



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E
CONTABILIDADE E SECRETARIADO EXECUTIVO - FEAAC
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

ANTONIO KASSYO MONTEIRO COSTA

**DOMINÂNCIA FISCAL E MONETÁRIA: UMA ANÁLISE DE
CAUSALIDADE PARA O BRASIL**

**FORTALEZA – CEARÁ
2018**

ANTONIO KASSYO MONTEIRO COSTA

DOMINÂNCIA FISCAL E MONETÁRIA: UMA ANÁLISE DE CAUSALIDADE
PARA O BRASIL

Monografia apresentada à Faculdade de Economia, Administração, Atuária, Contabilidade e Secretariado Executivo, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do grau de Bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. José Coelho Matos Filho.

FORTALEZA – CEARÁ
2018

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária

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

- C87d Costa, Antonio Kassyo Monteiro.
Dominância Fiscal e Monetária : Uma Análise de Causalidade para o Brasil / Antonio Kassyo Monteiro Costa. – 2018.
35 f. : il.
- Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Curso de Ciências Econômicas, Fortaleza, 2018.
Orientação: Prof. Dr. José Coelho Matos Filho.
1. Dominância Fiscal. 2. Política Monetária. 3. Causalidade de Granger. I. Título.

CDD 330

ANTONIO KASSYO MONTEIRO COSTA

DOMINÂNCIA FISCAL E MONETÁRIA: UMA ANÁLISE DE CAUSALIDADE
PARA O BRASIL

Monografia apresentada à Faculdade de Economia, Administração, Atuária, Contabilidade e Secretariado Executivo, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do grau de Bacharel em Economia.

Aprovada em: ___/___/_____.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. José Coelho Matos Filho (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Ms. Isadora Gonçalves Costa
Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

Prof. Dr. Marcelo de Castro Callado
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Aos meus pais.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente a mim por meu esforço e dedicação.

Ao Prof. Dr. José Coelho Matos Filho, pela sua celebre orientação e predisposição a auxiliar na construção deste trabalho.

Aos participantes da banca examinadora a Ms. Isadora Gonçalves Costa e o professor Dr. Marcelo de Castro Callado pelas preciosas colaborações e sugestões.

Aos meus pais e irmã, Dinajar Alves Costa, Gerlinda Monteiro Costa e Kamylla Monteiro Costa Guimarães, por todo auxílio e carinho transmitido, a minha formação como ser humano.

A minha companheira Aline Teles Matos, pelo seu incrível apoio e por me ajudar de maneira literal na condução das ideias e sentido das minhas palavras.

Aos amigos de curso, Heriberto Brito Pereira, Leonardo Silveira Cavalcante, Marcelo Eduardo Lamas Pereira, Matheus dos Santos Carvalho, Magnos Henrique Ferreira Gomes e Pedro Avelino de Sousa Martins, pelo sentimento de irmandade e as incontáveis horas de risos.

A Universidade Federal do Ceará, seu corpo docente que ampliaram minha visão de mundo e extraordinária formação universitária.

Ao Escritório Técnico de Estudo Econômicos do Nordeste (ETENE) do Banco do Nordeste, pelo seu valoroso tempo em estágio que me forneceu incrível aprendizagem.

“Sem a música, a vida seria um erro.”

Friedrich Nietzsche.

RESUMO

Este trabalho investiga a existência de dominância fiscal ou monetária na economia brasileira nos anos de 2012 a 2018. O estudo baseia-se na definição do tema de Sargent e Wallace (1981), assim é usado a dívida pública, resultados fiscais e o instrumento de política monetária do Banco Central para construir um modelo econométrico que evidenciasse a relação entre as variáveis adotadas. Dessa forma, é procedido ao teste de causalidade de Granger que revela que a economia brasileira no período adotado encontra-se em um regime de dominância monetária. O modelo também revela que a variável de controle da política monetária não exerce influência no curto prazo na dívida pública, revelando a dificuldade metodológica em escala intertemporal do modelo de causalidade de Granger.

Palavras-chave: Dominância Fiscal. Política Monetária. Causalidade de Granger.

ABSTRACT

This paper investigates the existence of fiscal or monetary dominance in the Brazilian economy in the years 2012 to 2018. The study is based on the definition of the theme of Sargent and Wallace (1981), thus it is used the public debt, fiscal results and the instrument of monetary policy of the Central Bank to construct an econometric model that evidences the relationship between the adopted variables. In this way, the Granger causality test is carried out that reveals that the Brazilian economy in the adopted period is in a regime of monetary dominance. The model also reveals that the variable of control of the monetary politics does not exert influence in short term in the public debt revealing the methodological difficulty on an intertemporal scale of Granger's causality model.

Keywords: Fiscal Dominance. Monetary Policy. Granger Causality.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Teste ADF de raiz unitária.....	28
Tabela 2 – Teste de Cointegração	29
Tabela 3 – Teste de Causalidade de Granger.....	29
Tabela 4 – Teste ADF de raiz unitária para a Dívida líquida.....	34
Tabela 5 – Teste de Cointegração para Dívida líquida.....	34
Tabela 6 – Teste de Causalidade de Granger para Dívida líquida.....	34

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	11
2	REFERENCIAL TEÓRICO.....	13
3	METODOLOGIA.....	21
3.1	Especificação das Variáveis.....	21
3.2	Modelo Econométrico.....	22
3.2.1	Análise de Cointegração e Vetor de Correção de Erros.....	22
3.2.2	Testes de Causalidade de Granger.....	26
4	ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	28
4.1	Testes de Raízes Unitárias.....	28
4.2	Testes de Cointegração de Johansen.....	28
4.3	Testes de Causalidade de Granger.....	29
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	31
6	REFERÊNCIAS.....	32
	APÊNDICE A – RESULTADOS COM DÍVIDA LIQUIDA.....	34

1. INTRODUÇÃO

A relação entre taxa juros e inflação é um assunto que tem motivado grande parte da macroeconomia, um assunto que já é discutido desde o século XVIII com David Hume nos escritos que deram origem à teoria quantitativa da moeda, como mostra Senna (2010). Existem diversos trabalhos sobre o tema, no entanto, a evolução das instituições e a adoção de novas ferramentas que substituí a moeda, aliado a existência de fenômenos imprevistos de forte impacto nas instituições financeiras e na economia global, coloca a teoria monetária desde o seu estabelecimento ao período contemporâneo, sobre um paradigma de novos horizontes, a respeito de seu impacto como política de combate à inflação.

