizam modelos da teoria fiscal para interpretar os dados de inflação. Esta literatura deve ficar mais forte coma a popularização da TFNP após a expansão fiscal incorrida pelos países durante a crise da COVID-19, a qual foi seguida de uma onda inflacionária.

Loyo (1999) aplica a teoria fiscal para interpretar o final da década de 1970 e o início dos anos 80 no Brasil. De acordo com ele, as consequências fiscais da política monetária levaram à hiperinflação. Os juros altos em um cenário de dominância fiscal aumentam os custos de juros na dívida. Sem um aumento de superávits primários futuros para compensar esse custo o ajuste acaba sendo feito por meio da aceleração da inflação. A partir daí inicia-se um ciclo vicioso pois aquilo que era visto como remédio para a inflação era, em parte, sua causa. Juros maiores levavam a uma aceleração da inflação que seria combatida com aumentos nos juros. Este ciclo leva ao cenário de hiperinflação.

Utilizando um modelo novo keynesiano com elementos da TFNP, Sims (2011) destaca um dos achados teóricos de Sargent e Wallace (1981). Em algumas situações de dominância fiscal, a política monetária pode ter efeitos adversos. Aumentos na taxa de juros podem implicar em maior inflação ao deteriorar o setor fiscal do governo. Sims argumenta que esta era a circunstância que os EUA se encontravam nos anos 70, achado compatível com Bianchi (2012). O argumento de Sims é semelhante com Loyo (1999) aplicado ao caso americano.

Cochrane (2020) mede cada componente da inflação com a técnica de autorregressão vetorial (VAR) via respostas à inflação. Um importante resultado deste exercício é que as taxas de desconto do valor presente dos superávits primários futuros correspondem a dois terços dos efeitos inflacionários.

Bianchi, Faccini e Melosi (2023) estudam os efeitos de choques fiscais “não-financiados” na inflação e no produto para dados dos Estados Unidos tanto do ponto de vista histórico quanto pós-pandemia. Os autores desenvolvem modelos de equilíbrio geral que incluem os choques fiscais para avaliar os seus efeitos. Para a análise empírica, os autores utilizam um modelo novo keynesiano quantitativo. Os resultados obtidos mostram que o período pós-pandemia está em consonância com os resultados históricos. Em geral, os choques fiscais “não-financiados” estão relacionados com movimentos persistentes na inflação. Especificamente no contexto da pandemia, os choques fiscais não só alimentaram a inflação, mas tiveram importância ímpar para impulsionar a economia e sair da recessão.

Barro e Bianchi (2023) destaca-se como um trabalho importante na área. Utilizando o modelo sem fricção como o de Cochrane (2001), os autores estimam o efeito dos déficits fiscais incorridos nos anos de 2020-2022 na inflação do período para 21 países da OCDE. Os autores conseguem mostrar que 40-50% dos déficits extras incorridos pelas autoridades governamentais foi inflacionado. A interpretação dada é que essa inflação ocorreu pois as pessoas não acreditaram que os déficits corresponderiam a futuros superávits para pagá-los; portanto, a dívida real foi desvalorizada para que a equação de “valuation” do governo fosse satisfeita.

É comum utilizar a teoria fiscal para interpretar eventos históricos. Cochrane (2022) utiliza o arcabouço teórico da TFNP para elucidar diferentes períodos de inflação

ocorridos nos Estados Unidos da América. A ideia central deste tipo de aplicação é convencer outros economistas de que a teoria fiscal é, de fato, plausível e crível. Cochrane (2024) interpreta os últimos trinta anos de política monetária no Japão à luz da teoria fiscal. Como pode um país com taxas de juros tão baixas ter o nível de preços estabilizados por tanto tempo? Argumenta-se que a teoria fiscal é superior às outras nesse aspecto.

Outros autores também tentam interpretar eventos históricos à luz da teoria fiscal. Høien (2016) é uma tentativa de apresentar o modelo intuitivamente e aplicá-lo para interpretar alguns casos de inflação, particularmente o caso russo.

Bordo e Levy (2020) analisam a relação entre política fiscal expansionista e inflação por mais de dois séculos. Apesar de não ser uma aplicação direta da TFNP, é uma importante evidência sobre os impactos da política fiscal na inflação, o que acaba por dar força a teoria fiscal. Na mesma linha, Kehoe e Nicolini (2021) é um trabalho importante para entender a inflação na América Latina e sua relação com políticas fiscais pois explora a história de países da América Latina do ponto de vista fiscal e monetário. As avaliações empíricas existentes ainda se dão, majoritariamente, para dados americanos, mas se a teoria fiscal, como argumenta Cochrane, é útil para explicar períodos inflacionários em economias com moeda fiduciária, deve também se aplicar às economias em desenvolvimento da América Latina: “There is not a different economics for Latin America or emerging markets, and what happened there can happen here” Cochrane (2023).

3 METODOLOGIA

Nesta seção será apresentada a metodologia utilizada para verificar a relação entre resultados fiscais primários e inflação para diferentes países no período da pandemia, bem como para o Brasil em perspectiva histórica. Primeiro, desenvolvemos o modelo teórico que baseia toda a análise empírica do trabalho. Após, apresentamos as equações que serão estimadas para a análise de dados de corte transversal e para a análise de séries temporais. Por último, são apresentados os dados que serão utilizados.

3.1 O MODELO TEÓRICO

O modelo teórico utilizado está em Cochrane (2023). Se trata de um modelo sem fricções, sem rigidez nominal e sem títulos de longo-prazo. Para a aplicação empírica, seguimos Barro e Bianchi (2023), contudo, não incluímos o prazo da dívida pública devido à falta de disponibilidade destes dados para boa parte dos países analisados. A ausência da maturidade média dos títulos públicos pode resultar em efeitos menos relevantes do choque fiscal na inflação. Isso acontece porque no modelo de Barro e Bianchi a maturidade multiplica o denominador do que chamaremos de choque fiscal. Implicando que, na presença de maturidade, um choque fiscal menor está associado a uma mesma inflação, resultando em efeitos de maior magnitude do choque fiscal na inflação. Utiliza-se; portanto, o modelo básico da Teoria Fiscal do Nível de Preços.

Em todo início do período t , o governo imprime moeda para pagar títulos de dívida emitidos em $t - 1$. Essa moeda é, ao final do período, absorvida por meio de superávits primários e venda de novos títulos. É possível que o governo não absorva toda a moeda emitida ao final do período. Assim, descrevemos a restrição orçamentária governamental como:

$$M_{t-1} + B_{t-1} = P_t s_t + M_t + Q_t B_t$$

Sendo B_{t-1} os títulos emitidos em $t - 1$ com maturidade em t , M_{t-1} a moeda que ficou pendente na economia em $t - 1$, P_t representando o nível de preços, M_t como a moeda não absorvida em t e $Q_t B_t$ os títulos emitidos em t com maturidade em $t + 1$ multiplicados por Q_t , termo que traz os títulos a valor presente.

Neste modelo, desconsideramos a moeda pois não há demanda por M . A única utilidade do dinheiro é comprar outros bens e títulos da dívida. Por isso, ao final do período t , $M_t = 0$, ninguém quer ter dinheiro de sobra. Assim, a equação de equilíbrio é definida como:

$$B_{t-1} = P_t s_t + Q_t B_t$$

Como Q_t traz B_t a valor presente, dizemos que $Q_t = \frac{1}{(1+i_t)} = \beta E\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right)$, sendo β o fator de desconto real. Com isso, podemos transformar a equação anterior em

$$\frac{B_{t-1}}{P_t} = s_t + \beta B_t E_t \left(\frac{1}{P_{t+1}} \right)$$

O último termo do lado direito contém $\frac{B_t}{P_{t+1}}$, o que deve corresponder a um superávit primário e novas vendas de títulos no período $t + 1$. Portanto, podemos iterar a equação, resultando em:

$$\frac{B_{t-1}}{P_t} = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j s_{t+j}$$

Assim, o nível de preços é determinado de forma que a dívida real do governo corresponda ao valor presente dos superávits primários futuros esperados. Caso o lado direito da equação seja baixo, o nível de preços aumenta, desvalorizando a dívida real e equilibrando as contas. Portanto, na Teoria Fiscal do Nível de Preços, a restrição orçamentária intertemporal funciona como uma equação de equilíbrio.

A intuição por trás do modelo é simples. O governo imprime moeda para pagar a dívida em maturidade. Ao final do período, a moeda é absorvida por superávits primários e venda de títulos. Os novos títulos vendidos em t correspondem a superávits em $t + 1$ e novas vendas de títulos, os quais também terão uma correspondência futura e assim infinitamente. Portanto, o valor presente dos superávits primários reais esperados deve corresponder ao valor real da dívida a ser pago hoje.

Caso o valor esperado desses superávits seja baixo, duas coisas acontecem:

- a) Quem possui títulos tenta se livrar deles devido à má situação fiscal;
- b) O governo não consegue vender novos títulos pois os investidores não acreditam que, no futuro, o governo conseguirá rolar a dívida. Ou seja, o investidor tem medo de um default governamental ou de receber uma moeda sem valor devido à inflação.

Ambos os comportamentos aumentam o nível de preços. No primeiro caso, as pessoas se desfazem de títulos do governo e direcionam sua demanda para outros ativos, bens e serviços, o que aumenta a demanda agregada. No segundo caso, o governo é incapaz de recolher todo o dinheiro injetado na economia, o que também aumenta a demanda agregada por bens e serviços pois a demanda por moeda é nula, há muito dinheiro para poucos bens. Portanto, a elevação do nível de preços acontece por mecanismos já conhecidos de demanda agregada e excesso de moeda.

3.1.1 Efeitos de um choque fiscal

Para avaliar como a política fiscal afeta a inflação utilizamos o indexador um ano a frente:

$$\frac{B_t}{P_{t+1}} = E_{t+1} \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j s_{t+1+j}$$

Definimos e aplicamos inovações como $\Delta E_{t+1} = E_{t+1} - E_t$, em seguida multiplicamos e dividimos a equação por P_t , obtendo:

$$\frac{B_t}{P_t} \Delta E_{t+1} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) = \Delta E_{t+1} \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j s_{t+1+j}$$

Como em $t+1$ B_t e P_t estão determinados, podemos dizer que a inflação inesperada é totalmente determinada por mudanças nas expectativas do valor presente dos superávits primários futuros.

Os dados que serão utilizados para o trabalho empírico estão dispostos como proporção do PIB. Portanto, devemos expressar a equação anterior como proporção do PIB:

$$\frac{B_t}{P_t y_{t+1}} \Delta E_{t+1} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) = \Delta E_{t+1} \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \left(\frac{y_{t+1+j}}{y_{t+1}} \right) \left(\frac{s_{t+1+j}}{y_{t+1+j}} \right)$$

Para trabalhar com dados, utiliza-se a versão linearizada da equação apresentada por Cochrane (2023). Assim, linearizando a equação acima e denotando $v_t \equiv B_t/P_t y_{t+1}$ temos:

$$\Delta E_{t+1} \pi_{t+1} = -\Delta E_{t+1} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\beta^j \left(\frac{y_{t+1+j}}{y_{t+1}} \right) \left(\frac{s_{t+1+j}}{y_{t+1+j}} \right)}{v_t}$$

Por último, assumimos que os efeitos de crescimento do produto e do fator de desconto não são relevantes, o que pode ser feito assumindo que a taxa de crescimento do produto é igual ao inverso do fator de desconto, de forma que ambos se anulam. Assim, escrevemos a equação acima como:

$$\Delta E_{t+1} \pi_{t+1} = -\Delta E_{t+1} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{s_{t+1+j}}{y_{t+1+j}} \frac{1}{v_t}$$

A interpretação do resultado é que a inflação inesperada deve corresponder inversamente ao choque fiscal, este sendo a mudança no valor presente dos superávits primários futuros como proporção do PIB reescalados pelo estoque da dívida também como proporção do PIB do ano anterior. Os mecanismos que geram inflação são os mesmos apresentados na seção anterior.

3.2 APLICAÇÕES EMPÍRICAS

No presente trabalho são realizados dois tipos de aplicações empíricas, uma com dados de corte transversal e outra com dados de séries temporais. A primeira busca avaliar a relação entre choques fiscais e inflação inesperada na época da pandemia para diferentes regiões do globo; portanto, utiliza dados de diferentes países para o período da Covid-19. A segunda aplicação pretende avaliar se há relação histórica entre choques fiscais e inflação inesperada no Brasil; conseqüentemente, utiliza-se dados de séries temporais.

3.2.1 Regressão linear com dados de corte transversal

Para a primeira aplicação empírica, a inflação inesperada de cada ano será a inflação observada no ano menos uma inflação estrutural, que corresponderá a média dos anos 2010 a 2019, ou seja:

$$\pi_t^i = \pi_t^i - \pi_{estrutural}^i$$

A mesma lógica será aplicada para o choque fiscal, que será representado pelos déficits ocorridos menos um déficit estrutural, este caracterizado pelo déficit de 2019. Portanto:

$$s_t^i = s_t^i - s_{2019}^i$$

Os anos 2020-2022 são considerados como sendo um só período. A inflação inesperada e o choque fiscal são calculados para cada um dos anos 2020, 2021 e 2022. Utiliza-se o somatório das variáveis como representação do período. Portanto, a inflação inesperada será dada pela soma das inflações inesperadas de cada ano e o choque fiscal final será dado pela soma dos choques fiscais de cada ano reescalados pelo estoque da dívida como proporção do PIB em 2019:

$$\pi^i = \pi_{2020}^i + \pi_{2021}^i + \pi_{2022}^i$$

$$s^i = \frac{s_{2020}^i + s_{2021}^i + s_{2022}^i}{d_{2019}^i}$$

Sendo d_{2019}^i a dívida bruta do país como porcentagem do PIB em 2019.

É importante ressaltar duas diferenças entre o presente trabalho e Barro e Bianchi (2023) para que, posteriormente, as comparações dos resultados sejam claras. Aqui, considera-se dados de resultados primários dos países, em Barro e Bianchi considera-se apenas os gastos primários. Além disso, não incluímos a maturidade da dívida dos países, enquanto em Barro e Bianchi a maturidade média multiplica o denominador do choque fiscal. Como argumentado anteriormente, a ausência da maturidade da dívida deve resultar em um efeito menos relevante do choque fiscal na inflação.

Dados de corte transversal são utilizados na análise. São realizadas diferentes regressões lineares nas variáveis para diferentes grupos de países, sendo a inflação inesperada a variável endógena e o choque fiscal a variável exógena. No total, são considerados dados de 132 países. Por fim, a regressão a ser estimada é dada por:

$$\pi^i = \beta_0 + \beta_1 s^i + \varepsilon^i \quad (1)$$

Onde π^i é a inflação inesperada e s^i é o choque fiscal inesperado. β_0 é a constante da equação, β_1 o coeficiente que explicita a relação entre choques fiscais e a inflação, e o termo ε é o erro da regressão.

