

**FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO**

MARCOS MUZZETTE DA COSTA

**A RELAÇÃO DAS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL NO BRASIL:
UMA ABORDAGEM EMPÍRICA**

SÃO PAULO - SP

2021

MARCOS MUZZETTE DA COSTA

**A RELAÇÃO DAS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL NO BRASIL:
UMA ABORDAGEM EMPÍRICA**

Dissertação de Mestrado apresentada à
Escola de Economia de São Paulo da
Fundação Getulio Vargas como requisito para
a obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de Conhecimento: Macroeconomia
Financeira

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Kfoury Muinhos

SÃO PAULO - SP

2021

Costa, Marcos Muzzette da.

A relação das políticas monetária e fiscal no Brasil: uma abordagem empírica / Marcos Muzzette da Costa. - 2021.

47 f.

Orientador: Marcelo Kfoury Muinhos.

Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo.

1. Política monetária - Brasil. 2. Macroeconomia. 3. Política econômica - Brasil. 4. Política tributária. I. Muinhos, Marcelo Kfoury. II. Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Escola de Economia de São Paulo. III. Fundação Getulio Vargas. IV. Título.

CDU 330.101.541(81)

Ficha Catalográfica elaborada por: Raphael Figueiredo Xavier CRB SP-009987/O
Biblioteca Karl A. Boedecker da Fundação Getulio Vargas - SP

MARCOS MUZZETTE DA COSTA

**A RELAÇÃO DAS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL NO BRASIL:
UMA ABORDAGEM EMPÍRICA**

Dissertação de Mestrado apresentada à
Escola de Economia de São Paulo da
Fundação Getulio Vargas como requisito para
a obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de Conhecimento: Macroeconomia
Financeira

Data de aprovação: ____ / ____ / ____

Banca examinadora:

Prof. Dr. Marcelo Kfoury Muinhos (Orientador)
FGV-EESP

Prof. Dr. Leonardo Weller
FGV-EESP

Prof. Dr. Diogo de Prince Mendonça
UNIFESP

RESUMO

Este trabalho conduz simulações para verificar se o Brasil se encontrava em dominância fiscal no período compreendido entre 2016 e 2020. O trabalho segue o referencial teórico da literatura com as modificações de variáveis econômicas que se tornaram importantes no debate econômico contemporâneo como o spread do CDS Brasil para medir o grau de aversão ao risco e da taxa de juros real como medida de reação da autoridade monetária. Este trabalho também faz um recorte mais detalhado no período de 2016 a 2020 para estudar o efeito que a PEC do Teto teve nas variáveis econômicas dado que como perceberemos ela teve um efeito considerável na ancoragem das expectativas dos agentes de econômicos. Desta maneira, este estudo estende as análises dos economistas para o período mais recente buscando atualizar e aprofundar o debate econômico sobre a relação existente entre as políticas monetária e fiscal. Os resultados mostram que o Brasil se encontrou em regime de dominância monetária apesar de estar suscetível a efeitos perversos na política monetária devido ao risco fiscal.

Palavras-chave: Política Monetária; Política Fiscal; Dominância Fiscal

ABSTRACT

This work conducts simulations to verify if Brazil was in fiscal dominance in the period between 2016 and 2020. The work follows the theoretical framework of the literature with modifications in economic variables that have become important in the contemporary economic debate, such as the CDS Brazil spread to measure the degree of risk aversion and the real interest rate as a measure of the monetary authority's reaction. This paper also takes a more detailed look at the period 2016-2020 to study the effect of the new fiscal arrangement as it had a considerable effect in anchoring the expectations of economic agents. In this way, this study extends the analysis of economists to the most recent period, seeking to update and deepen the economic debate on the relationship between monetary and fiscal policies. The results show that Brazil was in a monetary dominance regime despite being susceptible to perverse effects on monetary policy due to fiscal risk.

Key words: Monetary Policy; Fiscal Policy; Fiscal Dominance

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Variáveis utilizadas com as respectivas definições	25
Tabela 2: Testes de estacionaridade	31
Tabela 3: Número de defasagens do VAR.....	32
Tabela 4: Teste de Causalidade de Granger	33

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Dívida líquida do setor público consolidado como percentual do PIB.....	26
Gráfico 2: Necessidade de financiamento do setor público em percentual do PIB	27
Gráfico 3: Spread do CDS Brasil de 5 anos	28
Gráfico 4: Câmbio nominal.....	29
Gráfico 5: IPCA (a.m.) anualizado.....	29
Gráfico 6: Taxa de Juros Real (a.a.)	30

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Mecanismo de efeitos perversos provocados pela política monetária	17
Figura 2: Funções Impulso Resposta a um choque no CDS.....	37
Figura 3: Funções Impulso Resposta a um choque no câmbio nominal	38
Figura 4: Funções Impulso Resposta a um choque na dívida líquida	39
Figura 5: Funções Impulso Resposta a um choque no IPCA.....	40
Figura 6: Funções Impulso Resposta a um choque na taxa de juros real.....	41
Figura 7: Funções Impulso Resposta a um choque na necessidade de financiamento do setor público.....	42