A relação do Brasil com a inflação é bem conhecida, com as décadas de 1980 e 1990 sendo o período de maior destaque histórico para a ocorrência deste fenômeno. De acordo com Cardoso (1988), a ortodoxia monetarista não conseguiu sozinha explicar o avanço inflacionário no período, que seria a compreensão de como o déficit fiscal do governo era financiado por emissão monetária. As análises do período deixavam de lado o financiamento do déficit por dívida, sugerindo que o financiamento do déficit por dívida impactaria a inflação apenas no futuro. Contudo, como mostra Sargent e Wallace (1981), estudo em que são simulados alguns cenários com diferentes combinações de políticas fiscal e monetária, mostram que a ocorrência de déficits fiscais sucessivos e uma trajetória de dívida pública crescente pode indicar que a política fiscal domina a política monetária, significando que a autoridade monetária tem que se adaptar as ações da política fiscal, ou seja, operar de acordo com a necessidade de financiamento do governo o que, na prática, faz com que uma política monetarista de combate à inflação, ao invés de ser exitosa, pode na verdade reforçá-la e, ainda, pode a inflação ser impactada mesmo no presente, devido à expansão da dívida causada pelo aumento das taxas de juros pagas sobre os títulos públicos, tendo o Banco Central que gerar receitas de senhoriagem para financiar o déficit do Tesouro.

O problema aqui analisado gira em torno do papel da política fiscal na determinação da inflação, na mesma linha de Gadelha e Divino (2008) e Costa (2014). Frise-se que o trabalho aqui desenvolvido é uma extensão à pesquisa de Costa (2014). Os recentes déficits do tesouro nacional nos anos de 2014 a 2017 e no já previsto déficit de 2018 segundo projeções do Tesouro Nacional (2018), nos reforça a ideia de investigar pelo testes de causalidade de Granger a existência ou a não de dominância fiscal.

O trabalho está organizado da seguinte forma: a próxima seção apresenta uma revisão sobre a literatura que trata da relação da política fiscal e monetária e seu provável impacto na taxa de inflação; a terceira seção apresenta a metodologia usada na construção do trabalho, que ainda compreende subseções sobre o tratamento dos dados e os testes econométricos usados na análise; na quarta seção são apresentados os resultados dos testes econométricos e a quinta e última seção é reservada para às considerações finais.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Boa parte dos diagnósticos para inflação brasileira dos anos 80, de acordo com Giambiagi (2011), era concentrado em duas temáticas e não necessariamente colocadas em conjunto: a inflação inercial, devido a indexação de contratos, realimentando a inflação passada e o diagnóstico ortodoxo, que consistia na proposta que a inflação brasileira não tinha nada de especial e era causada pela emissão monetária para financiar o déficit público. Dessa forma, o sucesso atribuído ao Plano Real (1994) resulta de colocar em conjunto os dois diagnósticos, do ajuste fiscal e da desindexação, mesmo que o plano seja considerado incompleto por Barbosa (2003), que considera que o regime fiscal proposto no Plano Real foi frágil e que podia ser afetado por choques internos e externos.

O protagonismo no comportamento inflacionário exercido pela política fiscal nos anos que antecedem o Plano Real, impactava a variável de ajuste da política monetária, dada pela taxa nominal de juros. Assim, era muito difícil controlar a inflação sem ter um controle prévio da situação fiscal, porque devido ao descontrole fiscal o Banco Central servia como financiador do Tesouro Nacional por meio da receita de senhoriagem.

Nessa perspectiva, vários autores colocam o desequilíbrio no setor público como uma das fontes alimentadoras da inflação brasileira. Nesse contexto, Cardoso (1988) alerta para o fato de o diagnóstico do modelo ortodoxo de emissão monetária não levar em conta o financiamento do governo através de dívida e de o diagnóstico inercial, com seu método de choque em congelamento de preços, esquecer de dar importância à restrição orçamentária do governo. Por sua vez Barbosa (2003, p. 26) afirma, no contexto do Plano Real, que:

O regime fiscal que sustenta a estabilização ainda não dispõe de mecanismo institucionais que impeçam a volta ao passado, quando o imposto inflacionário era um mecanismo importante de financiamento do Estado. A troca do imposto inflacionário pelo endividamento público transferiu o problema para o futuro.

O autor argumenta que a dívida é um instrumento que transfere ônus dos gastos fiscais de maneira intertemporal, já que Barbosa (2003) apresenta que a maioria dos economistas rejeitam a hipótese da equivalência ricardiana, e é de certa forma aceitável que a hipótese seja rejeitada, se não fosse, o governo poderia se endividar sem um limite prudente.

Para ligar o papel dos efeitos fiscais à política monetária é preciso entender os métodos de financiamento do governo e os impactos das emissões de moeda e de dívida

pública. Para isso, recorre-se à restrição orçamentária do Tesouro Nacional, como em Walsh (2010), dada por:

$$G_t + (i_{t-1})B_{t-1}^T = T_t + (B_t^T - B_{t-1}^T) + RCB_t \quad (1)$$

Aqui, todas as variáveis estão em termos nominais, com G_t representando os gastos do governo em bens, serviços e transferências, $(i_{t-1})B_{t-1}^T$ representando o pagamento de juros da dívida passada (o sobrescrito T se refere a termos da dívida total no período de vencimento), de modo que o lado esquerdo da equação corresponde ao passivo do governo. Do lado direito da equação, T_t que representa a receita tributária, $(B_t^T - B_{t-1}^T)$ representa as novas emissões de dívida remunerada e RCB_t representa as receitas advindas do Banco Central, ou seja, receita dos pagamentos de juros da dívida emitida.

O Banco Central também tem uma restrição orçamentária, evidenciando as mudanças nos passivos e nos ativos, numa equação dada por:

$$(B_t^M - B_{t-1}^M) + RCB_t = i_{t-1}B_{t-1}^M + (H_t - H_{t-1}) \quad (2)$$

A diferença $(B_t^M - B_{t-1}^M)$ representa a compra da dívida pública pelo Banco Central (o sobrescrito M remete à Autoridade Monetária), $i_{t-1}B_{t-1}^M$ representa a receita do pagamento de juros do Tesouro ao Banco Central e $(H_t - H_{t-1})$ é a mudança nos passivos do governo, que em Walsh (2010) é chamada de variação da base monetária.

Fazendo $B = B_t^T - B_t^M$, temos o estoque da dívida pública mantida pelo público no tempo t , a identidade das restrições orçamentárias do governo e do Banco Central combinadas produz a identidade da restrição orçamentária consolidada do setor público, dada por:

$$G_t + i_{t-1}B_{t-1} = T_t + (B_t - B_{t-1}) + (H_t - H_{t-1}) \quad (3)$$

Essa equação é chamada de identidade pela definição, onde o lado esquerdo deve ser igual para satisfazer a equação de restrição, podemos assim observar as três formas de financiamento das despesas do governo: a tributação T_t ; emissão de dívida remunerada $(B_t - B_{t-1})$ e a emissão de moeda $(H_t - H_{t-1})$ que traz a receita de senhoriagem. Podemos dividir a equação (3) pelo nível de preços P_t para obter:

$$\frac{G_t}{P_t} + i_{t-1} \left(\frac{B_{t-1}}{P_t} \right) = \frac{T_t}{P_t} + \frac{B_t - B_{t-1}}{P_t} + \frac{H_t - H_{t-1}}{P_t} \quad (4)$$