Por fim, estima-se uma regressão entre a variável de excesso de mortalidade e choque fiscal para cada uma das regiões avaliadas dada por:

$$m^i = \beta_0 + \beta_1 s^i + \varepsilon^i \quad (2)$$

Onde m^i é o excesso de mortalidade no período. A ideia por trás deste processo é avaliar se existiu um trade-off entre inflação e excesso de mortalidade durante o período. A hipótese é que os países incorreram em choques fiscais na tentativa de combater o vírus e diminuir as mortes. Mais tarde, estes choques fiscais geraram inflação. Portanto, espera-se que países com maiores choques fiscais tenham menos excesso de mortalidade e maior inflação inesperada, indicando um trade-off entre as variáveis.

3.2.2 Regressão linear com dados de séries temporais

A segunda aplicação empírica utiliza dados de séries temporais para o Brasil. Os dados de déficit primário e inflação são acumulados no ano. Devido a existência de rigidez de preços no mundo real, é possível que o déficit fiscal de um ano tenha seu efeito na inflação acumulada do ano seguinte. Portanto, adiciona-se defasagem de um período no resultado primário. Assim, a regressão incluirá como variável independente o déficit extra em $t - 1$.

É necessário utilizar uma variável que capte o efeito de expectativas de solvência fiscal do país. A TFNP não prevê que todo déficit acima do estrutural será inflacionário. Na verdade, ele só será inflacionário caso não haja perspectiva de solvência fiscal, ou seja, se não se espera superávits primários futuros para cobrir este déficit. Além disso, é possível que haja um “choque fiscal” sem déficits primários inesperados, uma mudança apenas nas expectativas de solvência fiscal. Como não existe o dado de valor esperado dos superávits primários futuros, utiliza-se uma proxy da solvência fiscal do país, o “Risco Brasil”, para captar este efeito. Como os dados de Risco Brasil são

diários, foi considerada sua média no ano para utilizá-los na frequência anual como as outras variáveis.

A necessidade de ambas as variáveis fica mais clara se retomarmos a seguinte equação:

$$\frac{B_{t-1}}{P_t} = s_t + E_t \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j s_{t+j}$$

Fica claro que pode haver um aumento em P_t pela diminuição de qualquer um dos termos do lado direito da equação. O primeiro termo do lado direito representa o superávit primário do governo, enquanto o segundo termo representa as expectativas de superávits primários futuros. Estes termos são representados na regressão por dados de resultado primário e pela proxy Risco Brasil, respectivamente.

Como na primeira aplicação, queremos olhar para “choques” fiscais ou inflacionários. Portanto, retiramos do valor observado o valor estrutural de todas as variáveis. Utiliza-se um filtro H-P para calcular as variáveis estruturais. Em outras palavras, utilizamos apenas o componente cíclico do filtro H-P para cada uma das variáveis. Os dados utilizados são de 1999 até 2023. Utiliza-se o ano de 1999 como marco inicial pois foi o ano em que houve uma transformação “estrutural” com a implementação do tripé macroeconômico. Como utilizamos valores estruturais das variáveis para mensurar os choques, faz sentido que os dados utilizados correspondam apenas a este período.

A regressão estimada é dada por:

$$\pi_t^i = \beta_0 + \beta_1 s_t^i + \beta_2 r_t^i + \beta_3 s_{t-1}^i + \beta_4 r_{t-1}^i + \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde π_t^i é o componente cíclico da inflação em t , denominado inflação inesperada. A variável s_t^i é o componente cíclico do superávit (déficit) primário em t , o qual será chamado de choque primário. Por último, r_t^i é o componente cíclico do Risco Brasil, chamado a partir de agora de choque nas expectativas. β_0 é a constante, β_1 , β_2 , β_3 e β_4 são os coeficientes e ε_t é o termo de erro da regressão.

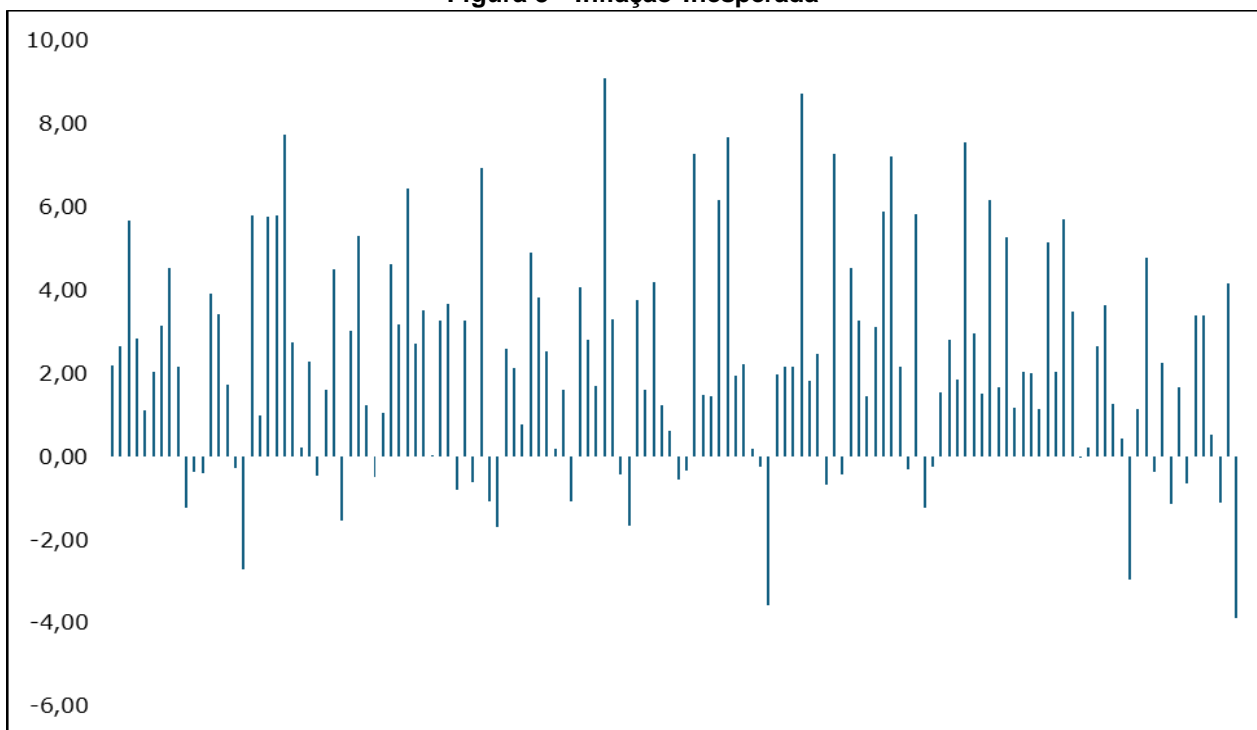
3.3 DADOS

Para realizar as aplicações empíricas com dados de corte é necessária a coleta de 4 tipos de dados. Para representar as taxas de inflação dos diferentes países utilizou-se as mudanças percentuais anuais nos preços dos consumidores em cada país ao final do período, coletados na WEO database do FMI. Na mesma base de dados foram coletados os dados referentes ao estoque total da dívida como porcentagem do PIB para os países no ano de 2019. Os dados referentes ao resultado primário como porcentagem do PIB dos diferentes países são coletados da Public Finances in Modern History Database também do FMI. A variável de excesso de mortalidade acumulado até dezembro de 2022 a cada 100.000 habitantes foi coletada do Our World in Data. Esta última variável é como um “choque de mortalidade”, ou seja, são as mortes ocorridas no período que não teriam ocorrido na ausência da Covid-19.

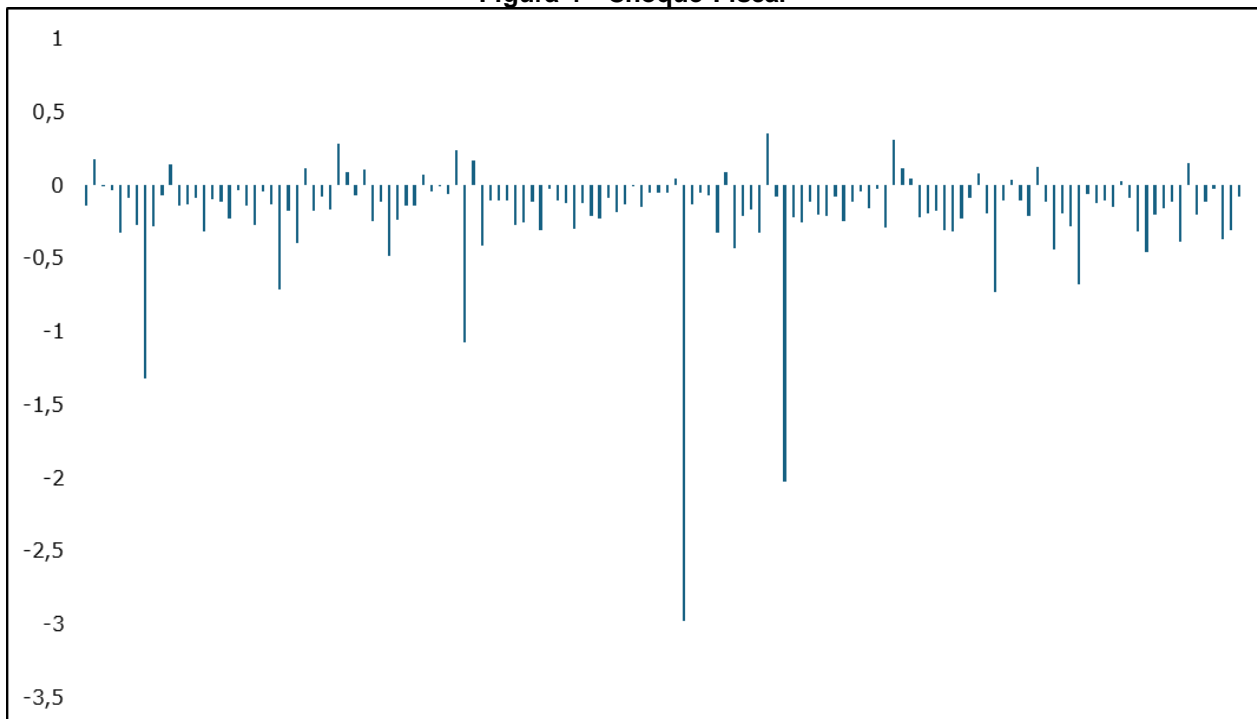
Para a segunda aplicação empírica são também necessárias 3 variáveis. Os dados de inflação são coletados do IBGE, os resultados primários como percentual do PIB são coletados diretamente da SGS do BACEN e os dados de Risco Brasil são coletados do IPEA.

3.3.1 Apresentação gráfica das variáveis

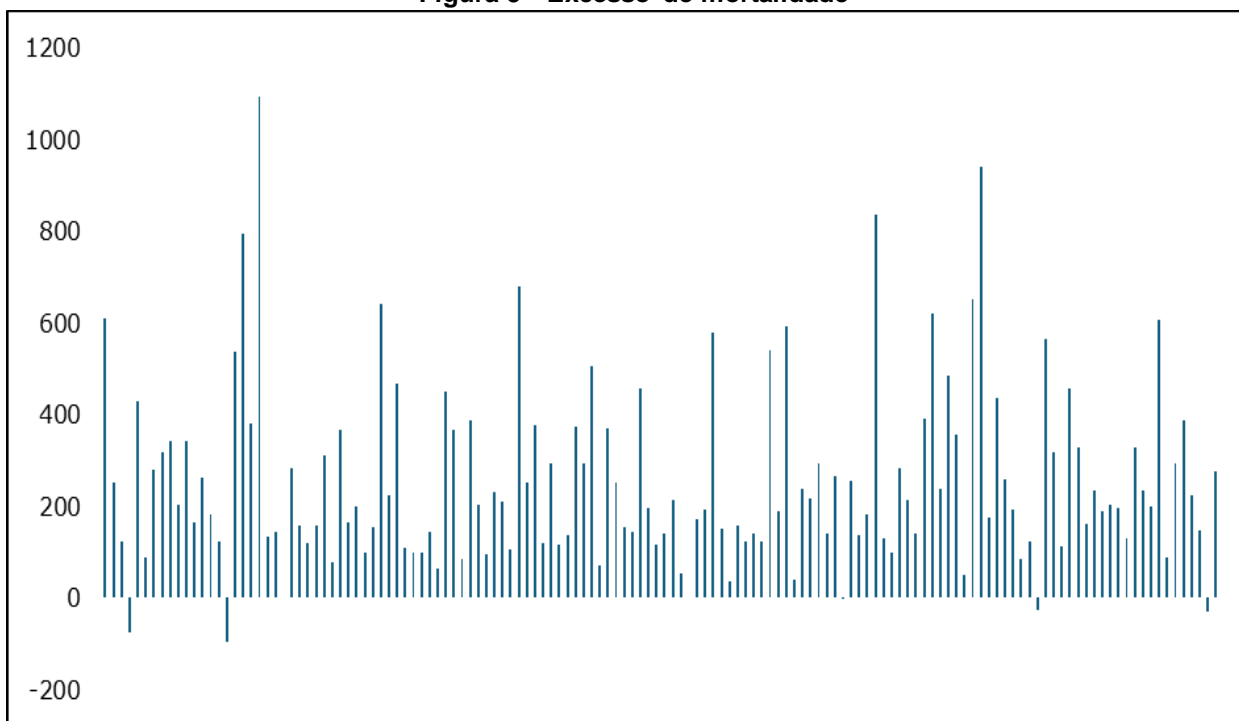
Nesta seção apresenta-se graficamente os dados utilizados nas regressões de dados de corte transversal e de séries temporais. Os gráficos que utilizam dados de corte transversal possuem um total de 138 observações e são apresentados abaixo:

Figura 3 - Inflação Inesperada

Fonte: Elaboração própria com dados do FMI (2024)

