

JOÃO VICTOR ARAUJO EVANGELISTA

**EFEITO SARGENT-WALLACE: ANÁLISE DA ARITMÉTICA DESAGRADÁVEL SOB
AS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO DE LONGO PRAZO E RISCO DE
MORATÓRIA**

**Monografia apresentada ao Curso de Ciências
Econômicas, Faculdade de Economia,
Administração, Contabilidade e Atuária,
Universidade de São Paulo, como requisito parcial
para a obtenção do título de Bacharel em Ciências
Econômicas.**

**Orientador: Mauro Rodrigues Júnior
Coordenador: Maria Dolores Montoya Diaz**

SÃO PAULO

2022

JOÃO VICTOR ARAUJO EVANGELISTA

**EFEITO SARGENT-WALLACE: ANÁLISE DA ARITMÉTICA DESAGRADÁVEL SOB
AS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO DE LONGO PRAZO E RISCO DE
MORATÓRIA**

**Monografia apresentada ao Curso de Ciências
Econômicas, Faculdade de Economia,
Administração, Contabilidade e Atuária,
Universidade de São Paulo, como requisito parcial
para a obtenção do título de Bacharel em Ciências
Econômicas.**

**Orientador: Mauro Rodrigues Júnior
Coordenador: Maria Dolores Montoya Diaz**

SÃO PAULO

2022

FICHA CATALOGRÁFICA

Araujo Evangelista, João Victor

Efeito Sargent: Análise da aritmética desagradável sob as expectativas de inflação de longo prazo e risco de moratória – São Paulo, 2022.

28

Área de concentração: Macroeconomia e economia monetária

Orientador: Prof. Dr. Mauro Rodrigues Júnior.

Trabalho de Conclusão de Curso – Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária da Universidade de São Paulo.

1. taxa de juros; 2. expectativa de inflação; 3. dominância fiscal

AGRADECIMENTOS

A minha família e meus pais que me apoiaram e tornaram tudo isso possível, principalmente a minha mãe Sandra que persistiu em mostrar que era possível.

Ao Prof. Dr. Mauro Rodrigues, pelas excelentes aulas, vídeos e demais conteúdos de divulgação das ciências econômicas, bem como pela orientação deste trabalho.

Aos meus colegas de graduação, principalmente o ESUQ, que me proporcionaram momentos de alegria e muito aprendizado. E também aos colegas de entidade, FEA.Dev, que me ensinaram muito.

SUMÁRIO

RESUMO	7
1 INTRODUÇÃO	9
1.1 INTRODUÇÃO	9
1.2 REVISÃO DE LITERATURA	11
2 CAPÍTULO 2	16
2.1 DADOS.	16
2.2 METODOLOGIA.	16
3 CAPÍTULO 3	17
3.1 RESULTADOS	19
3.2 CONCLUSÃO	23
REFERÊNCIAS	26

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

GRÁFICO 1 -	COMPOSIÇÃO DA DÍVIDA PÚBLICA FEDERAL	9
GRÁFICO 2 -	RAZÃO DÍVIDA/PIB PAÍSES EMERGENTES.	10
GRÁFICO 3 -	PERCENTUAL DA DÍVIDA PÚBLICA FEDERAL .	12
TABELA 1 -	TESTES DE VARIÂNCIAS	18
TABELA 2 -	ESTIMADORES OLS	18
TABELA 3 -	ESTIMADORES IV	19
TABELA 4 -	ESTIMADORES IV PARA CDS	20
TABELA 5 -	TESTE DE VARIÂNCIA (INVESTMENT GRADE)	22
TABELA 6 -	ESTIMADORES IV (INVESTMENT GRADE)	23

RESUMO

EFEITO SARGENT-WALLACE: ANÁLISE DA ARITMÉTICA DESAGRADÁVEL SOB AS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO DE LONGO PRAZO E RISCO DE MORATÓRIA

O efeito da política monetária sobre a inflação ocorre por diferentes canais, entretanto segundo Sargent and Wallace (1981), quando a dívida é alta, um aperto monetário pode agir de forma contrária ao objetivo de conter a inflação, nesse caso a alta de juros geraria uma deterioração na situação fiscal e, portanto, um aumento da expectativa de inflação. Esse é o chamado estado de dominância fiscal. O Brasil é conhecido por ser um país com alto endividamento e altas taxas de juro que foi usado para demonstrar empiricamente que apesar da dívida alta, os apertos monetários reduzem as expectativas de inflação até mesmo no longo prazo e não se pode afirmar que essas decisões afetam a percepção de risco de o país honrar com suas dívidas.