O termo B_{t-1}/P_t pode ser multiplicado e dividido por P_{t-1} , resultando em:

$$\frac{B_{t-1}}{P_t} = \left(\frac{B_{t-1}}{P_{t-1}} \right) \left(\frac{P_{t-1}}{P_t} \right) = b_{t-1} \left(\frac{1}{1+\pi_t} \right) \quad (5)$$

Assim, $b_{t-1} = B_{t-1}/P_{t-1}$ representa a dívida real e π_t a taxa de inflação, admitindo que haja crescimento econômico todas as variáveis devem também ser divididas por y_t , o produto final da economia. Admitindo que todas as variáveis estão deflacionadas para P_t e em proporção do produto y_t , as variáveis serão denotadas por letras minúsculas e serão escritas como:

$$g_t + r_{t-1}^* b_{t-1} = t_t + (b_t - b_{t-1}) + \left(h_t - \frac{h_{t-1}}{1+\pi_t} \right) \quad (6)$$

onde $r_{t-1}^* = \frac{1+i_{t-1}}{(1+\pi_t)(1+\lambda_t)} - 1$ é a taxa de juros real paga na emissão da dívida do

governo de maneira ex post, a inflação $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$ e $\lambda_t = \frac{y_t}{y_{t-1}} - 1$ é a taxa de

crescimento da economia. Supondo que a taxa de inflação esperada π_t^e seja determinante da taxa de juros nominal $i_t = [(1+r_{t-1})(1+\pi_t^e)] - 1$. Adicionando $(r_{t-1} - r_{t-1}^*)b_{t-1}$ e rearranjando as soluções obtidas para r_{t-1}^* e i_t na equação (6), temos:

$$g_t + \left(\frac{1+r_{t-1}(1+\pi_t^e)}{(1+\pi_t)(1+\lambda_t)} - 1 \right) b_{t-1} = t_t + (b_t - b_{t-1}) + \frac{(\pi_t - \pi_t^e)(1+r_{t-1})}{(1+\pi_t)(1+\lambda_t)} b_{t-1} + \left[\frac{h_t}{(1+\lambda_t)} - \left(\frac{h_{t-1}}{(1+\pi_t)(1+\lambda_t)} \right) \right] \quad (7)$$

O terceiro termo do lado direito da equação (7) representa a receita gerada quando há surpresa inflacionaria e essa reduz o valor da dívida nominal pendente de pagamento pelo governo. A inflação por si só não reduz o valor da dívida, somente a surpresa inflacionaria ou a inflação não esperada tem esse efeito. O último termo do lado direito da equação (7) dentro dos colchetes representa a receita da criação de moeda a chamada senhoriagem, que pode ser escrita como:

$$s_t = \frac{H_t - H_{t-1}}{P_t y_t} = (h_t - h_{t-1}) + \frac{\pi_t + \lambda_t}{(1+\pi_t)(1+\lambda_t)} h_{t-1} \quad (8)$$

A equação (8) que trata da senhoriagem, admite duas fontes. Primeiro é o resultante da mudança da Base Monetária, ou seja, a variação no estoque de moeda mantida pela população, como o governo tem o monopólio da emissão monetária, os aumentos no estoque de moeda que os agentes privados estão dispostos a manter permitem ao governo obter recursos reais em troca. Como admite-se que $h_t = h_{t-1}$, no equilíbrio de estado estacionário, ou seja, h é constante, então essa fonte de senhoriagem

é igual a zero. O segundo termo da equação (8) é normalmente o objeto de análise, porque mesmo em estado estacionário este termo pode ser diferente de zero. Para a manutenção de um nível constante saldos reais de moeda o setor privado precisa aumentar suas reservas suas reservas nominais de moeda a taxa $\pi + \lambda$ (aproximadamente), o aumento relativo à π seria a proteção contra a inflação ou a correção monetária e o aumento com base em λ se deveria ao aumento da renda, como demanda por moeda por motivo renda, portanto, também depende da elasticidade renda da demanda por encaixes de moeda real.

Pela definição da senhoriagem s , transparece que o governo não recebe receita caso a inflação seja zero, no entanto essa visão não leva em conta a economia em juros que o governo deixa de pagar, como h é a emissão de dívida não remunerada, na prática, emissão monetária para financiar déficit e é o contrário de b^l , que é a dívida remunerada em juros. Para determinado nível o passivo real ou as obrigações do governo, é determinado $d = b + h$, assim pode se dizer que os custos com juros são uma função decrescente do total que consiste em h . A informação do passivo total do governo deve ser considerada na construção da restrição orçamentária do governo, usando a equação (7) em uma forma minimizada, considerando r_{t-1}^* não expandido e a equação (8), teremos²:

$$g_t + r_{t-1}d_{t-1} = t_t + (d_t - d_{t-1}) + \frac{(\pi_t - \pi_t^e)(1+r_{t-1})}{(1+\pi_t)(1+\lambda_t)}d_{t-1} + \left(\frac{i_{t-1}}{(1+\pi_t)(1+\lambda_t)}\right)h_{t-1} \quad (9)$$

A senhoriagem foi definida na equação (9) como:

$$\bar{s} = \left(\frac{i}{(1+\pi)(1+\lambda)}\right)h \quad (10)$$

Essa expressão mostra que a taxa de senhoriagem depende diretamente da taxa nominal de juros.

No cenário onde é apresentado a equação (9), a menos que haja restrições ao governo por empréstimos ou a aumentar as receitas de senhoriagem, a equação (9) não coloca uma restrição direta nas despesas do governo, aqui Walsh (2010) parte da hipótese que o governo atua com a racionalidade dos indivíduos onde são limitados em sua capacidade de pegar emprestado, assim é criada uma restrição as despesas do governo. Para observar este comportamento é necessário dar realce a restrição orçamentária

¹ Passivo remunerado do governo definido na equação (5).

² Walsh (2010), obtém esse resultado adicionando $r_{t-1}h_{t-1}$ em ambos os lados da equação (7).

intertemporal do governo. Ignorando a surpresa inflacionária na equação (6), a restrição intertemporal para um único período pode ser escrita como:

$$g_t + (r_{t-1} - \lambda_t)b_{t-1} = t_t + (b_t - b_{t-1}) + s_t \quad (11)$$

Usando $\rho = r - \lambda$ como fator de desconto, onde ρ é uma constante positiva, podemos assim resolver o valor presente dos descontos futuros da restrição orçamentária intertemporal do governo, para obter:

$$(1 + \rho)b_{t-1} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{g_{t+i}}{(1 + \rho)^i} = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{t_{t+i}}{(1 + \rho)^i} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{s_{t+i}}{(1 + \rho)^i} + \lim_{i \rightarrow \infty} \frac{b_{t+i}}{(1 + \rho)^i} \quad (12)$$