Figura 4 - Choque Fiscal

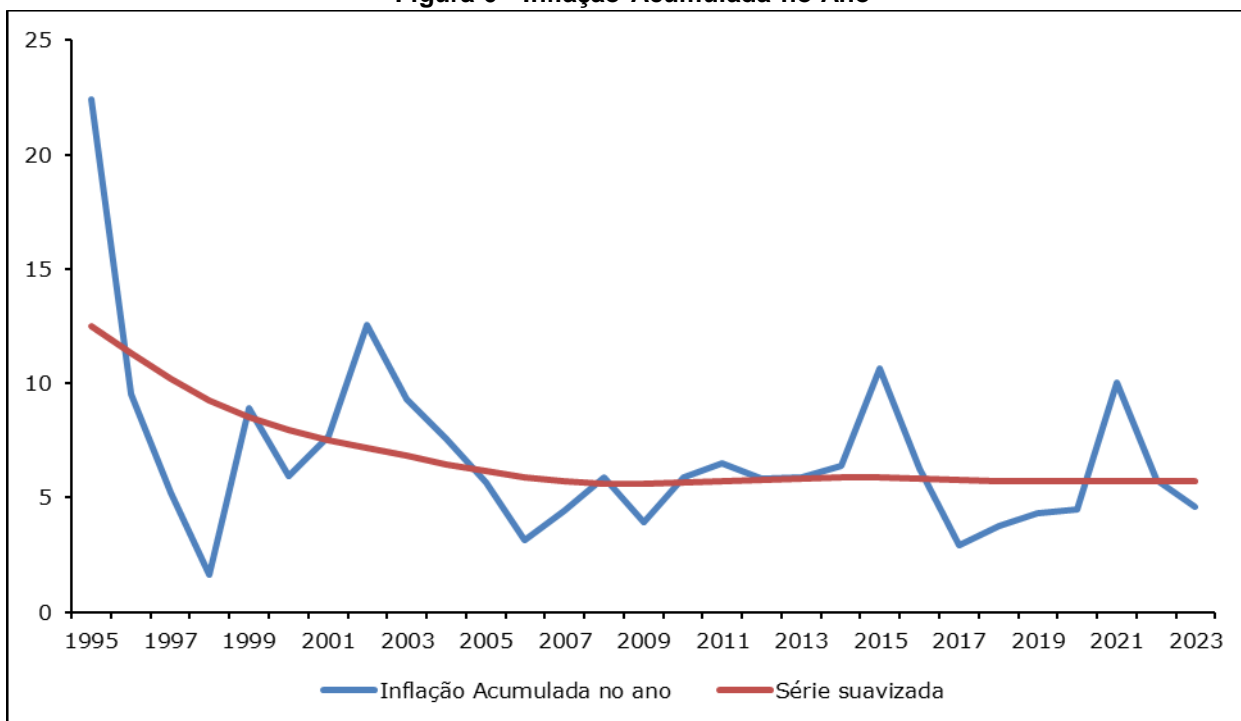
Fonte: Elaboração própria com dados do FMI (2024)

Figura 5 - Excesso de mortalidade

Fonte: Elaboração própria com dados do FMI (2024)

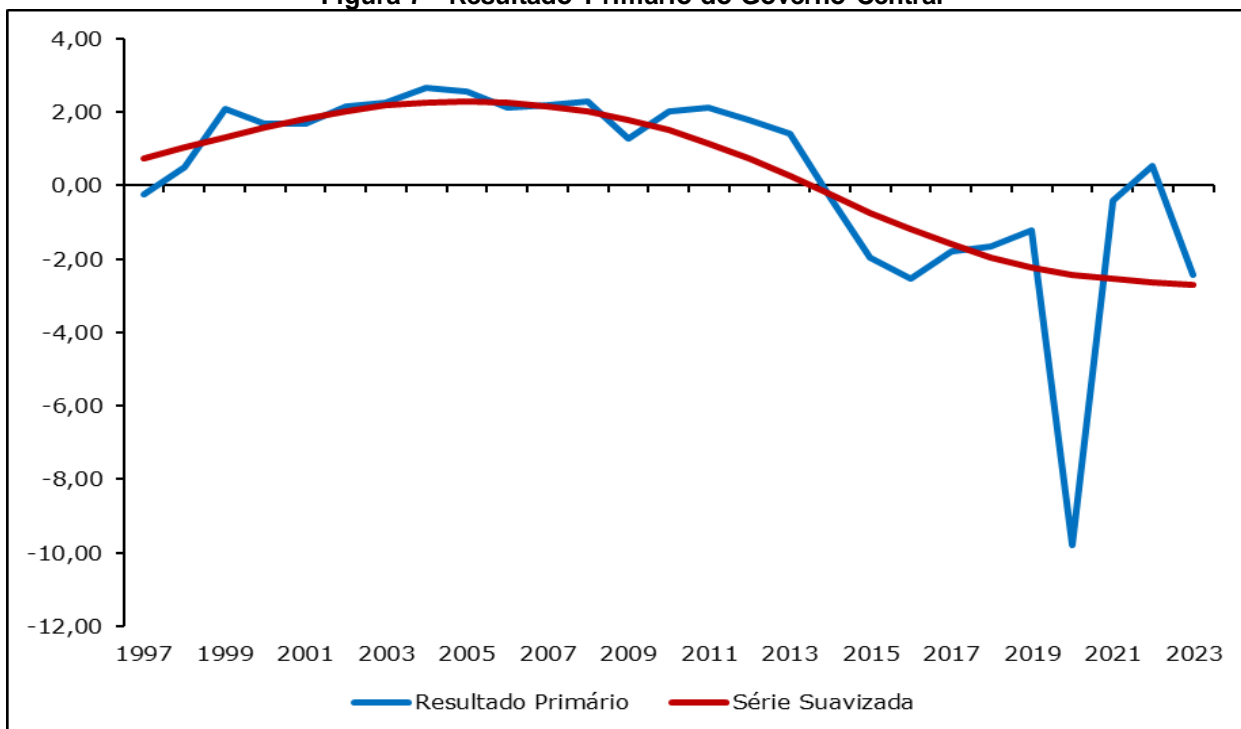
A seguir, apresentam-se os dados para as regressões de séries temporais aplicadas ao Brasil. É importante notar que os gráficos contêm as séries originais e a série suavizada via filtro H-P. Contudo, para realizar as regressões, utilizou-se apenas o componente cíclico, ou seja, a série observada menos a série suavizada.

Figura 6 - Inflação Acumulada no Ano



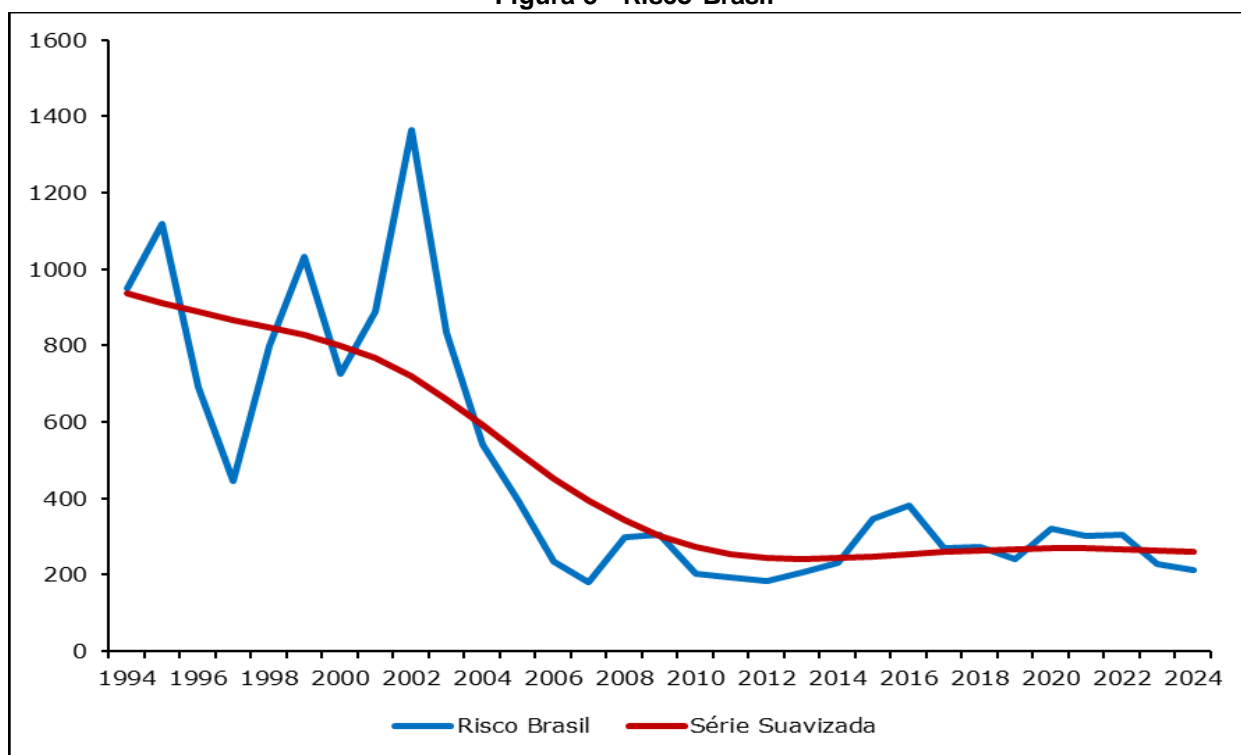
Fonte: Elaboração própria com dados do IBGE (2024).

Figura 7 - Resultado Primário do Governo Central



Fonte: Elaboração própria com dados do BCB (2024).

Figura 8 - Risco Brasil



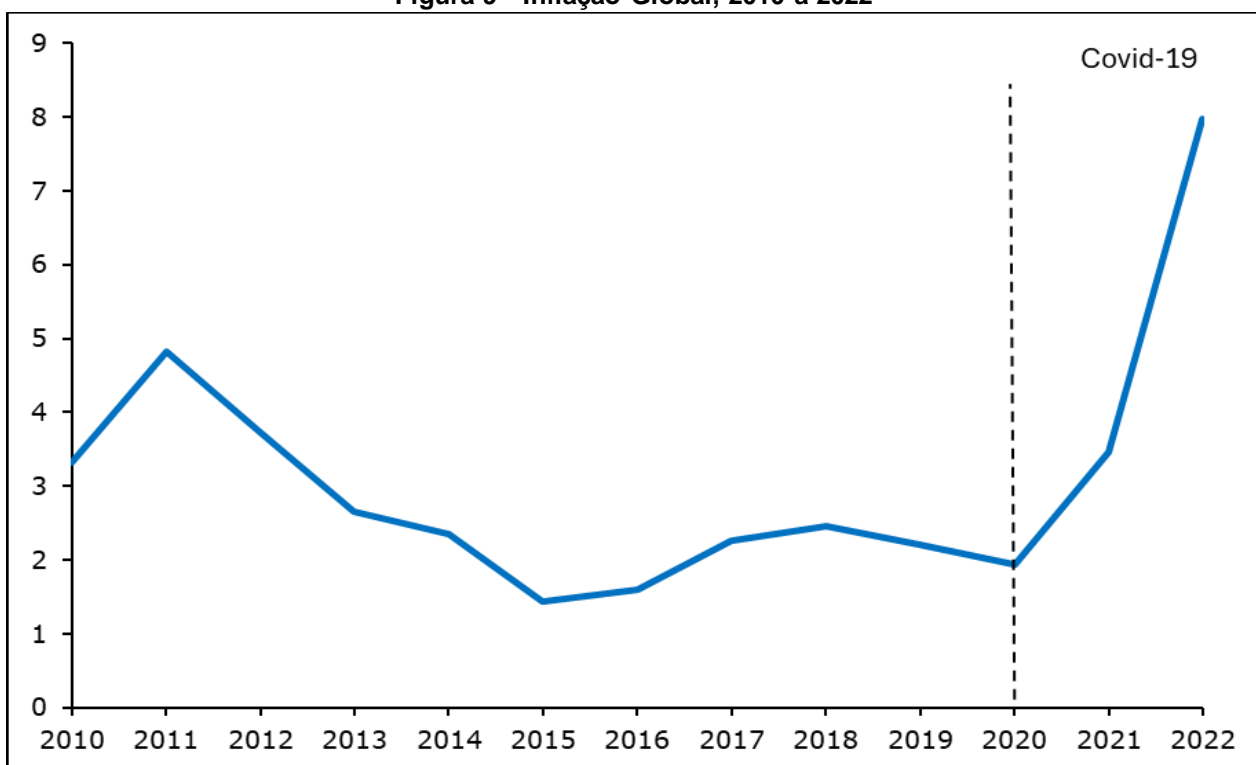
Fonte: Elaboração própria com dados do IPEA (2024).

4 RESULTADOS

Nesta seção do trabalho apresentamos os resultados obtidos para as aplicações empíricas. Dois grandes grupos compõem a seção: Resultados para Dados de Corte Transversal e Resultados para dados de séries temporais. As informações completas de cada regressão estão em Apêndice. Aqui, focamos nos coeficientes estimados e sua significância.

A primeira parte da seção é mais extensa pois aborda os resultados para as regressões com dados de corte. O objetivo geral destes testes é capturar o efeito de mudanças no resultado fiscal dos governos na inflação inesperada. Como exposto anteriormente, a TFNP prevê que um choque fiscal negativo deve causar uma elevação no nível de preços. Durante a pandemia do Covid-19, grande parte dos países ao redor do globo aumentaram seus déficits de forma inesperada. Portanto, o período pode ser interpretado quase como um “experimento natural” para a teoria. Se estiver correta, deve ter alguma correlação entre choques fiscais e inflação inesperada. De fato, os dados de inflação global apontam para uma onda inflacionária no período:

Figura 9 - Inflação Global, 2010 a 2022



Fonte: Elaboração Própria com dados do OurWorldInData (2024).

Foram feitas regressões para diferentes grupos de países. Primeiro, os países foram divididos por região: América Latina, Europa e Leste Asiático. Depois, os países foram particionados em desenvolvidos e emergentes.

Finalizamos as análises para o primeiro grupo de testes observando se há alguma relação entre os choques fiscais e dados de excesso de mortalidade. A ideia deste procedimento é analisar se os gastos governamentais foram efetivos no combate à pandemia. Uma onda inflacionária gerada por déficits primários pode ser perfeitamente justificada se estes déficits ajudaram a diminuir a mortalidade.