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	11
1 – REVISÃO DA LITERATURA	14
1.1 INTRODUÇÃO.....	14
1.2 LITERATURA	14
2 - METODOLOGIA E TRATAMENTO ECONOMETRICO	20
3 - DADOS	24
4 – RESULTADOS	26
4.1 COMPORTAMENTO DAS SÉRIES.....	26
4.2 ANÁLISE DO PROCESSO VAR.....	31
4.3 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER	32
4.4 FUNÇÕES IMPULSO RESPOSTA.....	36
5 - CONCLUSÃO	43
6 - BIBLIOGRAFIA	45
7 - APÊNDICE.....	47

INTRODUÇÃO

O debate da execução do gasto fiscal é recorrente na economia brasileira. Diversos fatores estão relacionados como a necessidade de conjugar os objetivos sociais com os anseios econômicos. O papel das instituições na harmonização destas metas se auto complementam para o funcionamento da economia. De um lado, temos a Administração Direta que coordena as atividades relacionadas com arrecadação, orçamento e gasto. De outro temos, a autoridade monetária representada pelo Banco Central cuja missão é preservar o valor de moeda, o poder de compra e o controle da inflação.

O Brasil adotou, em 1999, o regime de metas de inflação que delega ao Banco Central do Brasil a decisão de fixar a taxa de juros nominal, a taxa SELIC, no Comitê de Política Monetária (Copom), com base na meta de inflação definida pelo Conselho Monetário Nacional. O regime faz parte do tripé macroeconômico que se fundamenta também na flutuação da taxa de câmbio e na geração de superávits primários. Até 2014, o país foi capaz de gerar superávits primários o que contribuiu progressivamente para a estabilidade e controle da dívida pública. Em 2015, o cenário se inverte sendo recorrente elevados déficits cujos efeitos foram o rápido aumento do nível da dívida pública. Para controlar a situação, em 2016, tivemos a aprovação da PEC dos Gastos Públicos também conhecida como PEC do Teto que estabeleceu um limite superior para os gastos públicos estabelecendo uma âncora fiscal ao país. Em 2020, na tentativa de minorar os efeitos da pandemia, tivemos um aumento relevante da dívida e do déficit públicos.

No cenário de aumento do endividamento e da recorrência de déficits, a hipótese da dominância fiscal entra no debate econômico com destaque para o risco de solvência da dívida pública com o respectivo aumento dos prêmios de risco e a possibilidade da monetização futura da dívida. A reação da autoridade monetária através de uma política contracionista poderia ter efeitos limitados uma vez que uma elevação dos juros conduz a um maior aumento da dívida bruta acarretando uma espiral e a um círculo vicioso.

A literatura é bastante rica com relação ao tema de dominância fiscal com destaques para o efeito da senhoriagem, a teoria fiscal do nível de preços e o efeito do canal do câmbio. Os estudos mostram que os déficits e a elevada dívida pública diminuem a potência da política monetária do Banco Central podendo provocar até mesmo efeitos perversos em na economia.

O presente estudo busca fornecer esclarecimentos do comportamento da autoridade monetária e de sua reação no período compreendido entre janeiro de 2016 e dezembro de 2020 que compreende o período após da aprovação da PEC do Teto até a pandemia. Ao estender a análise para o período mais recente, explicamos se a política monetária alterou o seu papel em uma conjuntura econômica de aumentos dos déficits e da dívida. O objetivo do trabalho é, portanto, verificar que se com a nova postura fiscal, que a regra fiscal passa a ser o Teto dos Gastos, ainda se verifica a dominância monetária. Para análise, usamos a abordagem VAR com a inclusão dos juros reais e do spread de CDS para trazer uma nova visão da dinâmica da política monetária e seus efeitos na economia brasileira. A conclusão que chegamos mostra um regime de dominância monetária mesmo com a pressão cada vez maior do governo federal em atender as demandas sociais. A postura do Banco Central se torna uma variável importante na condução da política econômica.

Este trabalho está dividido em 5 partes. Na primeira revisamos o arcabouço teórico relativo ao tema da dominância fiscal sendo recorrente o debate na literatura nacional e internacional. Na parte 2, discutimos o referencial econométrico mostrando como o processo VAR pode ser utilizado para verificar se a economia se encontra em dominância fiscal. Na terceira parte, mostramos os dados coletados para a análise sendo que inovamos ao considerar variáveis econômicas que se tornaram importantes no cenário econômico contemporâneo como o spread do CDS Brasil para medir o grau de aversão ao risco e a taxa de juros real como medida de reação da autoridade monetária. Também inovamos ao estender o recorte temporal para o período mais recente compreendendo o período de 2016 a 2020 que inclui todo o período da aprovação da PEC do Teto dos Gastos e da pandemia. Contribuímos, portanto, na atualização do tema para o debate

econômico atual. A seção 4 ilustra os resultados encontrados com as respectivas funções impulso respostas que mostram a dinâmica do sistema. Na parte 5, temos a conclusão com os respectivos comentários sobre a situação da economia brasileira.