O planejamento das receitas e despesas do governo é satisfeito caso o governo não entre em um sistema Ponzi, ou seja, que o governo não venha a pagar dívidas passadas contraindo novas dívidas, para que isso seja satisfeito o último termo da equação (10) tem que ser igual a zero:

$$\lim_{i \rightarrow \infty} \frac{b_{t+i}}{(1 + \rho)^i} = 0 \quad (13)$$

Assim, todo o lado direito da equação (12) compreende a receita intertemporal do governo, que é o valor presente descontado das receitas futuras de impostos e senhoriagem e tem que ser igual ao planejamento de gastos do governo, sendo gastos correntes e com dívidas (amortização mais juros). Define-se o déficit primário do governo no balanço orçamentário intertemporal como $\Delta = g - t - s$, usando a equação (12), temos:

$$(1 + \rho)b_{t-1} = - \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Delta_{t+i}}{(1 + \rho)^i} \quad (14)$$

Se chega à conclusão que $b_{t-1} > 0$, o valor presente dos futuros déficits devem ser negativos, ou seja, o governo deverá apresentar superávits primários para pagar as dívidas contraídas no passado. Esses superávits devem ser gerados por meio de controle nos gastos, aumento de impostos, senhoriagem ou eventuais taxas de crescimento econômico, que este último implica em aumento na arrecadação tributária.

Definida as variáveis nas interações da restrição orçamentária intertemporal do governo, podemos mostrar as interações entre a política monetária e fiscal no contexto de dos conceitos de dominância fiscal e monetária propostos em Sargent e Wallace (1981). Em um regime de dominância monetária a autoridade monetária é livre para determinar

o nível de inflação por meio da variação da base monetária, previamente anunciada, onde o governo enfrenta a restrição orçamentária de financiamento sem que o Banco Central precise gerar receitas de senhoriagem para o governo, nesse caso, o fenômeno inflacionário é apenas monetário. Na existência de dominância fiscal, de acordo com Sargent e Wallace (1981, p. 2, tradução do autor):

A autoridade fiscal define, independentemente, seus orçamentos, anunciando seus déficits atuais e futuros e assim determinando o montante das receitas que devem ser levantadas através da venda de títulos e por meio de senhoriagem. No âmbito desse regime de coordenação, a autoridade monetária enfrenta as restrições impostas pela demanda por títulos do governo, pois deve tentar financiar com senhoriagem qualquer discrepância entre a receita demandada pela autoridade fiscal e a quantidade que pode ser vendido para o público. Embora a autoridade monetária ainda possa ser capaz de controlar permanentemente a inflação, é menos poderosa do que uma autoridade monetária sob o primeiro esquema de coordenação. Se os déficits da autoridade fiscal não podem ser financiados unicamente por novas vendas de títulos, a autoridade monetária é forçada a criar moeda e tolerar a inflação adicional.

As definições de dominância fiscal e monetária postuladas em Sargent e Wallace (1981) é similar ao arcabouço usado na Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP) que destaca o papel da política fiscal na determinação do nível de preços. Em trabalho empírico, Canzoneri, Cumby e Diba (2001) definem os regimes Ricardianos (ou dominância monetária) seguindo a definição de Woodford (1995), caso o superávit primário se movimente automaticamente para assegurar a solvência fiscal para qualquer nível de preços. Nesse caso, o nível de preços é determinado pelo o estoque de moeda e a dívida do governo não exerce grande papel na formação dos preços. É uma maneira mais elegante de definir a restrição orçamentaria do governo. Em Canzoneri, Cumby e Diba (2001) são, ainda, definidos os regimes não-Ricardianos (ou dominância fiscal), caso em que o superávit primário segue um processo arbitrário, onde o equilíbrio dos preços é determinado por uma necessidade de solvência fiscal, de modo a ter que haver um choque no nível de preços para satisfazer a condição da restrição orçamentaria intertemporal do governo. Nesse caso, o estoque de dívida nominal é dado e permite que os superávits futuros sejam constantes fazendo que o ajustamento ocorra pelo nível de preços.

Dentro do arcabouço da definição da dominância fiscal o conjunto das políticas fiscais e monetária e seus instrumentos podem tomar forma antagônica na determinação do nível de preços, dado um exemplo colocado por Sargent e Wallace (1981), em que o governo vem incorrendo em sucessivos déficits e o Banco Central adota uma política de estoque de moeda restritiva, no intuito de controlar o nível de preços por meio do seu

instrumento de controle que é a taxa de juros nominal, uma vez que o aumento da taxa de juros nominal pode causar elevação do nível de preços no curto prazo ou no longo prazo, em razão do aumento do estoque da dívida pública que o eventual aumento do juros irá causar. Sendo assim, o Banco Central deverá gerar receitas de senhoriagem por meio da emissão monetária para financiar o déficit público.

A análise da dominância fiscal, coloca a questão do impacto do déficit e da trajetória da dívida pública na aceleração inflacionária e o provável impacto adverso da política monetária tradicional para combatê-la. Em Bittencourt (2005), onde é avaliado se a economia brasileira segue um modelo não-Ricardiano durante e pós Plano Real de julho de 1994 a outubro de 2003, seguindo uma conclusão no estilo da Teoria Fiscal do Nível de Preços, os dados indicam que o superávit e o passivo do governo não se cointegram, indicando uma trajetória da dívida interna autônoma. Como, no entanto, as variáveis parecem ter ordens de integração diferentes, ele indica que o contexto pode ser dito como indeterminado.

Em Gadelha e Divino (2008), é apresentado um arcabouço dentro de uma versão não tradicional para dominância fiscal e monetária. Ali, os autores concluem que o teste de causalidade de Granger indica que o resultado primário causa a relação dívida/PIB em direção única, indicando que a política monetária não está dominada, podendo, então, seguir a trajetória do seu objetivo de perseguir a menor inflação. Por outro lado, na versão de Tanner e Ramos (2002), para o período de 1991-2000, os resultados indicam um regime de dominância fiscal, exceto o período entre 1995-1997, que compreende o período de implantação do Plano Real, onde existiu mecanismo para controlar o nível de endividamento dos estados. Seguindo a mesma perspectiva, Costa (2014) conclui que nos anos de 2002 a 2013 o Brasil se encontra em um regime de dominância monetária, seguindo a mesma linha dos trabalhos sobre o tema, no período pós Plano Real.

Outra referência para o tema é Blanchard (2004), que aponta um regime de metas de inflação e uma política monetária contracionista, que tem como objetivo manter a variação do nível geral de preços dentro de uma meta pré-estabelecida pode apresentar um efeito contrário. Isto é, o autor considera que, com o aumento da taxa de juros para controlar um efeito inflacionário acima da meta, têm-se o mecanismo de dominância com o aumento da dívida pública e também da probabilidade de *default*. Na elaboração do modelo desenvolvido em Blanchard (2004), foram usados dados brasileiros de 2002 e 2003, concluindo que o Brasil se encontrava em um regime de dominância fiscal. É

importante ressaltar a observação de Gadelha e Divino (2008) sobre o modelo proposto por Blanchard: o modelo possui limitações, como a não consideração do canal de transmissão da política monetária sobre a demanda agregada e também se trata de um modelo estático.