Palavras-chaves: taxa de juros, expectativa de inflação, dominância fiscal

Códigos JEL: E52, E43, E44, E31

1 CAPÍTULO 1

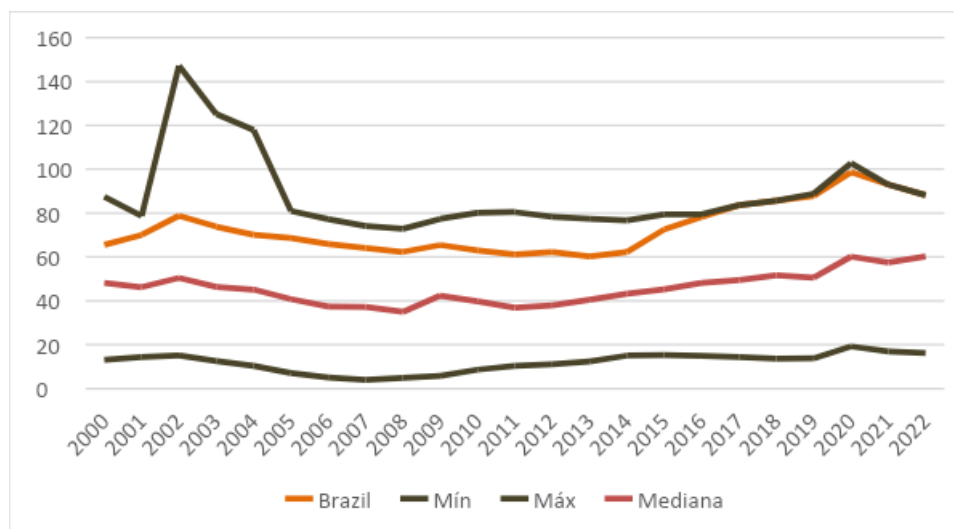
1.1 INTRODUÇÃO

A aritmética desagradável, termo cunhado por Sargent e Wallace (1981), propõe um possível efeito indesejável do aperto monetário, num cenário de dívida significativamente alta, o aperto monetário gera uma pressão no cenário fiscal que faz com que os agentes ao invés de reduzir suas expectativas de inflação, as aumentem por conta da deterioração da dívida. Esse efeito é debatido na literatura, evidências empíricas em casos de países altamente endividados como o Brasil mostram que o efeito da aritmética desagradável não é significativo o suficiente para gerar um aumento das expectativas de inflação em cenário de aperto monetário, como mostra Gonçalves, Rodrigues e Genta (2022).

Entretanto, o efeito ainda pode existir e esse trabalho visa ampliar o trabalho de Gonçalves, Rodrigues e Genta (2022) em três vertentes. A primeira, buscando analisar se os mesmos resultados encontrados para as expectativas de inflação de curto e médio prazo são encontradas nas de longo prazo. A segunda, entender se as surpresas nas decisões de política monetária também afetam o risco de moratória do país, pois se o efeito da decisão de política monetária estivesse mais fraca por conta da situação fiscal, as surpresas na decisão de política monetária também deveriam influenciar o risco de moratória. E a terceira, entender se em períodos em que a avaliação de crédito brasileira era mais positiva, a decisão de política monetária gera um efeito maior, pois, se houver essa diferença, pode-se ter a hipótese que essa diferença advém da situação fiscal deteriorada do país, que como mostra Sargent e Wallace (1981), o cenário fiscal deteriorado pode gerar esse efeito indesejado.

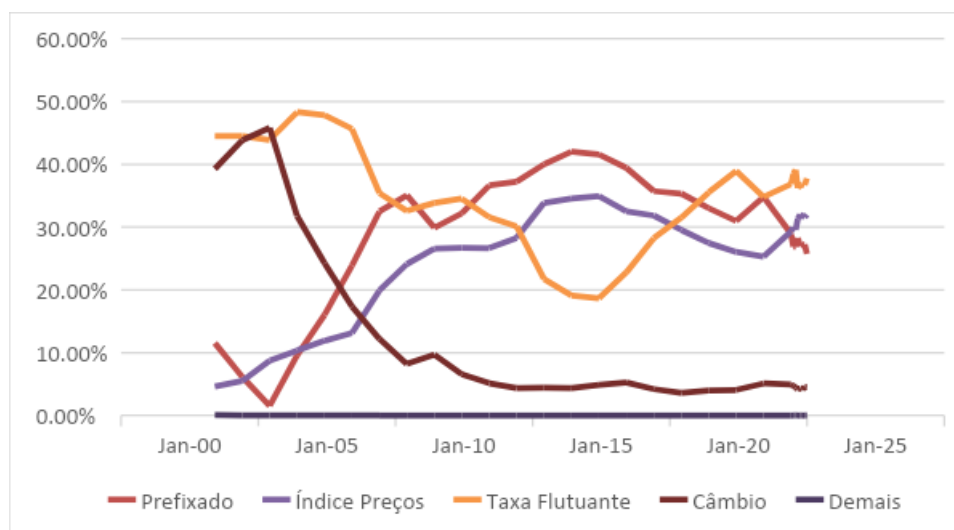
O caso brasileiro é interessante de se analisar, pois se trata de um país altamente endividado, marcado por moratórias e um histórico recente de hiperinflação, bem como um alto percentual da dívida atrelada à taxa Selic (taxa básica de juros definida pelo Banco Central), ou seja, a deterioração fiscal é suscetível a apertos monetários.

O gráfico 1, mostra como a dívida do Brasil é alta comparada com seus pares emergentes, o gráfico apresenta a série histórica da razão dívida/PIB considerando todos os países considerados mercados emergentes pelo FMI, com exceção da Venezuela por se tratar de um *outlier* da amostra. Observa-se que a dívida do país esteve sempre acima da mediana, próximo ou sendo a maior dívida/PIB dos países observados.

GRÁFICO 1 – Razão dívida/PIB países emergentes

Fonte: World Economic Outlook

Já o gráfico 2 mostra a evolução da composição da dívida brasileira, a dívida atrelada a taxa flutuante corresponde a 37,77% de toda a dívida emitida, já a dívida prefixada corresponde a 25,75%, um aumento na taxa de juros aumenta a dívida e consideravelmente o custo das novas dívidas a serem emitidas.