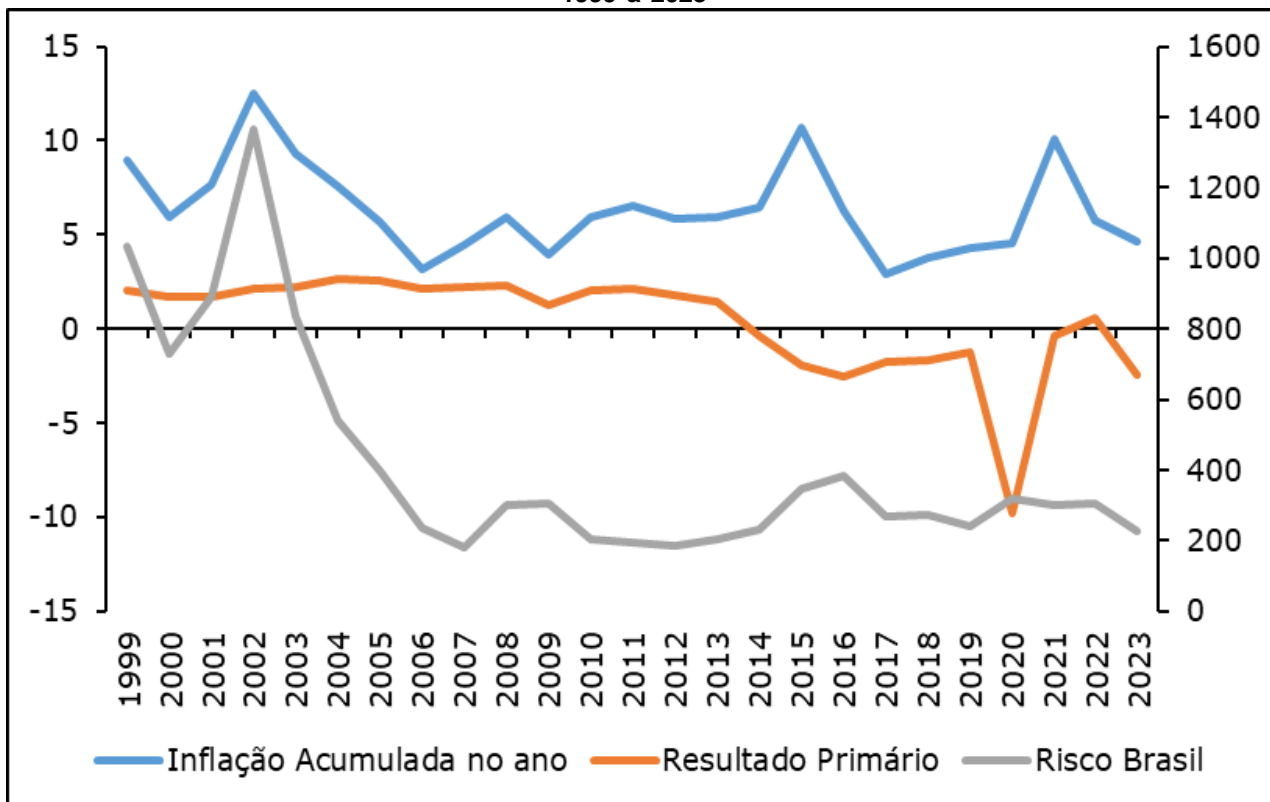
A segunda aplicação empírica é composta de regressão com dados de séries temporais. O objetivo do teste é verificar se há alguma relação entre choques primários, choques sobre expectativas e a inflação inesperada no Brasil.

Nosso país possui um longo histórico de problemas com o orçamento. Após o estabelecimento do tripé macroeconômico, que definiu metas de superávits primários, esperava-se que o problema fiscal fosse resolvido. A eleição da presidenta Dilma Rousseff, em 2010, foi seguida de um período conturbado, com abandono das metas

de superávits e uma onda inflacionária. Mais tarde, no ano de 2016, Michel Temer instituiu o teto de gastos que visava conceder solvência fiscal de longo prazo para o governo limitando o crescimento dos gastos governamentais ano a ano. Com o advento da Pandemia, o governo de Jair Bolsonaro incorreu em um déficit primário de 10% do PIB no ano de 2020. Em 2022 foi aprovada a PEC da Transição, que liberou 145 bilhões de reais fora do teto de gastos para o novo governo Lula. Além disso, o antigo Teto de Gastos foi substituído por uma nova regra fiscal em 2023.

Dado o recente histórico dos resultados primários do governo, faz sentido tentar entender a inflação brasileira do ponto de vista fiscal. A relação entre déficits fiscais e a inflação nos mostra se as pessoas acreditam que estes déficits serão financiados, mais tarde, por superávits primários. A relação entre a percepção de solvência fiscal e a inflação é mais abrangente. Não é necessário que o governo incorra em déficits para que haja uma onda inflacionária, basta que as pessoas tenham uma percepção diferente sobre a solvência fiscal de longo prazo. O gráfico a seguir ilustra o desenvolvimento das 3 variáveis no tempo:

Figura 10 - Inflação Acumulada no Ano, Resultado Primário do Governo Central e Risco Brasil, 1999 a 2023



Fonte: Elaboração própria com dados do BACEN (2024), IPEA (2024) e IBGE (2024).

A variável de Risco Brasil e Inflação parecem seguir uma mesma tendência. A relação entre o resultado primário e taxa de inflação não é tão clara, apenas em determinados períodos a relação fica mais evidente, como nos anos de 2012-2016 e 2020-2023.

4.1 REGRESSÃO COM DADOS DE CORTE TRANSVERSAL

Nesta subseção serão analisados os resultados das regressões com dados de corte para diferentes grupos. Como o choque fiscal e o choque inflacionário foram fenômenos globais, esperamos que os coeficientes estimados sejam negativos para todos os grupos. Um coeficiente negativo indica que um déficit maior eleva a inflação pois os déficits são computados negativamente.

Em relação a significância dos resultados, é esperado que estes sejam mais significativos para países da Europa e para países desenvolvidos. Estes grupos de

países são mais estáveis, o que facilita no isolamento das variáveis estruturais e choques exógenos. Em suma, os dados para estes países devem ser mais comportados.

4.1.1 América Latina

A maior parte dos países latino-americanos sofreu com uma onda inflacionária pós pandemia ao mesmo tempo em que elevou os gastos governamentais, o que nos faz esperar uma correlação negativa entre déficits e inflação, dado que os déficits são computados negativamente. Contudo, faz-se necessário ressaltar algumas características peculiares da região que podem ser barreiras à análise do fenômeno, são elas:

- a) A amostra de países latino-americanos é pequena, com menos de 20 países;
- b) Existem outliers na amostra como Argentina, Haiti e Venezuela, os quais são países em crise econômica e política e que; portanto, não podem ter sua inflação explicada apenas pela teoria fiscal;
- c) Os países Equador, El Salvador, Panama e Bolívia são, ao menos parcialmente, dolarizados ou possuem seu câmbio fixo, de forma que o valor da moeda utilizada nestes países provém de uma moeda emitida por outro país, isso significa que choques fiscais nestes países não possuem uma ligação direta com a inflação registrada.

Os resultados da amostra inicial para países da América Latina são sumarizados da seguinte maneira: O coeficiente que acompanha a variável independente não é significativo, enquanto a constante da equação é significativa a 10%. Em particular, vale destacar que a Venezuela registrou uma Inflação Inesperada de -12.823%. Os resultados obtidos para a equação (1) são apresentados a seguir:

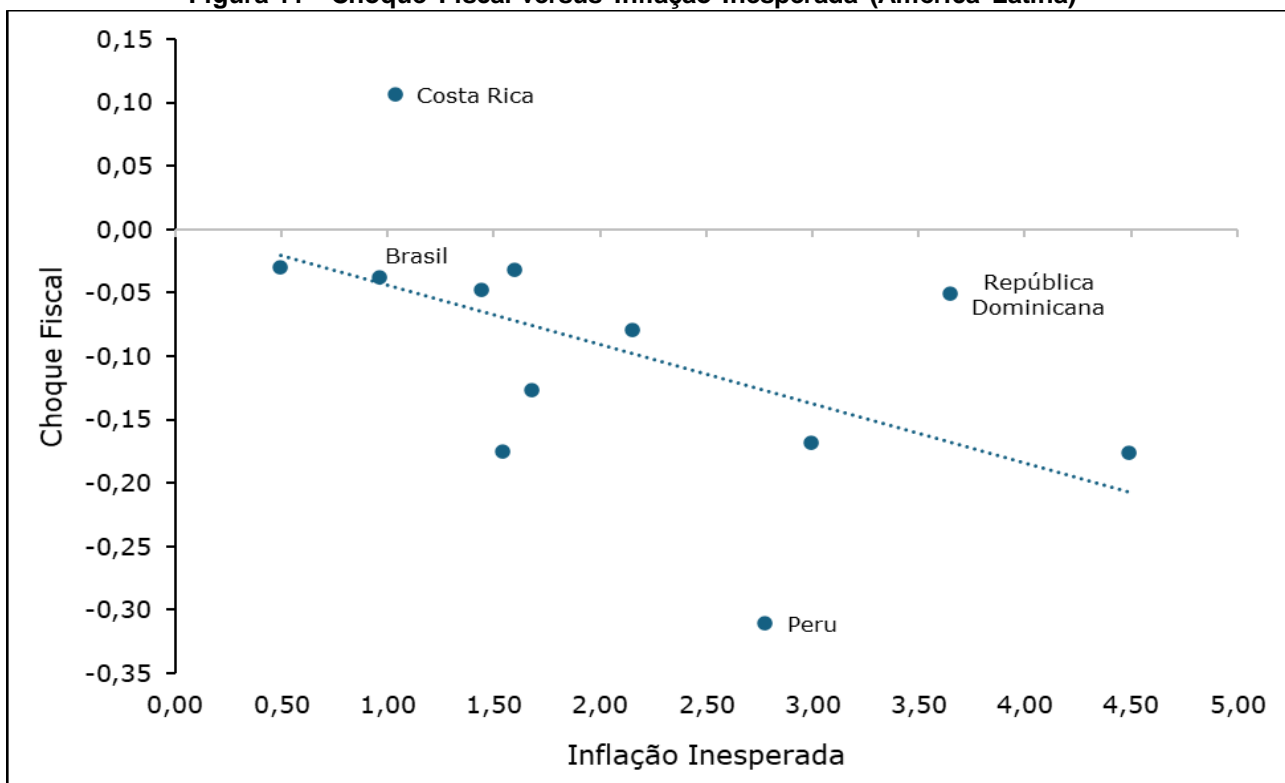
$$\pi^i = -1.643,8^* - 11.384,8s^i$$

Se alterarmos a amostra excluindo outliers e países dolarizados a equação estimada se torna:

$$\pi^i = 1,51^{***} - 5,93*s^i$$

Como esperado, os resultados mudam drasticamente. O coeficiente da variável Choque Fiscal é de -5,9 e significativo a 10%, indicando que a cada unidade de choque fiscal - dado em resultado primário como porcentagem do PIB reescalada pelo estoque da dívida bruta de 2019 também como % do PIB - há uma inflação inesperada de quase 6%. A constante da equação é de 1,5 e significativa a 1%. É possível interpretar a constante como uma inflação extra que ocorreu devido a outros fatores no período, como um choque de oferta. O gráfico a seguir destaca a relação entre as variáveis:

Figura 11 - Choque Fiscal versus Inflação Inesperada (América Latina)



Fonte: Elaboração Própria com dados do FMI (2024)

A fim de avaliar a existência de um *trade-off* entre inflação e mortalidade, estimamos a equação (2) para os países da amostra final. A hipótese é de que os países deram incentivo para que as famílias não saíssem de casa via choque fiscal.

Com as famílias se isolando umas das outras, menos pessoas se contaminariam, resultando em menos mortes. A equação estimada foi:

$$m^i = 230^{***} - 988,4^{**} s^i$$

O resultado é diferente do esperado. O coeficiente negativo que acompanha o choque fiscal aponta que maiores déficits aumentam o excesso de mortalidade, de forma que inflação inesperada e excesso de mortalidade são duas variáveis que andam juntas e; portanto, não existe trade-off. É possível que exista uma reversão de causalidade entre excesso de mortalidade e choques fiscais. Ou seja, países optaram por uma política fiscal mais expansionista a medida em que foram atingidos pela pandemia.

4.1.2 Europa

Como argumentado anteriormente, a Europa é um continente com países mais estáveis; portanto, esperamos que o efeito seja mais significativo por ser mais fácil de ser isolado. É importante ressaltar que as regressões para a Europa não consideram a Turquia por se tratar de um outlier, assim como Argentina, Haiti e Venezuela são outliers para a América Latina. A amostra final conta com 34 observações. A equação estimada foi:

$$\pi^i = 3,73^{***} - 2,3s^i$$

Os resultados diferem do que era esperado. Apesar do coeficiente ser negativo, ele não é significativo nem a 10%. Por outro lado, a constante é significativa à 1% de significância e possui um nível maior do que observado na América Latina. Isso pode indicar um efeito maior de choques de oferta, com destaque para o início da guerra entre Rússia e Ucrânia em 2022. Outro aspecto importante de destacar é que grande parte dos países europeus utilizam uma mesma moeda, de forma que o efeito da

política fiscal de cada país pode ser contrabalanceado pela livre circulação de fatores na área e pelas taxas de câmbio fixas.

Considerando as peculiaridades acima, foi estimada uma regressão utilizando a zona do Euro como uma só região, sendo representada pela média dos países lá localizados. Além disso, utilizou-se uma variável dummy para representar possíveis choques inflacionários advindos da guerra entre Rússia e Ucrânia, na qual atribui-se valor 1 para países que fazem fronteira com algum dos dois países envolvidos na guerra e 0 para os demais. A equação estimada foi:

$$\pi^i = 4,1^{***} - 0,5s^i + 0,85guerra$$

Mesmo considerando outros efeitos e os países da Zona do Euro como uma só região os coeficientes continuam não significativos.

Os resultados encontrados para a Europa divergem daqueles encontrados por Barro e Bianchi (2023). Ainda que a amostra seja diferente pois eles aplicam o teste para países da OCDE, esperava-se um resultado semelhante pois grande parte dos países são europeus.

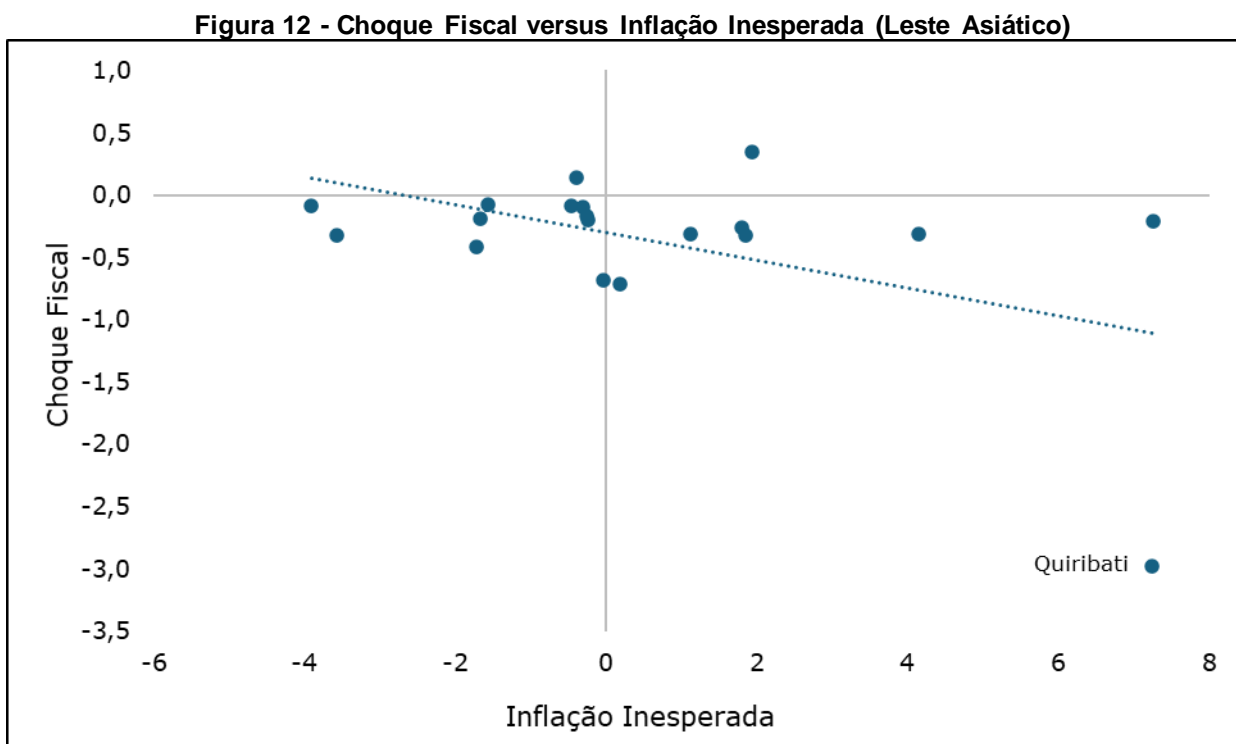
No caso da Europa não faz sentido estimar a equação (2). Como não podemos afirmar que o choque fiscal gerou uma inflação inesperada, não é possível analisar se houve algum trade-off entre inflação e mortalidade advindo da política fiscal.