Na mesma perspectiva dos autores acima discutidos, este trabalho tem como objetivo diagnosticar a existência de dominância fiscal ou monetária para a economia brasileira nos anos 2012 a 2018, usando a metodologia da causalidade de Granger.

3. METODOLOGIA

3.1 ESPECIFICAÇÃO DAS VARIÁVEIS

Para testar a hipótese da dominância fiscal na economia brasileira nos anos de 2012 a 2018 serão usadas observações mensais da taxa de juros nominal, da dívida pública e do superávit primário.

A taxa de juros nominal é o instrumento de política monetária do Banco Central, definida pelo Comitê de Política Monetária (Copom), é representado pela meta *Selic*, que é a taxa pelas qual os títulos públicos são negociados e que será representado por i_t . A dívida pública d_t , representa a dívida bruta do governo geral, medida como proporção do PIB, e seguindo a definição de Gobetti e Schettini (2010), que inclui o endividamento interno e externo da União e governos subnacionais, incluindo-se aí a previdência social e excluindo-se o Banco Central e as empresas estatais, por não fazerem parte do conceito de governo geral.

Diferentemente do esquema usado em outros trabalhos que tratam do tema, como, por exemplo, Gadelha e Divino (2008), que usaram a dívida líquida, aqui, em função da prática pouco transparente, apelidada de “contabilidade criativa” adotada nos últimos anos pelo poder executivo, um exemplo das práticas do Poder Executivo é mostrado no Projeto de Resolução do Senado nº 84, de 2015. O exemplo dado no projeto de lei, seria empréstimos feitos pelo Tesouro aos Bancos Públicos. O Tesouro emiti títulos que seriam entregues aos bancos e dessa forma o Tesouro adquiria um crédito junto as estatais bancárias. Tratando-se de emissão de títulos, a operação eleva a dívida bruta e não a dívida líquida. Outra forma de contabilidade criativa são as chamadas operações compromissadas, operações essas que são empréstimos tomados pelo Banco Central junto a instituições financeiras, com intuito de reduzir a liquidez da economia. Nesse sentido, na medida em que a autoridade monetária entende que há excesso de meios de pagamentos em circulação ameaçando gerar pressão inflacionária, é recolhida parte da moeda em circulação por meio de operações compromissadas, com os empréstimos sendo feitos por meio da venda de títulos do Tesouro. No entanto, essa venda não é definitiva: o comprador do título o mantém até seu vencimento ou até decidir vendê-lo no mercado. Essas operações são, em geral, de curtíssimo prazo. No ato da venda do título, o Banco Central assume o compromisso de recomprá-lo no dia seguinte ou alguns dias depois. O Banco Central é forçado a fazer essas operações porque o Tesouro Nacional não tem rolado sua dívida vincenda integralmente, e tem pago aos proprietários dos títulos, em

dinheiro, causando o aumento da liquidez, e tem feito isso por não aceitar os preços de mercado, pagos em seus títulos, pelo risco atribuído a fragilidade fiscal. Essas operações aumentam a dívida bruta por operar com os títulos do Tesouro, que se incluem no enquadramento no termo de governo geral.

O último dado da pesquisa, o Resultado Primário rp_t , é o tradicional resultado da diferença entre Receita Primária e Despesa Primária calculado pelo Tesouro. Padronizado como percentual do PIB.

A pesquisa tem natureza quantitativa e utiliza dados secundários, estes disponibilizados no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

3.2 O MODELO ECONOMETRICO

3.2.1 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS

A análise econométrica de séries temporais constitui um dos maiores avanços recentes na metodologia de modelos econômicos empíricos, e dentro destes, os modelos univariados são considerados limitados para a expressão de modelos econômicos. Por outro lado, os modelos multivariados, como o Vetor Autoregressivo (VAR), trazem solução a essa limitação. Na modelagem VAR definem-se as restrições entre as equações do modelo de modo a usá-las para identificar os parâmetros estruturais que compõem o modelo.

Um modelo VAR de ordem p , ou VAR(p) pode ser, de forma geral, definido pela equação (1), onde X_t é um vetor contendo n variáveis endógenas, como descrito abaixo:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde A é uma matriz das restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor X_t , B_0 é o intercepto, um vetor de constantes; B_i são matrizes que definem o ângulo do vetor X_{t-i} ; B é uma matriz de desvios-padrão; ε_t é um vetor de erros aleatórios não autocorrelacionados.

Em decorrência de problemas conhecidos por viés de endogeneidade, em que os choques das variáveis individuais não são independentes entre si, o modelo é usualmente estimado na forma reduzida, que é escrito como:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B\varepsilon_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t \quad (2)$$

Considerando uma simplificação bivariada usada em Enders (2009), temos um modelo mais intuitivo e prático para o entendimento do VAR. Considerando o seguinte modelo bivariado:

$$z_t = b_{10} - a_{12}y_t + b_{11}z_{t-1} + b_{12}y_{t-1} + \sigma_z \varepsilon_{zt} \quad (3)$$

$$y_t = b_{20} - a_{21}z_t + b_{21}z_{t-1} + b_{22}y_{t-1} + \sigma_y \varepsilon_{yt} \quad (4)$$

Na prática, o primeiro passo é testar a hipótese de raiz unitária nas séries, em que o teste mais comumente utilizado é o que foi desenvolvido em Dickey e Fuller (1979), conhecido por teste Dickey-Fuller e melhorado em Dickey e Fuller (1981) com o teste conhecido por Dickey-Fuller Aumentado ou teste ADF da sigla em inglês. O problema do teste Dickey-Fuller é a hipótese admitida, onde o erro é um ruído branco³, acontece que o erro é frequentemente um processo estacionário qualquer. Essa hipótese pode causar distorções na potência do teste. No teste ADF a correção é feita quebrando a hipótese de autocorrelação dos erros. O teste estima os valores defasados da variável dependente ΔY_t , que representa a diferenciação (ou integração) do modelo. Essa diferenciação é feita para deixar o modelo estacionário, o processo consiste em $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$, $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$ ou quantas vezes for necessária para tornar a série estacionária.

Com o objetivo de determinar a estacionariedade das variáveis presentes no modelo, foi utilizado o teste ADF pelo seu melhor enquadramento no arcabouço em que foi especificado o conjunto dos dados para construir o modelo econométrico. Admitindo-se a presença de raízes unitárias nas séries e verificado que as mesmas são cointegradas, ao invés de estimar um VAR, estima-se um Vetor de Correção de Erros (VEC)⁴.

Seguindo os passos para construir o modelo, depois de fazer o teste de raiz unitária, na hipótese de as variáveis possuírem raiz unitária, testa-se para cointegração das séries. A cointegração é a inter-relações das séries multivariadas como no exemplo

³ Na definição dada por Bueno (2012), uma sequência ε_t é um ruído branco se cada valor nela tiver média zero, variância constante e não for correlacionado a qualquer termo da própria série (autocorrelação).