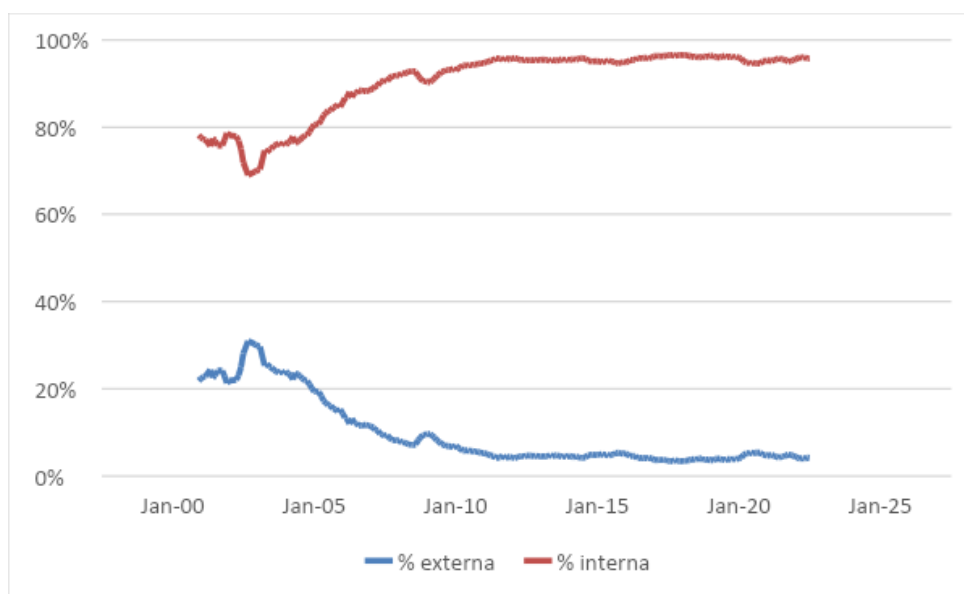
GRÁFICO 2 – Composição da Dívida Pública Federal

Fonte: Tesouro Nacional

Por outro lado, na literatura mais recente sobre dívida soberana, Aguiar et al (2013), ressalta a importância dos países com dívida emitida em moeda local na redução do risco de moratória, pois esses países podem reduzir o peso real da dívida através da inflação. E é

exatamente esse o caso do Brasil, como mostrado no gráfico 3, o país passou a ter uma composição maior de sua dívida emitida no mercado interno, ou seja, na moeda local.

GRÁFICO 3 – Percentual da Dívida Pública Federal



Fonte: Tesouro Nacional

O país também possui um grande mercado em títulos públicos indexados a inflação para diferentes maturidades, pelo qual podemos extrair a expectativa de inflação do mercado, a decisão de política monetária é feita por um comitê do Banco Central (COPOM) em datas pré-estabelecidas. Além dos dados de expectativa de inflação e decisão de política monetária, o país também possui liquidez para instrumentos financeiros como o credit default swap (CDS), usado para neutralizar o risco de moratória dos países e é indicativo do risco de o país não honrar com suas dívidas, bem como outros indicadores de risco-país como o EMBI+. Também possui classificação constante nas avaliações de crédito por empresas de classificação de risco. Esses dados nos permitem analisar (i) se as expectativas de inflação são afetadas pela decisão de política monetária, (ii) se a decisão afeta o risco de moratória do país mensurado pelo mercado.

Para medir o efeito da surpresa na decisão de política monetária, a metodologia utilizada é a mesma de Rigobon e Sack (2004), que consiste na criação de variáveis instrumentais a partir da divisão dos dias que possuem ou não reunião do comitê de política monetária, o COPOM no caso brasileiro e o FOMC no caso americano, basicamente os autores fazem o uso de uma estratégia de identificação através da heterocedasticidade proposta por Rigobon (2003). As condições necessárias para a criação da variável instrumental é explicada com mais detalhe no capítulo 2, sessão que falará sobre os dados e metodologia usada na pesquisa. O capítulo 3 é reservado para os resultados e conclusões das hipóteses propostas.

1.2 REVISÃO DE LITERATURA

O artigo de Sargent e Wallace (1981) sobre a aritmética desagradável já possui mais de 40 anos, portanto há muita literatura em cima dessa obra, bem como muitas atualizações feitas por outros pares. Bhattacharya e Haslag (1999) em “*Monetary Policy Arithmetic: Some Recent Contributions*” exploram os avanços no campo nos 18 anos entre os dois trabalhos e a partir dele pode-se entender como o modelo proposto por Sargent e Wallace (1981) funciona e em quais pontos são criticados atualmente, usando a abordagem de Bhattacharya e Haslang, para entender o modelo proposto por Sargent e Wallace (1981) deve-se simplificar descrição da economia em que o governo é operante, a partir de um modelo de gerações sobrepostas.

Parte-se do pressuposto que o tempo é dividido em um tempo discreto t e a cada $t = 1$, N_t indivíduos jovens nascem, a população também é dividida em dois tipos: jovens e

velhos, cada indivíduo vive apenas dois períodos, o primeiro jovem e o segundo velho. O crescimento populacional é dado por uma taxa n em que $N_{t+1} = nN_t$. Suponha que essa economia possua apenas um bem, cada indivíduo recebe y unidades do bem quando jovem e nada quando velho. Os indivíduos desejam consumir o bem em ambos os períodos, para isso, cada indivíduo consome parte dos bens quando jovem e precisa comprar reservas de valor para consumir o bem quando velho (o bem não é armazenável). Tome c_1 e c_2 como a quantidade de bens consumidos pelo indivíduo quando é jovem e velho respectivamente, e que os jovens pagam uma taxa τ de bens para o governo.