4.1.3 Leste Asiático

Como nas regiões anteriores, é esperado uma correlação negativa entre o choque fiscal e a inflação. A amostra possui 19 países. O Sri Lanka foi retirado da amostra por ser um outlier como outros países anteriores. Foi estimada a seguinte equação para a região:

$$\pi^i = -0,2 - 2,2^{**}s^i$$

Surpreendentemente, a constante para o Leste Asiático não foi significativa enquanto o coeficiente que acompanha o choque fiscal foi significativo a 5%, menor nível de significância para os grupos regionais analisados. Ainda assim, o efeito do choque fiscal é menor do que o observado na América Latina, enquanto esta última registrou um aumento de 5,93% na inflação dado um choque fiscal unitário, o Leste Asiático apresenta um aumento de apenas 2,2%. A Figura 10 ilustra a relação entre as variáveis para a região. É possível que na ausência de Quiribati a relação não seja significativa. Contudo, a amostra é pequena e não encontramos motivos para que Quiribati seja considerado um outlier, sua inflação inesperada parece estar dentro do aceitável.



Fonte: Elaboração Própria com Dados do FMI (2024)

A estimação da equação (2) para o Leste Asiático resultou em:

$$m^i = 173,6^{***} + 39,5s^i$$

O coeficiente positivo da regressão indica que o choques fiscais diminuem o excesso de mortalidade (déficits são computados negativamente). Contudo, não é possível estabelecer nenhuma relação de trade-off pois o coeficiente não é significativo nem ao nível de 10% de significância.

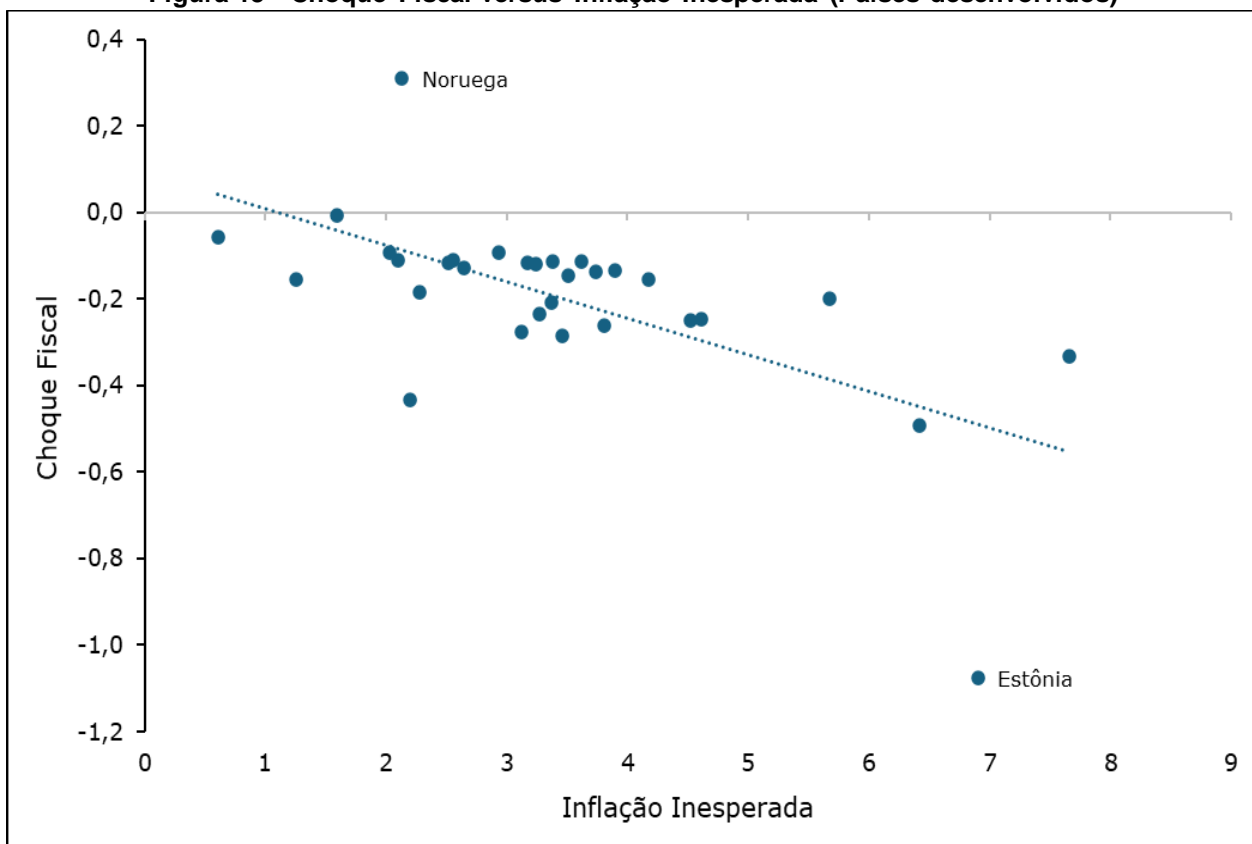
4.1.4 Países desenvolvidos

É esperado que os resultados para países desenvolvidos sejam os mais significativos por se tratar de países mais estáveis, o que facilita o isolamento do componente estrutural das variáveis analisadas. A amostra possui dados para 31 países. A regressão estimada é dada por:

$$\pi^i = 2,5^{***} - 4,6^{***} s^i$$

Como esperado, tanto a constante quanto o coeficiente que acompanha o choque fiscal são significativos ao nível de 1%. O coeficiente que acompanha o choque fiscal indica que um choque fiscal unitário gera uma inflação de 4,6%. A magnitude do coeficiente fica atrás apenas da América Latina, indicando que um mesmo choque fiscal gera mais inflação na América Latina do que em países desenvolvidos. Diferença que pode ser explicada devido à ligação histórica entre desbalanço fiscal e inflação na América Latina. Países desenvolvidos possuem mais espaço para gerar déficits não inflacionários pois as pessoas acreditam que estes serão financiados por superávits futuros, enquanto na América Latina se espera que os déficits sejam inflacionados. A imagem a seguir ilustra a regressão estimada:

Figura 13 - Choque Fiscal versus Inflação Inesperada (Países desenvolvidos)



Fonte: Elaboração Própria com dados do FMI (2024)

A magnitude do coeficiente difere daquela encontrada em Barro e Bianchi (2023). O coeficiente encontrado por eles indica que 40 a 50% do choque fiscal foi inflacionado. Como no seu trabalho a inflação utilizada estava em dados decimais, o coeficiente ficou entre 0,4 e 0,5. Neste trabalho a inflação não foi utilizada na forma decimal; portanto, um coeficiente de mesma magnitude deveria ficar entre 40 e 50. Estas diferenças devem ser resultado de diferenças no modelo utilizado. Barro e Bianchi utilizam um modelo que considera apenas os gastos governamentais e títulos de longo-prazo. Além disso, os países presentes na amostra também diferem.

A relação entre choques fiscais e excesso de mortalidade, como o caso latino-americano, foi diferente do esperado. A equação (2) estimada é dada por:

$$m^i = 220^{***} - 236,3^{**} s^i$$

Novamente, o coeficiente negativo acompanhando o choque fiscal indica que choques fiscais aumentam o excesso de mortalidade. Dessa forma, não é possível estabelecer um trade-off entre inflação e mortalidade para o período.

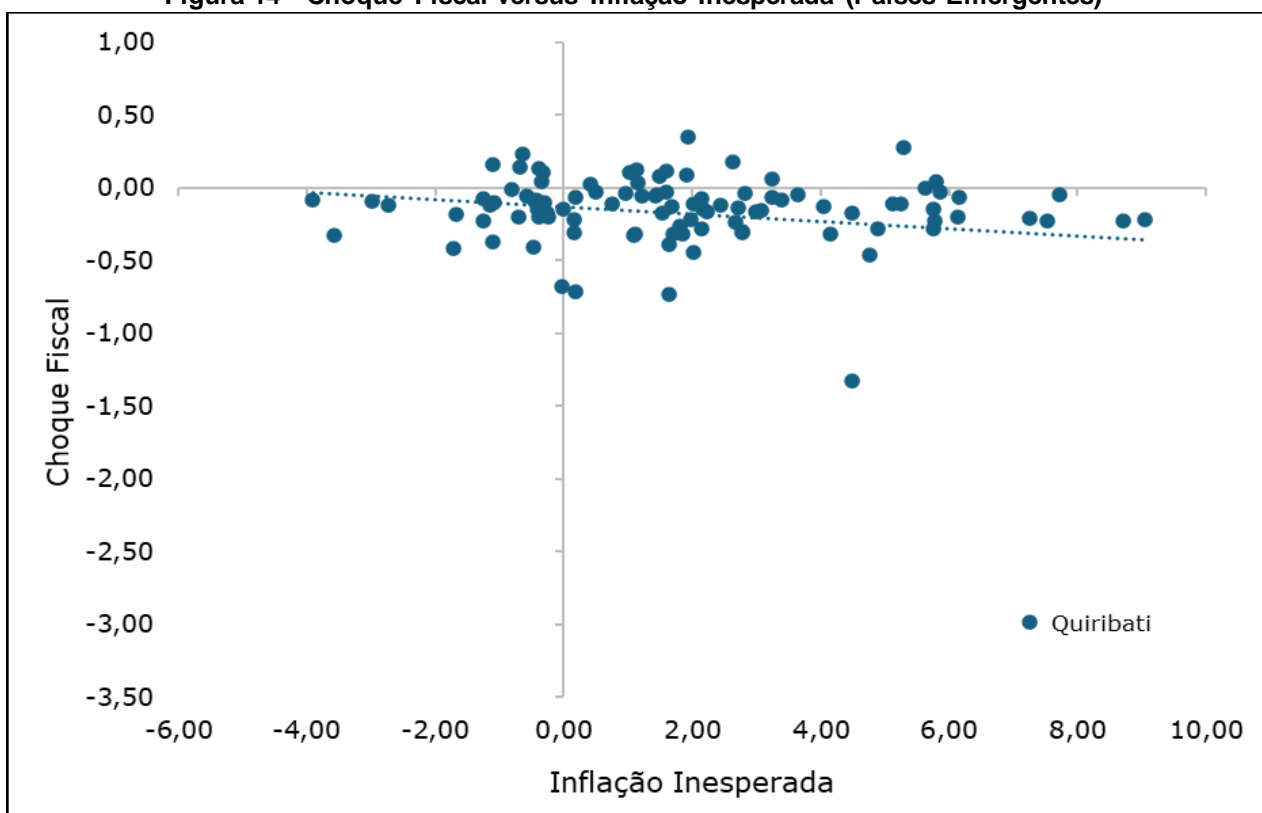
4.1.5 Países emergentes

A amostra final de países emergentes conta com 101 observações. Apesar de ser a maior amostra utilizada, não se espera que os dados sejam os mais significativos. Isso se deve ao fato de que os países emergentes são diferentes entre si e, em geral, menos estáveis do que países desenvolvidos, de forma que é mais difícil isolar as variáveis estruturais dos choques. Como em todos os outros grupos, foram identificados 8 outliers. A equação (1) estimada foi:

$$\pi^i = 1,6^{***} - 1,4^* s^i$$

A constante é significativa a 1% enquanto o coeficiente é significativo a 10%. O que se destaca neste resultado é que a magnitude do efeito do choque fiscal sob a inflação é o menor entre os significativos. Isso provavelmente é resultado da dificuldade de identificar o aspecto estrutural e cíclico das variáveis. O efeito mais fraco é visível na imagem a seguir:

Figura 14 - Choque Fiscal versus Inflação Inesperada (Países Emergentes)



Fonte: Elaboração Própria com dados do FMI (2024)

A estimativa da equação (2), como nos outros casos, não permite estabelecer um trade-off entre inflação e mortalidade e; portanto, difere do esperado. O resultado obtido foi:

$$m^i = 248,8^{***} - 23,7s^i$$

Como pode ser observado, o coeficiente que liga o choque fiscal à inflação não é significativo nem a 10%. O que não nos permite fazer nenhuma correlação entre as variáveis.

4.2 REGRESSÃO COM DADOS DE SÉRIES TEMPORAIS

Nesta subseção, analisamos os resultados obtidos para as regressões de séries temporais. A Figura 8 evidenciou que as variáveis parecem estar correlacionadas ao

longo do tempo. Além disso, o Brasil apresentou um histórico conturbado em relação ao setor fiscal do governo no período recente. Com isso, esperamos que os coeficientes que acompanham os choques primários sejam negativos, indicando que maiores déficits causam maior inflação. Os coeficientes que acompanham choques nas expectativas de solvência fiscal devem ser positivos, pois quanto maior o índice maior o risco associado ao país, o que indica uma deterioração das expectativas.

É válido ressaltar que foi utilizado um filtro H-P em todas as variáveis da regressão para isolar o componente estrutural do componente cíclico, este último sendo utilizado para realizar as regressões. A variável exógena é dada pelo componente cíclico da inflação acumulada em 12 meses (inflação inesperada). As variáveis endógenas são dadas pelo componente cíclico do resultado primário anual (choque primário) e pelo componente cíclico da variável de risco Brasil (choque nas expectativas), a última sendo utilizada como uma proxy para expectativas de solvência fiscal. Defasagens em ambas as variáveis endógenas foram utilizadas devido a uma possível rigidez de preços. Os símbolos utilizados na equação associados a cada variável são: inflação inesperada no ano t (π_t^i), choque primário no ano t (s_t^i) e choque nas expectativas no ano t (r_t^i).