⁴ Nos processos ARMA, quando se tem a presença de raiz unitária, procede-se a diferenciação da série, no entanto, esse procedimento compromete as propriedades dinâmicas da série temporal. Na aplicação do VAR e na ausência de cointegração o procedimento seria diferenciar a série, no entanto, como dito, isso prejudicaria o modelo por omitir variáveis relevantes, assim o VEC corrige este problema, que será discutido a seguir.

das equações (3) e (4), seria o movimento conjunto de y_t e z_t , mesmo na presença de raiz unitária, ou seja, na não estacionariedade das séries. Seguindo a definição de Engle e Granger (1987), define-se formalmente cointegração como:

As séries que compõem o vetor X_t , são ditas cointegradas de ordem (d, b) , denotado por $X_t \sim CI(d, b)$, se:

i. Todos os elementos que compõem X_t são integrados de ordem d , ou seja, são $I(d)$, supondo as equações (3) e (4) como componentes de X_t , teríamos: $x_t \sim I(d)$ e $z_t \sim I(d)$;

ii. Existe um vetor não nulo β , tal que $u_t = X_t' \beta \sim I(d - b), b > 0$.

A primeira condição diz que todas as variáveis de X_t devem ter a mesma ordem para que possam ser cointegradas. Assim as variáveis contidas em X_t conservam uma relação de longo prazo. O termo u_t pode ser chamado de resíduo de uma coordenada do vetor X_t contra as demais variáveis. Caso se tenha cointegração entre as séries, a aplicação de β nas variáveis pode gerar um resíduo que a ordem de integração será menor que a ordem das variáveis primárias.

O teste de cointegração primário foi o de Engle e Granger (1987). Supondo o modelo bivariado das equações (3) e (4), a execução do teste consiste em estimar uma relação de longo prazo e conservar os resíduos. Se as variáveis forem cointegradas, os resíduos serão estacionários. Assim, o procedimento usual é testar para a presença de raiz unitária nos resíduos. Rejeitando-se a hipótese nula de raiz unitária nos resíduos, as séries serão cointegradas. O procedimento do teste é realizado como segue:

i. Execução do teste de raiz unitária nas variáveis de interesse e confirmar que são $I(1)$;

ii. Estimar a relação de longo prazo para obter \hat{u}_t , que representa o resíduo estimado;

iii. Fazer o teste ADF nos resíduos estimados, usando:

$$\Delta \hat{u}_t = \alpha \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_{i+1} \Delta \hat{u}_{t-i} + v_t \quad (5)$$

Caso $H_0: \alpha = 0$ seja rejeitado, implicando que os resíduos não têm raiz unitária, assim, as variáveis serão cointegradas.

Um dos testes de cointegração mais destacados é o apresentado em Johansen (1991), cuja metodologia permite a estimação do VEC simultâneo aos vetores de cointegração. Por isso, para o entendimento do teste deve se proceder a definição do VEC.

A ideia central do VEC é estimar o VAR na presença de séries com processos não estacionários sem, para isso, ter que usar o recurso da diferenciação, já que a diferenciação compromete as propriedades dinâmicas das séries temporais, por omitir variáveis relevantes. Usando o VAR em nível e sem intercepto, como o apresentado por Bueno (2012), similar ao apresentado na equação (2):

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + e_t \quad (6)$$

A equação (6) é um modelo multivariado em cada X_t é um vetor de variáveis endógenas. De maneira simplificada, podemos escrever a equação (6) usando o operador de defasagem⁵, como:

$$[I - (\Phi_1 L + \Phi_2 L^2 + \dots + \Phi_p L^p)] X_t = e_t \Rightarrow \Phi(L) X_t = e_t \quad (7)$$

No caso, quando se tem $L = 1$, temos:

$$\Phi(1) = [I - (\Phi_1 + \Phi_2 + \dots + \Phi_p)] \equiv -\Phi \quad (8)$$

O polinômio característico $\Phi(L)$ ajuda a construir a determinação do VEC, onde se tem a forma apresentado, como:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (9)$$

onde $\Lambda_i = -\sum_{j=1+i}^p \Phi_j$, $i = 1, 2, \dots, p-1$. Havendo raiz unitária, $\Phi(1) = 0$, assim o termo será, $\Phi = \alpha\beta'$. Assim é expresso a matriz β em r vetores de cointegração, enquanto, α é considerada a matriz de ajustamento, com r vetores de ajustamento. No modelo apresentado por este trabalho X_t é um vetor que contém as variáveis dívida/PIB d_t , meta *Selic* i_t e resultado primário rp_t .

O teste proposto em Johansen (1991) indica um teste para determinar o posto da matriz Φ , para estimar o vetores cointegrados contidos na matriz β . Johansen propõem dois testes para identificar o posto fundado em uma estimação de máxima verossimilhança. A matriz Φ tem dimensão $p \times p$, o posto dessa matriz sendo $r < p$ têm-

⁵ $Lu = u$; $Lx_t = x_{t-1}$; $L^p x_t = x_{t-p}$.

se cointegração, dessa forma o problema é determinar a dimensão de $(p - r)$. Caso o posto sendo igual a p , todas as variáveis presentes em X_t serão estacionárias. Sendo posto nulo, não haverá cointegração e existirá a presença de raiz unitária, dessa forma o posto de Φ está definido entre 0 e n . O primeiro teste é o do traço, que tem como hipótese nula a existência de r^* vetores cointegrados contra a hipótese alternativa de $r > r^*$, ou seja, que há mais de r^* vetores de cointegração. O teste segundo é o de máximo autovalor, onde a hipótese nula é a da existência de r^* vetores cointegrados contra a hipótese alternativa de $r^* + 1$ vetores de cointegração.

3.2.2 TESTE DE GRANGER-CAUSALIDADE

Uma notável interpretação da causalidade de Granger é feita por Cavalcanti (2010), usando o modelo bivariado das equações (3) e (4) como exemplo. O esclarecimento apontado se caracteriza pela variável z ajudando a prever os valores futuros da variável y . Também pode ser lido como valores passados de z explicando efeitos presentes em y , em um determinado horizonte de tempo pré-estabelecido. Esse fenômeno ocorrendo diz-se que z Granger-cause y .