1 – REVISÃO DA LITERATURA

1.1 INTRODUÇÃO

A relação entre as políticas monetária e fiscal é amplamente discutida na literatura. Dentre as teorias vigentes, diversos canais de transmissão são debatidos tendo como referência a restrição orçamentária do Governo. Os estudos enfatizam os efeitos dos choques fiscais nas variáveis monetárias como o prêmio de risco, o risco soberano, a taxa de câmbio, a inflação e a taxa de juros. Em uma situação de dominância monetária, o Banco Central utiliza a taxa de juros para diminuir a inflação contraindo a demanda agregada. Entretanto, quando os riscos fiscais são elevados, ou seja, recorrência de déficit público e elevado nível de dívida, a política monetária pode deixar de surtir efeito. No caso limite, uma contração monetária pode inclusive aumentar a inflação. A esta situação, a literatura diz que a economia se encontra em dominância fiscal. Desta forma, dominância fiscal caracteriza uma situação que a inflação pode ser atribuída aos distúrbios fiscais sendo que a política monetária se torna ineficaz. A seguir abordaremos como a literatura aborda o tema tanto com referência nas experiências internacionais como no caso brasileiro.

1.2 LITERATURA

O trabalho de Sargent e Wallace (1981) é considerado uma das referências no assunto. Os autores mostraram que a política monetária não está indiferente ao comportamento fiscal. Sob certas circunstâncias, o controle da inflação pela autoridade monetária fica limitado quando a política fiscal se torne dominante. No limite, no qual a taxa de juros dos títulos governamentais é maior que a taxa de crescimento da economia juntamente com contínuos déficits fiscais, a política monetária pode inclusive aumentar a inflação. No modelo proposto, eles consideraram algumas premissas importantes tais como uma taxa de crescimento do produto constante, uma taxa de juros real dos títulos governamentais também constante e acima da taxa de crescimento da economia e um caminho da política fiscal que afeta a dívida pública e que não depende da política monetária.

Os autores argumentam que a demanda por títulos públicos relativa ao tamanho da economia é uma restrição ao financiamento do governo dado que afeta tanto o nível do estoque da dívida como seu pagamento. Caso a demanda por novos títulos não seja suficiente para financiar o déficit público, a receita do governo é obtida através da senhoriagem. Dada a existência de um limite superior para a demanda por títulos públicos, uma contração monetária provoca o aumento do nível da dívida cujo pagamento seria obtido através da senhoriagem. Há o consequente aumento da base monetária, o aumento da inflação e o ajuste da política monetária para fazer frente à política fiscal.

Woodford (2001) também mostra que uma apropriada política monetária associada a uma adequada política fiscal é fundamental para a manutenção da estabilidade do nível geral de preços. Para o autor, o passivo nominal do governo que é composto pelo estoque de moedas e dívida deve ser igual ao valor nominal presente esperado dos superávits primários seguindo a restrição orçamentária intertemporal do governo. As expectativas fiscais se tornam uma condição relevante para o equilíbrio e determinação do nível dos preços, pois ancoram o passivo governamental e os fluxos futuros dos superávits. Caso ocorra um déficit fiscal, os agentes esperam que o orçamento seja futuramente ajustado para neutralizar esse efeito. A dominância fiscal se manifesta através da pressão na autoridade monetária para manter o valor nominal da dívida governamental sendo que uma economia deveria trazer como propriedades não só uma função de reação do Banco Central como também o comprometimento de metas de políticas fiscais notadamente de déficit nominal.

O estudo da política monetária realizado por Blanchard (2004) mostra que ela pode desencadear efeitos perversos em uma economia com elevada dívida pública. Em um cenário de contração monetária, pode ocorrer o aumento da probabilidade de default da dívida pública tornando-a menos atrativa. Isto desencadearia o aumento do prêmio de risco, depreciação cambial e aumento da inflação. Esta situação se torna mais provável quanto mais alta for a dívida pública e o percentual dela indexado à moeda estrangeira. O autor afirma que, nesta situação, a maneira correta para abaixar a inflação seria utilizar a política fiscal.

No modelo desenvolvido pelo autor existem 2 canais que o Banco Central utiliza para fazer o controle da inflação. No primeiro, um aumento da taxa de juros real diminui a demanda agregada, o produto e, conseqüentemente, diminui a inflação. No segundo, uma contração monetária provoca apreciação cambial. A apreciação cambial diminui a inflação direta e indiretamente afetando também a demanda agregada e o produto.

A questão fundamental que o autor coloca é com relação ao segundo canal, ou seja, o câmbio. Caso o aumento da taxa de juros gere um aumento do prêmio de risco, haverá uma depreciação ao invés de uma apreciação. Quanto maior o nível inicial da dívida pública, maior será o grau de aversão dos investidores estrangeiros e maior a probabilidade de ocorrência de depreciação cambial quando do aumento das taxas de juros. Para o autor, a economia brasileira se encontrava nesta situação em 2002 sendo que o Banco Central não executou uma política de contração monetária devido ao risco fiscal.