Os resultados obtidos na primeira estimação da equação (3) foram:

$$\pi_t^i = 0,01 + 0,17s_t^i + 0,008^{***}r_t^i - 0,35*s_{t-1}^i + 0,0002r_{t-1}^i + \varepsilon_t$$

As únicas variáveis significativas são o choque primário com defasagem de um período e o choque nas expectativas sem defasagem. A necessidade de defasagem no choque primário pode ser explicado pela rigidez de preços. Contudo, essa lógica não parece se aplicar para o choque nas expectativas, o que pode ser explicado 2 motivos:

- a) o dado de risco Brasil não é acumulado no ano como as outras variáveis, é a média anual. Uma alta no índice ocorrida em determinado mês eleva a média do ano. Os efeitos dessa alta devem ser sentidos nos meses seguintes, ou seja, no mesmo ano caso a alta não ocorra nos meses finais;
- b) os mecanismos por trás dos dois tipos de choques são diferentes. No choque primário, é como se o governo estivesse “jogando dinheiro de helicópteros” ao

final do período t , as pessoas têm acesso ao dinheiro e o utilizam para consumo, elevando a demanda agregada. Por outro lado, choques de expectativas acontecem a qualquer momento do período t e estão ligados ao mercado financeiro. As pessoas tentam despejar títulos de dívida do governo em busca de outros ativos, como o dólar, o que afeta diretamente a taxa de câmbio e, conseqüentemente, a inflação. Como a rigidez de preços no mercado financeiro é menor, faz sentido que as conseqüências do choque fiscal aconteçam no mesmo período.

Tendo em vista as considerações acima, estimamos a equação (3) apenas com as variáveis significativas. A regressão resultante foi:

$$\pi_t^i = 0,03 + -0,4^{**} s_{t-1}^i + 0,008^{***} r_t^i \quad (4)$$

Os dados são significativos a 1% para choques nas expectativas de solvência fiscal e a 5% para choques no resultado primário. Um choque no déficit primário de 1% gera um aumento de 0,4% na inflação inesperada. A deficiência de utilizar o Risco Brasil como proxy para expectativas de solvência fiscal é que não há uma interpretação fácil do que o coeficiente que acompanha a variável representa em termos quantitativos. Sabemos apenas que deterioração sobre expectativas de solvência fiscal contribui para a inflação, mas sua magnitude ainda é uma incógnita. Os resultados obtidos estão de acordo com o esperado.

Quando analisamos dados de séries de tempo alguns problemas podem aparecer: autocorrelação serial, tendência comum entre as séries e presença de raiz unitária. Caso algum destes problemas esteja presente nos dados, os coeficientes estimados por MQO podem não ser válidos.

Primeiramente, testamos se existe algum tipo de autocorrelação serial nos resíduos através de um teste de autocorrelação Breusch-Godfrey. Este teste é realizado estimando a equação abaixo:

$$u_t = \beta_0 + \beta_1 r_t^i + \beta_2 s_{t-1}^i + \beta_3 u_{t-1}$$

Onde u_t e u_{t-1} representam os resíduos entre os dados observados e a equação (4). O resultado do teste de autocorrelação foi:

$$u_t = 0,006 + 3,26r_t^i + -0,06s_{t-1}^i + 0,38*u_{t-1}$$

Como podemos constatar, o coeficiente que acompanha os erros defasados é significativo a 10%, o que indica que há presença de autocorrelação serial.

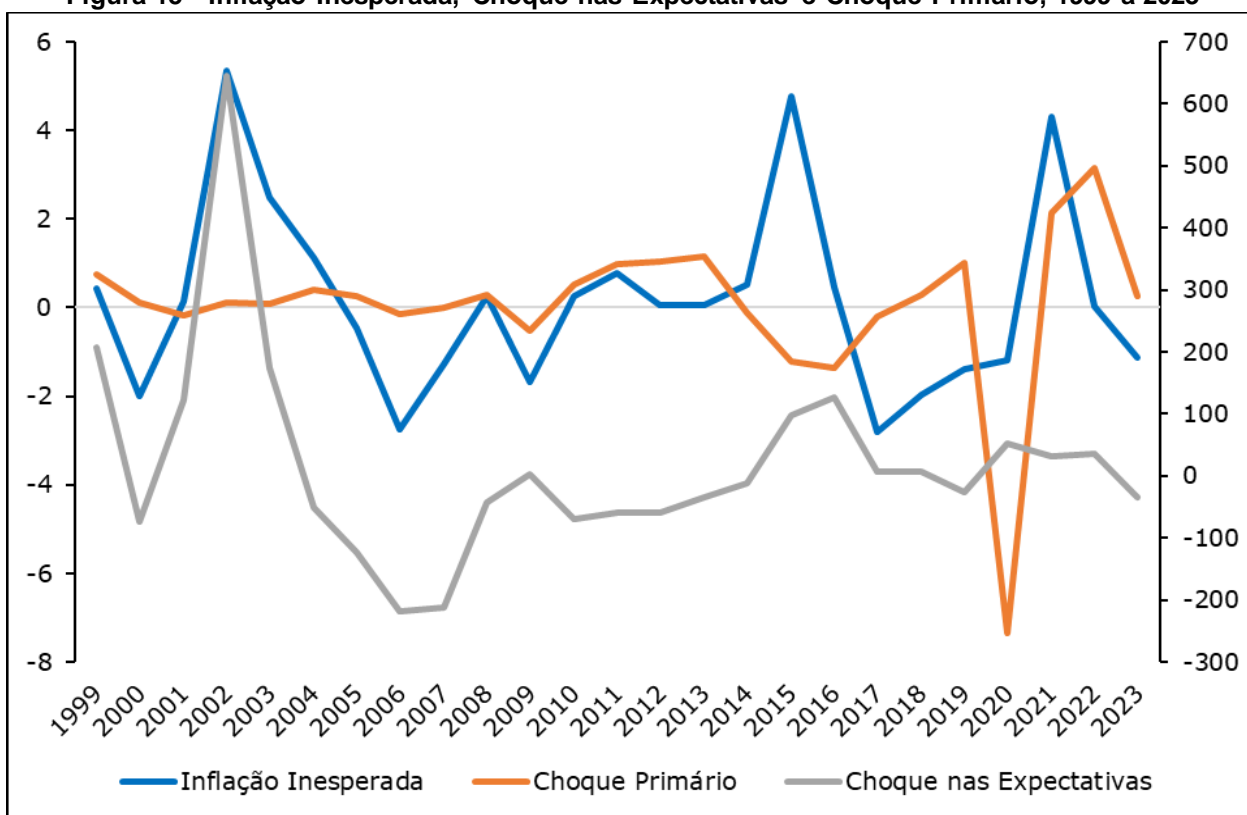
Para contornar este problema, utilizamos o método FGLS (Feasible Generalized Least Squares) Prais-Winsten de estimação para a equação (4). Com isso, os resultados obtidos foram:

$$\pi_t^i = 0,01 + -0,48^{***} s_{t-1}^i + 0,008^{***} r_t^i \quad (4.1)$$

Os estimadores que resultaram deste exercício são similares aos resultados obtidos em (4). A diferença é que o efeito de choques primários aumentou e se tornou mais significativo, agora ao nível de 1%. Dada essa similaridade e a evidência de autocorrelação serial, os estimadores obtidos por FGLS são preferidos aos estimadores obtidos por MQO (Wooldridge, 2012).

Outro problema importante de ser verificado é o de existência de uma tendência comum entre as séries ou a presença de raiz unitária. Como as variáveis utilizadas se tratam do componente cíclico do filtro H-P, espera-se que não haja uma tendência nas variáveis. O gráfico a seguir ilustra as variáveis:

Figura 15 - Inflação Inesperada, Choque nas Expectativas e Choque Primário, 1999 a 2023



Fonte: Elaboração Própria com dados do IPEA (2024), BACEN (2024) e IBGE (2024)

De fato, não parece haver tendência em nenhuma das variáveis. Ainda assim, um teste formal se faz necessário para avaliar a presença de raiz unitária. O teste realizado foi um teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), no qual estima-se a seguinte equação para cada uma das variáveis:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta t + \theta y_{t-1} + e_t \quad (5)$$

Onde, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ e $\theta = (p - 1)$. A ideia por trás do teste é verificar se a variável y_t é “altamente persistente”, o que violaria uma das hipóteses da estimação por MQO. Uma variável pode ser classificada como altamente persistente se pode ser representada pela equação:

$$y_t = \alpha + \delta t + p y_{t-1} + e_t$$

Onde $p = 1$, daí o nome raiz unitária. Por consequência, ao estimar a equação (5), a variável será altamente persistente se $\theta = 0$. É possível incluir defasagens de Δy_t em (5) para eliminar autocorrelação serial e fazer com que os erros sejam bem comportados. As equações estimadas para as 3 variáveis são apresentadas a seguir:

$$\Delta r_t^i = -0,55^{**} r_{t-1}^i + 0,24 \Delta r_{t-1}^i + -0,21 \Delta r_{t-2}^i e_t$$

$$\Delta s_t^i = -2,02^{***} s_{t-1}^i + 0,72^* \Delta s_{t-1}^i + 0,25 \Delta s_{t-2}^i e_t$$

$$\Delta \pi_t^i = -1,06^{***} \pi_{t-1}^i + 0,39 \Delta \pi_{t-1}^i + 0,09 \Delta \pi_{t-2}^i e_t$$

Os resultados apontam para $\theta \neq 0$ para todas as variáveis, ou seja, nenhuma apresenta raiz unitária, indicando que a hipótese de estacionariedade não é violada pelas séries utilizadas.

Os testes realizados até o presente momento apontam para a existência de autocorrelação serial, mas para a ausência de raiz unitária nas séries. Com isso, a equação (4.1) parece ser a mais adequada para explicar inflações inesperadas no período analisado. Os coeficientes indicam que o choque no déficit primário de 1% eleva a inflação em quase 0,5%. Já para choques nas expectativas podemos fazer uma interpretação qualitativa, ou seja, deterioração nas expectativas de choque fiscal elevam a inflação. Contudo, uma interpretação quantitativa é difícil devido à proxy utilizada. Por último, a constante não é significativamente diferente de 0, indicando que na ausência de choques fiscais, não há inflação inesperada.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente monografia buscou avaliar os efeitos da política fiscal na inflação. Primeiramente, avaliou-se os impactos dos resultados primários incorridos durante a pandemia na inflação. A análise utilizou dados de corte transversal foi realizada para 5 grupos de países: América Latina, Europa, Leste Asiático, Desenvolvidos e Emergentes. Ademais, buscou-se avaliar a existência de um trade-off entre inflação e excesso de mortalidade para estes grupos. A segunda aplicação buscou estimar efeitos de choques fiscais via resultados primários e via expectativas na inflação. Esta última utilizou séries históricas para o Brasil.

Os resultados para a primeira aplicação sugerem que os choques fiscais ocasionaram uma inflação inesperada para a maior parte dos grupos analisados. O único grupo em que essa relação não pôde ser estabelecida foi a Europa. O efeito de maior magnitude foi encontrado na América Latina, indicando que o aumento unitário do choque fiscal eleva a inflação em 5,9%. O teste mais confiável é aquele estabelecido para países desenvolvidos. Por se tratar de um grupo mais estável, é mais fácil isolar o aspecto estrutural das variáveis e; portanto, facilita a aplicação do método utilizado. Para este grupo de países estimou-se que o choque fiscal eleva inflação em 4,6%. As estimativas para países emergentes e para países do Leste Asiático indicam que o choque fiscal unitário eleva a inflação em 1,4% e 2,2%, respectivamente.

Não foi possível observar a existência de um trade-off entre inflação e excesso de mortalidade. A hipótese inicial era de que os países incentivaram a população a ficar em casa via choque fiscal. Este incentivo teria dois efeitos: por um lado, iria conter as mortes na pandemia, por outro lado, elevaria a inflação; portanto, países com maior inflação inesperada deveriam ter menor excesso de mortalidade. Os dados aqui analisados sugerem que países que enfrentaram maior inflação inesperada também enfrentaram um excesso de mortalidade elevado, contrariando a nossa hipótese inicial.

É importante observar que a pandemia e os lockdowns desestruturaram cadeias de produção globais, criando choques de oferta que impactaram a inflação durante o período pandêmico. O impacto heterogêneo destes choques nos países considerados impediu a elaboração e utilização de dados que os representassem. Devido a ausência

destes dados, o efeito isolado desta variável não foi considerado nas regressões realizadas.

Os resultados para a segunda aplicação sugerem que choques fiscais, tanto via expectativas quanto via déficits primários, possuem efeito positivo na inflação. Os choques primários terão seu efeito na inflação apenas no período seguinte, enquanto os choques via expectativas geram inflação no mesmo período. A elevação de 1% no choque primário eleva a inflação em 0,4%. Os testes para correlação serial indicam que os erros são auto correlacionados. Por esse motivo, a regressão também foi estimada com método GLS, resultando em coeficientes muito parecidos com aqueles obtidos no método MQO, a única diferença é que o choque primário teve seu efeito elevado em 0,08%, além de aumentar sua significância. Testes para avaliar a existência de raiz unitárias nas séries de tempo indicaram que as séries são estacionárias.

Vale ressaltar que os resultados obtidos em ambas as aplicações são mais importantes no sentido qualitativo do que no sentido quantitativo. A ausência de dados sobre a maturidade média da dívida pública nos países pode ter subestimado o efeito do choque fiscal na inflação para a primeira aplicação empírica. Como foi observado, os efeitos encontrados em Barro e Bianchi (2023) são consideravelmente maiores do que os efeitos relatados aqui. Já na análise de séries históricas, a utilização da variável Risco Brasil como proxy para expectativas de solvência fiscal impede uma interpretação quantitativa dos dados. A TFNP parece ser plausível com os resultados obtidos na presente monografia; contudo, métodos mais sofisticados são necessários para chegarmos em medidas quantitativas mais confiáveis.

REFERÊNCIAS

BARRO, Robert J.; BIANCHI, Francesco. **Fiscal Influences on Inflation in OECD Countries, 2020-2022**. National Bureau of Economic Research, 2023. (Working Paper Series, n. 31838). Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w31838>. Acesso em: 26 nov. 2024.

Bianchi, F. (2012). Evolving Monetary/Fiscal Policy Mix in the United States. **American Economic Review Papers & Proceedings**, 101(3), 167–172.

BIANCHI, Francesco; FACCINI, Renato; MELOSI, Leonardo. **A Fiscal Theory of Persistent Inflation**. National Bureau of Economic Research, Working Paper Series, n. 30727, dez. 2022. DOI: 10.3386/w30727. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w30727>. Acesso em: 19 jul. 2024.

BIANCHI, Francesco; MELOSI, Leonardo. **Escaping the Great Recession**. National Bureau of Economic Research, Working Paper Series, n. 20238, jun. 2014. DOI: 10.3386/w20238. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w20238>. Acesso em: 19 jul. 2024.

BLANCHARD, Olivier. Public Debt and Low Interest Rates. **American Economic Review**, v. 109, p. 1197-1229, 2019.

BORDO, Michael D.; Levy, Mickey D. 2020. **Do Enlarged Fiscal Deficits Cause Inflation: The Historical Record**. Working Paper 28195, National Bureau of Economic Research.

Cochrane, John H. **The Fiscal Theory of the Price Level**. Princeton: Princeton University Press, 2023.