A maneira convencional para se realizar o teste, é mostrada em Bueno (2012), sendo estimado $y_t = \phi_{20} + \sum_{i=1}^p \phi_{i,21} z_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{i,22} y_{t-i} + e_{2t}$, e em seguida realizar o teste com a hipótese nula da variável z não Granger-cause y , o teste é feito usando a estatística F de Snedecor, no entanto, como o teste não pode ser feito para variáveis não estacionárias, na estimação do VEC sua correção permite fazer este teste, agora usando a estatística χ^2 . De maneira formal:

$$H_0: \phi_{1,21} = \phi_{2,21} = \dots \phi_{p,21} = 0 \times H_1: \phi_{i,21} \neq 0, i = 1, 2, \dots p. \quad (10)$$

Tratando dos problemas metodológicos compelido a causalidade de Granger, o ponto central do artigo de Cavalcanti (2010) é emitir um alerta a uma interpretação errônea, comumente, cometida na utilização deste teste, o equívoco se trata da hipótese dos resultados mostrarem a ausência de causalidade do sentido de Granger de uma variável z em relação a variável y , e esta ausência implicar na interpretação de ausência de causalidade contemporânea, da variável z sobre y , é tratado como um equívoco, devido o conceito de causalidade de Granger não guardar obrigatoriamente uma relação de ocorrência, ou não de efeitos contemporâneos das variáveis usadas. Outro contexto de cautela a tomar com o teste é caracterizado por Bueno (2012), decorre da não identificação de causalidades indiretas, pelas defasagens das variáveis, dado em exemplo,

uma variável y_{2t} não Granger-causa y_{1t} , porém pode causá-la de maneira indireta, esse caso ocorre quando y_{2t} causar y_{3t} , que por fim causa y_{1t} . O teste de causalidade de Granger não consegue capturar este fenômeno. Assim, a causalidade de Granger implica em relações temporais que de certa forma, algumas vezes, tem difícil interpretação sem um alinhamento teórico forte para sustentar as conclusões do modelo empírico.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

A Tabela 1 apresenta os resultados obtidos do teste de raiz unitária pelo método de Dickey-Fuller aumentado (ADF), para as variáveis dívida bruta/PIB (d_t), meta Selic (i_t) e resultado primário (rp_t). Os resultados mostram que todas as variáveis não rejeitam a hipótese nula do teste, que é a presença de pelo menos uma raiz unitária. Para isso, foram usadas cinco defasagens apontadas pelo critério de informação de Schwarz. Dessa forma, como o procedimento apresentado na seção anterior, caso haja a presença de raiz unitária, deve ser testado a cointegração das séries para estimar o modelo usando a diferenciação ou pelo VEC.

Tabela 1: Teste ADF de raiz unitária

Variável	Modelos	Lags	Estatística t, α (significância 5 (%))	P-valor	Resultado
d_t	C	5	1,15	0,9976	I(1)
d_t	C,T	5	-3,27	0,0780	I(1)
i_t	C	5	-2,11	0,2378	I(1)
i_t	C,T	5	-1,70	0,7408	I(1)
rp_t	C	5	-2,03	0,2712	I(1)
rp_t	C,T	5	-3,05	0,1258	I(1)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As siglas “C” e “T” significam constante e tendência, respectivamente. Os valores críticos do teste ADF a nível de confiança de 5%, são: 1. Modelo com constante: -2,9006; 2. Modelo com constante e tendência: -3,4708.

Como todos os resultados da estatística de t calculado são menores que os valores críticos informados na nota da Tabela 1, conclui-se que as séries não são estacionárias.

4.2 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

Na Tabela 2 será mostrado o resultado do teste de cointegração de Johansen, seguindo a metodologia padrão, após ser encontrado não estacionariedade nas variáveis selecionadas. Também usados cinco defasagens pelos critérios de informação de Schwarz e Akaike. O resultado das estatísticas de $\lambda_{traço}$ e $\lambda_{maxautovalor}$, mostram que há pelo menos 1 vetor de cointegração entre as variáveis, o que possibilita o modelo ser estimado via VEC. Assim pode se dizer que as variáveis selecionadas, conservam uma relação de longo prazo entre si.

Tabela 2: Teste de Cointegração

Rank máximo	$\lambda_{maxautovalor}$	$\lambda_{traço}$	Valor Crítico $\alpha=1\%$	p-valor
$r = 0$	0,256	29,55*	29,51	0,0099
$r \leq 1$	0,09	7,27	16,36	0,2985
$r \leq 2$	0,002	0,16	6,94	0,7361

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O resultado pode ser visualizado pelo valor calculado da estatística do traço, onde se rejeita a hipótese nula de nenhum vetor cointegrante contra um, a um nível de 1% de confiança.

No teste da Tabela 2 o valor crítico apresentado é menor que o valor da estatística do traço, assim, rejeita-se a hipótese nula, resultando em pelo menos um vetor cointegrante com significância de 99%.

4.3 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

O teste de causalidade de Granger é aplicado ao VEC com cinco defasagens, cujos resultados podem ser vistos abaixo na Tabela 3. A hipótese nula do teste é a de não causalidade. Assim, a um nível de 95 % de confiança, a variável rp_t (resultado primário) causa a trajetória d_t (dívida bruta/PIB). Então, seguindo a definição de Sargent e Wallace (1981), o regime é caracterizado por dominância monetária, porque o resultado diz que uma melhoria no resultado primário pode conter a trajetória dívida/PIB. Deve também ser observado o resultado da variável i_t (meta Selic) e d_t (dívida bruta/PIB), que também confirma o resultado, devido a não rejeição da hipótese nula de não causalidade, informando assim que a taxa de juros paga nos títulos públicos não tem impactos de curto prazo na relação dívida bruta/PIB.

Tabela 3: Teste de Causalidade de Granger

Variável dependente: rp_t		
Variável	χ^2	p-valor
Δi_t	7,46	0,1886
Δd_t	11,41	0,0438
Variável dependente: i_t		
Variável	χ^2	p-valor
rp_t	6,11	0,2954
d_t	6,32	0,2763

Variável dependente: d_t		
Variável	χ^2	p-valor
rp_t	13,96	0,0159
i_t	5,65	0,3412

Fonte: Elaboração Própria.

Como já mencionado, a hipótese nula do teste é a de não causalidade, portanto, o p-valor menor que 0,05 implica na rejeição da hipótese nula, com o resultado indicando causalidade pelo teste. Outro fator importante mostrado na Tabela 3 é o resultado que implica causalidade da variável d_t em relação a rp_t , este resultado discorda dos trabalhos empíricos similares a este, como o de Gadelha e Divino (2008) e Costa (2014). O resultado pode ser interpretado a partir da grande volatilidade do resultado primário a partir de 2014, causando uma relação espúria de causalidade da direção de d_t para rp_t .

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo é investigar a existência de dominância fiscal ou monetária na economia brasileira nos anos de 2012 a 2018. Para isso foram usados dados mensais de janeiro de 2012 a setembro de 2018. A metodologia empreendida por meio do teste de causalidade de Granger, baseada em uma análise multivariada de um VEC. Para chegar até o resultado final do trabalho foi feito o teste de raiz unitária ADF e o teste de cointegração de Johansen, para o procedimento padrão de estimação de um VEC de variáveis integradas.