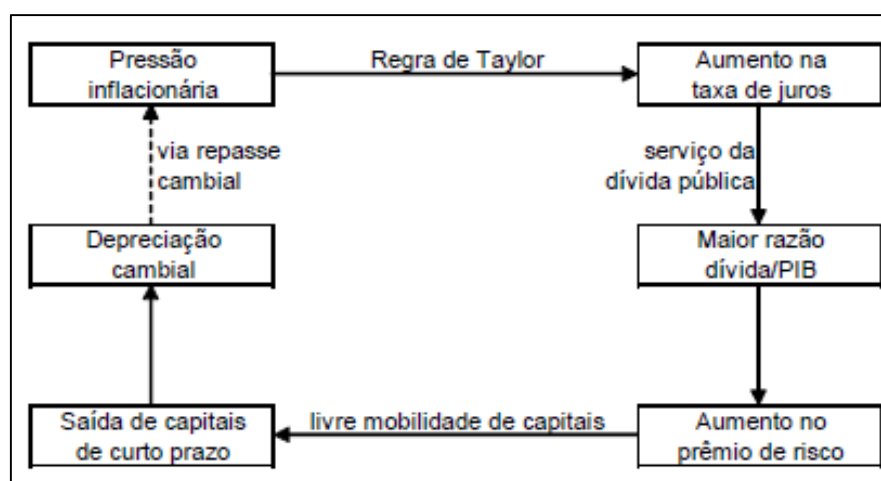
Seguindo a mesma direção, Favero e Giavazzi (2004) mostram que o risco de default da dívida pública é o principal mecanismo no qual o Banco Central de uma economia emergente pode perder o controle da inflação, ou seja, a economia se mover de uma situação de dominância monetária para uma dominância fiscal. No modelo proposto, os autores reforçam o canal do câmbio que transmite para a economia os choques da aversão ao risco dos investidores estrangeiros com relação à dívida pública. Com uma parada repentina do fluxo de capitais, o câmbio se deprecia aumentando a expectativa de inflação. Haverá a reação do Banco Central no sentido de uma contração monetária que, no regime de metas de inflação, funciona porque o superávit primário é constantemente ajustado para diminuir o encargo sobre a dívida e, portanto, a percepção de risco país pelos investidores estrangeiros.

Com relação à política monetária brasileira, Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2002) conduziram o estudo sobre o regime de metas de inflação e mostraram que o regime funciona bem para coordenar as expectativas dos agentes econômicos. Os autores

utilizaram o período de julho de 1999 a junho de 2002 e concluíram que o Banco Central reage fortemente com relação aos impactos na inflação o que indica dominância monetária. No estudo, os autores também enfatizaram a importância do canal do câmbio na determinação da inflação. Neste contexto, as reservas internacionais possuem um papel importante de estabilização de choques externos.

O estudo conduzido por Carneiro e Wu (2005) considera os efeitos que as variáveis fiscais provocam na política monetária. Os autores mostram que o elevado grau de endividamento público pode provocar um efeito perverso na eficácia da política monetária como instrumento de controle da inflação. Por efeitos perversos, entende-se, em geral, efeitos inflacionários das altas de juros. O mecanismo pode ser sintetizado da seguinte maneira. Dado um choque inflacionário, o Banco Central aumenta a taxa de juros. A contração monetária provoca um aumento da razão Dívida/PIB e, conseqüentemente, o aumento dos prêmios de risco. Caso haja saída de capitais de curto prazo, haverá depreciação cambial que retroalimentará as expectativas inflacionárias. Podemos entender melhor como ocorre esse mecanismo através da Figura 1 abaixo:

Figura 1: Mecanismo de efeitos perversos provocados pela política monetária



Fonte: Carneiro e Wu (2005)

Os autores também enfatizam que a desconfiança e a aversão ao risco se originam não somente do nível de endividamento público, mas também do endividamento privado

externo, na medida em que esta variável pode intensificar a magnitude do efeito da taxa de câmbio no passivo das empresas.

Analisando o comportamento política monetária antes do regime de metas da inflação, Pastore e Pinotti (1999) já tinham concluído que a inércia inflacionária era gerada pela indexação generalizada de preços, salários e da taxa cambial. A passividade monetária aumentava ainda mais a persistência nas taxas de inflação, impedindo a dissipação dos choques inflacionários. Apesar dos déficits fiscais elevados no período, a dívida pública não tinha um crescimento insustentável, devido aos efeitos combinados da senhoriagem, do "efeito Patinkin" corroendo a despesa pública, mas não as receitas e das taxas de juros reais relativamente mais baixas comparativamente às taxas de crescimento econômico.

Ademais, segundo os autores, se o governo obedece a restrição orçamentária intertemporal, diante de um déficit financiado por dívida, os indivíduos poderiam ter a percepção de um passivo fiscal futuro, descontando-o e elevando a poupança na mesma intensidade do aumento dos gastos do governo. Neste caso, não haveria a elevação da taxa de juros real. Caso o governo não tenha esse comportamento “ricardiano”, o financiamento do déficit através da emissão de novos títulos públicos pode alterar a eficácia da política monetária. Quando as emissões são curtas e constituídas principalmente por títulos indexados à taxa de juros de curto prazo, uma contração monetária provoca um “efeito-renda” na economia que diminui o efeito da potência da política monetária sobre a demanda agregada.

Gadelha e Divino (2008) analisam se existe dominância fiscal ou monetária na economia brasileira no período pós-Plano Real. Entre as variáveis utilizadas estão taxa nominal de juros, relação dívida líquida do setor público/PIB, relação superávit primário/PIB, taxa real de câmbio real e o prêmio de risco medido pelo Embi. Os autores sugerem que a economia brasileira se encontrava sob regime de dominância monetária sendo que o modelo proposto por Blanchard (2004) não encontrava apoio empírico no período analisado. Os testes indicaram a existência de uma autoridade monetária autônoma,

capaz de fixar a taxa Selic ao nível de sua escolha, o que expressa ganhos de credibilidade.