COCHRANE, John H. Long-Term Debt and Optimal Policy in the Fiscal Theory of the Price Level. **Econometrica**, United States, v. 69, n. 1, p. 69-116, 2001. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2692186>. Acesso em: 15 out. 2024.

COCHRANE, John H. Money as stock. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, n. 3, p. 501-528, 2005. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.07.004>.

COCHRANE, John H. Fiscal Histories. **Journal of Economic Perspectives**, v. 36, n. 4, p. 125-146, 2022. Disponível em: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.36.4.125>.

COCHRANE, John H. **The Fiscal Roots of Inflation**. National Bureau of Economic Research, Working Paper Series, n. 25811, maio 2019. DOI: 10.3386/w25811. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w25811>. Acesso em: 19 jul. 2024.

COCHRANE, John. **Inflation, monetary and fiscal policy, and Japan**. Paper presented at the 2024 Bank of Japan - Institute for Money and Economic Studies conference, Japão, 28 maio 2024.

COCHRANE, John H. **Inflation Past, Present and Future: Fiscal Shocks, Fed Response, and Fiscal Limits**. National Bureau of Economic Research, Working Paper Series, n. 30096, maio 2022. DOI: 10.3386/w30096. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w30096>. Acesso em: 19 jul. 2024.

DAVIG, Troy; LEEPER, Eric M. 2006. **Fluctuating Macro Policies and the Fiscal Theory**. In NBER Macroeconomics Annual 2006. Cambridge MA: MIT Press, 247–298.

FIALHO, M. L., & PORTUGAL, M. S.. (2005). Monetary and fiscal policy interactions in Brazil: an application of the fiscal theory of the price level. **Estudos Econômicos**, São Paulo, 35(4), 657–685. <https://doi.org/10.1590/S0101-4161200500040000>

HØIEN, Torgeir. 2016. **Prices and Policies: A Primer on the Fiscal Theory of the Price Level**. SKAGEN Funds, Stavanger, Norway.

JIANG, Zhengyang. Fiscal Cyclicalities and Currency Risk Premia. **The Review of Financial Studies**, v. 35, n. 3, p. 1527-1552, 2022.

Kehoe, Timothy J., and Juan Pablo Nicolini, eds. 2021. **A Monetary and Fiscal History of Latin America, 1960–2017**. Minneapolis: University of Minnesota Press

LEEPER, Eric M. Equilibria under ‘active’ and ‘passive’ monetary and fiscal policies. **Journal of Monetary Economics**, v. 27, n. 1, p. 129-147, 1991. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(91\)90007-B](https://doi.org/10.1016/0304-3932(91)90007-B). Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/030439329190007B>. Acesso em: 19 jul. 2024.

LEEPER, Eric M.; LEITH, Campbell. **Understanding Inflation as a Joint Monetary-Fiscal Phenomenon**. National Bureau of Economic Research, Working Paper Series, n. 21867, jan. 2016. DOI: 10.3386/w21867. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w21867>. Acesso em: 5 jul. 2024.

LEEPER, Eric M.; WALKER, Todd B. **Perceptions and Misperceptions of Fiscal Inflation**. National Bureau of Economic Research, Working Paper Series, n. 17903, mar. 2012. DOI: 10.3386/w17903. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w17903>. Acesso em: 19 jul. 2024.

LOYO, Eduardo. Tight Money Paradox on the Loose: A Fiscalist Hyperinflation. Manuscrito, 1999.

ORTEGA SCARAMUZZI, Thais; KFOURY MUINHOS, Marcelo. Fiscal dominance in Brazil: The effects of fiscal imbalances and debt dynamics. **Revista Brasileira de**

Economia, v. 78, n. 2, jul. 2024. Disponível em:
<https://periodicos.fgv.br/rbe/article/view/88864>. Acesso em: 19 jul. 2024.

SARGENT, T.J.; WALLACE, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, out. 1981. Reimpresso em: SARGENT, T.J. 1986.

SARGENT, T.J. The Ends of Four Big Inflations. *In*: Hall, Robert E. (ed.). **Inflation: causes and effects**. Chicago: National Bureau of Economic Research, . p. 41-98, 1982.

SIMS, Christopher A. Paper Money. **American Economic Review**, v. 103, n. 2, p. 563-584, abr. 2013. DOI: 10.1257/aer.103.2.563. Disponível em:
<https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.103.2.563>. Acesso em: 5 jul. 2024.

SIMS, Christopher A. Stepping on a rake: The role of fiscal policy in the inflation of the 1970s. **European Economic Review**, v. 55, n. 1, p. 48-56, jan. 2011.

WOODFORD, Michael. Fiscal Requirements for Price Stability. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 33, n. 3, p. 669-728, 2001. Disponível em:
<http://www.jstor.org/stable/2673890>.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introductory Econometrics: A Modern Approach**. South-Western College, 2012.

APÊNDICE A – Regressões para países da América Latina

Modelo 1: MQO, usando as observações 1-12

Variável dependente: Inflação Inesperada					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	1,51080	0,417829	3,616	0,0047	***
Choque Fiscal	-5,93480	3,03306	-1,957	0,0789	*
Média var. dependente	2,067500		D.P. var. dependente	1,188516	
Soma resíd. quadrados	11,23624		E.P. da regressão	1,060011	
R-quadrado	0,276867		R-quadrado ajustado	0,204553	
F(1, 10)	3,828706		P-valor(F)	0,078866	
Log da verossimilhança	-16,63269		Critério de Akaike	37,26538	
Critério de Schwarz	38,23519		Critério Hannan-Quinn	36,90632	

Modelo 2: MQO, usando as observações 1-12

Variável dependente: Excesso Mortalidade					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	230,908	46,4518	4,971	0,0006	***
Choque Fiscal	-988,394	337,198	-2,931	0,0150	**
Média var. dependente	323,6223		D.P. var. dependente	153,2077	
Soma resíd. quadrados	138876,6		E.P. da regressão	117,8459	
R-quadrado	0,462133		R-quadrado ajustado	0,408346	
F(1, 10)	8,591950		P-valor(F)	0,015010	
Log da verossimilhança	-73,16587		Critério de Akaike	150,3317	
Critério de Schwarz	151,3016		Critério Hannan-Quinn	149,9727	

APÊNDICE B – Regressões para países Europeus

Modelo 1: MQO, usando as observações 1-34

Variável dependente: Inflação Inesperada					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	3,73011	0,547470	6,813	<0,0001	***
Choque Fiscal	-2,29781	1,70028	-1,351	0,1860	
Média var. dependente	4,284020	D.P. var. dependente	2,142641		
Soma resíd. quadrados	143,3202	E.P. da regressão	2,116308		
R-quadrado	0,053992	R-quadrado ajustado	0,024430		
F(1, 32)	1,826369	P-valor(F)	0,186034		
Log da verossimilhança	-72,70217	Critério de Akaike	149,4043		
Critério de Schwarz	152,4571	Critério Hannan-Quinn	150,4454		

Modelo 2: MQO, usando as observações 1-18

Variável dependente: Inflação Inesperada					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	4,11562	1,07961	3,812	0,0017	***
Choque Fiscal	-0,533787	3,18381	-0,1677	0,8691	
Guerra	0,849847	1,24775	0,6811	0,5062	
Média var. dependente	4,614913	D.P. var. dependente	2,507435		
Soma resíd. quadrados	103,3787	E.P. da regressão	2,625245		
R-quadrado	0,032786	R-quadrado ajustado	-0,096176		
F(2, 15)	0,254227	P-valor(F)	0,778790		
Log da verossimilhança	-41,27313	Critério de Akaike	88,54627		
Critério de Schwarz	91,21738	Critério Hannan-Quinn	88,91458		

APÊNDICE C – Regressões para países do Leste Asiático

Modelo 1: MQO, usando as observações 1-19

Variável dependente: Inflação Inesperada					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,211951	0,706700	-0,2999	0,7679	
Choque Fiscal	-2,21805	0,936295	-2,369	0,0299	**
Média var. dependente	0,601228	D.P. var. dependente	3,017949		
Soma resíd. quadrados	123,2554	E.P. da regressão	2,692642		
R-quadrado	0,248187	R-quadrado ajustado	0,203963		
F(1, 17)	5,612016	P-valor(F)	0,029945		
Log da verossimilhança	-44,72312	Critério de Akaike	93,44624		
Critério de Schwarz	95,33512	Critério Hannan-Quinn	93,76592		

Modelo 2: MQO, usando as observações 1-19

Variável dependente: Excessmortality					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	173,583	33,1441	5,237	<0,0001	***
Choque Fiscal	39,5218	43,9120	0,9000	0,3807	
Média var. dependente	159,0932	D.P. var. dependente	125,6162		
Soma resíd. quadrados	271111,5	E.P. da regressão	126,2843		
R-quadrado	0,045482	R-quadrado ajustado	-0,010666		
F(1, 17)	0,810039	P-valor(F)	0,380682		
Log da verossimilhança	-117,8354	Critério de Akaike	239,6707		
Critério de Schwarz	241,5596	Critério Hannan-Quinn	239,9904		

APÊNDICE D – Regressões para países desenvolvidos

Modelo 1: MQO, usando as observações 1-31

Variável dependente: Inflação Inesperada					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	2,52270	0,307636	8,200	<0,0001	***
Choque Fiscal	-4,62778	1,07140	-4,319	0,0002	***
Média var. dependente	3,430860	D.P. var. dependente	1,575947		
Soma resíd. quadrados	45,33940	E.P. da regressão	1,250371		
R-quadrado	0,391485	R-quadrado ajustado	0,370502		
F(1, 29)	18,65700	P-valor(F)	0,000167		
Log da verossimilhança	-49,88003	Critério de Akaike	103,7601		
Critério de Schwarz	106,6280	Critério Hannan-Quinn	104,6949		

Modelo 2: MQO, usando as observações 1-31

Variável dependente: Excesso Mortalidade					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	220,018	38,4261	5,726	<0,0001	***
Choque Fiscal	-236,272	133,826	-1,766	0,0880	*
Média var. dependente	266,3846	D.P. var. dependente	161,5977		
Soma resíd. quadrados	707382,3	E.P. da regressão	156,1810		
R-quadrado	0,097052	R-quadrado ajustado	0,065916		
F(1, 29)	3,117036	P-valor(F)	0,088006		
Log da verossimilhança	-199,5349	Critério de Akaike	403,0697		
Critério de Schwarz	405,9377	Critério Hannan-Quinn	404,0046		

APÊNDICE E – Resultados para países emergentes

Modelo 1: MQO, usando as observações 1-101

Variável dependente: Inflação Inesperada					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	1,64345	0,299428	5,489	<0,0001	***
Choque Fiscal	-1,47916	0,753290	-1,964	0,0524	*
Média var. dependente	1,905097	D.P. var. dependente	2,733043		
Soma resíd. quadrados	718,9516	E.P. da regressão	2,694835		
R-quadrado	0,037487	R-quadrado ajustado	0,027764		
F(1, 99)	3,855734	P-valor(F)	0,052381		
Log da verossimilhança	-242,4278	Critério de Akaike	488,8556		
Critério de Schwarz	494,0858	Critério Hannan-Quinn	490,9730		

Modelo 2: MQO, usando as observações 1-101 (n = 99)

Observações ausentes ou incompletas foram ignoradas: 2

Variável dependente: ExcessMortality					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	248,818	22,7549	10,93	<0,0001	***
Choque Fiscal	-23,7081	56,8544	-0,4170	0,6776	
Média var. dependente	252,9954	D.P. var. dependente	202,4264		
Soma resíd. quadrados	4008505	E.P. da regressão	203,2850		
R-quadrado	0,001789	R-quadrado ajustado	-0,008501		
F(1, 97)	0,173887	P-valor(F)	0,677602		
Log da verossimilhança	-665,6110	Critério de Akaike	1335,222		
Critério de Schwarz	1340,412	Critério Hannan-Quinn	1337,322		

APÊNDICE F – Resultados para séries temporais

Modelo 1: MQO, usando as observações 1999-2023 (T = 25)

Variável dependente: Inflação inesperada					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,0149186	0,325632	0,04581	0,9639	
choque expec	0,00794659	0,00216840	3,665	0,0015	***
choque exp (-1)	0,00019416	0,00214641	0,09046	0,9288	
choque primário	0,175401	0,185202	0,9471	0,3549	
choque prim (-1)	-0,352049	0,185334	-1,900	0,0720	*
Média var. dependente	0,176041	D.P. var. dependente	2,148905		
Soma resid. quadrados	51,76671	E.P. da regressão	1,608830		
R-quadrado	0,532905	R-quadrado ajustado	0,439486		
F(4, 20)	5,704469	P-valor(F)	0,003129		
Log da verossimilhança	-44,57186	Critério de Akaike	99,14371		
Critério de Schwarz	105,2381	Critério Hannan-Quinn	100,8340		
rô	0,360316	Durbin-Watson	1,232871		

Modelo 2: MQO, usando as observações 1999-2023 (T = 25)

Variável dependente: Inflação Inesperada					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,0324206	0,316213	0,1025	0,9193	
Choque expect	0,00783246	0,00194815	4,020	0,0006	***
Choque prim (-1)	-0,380437	0,178383	-2,133	0,0444	**
Média var. dependente	0,176041	D.P. var. dependente	2,148905		
Soma resid. quadrados	54,13945	E.P. da regressão	1,568720		
R-quadrado	0,511496	R-quadrado ajustado	0,467087		
F(2, 22)	11,51773	P-valor(F)	0,000378		
Log da verossimilhança	-45,13205	Critério de Akaike	96,26411		
Critério de Schwarz	99,92074	Critério Hannan-Quinn	97,27830		
rô	0,365900	Durbin-Watson	1,229703		

Teste de Breusch-Godfrey para autocorrelação de primeira-ordem
MQO, usando as observações 1999-2023 (T = 25)

Variável dependente: uhat

	Coeficiente	Erro padrão	Razão-t	p-valor
Const	0,00618845	0,300261	0,02061	0,9838
Choque expec	3,25662e-05	0,00184985	0,01760	0,9861
choque prim-1	-0,0642503	0,172918	-0,3716	0,7139
Uhat_1	0,381824	0,206992	1,845	0,0792 *

R-quadrado não-ajustado = 0,139438

Estatística de teste: LMF = 3,402650,
com p-valor = $P(F(1,21) > 3,40265) = 0,0792$

Estatística alternativa: $TR^2 = 3,485944$,
com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(1) > 3,48594) = 0,0619$

Ljung-Box Q' = 3,75083,
com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(1) > 3,75083) = 0,0528$

Modelo GLS: Prais-Winsten, usando as observações 1999-2023 (T = 25)

Variável dependente: Inflacaoinesperada
 $\rho = 0,405212$

	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	
const	0,0117991	0,474116	0,02489	0,9804	
choquefiscal	0,00789764	0,00195569	4,038	0,0005	***
DT1	-0,480376	0,144893	-3,315	0,0031	***