Sendo s a quantidade usada para comprar reservas de valor e r o retorno bruto das reservas de valor, pode-se concluir c_1 e c_2 a partir das seguintes equações:

$$y - \tau = c_1 + s \quad (1)$$

$$rs = c_2 \quad (2)$$

As opções de reserva de valor do jovem (s) podem ser divididas entre moeda m e títulos do tesouro b , portanto, sua reserva de valor pode ser formulada como:

$$s = b + vm \quad (3)$$

Em que v é a quantidade de bens que podem ser adquiridos com a moeda. Já b a quantidade de bens que o jovem entrega ao tesouro para ter em retorno R/n unidades do bem quando o título vencer, isto é, no segundo período quando velho. As taxas coletadas pelo governo τ são convertidas em bens do governo, denotado por g_t e que não são usados pelos indivíduos. O governo pode emitir uma quantidade B_t de títulos para aumentar o consumo de g_t , bem como pode imprimir dinheiro a uma quantidade M_t , e para cada bem obtido dos jovens através dos títulos, o governo precisa pagar R bens no período seguinte. Portanto, a restrição do governo, admitindo que o governo pode emitir títulos e expandir a base monetária, pode ser formulada pela seguinte fórmula:

$$N_t g_t + R B_{t-1} = N_t \tau_t + B_t + v_t (M_t - M_{t-1}) \quad (4)$$

A última parte da equação é relativa à senhoriagem, nesse caso o banco central controla o crescimento da base monetária disponível representado por λ , portanto, $M_t = \lambda_t + M_{t-1}$. Rescrevendo a equação pela quantidade de jovens, ou seja, dividindo por N_t para tirar o efeito do crescimento populacional, temos:

$$g_t + \frac{R_1}{n_t} b_{t-1} = \tau_t + b_t + v_t m_t (1 - \frac{1}{\lambda_t}) \quad (5)$$

Em que $b_t = \frac{B_t}{N_t}$ e $m_t = \frac{M_t}{N_t}$. Partido dessa equação, há 3 condições para que a

economia chegue em um equilíbrio em um ponto t : (i) indivíduos consomem e poupam para maximizar seu bem-estar ao longo da vida; (ii) os preços de consumo de bens, títulos e valor da moeda são dados; (iii) a oferta e demanda de consumo é igual, bem como a restrição orçamentária do governo é satisfeita. Nesse exemplo de economia simplificada, podemos descrever a economia no estado estacionário como:

$$g + \frac{R}{n} b = \tau + b + vm(1 - \frac{1}{\lambda}) \quad (6)$$

Tendo em vista a equação no estado estacionário, faz-se um exercício em que o governo deseja aumentar seu consumo (g). Dado que τ e λ são constantes, o governo teria que aumentar a quantidade de títulos (b) vendidos para poder aumentar seu consumo, sendo o custo de juros dos títulos $(\frac{R}{n})b$, as consequências do aumento do financiamento baseado na emissão de novos títulos depende da razão $\frac{R}{n}$ que é a razão dos juros real sob o crescimento da economia. Quando essa razão é maior que 1, temos $(\frac{R}{n})b > b$, ou seja, o custo dos títulos existentes é maior que o receita gerada a partir da emissão de novos títulos, dado que τ é fixo (o Banco Central não pode aumentar tributos), o banco central só pode aumentar λ que consequentemente gera um aumento da senhoriagem e da inflação.

A partir desse modelo, temos três condições necessárias para chegar aos resultados desenvolvidos por Sargent e Wallace (1981): (i) o Banco Central não está acima da autoridade fiscal, não podendo controlar τ ; (ii) a taxa real de juros é maior que a taxa de crescimento da economia, ou seja, $(\frac{R}{n}) > 1$, e (iii) o Banco Central pode aumentar a base monetária (controla λ).

A primeira e última condição são válidas para grande parte dos países, inclusive para o Brasil, entretanto, uma das grandes críticas ao modelo de Sargent e Wallace (1981) é que a segunda condição não é observada empiricamente para a maioria dos países. Bhattacharya e Haslag (1999) mostram que para os Estados Unidos e o Canadá, a razão da taxa de juros real e o crescimento do PIB real raramente é maior que 1. Fazendo cálculos semelhantes com dados mensais do Brasil, entre janeiro de 1990 e novembro de 2022, entre 393 meses apenas 44 apresentaram a razão $(\frac{R}{n}) > 1$. Essa constatação empírica faz com que o artigo de Sargent e

Wallace (1981) seja visto mais como um recurso teórico que um modelo empiricamente utilizado.

O debate também pode ser analisado a partir de outras perspectivas, Uribe (2016) por exemplo amplia a discussão mostrando que esse efeito não é tão desagradável assim e num ponto de vista de bem-estar o resultado da aritmética desagradável é positivo, já Andolfatto (2021) desenvolveu um modelo estrutural que ilustra o resultado através de um diagrama, explicando também como baixa inflação, baixa taxa de juros e altos déficits primários podem coexistir.