Oliveira *et al* (2013) mostraram que a postura de política monetária adotada pelo Banco Central para o período compreendido entre 2004 e 2007 foi relativamente forte no sentido de controlar a inflação. A autoridade monetária brasileira reagiu positivamente aos desvios da expectativa de inflação em relação à sua meta e ao hiato do produto, sendo mais sensível aos desvios das expectativas inflacionárias em relação à meta de inflação. Desta forma, os autores sugerem que a economia brasileira se comportava sob dominância monetária.

Barbosa, Camêlo e João (2016) estudaram a política monetária brasileira para o período compreendido entre 2003 e 2015 com especial destaque para a determinação da taxa de juros natural e da função de reação da autoridade monetária. Eles concluíram que o Banco Central reage positivamente ao choque inflacionário indicando um regime de dominância monetária.

Gonçalves (2017) analisou se a economia brasileira se encontrava em regime de dominância fiscal para o período compreendido entre 2009 e 2017. Usando uma estratégia de identificação de alta frequência, o autor encontrou uma correlação positiva entre a taxa de juros e a expectativa de inflação. Entretanto, como ele mesmo pondera, aumentos das taxas de juros trouxeram as expectativas inflacionárias para baixo concluindo que a economia brasileira não se encontrava em regime de dominância fiscal.

2 - METODOLOGIA E TRATAMENTO ECONOMETRICO

A partir das variáveis selecionadas e do arcabouço teórico, vemos que as variáveis fiscais impactam as variáveis monetárias e vice-versa. Em outras palavras, é necessário um tratamento econométrico que trata todas as variáveis como endógenas. Nesse sentido a utilização dos vetores autorregressivos (VAR) é adequada e será utilizada no tratamento econométrico do modelo.

Ademais, conforme Tanner e Ramos (2002), a utilização da abordagem VAR permite resolver alguns problemas. Em uma regressão tradicional, não conseguimos distinguir se os ajustes são feitos no déficit primário para controlar a dívida pública “ex-post” (consistente com a dominância monetária) ou “ex-ante”, ou seja, os ajustes são feitos na dívida pública devido aos déficits públicos (consistente com a teoria fiscal do nível de preços e, portanto, uma dominância fiscal).

O VAR consiste em uma gama de K variáveis endógenas $y_t = (y_{t1}, \dots, y_{kt}, \dots, y_{Kt})$ para $k = 1, \dots, K$. O processo VAR(p) é então assim definido:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t$$

com A_i ($K \times K$) a matriz de coeficientes para $i = 1, \dots, p$ e u_t é um processo K-dimensional com $E(u_t) = 0$ e uma matriz de covariância invariante no tempo positiva definida $E(u_t u_t^T) = \sum_{i=1} \sum_{j=1} u_{t-i} u_{t-j}$ (ruído branco).

Uma importante característica de um processo VAR(p) é sua estabilidade. Podemos reescrever o processo VAR(p) como processo VAR (1) da seguinte forma:

$$x_t = A x_{t-1} + v_t$$

Sendo:

$$x_t = \begin{pmatrix} y_t \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \end{pmatrix}, A = \begin{pmatrix} A_1 & A_2 & \cdots & A_{p-1} & A_p \\ I & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & I & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & 0 & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & I & 0 \end{pmatrix}, v_t = \begin{pmatrix} u_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

Se os módulos dos autovalores da matriz A acima são menores que 1, então o processo VAR (p) é estável.

Outro ponto importante da abordagem VAR é que ela necessita que todas as séries sejam estacionárias. Neste sentido, depois de realizados os testes de raiz unitária, procede-se à primeira diferença caso as séries não seja estacionárias.

Para verificar a estacionaridade das séries foi realizado o teste de raiz unitária ADF (Dickey Fuller Aumentado) apresentado por Dickey e Fuller. O teste tem como hipótese nula a existência de uma raiz unitária e, como hipótese alternativa, a estacionaridade da série. Este teste implementa a seguinte estatística abaixo:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta t + \varrho y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \varphi \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Com $H_0 : \varrho = 0$

Caso as variáveis não sejam estacionárias, deve-se verificar também se existe cointegração das séries. Havendo cointegração, utiliza-se o vetor cointegrante para obter uma combinação linear entre as variáveis e estima-se um modelo vetorial autorregressivo de correção de erros (VEC). O procedimento de testar a cointegração segue o procedimento proposto por Johansen com a estatística do autovalor e a estatística do traço.

O número de defasagens para a estimação do VAR é selecionado com base na indicação dos critérios de seleção como, por exemplo, o critério de Schwarz (SC). Outro ponto

importante da abordagem VAR é que os resíduos precisam ser analisados com relação à heterocedasticidade, normalidade e correlação serial.