Estatísticas baseadas nos dados rô-diferenciados:

Soma resid.	45,63888	E.P. da regressão	1,440311
Quadrados			
R-quadrado	0,588604	R-quadrado ajustado	0,551204
F(2, 22)	14,89884	P-valor(F)	0,000081
rô	0,119362	Durbin-Watson	1,719104

Estatísticas baseadas nos dados originais:

Média var. dependente	0,176041	D.P. var. dependente	2,148905
-----------------------	----------	----------------------	----------

 Teste Aumentado de Dickey-Fuller para choque fiscal

incluindo 2 defasagens de (1-L)choque fiscal

tamanho da amostra: 22

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,555307

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -2,18473$

p-valor assintótico 0,02785

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,227

diferenças defasadas: $F(2, 19) = 1,912 [0,1752]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2002-2023 (T = 22)

Variável dependente: d_choquefiscal

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
choquefiscal_1	-0,555307	0,254177	-2,185	0,0278	**
d_choquefiscal_1	0,239485	0,222476	1,076	0,2952	
d_choquefiscal_2	-0,211432	0,198756	-1,064	0,3008	
AIC: 283,453	BIC: 286,726	HQC: 284,224			

 Teste Aumentado de Dickey-Fuller para choque primário

incluindo 2 defasagens de (1-L)choqueprimario

tamanho da amostra: 22

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -2,02303

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -3,63921$

p-valor assintótico 0,000271

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,022

diferenças defasadas: $F(2, 19) = 1,904 [0,1764]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2002-2023 (T = 22)

Variável dependente: d_choqueprimario

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
choqueprimario_1	-2,02303	0,555899	-3,639	0,0003	***
d_choqueprimar~_1	0,726814	0,417245	1,742	0,0977	*
d_choqueprimar~_2	0,259791	0,261914	0,9919	0,3337	

AIC: 91,6865 BIC: 94,9596 HQC: 92,4575

 Teste Aumentado de Dickey-Fuller para Inflação inesperada

incluindo 2 defasagens de (1-L)Inflacaoinesperada
 tamanho da amostra: 22
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -1,06412

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -3,01713$

p-valor assintótico 0,002488

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,081

diferenças defasadas: $F(2, 19) = 1,264 [0,3051]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2002-2023 (T = 22)

Variável dependente: d_Inflacaoinesperada

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
Inflacaoinespe~_1	-1,06412	0,352694	-3,017	0,0025	***
d_Inflacaoines~_1	0,391410	0,270458	1,447	0,1641	
d_Inflacaoines~_2	0,0926094	0,245468	0,3773	0,7101	

AIC: 98,9708 BIC: 102,244 HQC: 99,7418

APÊNDICE G – Dados dos grupos de países

Países América Latina	Choque Fiscal	Inflação extra	Excesso de Mortalidade
Argentina	-0,10	36,58	411,79
Bolivia	-0,12	-2,73	537,23
Brazil	-0,04	0,96	378,20
Chile	-0,18	4,49	309,59
Colombia	-0,17	2,99	364,34
Costa Rica	0,11	1,03	154,86
Dominican Republic	-0,05	3,65	62,60
Ecuador	-0,01	-0,81	451,08
El Salvador	-0,06	3,25	365,74
Guatemala	-0,03	1,60	291,59
Haiti	-0,04	16,90	164,14
Honduras	-0,13	1,68	291,69
Mexico	-0,08	2,15	541,25
Nicaragua	-0,05	1,44	255,16
Panama	-0,23	-1,26	213,80
Paraguay	-0,18	1,54	391,19
Peru	-0,31	2,77	620,16
Uruguay	-0,03	0,50	222,83
Venezuela	0,07	-12822,92	214,89

Países Europa	Inflação Extra	Choque Fiscal	Excesso de Mortalidade
Albania	2,17	-0,14	609,93
Austria	3,12	-0,11	279,44
Belgium	3,89	-0,11	263,08
Bosnia and Herzegovina	5,77	-0,09	793,63
Bulgaria	5,76	-0,28	1093,38
Croatia	4,61	-0,12	640,74
Cyprus	3,17	-0,22	222,67
Czech Republic	6,41	-0,24	467,49
Denmark	3,51	-0,14	99,43
Estonia	6,90	-0,16	387,63
Finland	2,56	-0,06	229,17
France	2,10	-0,33	209,19
Germany	3,80	-0,43	251,00
Greece	2,52	-0,23	376,10
Hungary	9,05	-0,14	503,50
Iceland	3,27	-0,25	72,05
Ireland	3,74	-0,29	154,73
Italy	4,17	0,31	457,88

Latvia	7,66	-0,09	578,56
Luxembourg	2,20	-0,20	34,65
Moldova	8,70	-0,23	590,38
Netherlands	4,52	-0,73	265,06
North Macedonia	7,19	-0,15	836,03
Norway	2,13	-0,20	129,88
Poland	7,53	-0,18	485,21
Portugal	2,93	-0,29	355,14
Romania	6,13	-0,25	651,13
Russian Federation	1,65	-0,12	#N/D
Slovak Republic	5,68	-0,13	564,49
Slovenia	3,46	-0,11	316,43
Spain	2,64	-0,16	327,83
Sweden	3,61	0,11	161,85
Switzerland	1,25	-0,39	234,33
Türkiye, Republic of	28,34	-0,49	286,53
Ukraine	1,65	-0,15	604,82
United Kingdom	3,37	-0,21	293,69

Países Leste Asiático	Choque Fiscal	Inflação extra	Excesso de Mortalidade
Bangladesh	0,14	-0,39	340,67
Bhutan	-0,10	-0,31	-97,21
Cambodia	-0,71	0,19	282,52
China	-0,08	-1,56	79,01
Fiji	-0,42	-1,72	93,21
India	-0,09	-0,46	369,31
Indonesia	-0,19	-1,67	251,65
Kiribati	-2,98	7,25	52,72
Malaysia	-0,17	-0,26	123,87
Maldives	-0,33	-3,57	141,43
Marshall Islands	0,35	1,94	121,63
Mongolia	-0,26	1,80	39,55
Myanmar	-0,21	7,26	294,59
Papua New Guinea	-0,20	-0,25	138,82
Philippines	-0,32	1,84	235,69
Solomon Islands	-0,68	-0,03	113,36
Sri Lanka	-0,12	18,53	230,56
Thailand	-0,32	1,12	195,75
Vanuatu	-0,32	4,15	-30,85
Vietnam	-0,09	-3,90	277,04

Países desenvolvidos	Déficits Extras	Inflação extra	Excess Mortality
Australia	-0,09	2,03	88,05

Austria	-0,28	3,12	279,44
Belgium	-0,14	3,89	263,08
Canada	-0,18	2,27	158,27
Croatia	-0,25	4,61	640,74
Cyprus	-0,12	3,17	222,67
Czech Republic	-0,49	6,41	467,49
Denmark	-0,15	3,51	99,43
Estonia	-1,08	6,90	387,63
Finland	-0,11	2,56	229,17
France	-0,11	2,10	209,19
Germany	-0,26	3,80	251,00
Greece	-0,12	2,52	376,10
Iceland	-0,24	3,27	72,05
Ireland	-0,14	3,74	154,73
Israel	-0,01	1,60	142,31
Italy	-0,16	4,17	457,88
Japan	-0,06	0,61	114,33
Latvia	-0,33	7,66	578,56
Luxembourg	-0,43	2,20	34,65
Netherlands	-0,25	4,52	265,06
New Zealand	-0,12	3,24	-3,07
Norway	0,31	2,13	129,88
Portugal	-0,09	2,93	355,14
Slovak Republic	-0,20	5,68	564,49
Slovenia	-0,29	3,46	316,43
Spain	-0,13	2,64	327,83
Sweden	-0,11	3,61	161,85
Switzerland	-0,16	1,25	234,33
United Kingdom	-0,21	3,37	293,69
United States	-0,11	3,38	385,53

Países Emergentes	Inflação Extra	Choque Fiscal	Excesso de Mortalidade
Albania	2,17	-0,14	609,93
Algeria	2,63	0,18	250,74
Angola	5,64	0,00	121,88
Antigua and Barbuda	2,83	-0,04	-75,70
Argentina	36,58	-0,10	411,79
Aruba	1,09	-0,33	427,05
Azerbaijan	4,50	-1,32	317,77
The Bahamas	2,14	-0,29	#N/D

Bahrain	-1,26	-0,07	201,91
Bangladesh	-0,39	0,14	340,67
Barbados	-0,40	-0,14	165,72
Belize	3,39	-0,09	182,80
Benin	1,70	-0,32	122,34
Bhutan	-0,31	-0,10	-97,21
Bolivia	-2,73	-0,12	537,23
Bosnia and Herzegovina	5,77	-0,23	793,63
Brazil	0,96	-0,04	378,20
Bulgaria	5,76	-0,15	1093,38
Burkina Faso	5,76	-0,28	133,57
Burundi	7,72	-0,05	144,13
Cabo Verde	2,71	-0,14	#N/D
Cambodia	0,19	-0,71	282,52
Central African Republic	-0,48	-0,40	119,89
Chad	1,59	0,12	158,40
Chile	4,49	-0,18	309,59
Colombia	2,99	-0,17	364,34
Comoros	5,28	0,28	163,38
Costa Rica	1,03	0,11	154,86
Côte d'Ivoire	2,68	-0,24	109,11
Djibouti	0,00	-0,15	98,35
Dominica	3,24	0,06	142,41
Dominican Republic	3,65	-0,05	62,60
Ecuador	-0,81	-0,01	451,08
El Salvador	3,25	-0,06	365,74
Equatorial Guinea	-0,64	0,23	85,44
Eswatini	-1,10	0,16	201,44
Ethiopia	14,78	-0,04	231,01
Fiji	-1,72	-0,42	93,21
Gabon	0,75	-0,11	105,40
Georgia	4,89	-0,28	678,71
Ghana	13,47	-0,24	130,68
Grenada	0,16	-0,31	119,10
Guatemala	1,60	-0,03	291,59
Guinea	-1,09	-0,11	115,59
Guinea-Bissau	4,04	-0,13	136,10
Guyana	2,78	-0,30	374,34
Haiti	16,90	-0,04	164,14
Honduras	1,68	-0,13	291,69
Hungary	9,05	-0,22	503,50
India	-0,46	-0,09	369,31
Indonesia	-1,67	-0,19	251,65

Jamaica	1,22	-0,06	195,95
Jordan	-0,57	-0,06	140,27
Kenya	-0,34	0,05	211,92
Kiribati	7,25	-2,98	52,72
Kuwait	1,44	-0,05	171,75
Kyrgyz Republic	6,16	-0,07	193,05
Lebanon	160,72	-0,01	271,08
Lesotho	1,91	0,08	150,43
Madagascar	0,17	-0,22	155,82
Malaysia	-0,26	-0,17	123,87
Maldives	-3,57	-0,33	141,43
Marshall Islands	1,94	0,35	121,63
Mexico	2,15	-0,08	541,25
Moldova	8,70	-0,23	590,38
Mongolia	1,80	-0,26	39,55
Morocco	2,43	-0,12	238,95
Mozambique	-0,70	-0,20	216,72
Myanmar	7,26	-0,21	294,59
Namibia	-0,43	-0,09	139,20
Nicaragua	1,44	-0,05	255,16
Niger	3,08	-0,16	138,03
Nigeria	5,87	-0,03	182,75
Oman	-0,32	0,11	97,81
Pakistan	5,80	0,04	283,87
Panama	-1,26	-0,23	213,80
Papua New Guinea	-0,25	-0,20	138,82
Paraguay	1,54	-0,18	391,19
Peru	2,77	-0,31	620,16
Philippines	1,84	-0,32	235,69
Poland	7,53	-0,23	485,21
Qatar	1,49	0,08	50,59
Romania	6,13	-0,20	651,13
Russia	1,65	-0,73	939,92
Rwanda	5,26	-0,11	173,87
Saudi Arabia	1,13	0,12	83,85
Senegal	5,13	-0,11	122,75
Seychelles	2,01	-0,44	-25,52
Solomon Islands	-0,03	-0,68	113,36
South Africa	0,19	-0,07	455,46
Sri Lanka	18,53	-0,12	230,56
St. Kitts and Nevis	1,15	0,03	436,34
St. Lucia	2,02	-0,11	256,58
St. Vincent and the	1,98	-0,22	193,83

Grenadines			
Sudan	190,48	0,12	270,05
Suriname	45,60	0,53	318,43
Tajikistan	0,41	0,02	190,08
Tanzania	-2,98	-0,09	203,10
Thailand	1,12	-0,32	195,75
Togo	4,77	-0,47	130,37
Trinidad and Tobago	-0,40	-0,20	326,70
Tunisia	2,23	-0,16	232,20
Türkiye	28,34	0,11	#N/D
Uganda	-1,15	-0,12	199,07
Ukraine	1,65	-0,39	604,82
United Arab Emirates	-0,67	0,15	87,96
Uruguay	0,50	-0,03	222,83
Uzbekistan	-1,11	-0,37	145,89
Vanuatu	4,15	-0,32	-30,85
Venezuela	-12822,92	0,07	214,89
Vietnam	-3,90	-0,09	277,04
Yemen	11,35	0,14	145,65

APÊNDICE H – Dados de séries Temporais

Ano	Inflação Inesperada	Choque Expectativas	Choque Expectativas (-1)	Choque Primário	Choque Primário (-1)
1999	0,42	207,02	-47,22	0,75	-0,54
2000	-1,99	-73,59	207,02	0,10	0,75
2001	0,14	123,51	-73,59	-0,16	0,10
2002	5,36	644,36	123,51	0,11	-0,16
2003	2,48	174,45	644,36	0,08	0,11
2004	1,12	-51,68	174,45	0,41	0,08
2005	-0,47	-122,88	-51,68	0,27	0,41
2006	-2,76	-217,61	-122,88	-0,14	0,27
2007	-1,26	-212,24	-217,61	0,01	-0,14
2008	0,27	-42,82	-212,24	0,28	0,01
2009	-1,68	2,82	-42,82	-0,52	0,28
2010	0,26	-69,87	2,82	0,52	-0,52
2011	0,78	-59,79	-69,87	0,97	0,52
2012	0,05	-58,97	-59,79	1,05	0,97
2013	0,05	-35,26	-58,97	1,15	1,05
2014	0,51	-11,86	-35,26	-0,12	1,15
2015	4,77	97,63	-11,86	-1,21	-0,12
2016	0,45	126,92	97,63	-1,35	-1,21
2017	-2,81	7,81	126,92	-0,20	-1,35
2018	-1,96	7,55	7,81	0,29	-0,20
2019	-1,39	-26,24	7,55	1,03	0,29
2020	-1,20	51,45	-26,24	-7,36	1,03
2021	4,32	32,12	51,45	2,15	-7,36
2022	0,04	36,25	32,12	3,16	2,15
2023	-1,12	-35,23	36,25	0,26	3,16