Giavazzi e Favero (2005) também analisam o caso brasileiro e mostram que a presença de um risco de moratória aumenta a possibilidade do cenário de dominância fiscal, entretanto, isso é válido para um momento em que o perfil da dívida brasileira diferia do atual, quando havia mais títulos atrelados ao câmbio e menos o atrelados à taxa de juros como mostra gráfico 1. No mesmo trabalho os autores também mostram que o cenário é facilmente reversível, caso que aconteceu no Brasil quando o governo anunciou uma nova regra fiscal em janeiro de 2003.

Segundo Gonçalves, Rodrigues e Genta (2022), os efeitos na surpresa na decisão de política monetária também afetam fortemente o câmbio, isso levanta a questão que os efeitos da decisão de taxa de juros no Brasil poderiam vir através do câmbio, entretanto, Marodin e Portugal (2018) mostram como a relação da taxa de câmbio e inflação não é linear, uma depreciação cambial aumenta a inflação, mas uma apreciação não necessariamente ajuda a reduzir, já o efeito das decisões do COPOM afeta a taxa de câmbio da forma como esperado, um aperto monetário apreciando o câmbio.

Um dos problemas que a pesquisa enfrenta é mitigar os prêmios atrelados aos títulos públicos ligados a inflação em maturidades longas. Para isso, Reis (2021) propõe um modelo que une essas expectativas de inflação no longo prazo mensuradas pelo mercado com as pesquisas de projeção de inflação. Isso diminui os prêmios que o mercado acrescenta na negociação de títulos atrelados a inflação.

2 CAPÍTULO 2

2.1 DADOS

A pesquisa utiliza cinco tipos de dados, o primeiro é uma *dummy* de data da reunião do COPOM, que diz quais são as Quartas que possuem reunião, também é utilizado as negociações de Swap da taxa DI x Pré, pela qual podemos tirar a expectativa de mercado para a taxa DI que é a média ponderada das taxas às quais foram efetuadas operações interbancárias e que segue a taxa Selic (taxa básica de juros da economia brasileira).

Basicamente, o swap é um contrato que realiza troca de fluxo de caixa com base na rentabilidade de dois indexadores, dessa forma pelo princípio não arbitragem podemos obter a taxa DI esperada pelo mercado a partir do preço negociado do swap DI x Pré, sendo a taxa pré a taxa nominal dos títulos prefixados. Portanto, surpresas na decisão de política monetária são capturadas por esse instrumento, visto que a surpresa altera a taxa DI esperada pelo mercado.

Também é utilizada a expectativa de inflação retirada a partir dos títulos indexados a inflação contra títulos pré-fixados, a chamada inflação implícita. Basicamente, os títulos indexados a inflação são negociados em taxas reais, pois remuneram a inflação mais uma taxa. A taxa de juros real é a taxa de juros nominal (remuneração dos títulos prefixados) menos a inflação, portanto, se temos a taxa de juros real, isto é, a taxa a mais que os títulos negociados a inflação pagam, podemos tirar a inflação implícita pelo princípio de não arbitragem. A taxa nominal precisa ser igual à remuneração da taxa real mais a inflação para não haver arbitragem entre os títulos pré-fixados e indexados a inflação, portanto, a partir das taxas de ambos os títulos, podemos tirar a inflação implícita esperada pelo mercado.

A inflação implícita, principalmente no longo prazo, incorpora em seu preço um prêmio de risco, pois os agentes são avessos ao risco. Como Reis (2020) mostra, esse mercado é afetado pelos ciclos de negócios, informação imperfeita, vieses comportamentais, choques de liquidez e outros fatores de mercado.

Por fim, para mensurar o risco de moratória, utiliza-se o CDS (Credit Default Swap), instrumento financeiro que promete ao detentor pagamento caso o país não honre suas dívidas, ou seja, declare moratória, bem como o EMBI, calculado a partir da diferença dos prêmios de títulos públicos e as classificações de crédito da Standard & Poor's.

Os dados dos instrumentos financeiro foram retirados da Bloomberg, datas do COPOM são disponibilizadas pelo próprio Banco Central, devido à disponibilidade de datas das séries temporais o estudo faz um recorte dos dados entre 2009 e 2020.

2.2 METODOLOGIA

A metodologia utilizada é a proposta por Rigobon e Sack (2004), que usa identificação através de heterocedasticidade (RIGOBON, 2003) para estimar o efeito da surpresa da taxa de juros na expectativa de inflação.

Partindo que a relação entre os efeitos da taxa de juros e a expectativa de inflação, se dá por essas duas equações:

$$\Delta\pi_t^e = \alpha + \beta\Delta i_t + u_t \quad (7)$$

$$\Delta i_t = \gamma + \delta\Delta\pi_t^e + v_t \quad (8)$$

O objetivo é estimar o parâmetro β na equação (7), porém, variáveis omitidas podem afetar ambas as equações e também há a possibilidade de uma causalidade reversa, afinal, tanto o Banco Central quanto os agentes do mercado possuem as mesmas informações e ambos agentes consideram a ação de cada um, ou seja, uma simples estimação OLS não permite identificar o real efeito da surpresa nas taxas de juros (Δi_t) na expectativa de inflação ($\Delta\pi_t^e$).