Os resultados mostrados na Tabela 3 mostram que o resultado primário medido como proporção do PIB, Granger-*causa* a relação dívida bruta/PIB. Conforme a definição de Sargent e Wallace (1981), a economia brasileira, no período apontado, encontra-se em um regime de dominância monetária. Dessa conclusão, pode-se inferir que caso o Tesouro nacional tenha sucessivos superávits, poderá este resultado ser usado para estabilizar a relação dívida/PIB. A discussão feita no início da seção Metodologia, para o uso da dívida bruta e não da dívida líquida para a construção do trabalho, pelo argumento da chamada contabilidade criativa, que poderia dar viés as informações e aos resultados, foi importante para trazer a luz o debate do descontrole fiscal. No entanto, os resultados obtidos usando o mesmo arcabouço do trabalho usando dívida líquida/PIB e não dívida bruta/PIB, pode ser visto nas tabelas do Apêndice A, onde os resultados comprovam a tese de dominância monetária. Em síntese, os resultados encontrados aqui neste trabalho comprovam os resultados obtidos pelos trabalhos semelhantes de Costa (2014) e Gadelha e Divino (2008).

O resultado do teste de causalidade da variável meta Selic em relação a variável dívida bruta/PIB foi inesperado, onde não se rejeita a hipótese nula de não Granger-*causa*, no entanto, este resultado pode ser analisado seguindo a noção que a variável (meta Selic) impacta na trajetória da dívida/PIB, ou seja, no estoque da dívida e não no fluxo. Assim o impacto teria trajetória de longo prazo. Esse problema metodológico do teste de causalidade de Granger foi discutido na seção compreendida ao entendimento deste teste, que seria a causalidade indireta. Dessa forma o objetivo do Banco Central de perseguir a inflação mínima está mantido, pelo resultado de dominância monetária, dando credibilidade à política monetária em tempos de desequilíbrio fiscal.

6. REFERÊNCIAS

- BARBOSA, F. H. A Estabilização Inacabada. **Revista de Economia Mackenzie**, Ano 1, n. 1, p. 11-26, 2003.
- BITTENCOURT, Marco Aurélio. É a política do Plano Real não-ricardiana? **Planejamento e Políticas Públicas |ppp|** n. 28, 2005.
- BLANCHARD, O. Fiscal dominance and inflation targeting: Lessons from Brazil, **NBER Working Paper Series**. Cambridge, MA: MIT Press, Working Paper 10389, 2004.
- BRASIL. **Resultado do Tesouro Nacional Agosto 2018**. Brasília: Tesouro Nacional, 2018. Disponível em: <https://www.tesouro.fazenda.gov.br/documents/10180/246449/Apresenta%EF%BF%BD%EF%BF%BD%RTN_2018-agosto.pdf/c06dcb2e-a3b5-4273-a321-fc2856db1d9f>. Acesso em: outubro de 2018.
- BRASIL. Senado Federal. **Projeto de Resolução nº 84, de 2015**. Proposta de limites globais para o montante da dívida consolidada da União. Brasília, DF, 12 mai. 2015. Disponível em: <<https://www25.senado.leg.br/web/atividade/materias/-/materia/83503>>. Acesso em: novembro de 2018.
- BUENO, R. D. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2012.
- CANZONERI, Matthew B.; CUMBY, Robert E.; DIBA, Behzad T. Is the price level determined by needs of fiscal solvency? **The American Economic Review**, v.91, n. 5, 2001.
- CAVALCANTI, Marco A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 2, p. 251-260, 2010.
- CARDOSO, E. O Processo Inflacionário no Brasil e suas Relações com o Déficit e a Dívida do Setor Público. **Revista de Economia Política**, v. 8, n. 2, 1988.
- COSTA, I. G. **Dívida Pública e Política Monetária no Brasil**. 33f. Monografia (Graduação) – Ciências Econômicas, Universidade Federal do Ceará, 2014.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 336, p. 427-431, 1979.
- _____. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. **Econometrica**, v.49, n.4, p. 1057-1073, 1981.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3. Ed. Nova York: Wiley, 2009.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v.55, n.2, p. 251-276, 1987.
- GADELHA, S. R. B.; DIVINO, J. A. Dominância Monetária ou Dominância Fiscal no Brasil? Uma Análise de Causalidade. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 4, p. 659-675, 2008.

GIAMBIAGI, F. et. al. **Economia Brasileira Contemporânea: 1945 – 2010**. 2. Ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

GOBETTI, S. W.; SCHETTINI, B. P. **Dívida Líquida e Dívida Bruta: Uma abordagem Integrada para Analisar a Trajetória e o Custo do Endividamento Brasileiro**. Brasília: Ipea, dez. 2010. 76 p. (Texto para Discussão, n. 1514). Disponível em: <http://ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/TDs/td_1514.pdf>. Acesso em: novembro de 2018.

JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica**, v. 59, n. 6, 1991.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, v.5, n. 3, 1981.

SENNÁ, José Julio. **Política Monetária: Ideias, experiências e evolução**. Rio de Janeiro: FGV, 2010.

TANNER, E.; RAMOS, A. M. Fiscal sustainability and monetary versus fiscal dominance: evidence from Brazil, 1991-2000. **IMF Working Paper**, Washington, DC, n.5, 2002.

WALSH, C. E. **Monetary Theory and Policy**. 3. Ed. Cambridge: The MIT Press, 2010.

WOODFORD, M. Price level determinacy without control of a monetary aggregate. **NBER Working Paper Series**. Cambridge, MA: MIT Press, Working Paper 5204, 1995.

APÊNDICE A – RESULTADOS COM DÍVIDA LIQUIDA

Tabela 4: Teste ADF de raiz unitária para a Dívida líquida

Variável	Modelos	Lags	Valor crítico α (significância 5 (%))	p-valor	Resultado
dL_t	C	5	-0,09	0,9454	I(1)
dL_t	C,T	5	-1,91	0,6374	I(1)
i_t	C	5	-2,11	0,2378	I(1)
i_t	C,T	5	-1,70	0,7408	I(1)
rp_t	C	5	-2,03	0,2712	I(1)
rp_t	C,T	5	-3,05	0,1258	I(1)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: A variável dL_t é Dívida líquida/PIB. Todos os resultados mostram a presença de raiz unitária.

Tabela 5: Teste de Cointegração para Dívida líquida

Rank máximo	$\lambda_{maxautovalor}$	$\lambda_{traço}$	Valor Crítico $\alpha=5\%$	p-valor
$r = 0$	0,225	27,39*	24,27	0,019
$r \leq 1$	0,102	8,25	12,32	0,217
$r \leq 2$	0,001	0,10	4,12	0,791

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste do traço indica que há pelo menos um vetor de cointegração.

Tabela 6: Teste de Causalidade de Granger para Dívida líquida

Variável dependente: rp_t		
Variável	χ^2	p-valor
Δi_t	5,87	0,3182
ΔdL_t	12,96	0,0237
Variável dependente: i_t		
Variável	χ^2	p-valor
rp_t	3,72	0,5897
dL_t	5,68	0,3384
Variável dependente: dL_t		
Variável	χ^2	p-valor
rp_t	9,67	0,0851
i_t	5,14	0,3986

Fonte: Elaboração própria.

Nota: p-valor menor que 0,05 implica na rejeição da hipótese nula de não granger-causa.