O teste de heterocedasticidade é baseado na seguinte regressão:

$$vech(\hat{u}_t \hat{u}_t') = \beta_0 + \beta_1 vech(\hat{u}_{t-1} \hat{u}_{t-1}') + \dots + \beta_q vech(\hat{u}_{t-q} \hat{u}_{t-q}') + v_t$$

Onde v_t representa um processo de erro e $vech$ é o operador coluna para matrizes simétricas que empilha as colunas da diagonal principal para baixo. A hipótese nula é $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots \beta_q = 0$. A estatística do teste é comparada com a distribuição

$$\chi^2\left(\frac{qK^2(k+1)^2}{4}\right)$$

O teste de Jarque-Bera para a normalidade series multivariadas é aplicado sobre os resíduos do VAR(p) com testes adicionais para skewness e kurtosis. O teste de correlação serial é aplicado sobre os resíduos do VAR através dos testes de Portmanteau e o teste LM proposto por Breusch & Godfrey. O teste de Portmanteau é definido como:

$$Q_t = T \sum_{j=1}^h tr(\hat{A}_j' \hat{A}_0^{-1} \hat{A}_j \hat{A}_0^{-1})$$

Sendo $\hat{A}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-i}'$

A estatística tem uma distribuição aproximada por $\chi^2(K^2 h - n^*)$ onde n^* é o número de coeficientes excluindo os termos determinísticos do VAR(p). A distribuição é somente válida para h tendendo a infinito com uma taxa razoável quando se aumenta o tamanho da amostra.

O teste LM de Breusch & Godfrey é baseado na seguinte regressão:

$$\hat{u}_t = A_1 y_{t-1} + \dots A_p y_{t-p} + C D_t + B_1 \hat{u}_{t-1} + \dots B_h \hat{u}_{t-h} + \varepsilon_t$$

A hipótese nula é $H_0 : B_1 = \dots = B_h = 0$ sendo a estatística definida por:

$$LM_t = T(K - tr(\Sigma_R^{-1} \Sigma_e))$$

Onde $\Sigma_R^{-1} \Sigma_e$ são as matrizes de covariâncias dos resíduos do modelo restrito e não restrito. O teste tem distribuição $\chi^2(hK^2)$

Usamos também o teste de causalidade de Granger no sentido de estimar a precedência temporal das variáveis. Assim, se a série y_t contém informação passada que ajuda na previsão de outra série z_t , e se essa informação não está contida em outras séries usadas no modelo, então y_t Granger-causa z_t . A causalidade de Granger da variável j para a variável h é avaliada testando a hipótese nula de que os coeficientes da variável j em todas as suas defasagens são, simultaneamente, estatisticamente iguais a zero na equação em que h é a variável dependente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável j Granger-causa a variável h [Gadelha e Divino (2008)]. Como a causalidade bivariada pode ser afetada por omissão de variável no sistema [Gadelha e Divino (2008)], procedemos com as análises da causalidade multivariada.

Por fim, para a utilização do VAR precisamos também de um critério de identificação dado que as funções impulso resposta são reações dinâmicas a choques ortogonais. Desta forma, a ordenação das variáveis se faz importante para que tenham o melhor significado econômico.

3 - DADOS

As variáveis envolvidas na análise de dominância fiscal compreendem tanto dados fiscais como monetários. Utilizamos a dívida líquida do setor público consolidado como percentual do PIB (DLSP_PIB), a necessidade de financiamento do setor público sem desvalorização cambial – fluxo acumulado em 12 meses – em percentual do PIB (NFSP_PIB_AC_12M), o risco país representado pelo spread do CDS Brasil de 5 anos (CDS), a taxa de câmbio nominal representado pela taxa de câmbio comercial de venda média (CAMBIO_NOMINAL), a taxa de inflação medida pelo IPCA mensal anualizado (IPCA) e a taxa de juros real (JUROS_REAL) calculada a partir da diferença entre as taxa referencial do swap DI x Pré-fixado de 360 dias – média do período - e a expectativa de média do IPCA medida pelo relatório Focus (taxa anual acumulada para os próximos doze meses).

As séries da dívida líquida do setor público (DLSP_PIB) e da necessidade de financiamento do setor público (NFSP_PIB_AC_12M) foram obtidas no sítio eletrônico do Banco Central do Brasil. A série do CDS (CDS) foi obtida a partir da base de dados da Bloomberg e disponível em seu terminal. As séries do câmbio nominal (CAMBIO_NOMINAL), da inflação medida pelo IPCA (IPCA), da taxa referencial do swap DI x Pré-fixado de 360 dias e da expectativa média do IPCA usadas para o cálculo da taxa de juros real (JUROS_REAL) foram obtidas no sítio eletrônico do IPEADATA.

As variáveis foram tomadas em escala logarítmica com exceção da necessidade de financiamento do setor público, da taxa medida pelo IPCA e da taxa de juros real. Os dados são mensais e contemplam o período de janeiro de 2016 a dezembro de 2020 para considerar todo o período de vigência da PEC do Teto e também da pandemia. A Tabela 1 abaixo resume as variáveis utilizadas no trabalho.

Variável	Definição
DLSP_PIB	Dívida Líquida do Setor Público
NFSP_PIB_AC_12M	Necessidade de Financiamento do Setor Público
CDS	Credit Default Swap
CAMBIO_NOMINAL	Taxa de Câmbio Nominal
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
SWAP DI X PRE 360 dias	Taxa do swap DI x Pré 360 dias
EXPECTATIVA IPCA	Expectativa do Focus para o IPCA