É justamente para problemas de equações simultâneas como esse que Rigobon (2003) propõe a solução de identificar causalidade através da heterocedasticidade, tipicamente problemas como esse são solucionados adicionando restrições para modelos específicos, já a alternativa de Rigobon (2003) concentra-se na divisão da amostra. O autor usa como exemplo as equações de oferta e demanda, equações conhecidamente simultâneas, nesse exemplo separa-se a amostra em dois conjuntos e assume-se que a variância dos choques de oferta do segundo conjunto é maior que o primeiro, enquanto os choques da demandam permanecem iguais em ambos conjuntos. Nesse exemplo, choques de oferta são mais prováveis de acontecer no conjunto com maior variância e choques de demanda possuem a mesma probabilidade de acontecer em ambos os conjuntos. Essa diferença na probabilidade é

equivalente à abordagem por variáveis instrumentais, pois nesse caso temos um instrumento probabilístico que afeta a oferta, mas não a demanda diretamente.

A mesma estratégia é usada nessa pesquisa e aplicando para o contexto da expectativa de inflação e juros, temos as variâncias dos choques na taxa de juros (v_t) e na expectativa de inflação (u_t), dado por σ_{vt} e σ_{ut} , entre os dias que tiveram reunião do COPOM (subconjunto C) contra os dias que não tiveram reunião (subconjunto N). A identificação é atingida se as duas condições forem satisfeitas: (i) a variância dos choques da taxa de juros nos dias de reunião (σ_v^C) for maior que a variância dos choques da taxa de juros nos dias sem reunião (σ_v^N) e (ii) a variância dos choques na expectativa de inflação ser a mesma tanto nos dias de reunião (σ_u^C) como nos dias sem reunião (σ_u^N), podemos descrever essas duas condições nas seguintes equações:

$$\sigma_v^C > \sigma_v^N \quad (9)$$

$$\sigma_u^C = \sigma_u^N \quad (10)$$

Se ambas as equações forem satisfeitas, o parâmetro β pode ser estimado usando estimadores IV. Entretanto, a variável instrumental utilizada é dada a partir de uma transformação das variáveis já existentes que, como mostrado por Rigobon (2003), permite explorar a heterocedasticidade dos choques entre os subconjuntos, a partir da quantidade de observações que houve reuniões do COPOM (T_c) e a quantidade de observações em que não houve reuniões (T_N), chama-se a variável instrumental de z e sua construção se dá pelas seguintes equações:

$$z_t^i = \begin{cases} \frac{\Delta i_t}{\sqrt{T_c}}, & \text{se } t \in C \\ \frac{-\Delta i_t}{\sqrt{T_N}}, & \text{se } t \in N \end{cases} \quad (11)$$

$$z_t^\pi = \begin{cases} \frac{\Delta \pi_t^e}{\sqrt{T_c}}, & \text{se } t \in C \\ \frac{-\Delta \pi_t^e}{\sqrt{T_N}}, & \text{se } t \in N \end{cases} \quad (12)$$

Pode-se usar a mesma metodologia para estimar o efeito de outras variáveis, por exemplo, analogamente ao que foi demonstrado com $\Delta\pi_t^e$, pode-se construir as mesmas equações e variáveis instrumentais para a variação do CDS (ΔCDS_t).

1 CAPÍTULO 3

2.3 RESULTADOS

As reuniões do COPOM ocorrem todas as Quartas, portanto, dentre o período analisado é calculada a diferença entre Quarta e Quinta para medir o efeito da decisão, retornando um total de 508 observações analisadas. A mesma estratificação é feita para todas as variáveis (taxa de juros, expectativa de inflação, CDS e EMBI). No caso da taxa de juros, foi usado duas maturidades, a de 180 dias e 360 dias, pois são as mais líquidas e capturam as surpresas de forma mais robusta. Para a expectativa de inflação, foi usada a inflação implícita de 1, 2, 3 anos, bem como de 5 e 10 anos, períodos mais longos que corresponde a uma parte da curva mais arriscada. Isso é positivo para análise, pois queremos identificar exatamente riscos de moratória que poderão acontecer num prazo mais longo, porém negativo ao ponto que quanto mais longo, maior o prêmio incorporado a esses títulos como já mencionado, dificultando separar o que é de fato expectativa de inflação e o que é prêmio. O CDS também é um instrumento financeiro que possui diversas maturidades, o mais utilizado é o de 5 anos, porém a análise incorpora maturidades de 1, 2, 5 e 10 anos para ter uma noção do risco da moratória em diferentes períodos.

A primeira observação que deve ser feita dos dados é a razão das variâncias entre os dois subconjuntos, seguindo as equações (9) e (10) que são necessárias para que as variáveis instrumentais possam ser criadas e posteriormente fazer as estimações do β . A tabela 1 mostra os testes de variância para todas as variáveis analisadas. No centro, a razão entre as variâncias do subconjunto C e N, ao lado o intervalo de confiança de 95%. Observa-se que a razão das variâncias do CDI tanto de 360 como de 180 dias é bem alta, como esperado e necessário para a criação da variável instrumental, entretanto, o EMBI também possui uma alteração significativa da variância entre os dois subconjuntos, portanto, o indicador não poderá ser usado para estimar o parâmetro β . Já o CDS e a expectativa de inflação, ambos em todas as maturidades, não apresentaram diferenças claras na variância em ambos os subconjuntos, então, todos serão usados para criar as variáveis instrumentais e fazer a estimação de seus respectivos efeitos.

Tabela 1 – Testes de Variâncias

	Razão das variâncias	95% IC
CDI 360 dias	1,773	[1,29;2,55]
CDI 180 dias	3,059	[2,22;4,39]
Expectativa de Inflação 5 anos	0,998	[0,72;1,43]
Expectativa de Inflação 10 anos	0,804	[0,58;1,15]
CDS 1 ano	0,556	[0,40;0,79]
CDS 2 anos	0,786	[0,57;1,12]
CDS 5 anos	0,689	[0,50;0,98]
CDS 10 anos	0,650	[0,47;0,93]
EMBI	84,34	[61,14;121.14]

Pelo estimador OLS, o resultado contrasta com a hipótese da aritmética desagradável, usando apenas os resultados comparados com o CDI de 180 dias em que alguns foram significativos, percebe-se que o efeito negativo da surpresa na taxa de juros se mantém, inclusive observa-se uma diferença de magnitude entre as expectativas de 5 e 10 anos. Entretanto, vale ressaltar mais uma vez que esse resultado não segue a metodologia de identificação através de heterocedasticidade, tanto que a significância dos resultados, principalmente na maturidade de 360 dias, foi inexistente ou menores do que as estimadas por IV usando a metodologia de Rigobon e Sack (2004), como mostra a tabela 2:

Tabela 2 - Estimadores OLS

<i>Variável dependente:</i>					
	Exp. inf. 1 ano (1)	Exp. inf. 2 anos (2)	Exp. inf. 3 anos (3)	Exp. inf. 5 anos (4)	Exp. inf. 10 anos (5)
CDI (360d)	0,070*** (0,024)	0,003 (0,022)	-0,036 (0,022)	-0,045* (0,024)	0,0004 (0,002)
CDI (180d)	0,044	-0,059**	-0,112***	-0,124***	-0,007**

	(0,029)	(0,027)	(0,027)	(0,029)	(0,003)
Observações	508	508	508	508	508
<i>Nota:</i>				*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01	

Após criar as variáveis instrumentais seguindo as equações (5) e (6), a tabela 3 mostra os resultados da regressão IV para 10 estimações, as cinco maturidades de expectativa de inflação para as duas maturidades do CDI, 180 e 360 dias.

Tabela 3 - Estimadores IV

<i>Variável dependente:</i>					
	Exp. inf. 1 ano (1)	Exp. inf. 2 anos (2)	Exp. inf. 3 anos (3)	Exp. inf. 5 anos (4)	Exp. inf. 10 anos (5)
CDI (360d)	-0,272*** (0,075)	-0,355*** (0,055)	-0,308*** (0,048)	-0,272*** (0,050)	-0,017*** (0,005)
CDI (180d)	-0,222*** (0,056)	-0,375*** (0,049)	-0,380*** (0,046)	-0,365*** (0,048)	-0,026*** (0,005)
Observações	508	508	508	508	508
<i>Nota:</i>				*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01	

Analisando a tabela, percebe-se que a decisão de política monetária também tem efeito nas expectativas de inflação de longo prazo quanto na de curto prazo, porém o efeito se torna consideravelmente menor quando usamos a expectativa de 10 anos. Para a expectativa de inflação de 5 anos, uma surpresa de 50 basis points na taxa de juros reduz a expectativa de inflação em aproximadamente 0,14 p.p. na comparação com o CDI de 1 ano, esse efeito é praticamente o mesmo analisado na expectativa de inflação de 1 ano. Para as duas maturidades do CDI, o efeito das surpresas na decisão de política monetária permanece constante até as expectativas de inflação de 10 anos, apesar do efeito também ser negativo, sua magnitude é muito baixa.

Fazendo a mesma regressão utilizando o CDS, temos resultados diferentes. Como mostra a tabela 4, os resultados não são significativos, ou seja, não se pode afirmar que as surpresas na taxa de juros surtem efeito na percepção de risco de moratória, por mais que o país tenha uma dívida alta e grande parte dela seja atrelada a Selic. A não significância dos resultados pode ser observada em todas as maturidades do CDS.

Tabela 4 - Estimadores IV para CDS

	<i>Variável dependente:</i>			
	CDS 1 ano (1)	CDS 2 anos (2)	CDS 5 anos (3)	CDS 10 anos (4)
CDI (360d)	0,263 (0,215)	-0,241 (0,192)	-0,089 (0,120)	-0,040 (0,103)
CDI (180d)	0,042 (0,167)	-0,235 (0,145)	-0,095 (0,098)	-0,092 (0,084)
Observations	508	508	508	508
<i>Note:</i>			*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01	

Para além do CDS, outra forma de analisar o risco de moratória do país é a partir das classificações de crédito para as dívidas soberanas emitidas. A classificação é conduzida por empresas privadas e consiste em uma nota atribuída a partir de informações qualitativas e quantitativas. Os países podem ser separados em dois grandes grupos: o grau especulativo e o grau de investimento (investment grade). Analisar o Brasil a partir da classificação de crédito é interessante porque na história recente o país esteve presente nos dois graus. Segundo a classificação da Standard & Poor's, o Brasil foi considerado como investment grade na avaliação do dia 30 de abril de 2008, sua classificação subiu e desceu com o passar do tempo, mas devido às crises político-econômicas, o país foi rebaixado para o nível especulativo em setembro de 2015. Uma possibilidade é analisar se, sob a condição de investment grade, as surpresas na política monetária surtem um efeito diferente do que foi observado em toda a

amostra, portanto, o teste de variância é novamente realizado considerando apenas esse período:

Tabela 5 – Testes de Variâncias (Investment Grade)

	Razão das variâncias	95% IC
CDI 360 dias	4,997	[3,27;8,20]
CDI 180 dias	8,904	[5,83;14,62]
Expectativa de Inflação 5 anos	1,083	[0,70;1,77]
Expectativa de Inflação 10 anos	1,287	[0,84;2,11]
CDS 5 anos	0,669	[0,43;1,09]

Assim como o teste de variância considerando o período todo, também é permitido utilizar tanto o CDS quanto a expectativa de inflação para a criação das variáveis instrumentais. Fazendo as mesmas regressões só com o período em que o Brasil foi investment grade, temos um resultado interessante: a expectativa de inflação é impactada em um grau menor pelas surpresas da decisão de política monetária comparado ao efeito considerando toda a amostra. O CDS continua com um resultado não significativo, enquanto a expectativa de inflação possui em média um efeito 0,026 menor que o observado em toda a amostra na maturidade de 360 dias, e 0,047 menor na maturidade de 180 dias.

Tabela 6 - Estimadores IV (Investment Grade)

	Variável dependente:					
	Exp. inf. - 1 ano (1)	Exp. inf. - 2 anos (2)	Exp. inf. - 3 anos (3)	Exp. inf. - 5 anos (4)	Exp. inf. - 10 anos (5)	CDS 5 anos (6)
CDI (360d)	-0,154*** (0,048)	-0,298*** (0,043)	-0,305*** (0,040)	-0,307*** (0,042)	-0,027*** (0,004)	-0,094 (0,086)
CDI (180d)	-0,163*** (0,045)	-0,302*** (0,038)	-0,320*** (0,037)	-0,318*** (0,039)	-0,027*** (0,004)	-0,094 (0,080)
Observações	285	285	285	285	285	285

Nota:

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

2.4 CONCLUSÃO

Apesar do alto endividamento, os juros altos e o histórico de moratórias e hiperinflação, o Brasil não corrobora empiricamente com a tese de Sargent e Wallace (1981), os resultados para as expectativas de inflação no longo prazo mostram que as surpresas nas decisões de política monetária possuem o efeito esperado nas expectativas de inflação tanto de curto prazo, como mostrado por Gonçalves, Rodrigues e Genta (2022), quanto de longo prazo como mostrado por esse estudo. Enquanto o risco de moratória, quando analisamos o CDS, não se pode assumir que essas surpresas geram algum efeito na percepção do mercado. E olhando para as classificações de crédito, o efeito é até menor quando o país esteve no patamar de investment grade.

As únicas medidas de risco utilizadas foram o CDS, inflação implícita de longo prazo e a classificação de crédito, visto que o EMBI não possuía as condições necessárias para se fazer a estimação seguindo a metodologia de Rigobon e Sack (2004), talvez pela forma como o indicador é montado, visto que se utiliza de títulos do tesouro de longo prazo também atrelados à Selic. Sobre a inflação implícita, o estudo pode dar outras conclusões se separar o que é prêmio e o que é de fato expectativa de inflação, como mostrado por Reis (2021).

O resultado reforça a tese que o trabalho de Sargent e Wallace (1981) possui um maior peso teórico que empírico, visto que o Brasil também apresenta a razão juros real contra crescimento real na maior parte do tempo menor que 1.

REFERÊNCIAS

- Aguiar, Mark, et al. (2013) **“Crisis and commitment: Inflation credibility and the vulnerability to sovereign debt crises”**. No. w19516. National Bureau of Economic Research.
- Andolfatto, D. (2021). **“Is It Time for Some Unpleasant Monetarist Arithmetic?”** Federal Reserve Bank of St. Louis Review, vol. 103(3), July
- Bhattacharya, J., & Haslag, J. H. (1999). **“Monetary policy arithmetic: some recent contributions.”** ECONOMIC AND FINANCIAL REVIEW-FEDERAL RESERVE BANK OF DALLAS, 26-36.
- Favero, C. A.; Giavazzi, F. (2005). **“Inflation Targeting and Debt: Lessons from Brazil.”** Giavazzi, F.; Goldfajn, I.; Herrera, S. (eds.) Inflation Targeting, Debt, and the Brazilian Experience, 1999 to 2003. Cambridge: MIT Press
- Marodin, F. A., & Portugal, M. S. (2018). **“Exchange Rate Pass-Through in Brazil: A Markov-Switching Estimation for the Inflation Targeting Period (2000-2015).”** Central Bank of Brazil Working Paper, 473
- Reis, R. (2021). **“The People versus the Markets: A Parsimonious Model of Inflation Expectations”**. London, Centre for Economic Policy Research.
- Rigobon, R. (2003). **“Identification through Heteroskedasticity.”** Review of Economics and Statistics, vol. 85(4), pages 777-792, November.
- Rigobon, R.; Sack, B. (2004). **“The impact of monetary policy on asset prices.”** Journal of Monetary Economics, vol. 51(8), November
- .
- Sargent, T. J.; Wallace, N. (1981). **“Some unpleasant monetarist arithmetic.”** Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis, vol. 5(Fall).

Uribe, M. (2016). **“Is the Monetarist Arithmetic Unpleasant?”** NBER Working Paper 22866, National Bureau of Economic Research.