Tabela 1: Variáveis utilizadas com as respectivas definições

Fonte: elaborado pelo autor

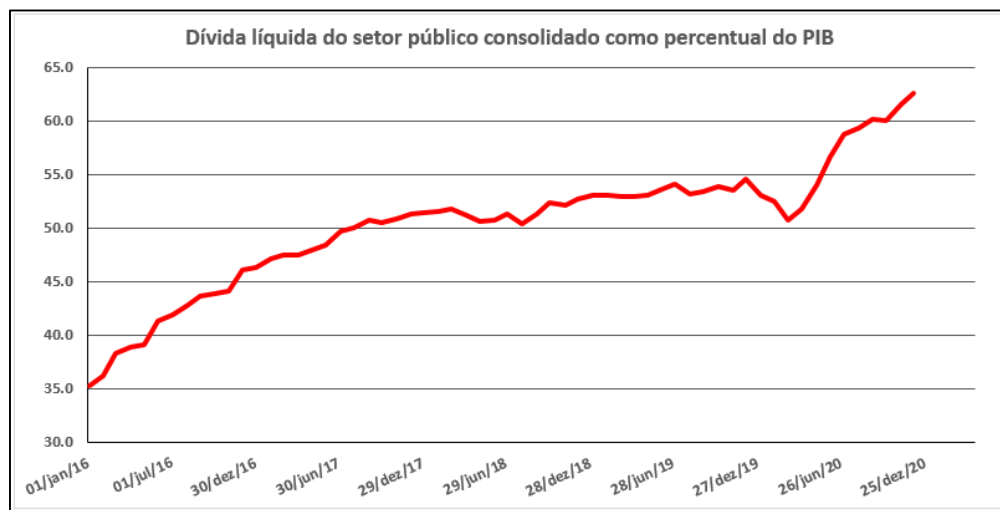
4 – RESULTADOS

4.1 COMPORTAMENTO DAS SÉRIES

Como mencionado previamente na seção 3, utilizamos as séries da dívida líquida do setor público consolidado como percentual do PIB, da necessidade de financiamento do setor público consolidado em percentual do PIB, do spread do CDS Brasil de 5 anos, da taxa de câmbio nominal, da taxa de inflação medida pelo IPCA e da taxa de juros real. Os gráficos de 1 a 6 abaixo ilustram o comportamento das séries entre janeiro de 2016 até dezembro de 2020.

No gráfico 1, podemos perceber a evolução crescente e constante do endividamento do país medido pela dívida líquida do setor público. Se no início de 2016, a dívida se encontrava em 35% do PIB, vemos que no final de 2019 ela já estava em 55%. Com a pandemia houve novo avanço chegando a 62% em dezembro de 2020 com trajetória ascendente. Essa evolução mostra que o país está se endividando cada vez mais e consistentemente, o que pode gerar desconfiança dos investidores quanto à futura monetização da dívida.

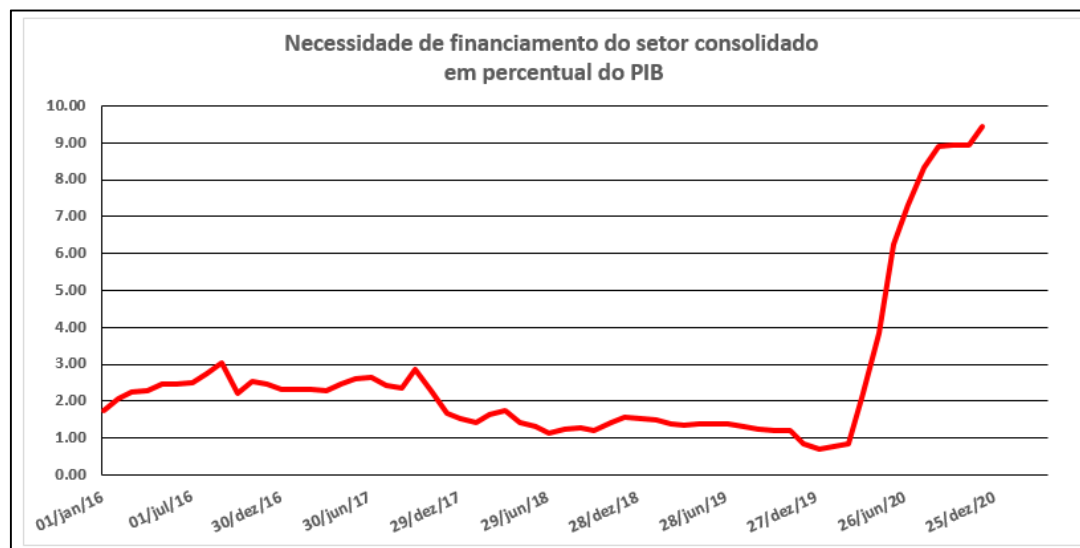
Gráfico 1: Dívida líquida do setor público consolidado como percentual do PIB



Fonte: Banco Central do Brasil

No gráfico 2, vemos a evolução da necessidade de financiamento do setor público que se mostra sempre positiva e oscilando entre 1% e 3% do PIB desde 2016. O valor positivo indica que o país incorre em recorrentes déficits públicos primários. A partir do início de 2018 vemos que o valor se situa ao redor de 1% permanecendo nesse patamar por mais de 2 anos até 2020. A pandemia alterou fortemente essa dinâmica fazendo com que o valor total chegasse a um total de mais de 9% do PIB no meio do ano de 2020 dadas as transferências governamentais para minorar os efeitos econômicos provocados pela crise.

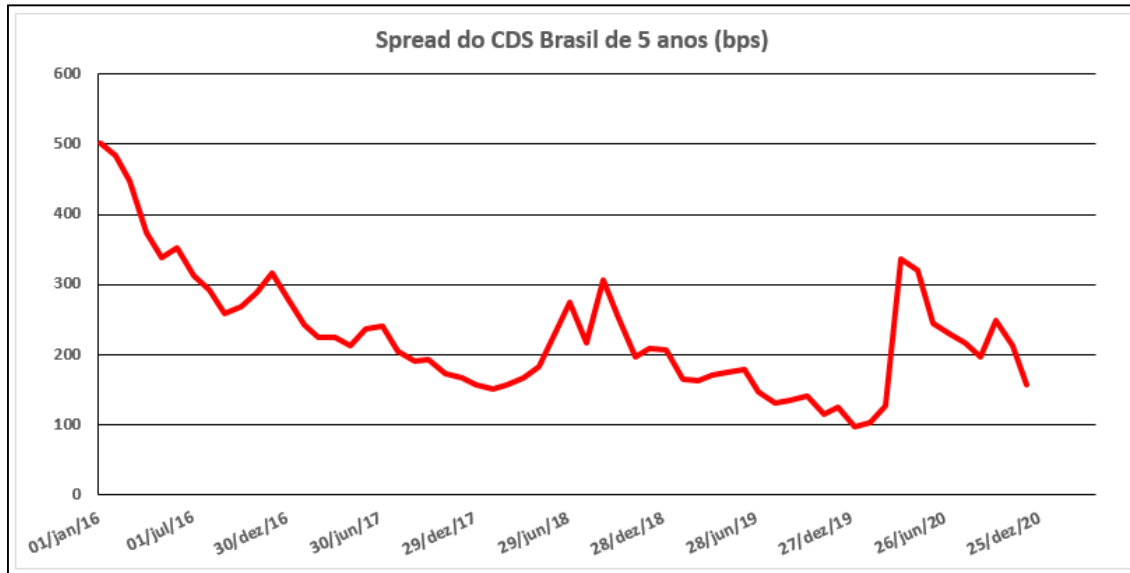
Gráfico 2: Necessidade de financiamento do setor público em percentual do PIB



Fonte: Banco Central do Brasil

O gráfico 3 abaixo mostra a evolução do spread do CDS Brasil de 5Y que mensura a percepção de risco de default da dívida pública pelos investidores. No início de 2016, ele se encontrava em 500 pontos básicos com trajetória decrescente e continua. Com exceção do ano de 2018 que teve um aumento no início do ano, o valor estava em aproximadamente 100 pontos básicos no final de 2019. O início da pandemia em março de 2020 provocou uma forte reação dos investidores quando o valor do spread do CDS chegou a 320 pontos básicos. Durante o ano de 2020, o valor arrefeceu chegando no final do ano em aproximadamente 180 pontos básicos.

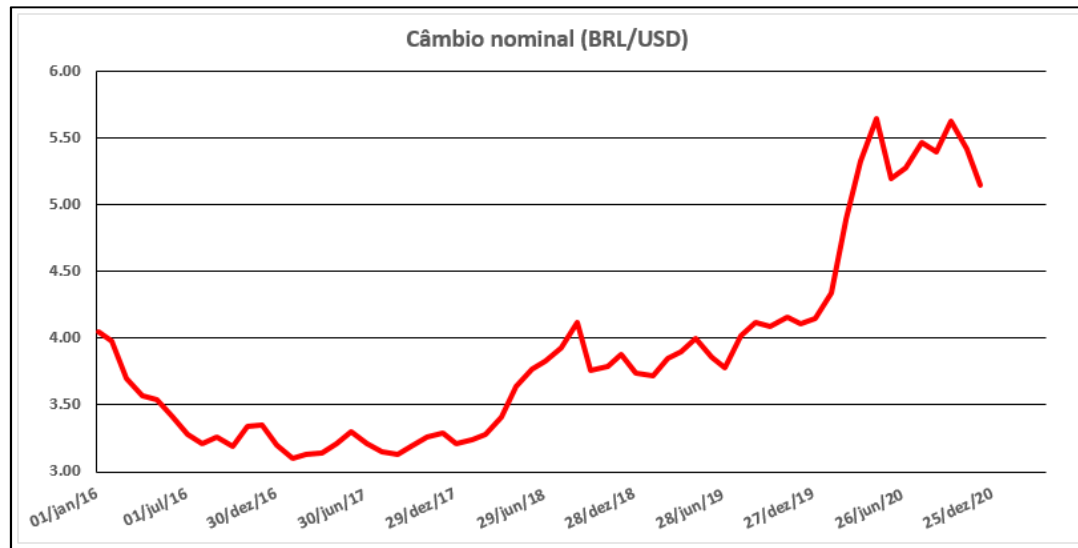
Gráfico 3: Spread do CDS Brasil de 5 anos



Fonte: Bloomberg

Como podemos perceber no gráfico 4 abaixo, desde o segundo semestre de 2016 a taxa câmbio nominal teve uma trajetória de depreciação indo de aproximadamente 3.5 BRL/USD para 4.2 BRL/USD no fim de 2019. Essa tendência se acentuou em 2020 tanto pela queda consistente dos juros reais disposto no gráfico 6 como pelo efeito da pandemia que provocou forte reação dos investidores. No segundo semestre de 2020, a taxa de câmbio nominal sofreu uma leve apreciação saindo do valor de 5.7 BRL/USD para 5.2 BRL/USD.

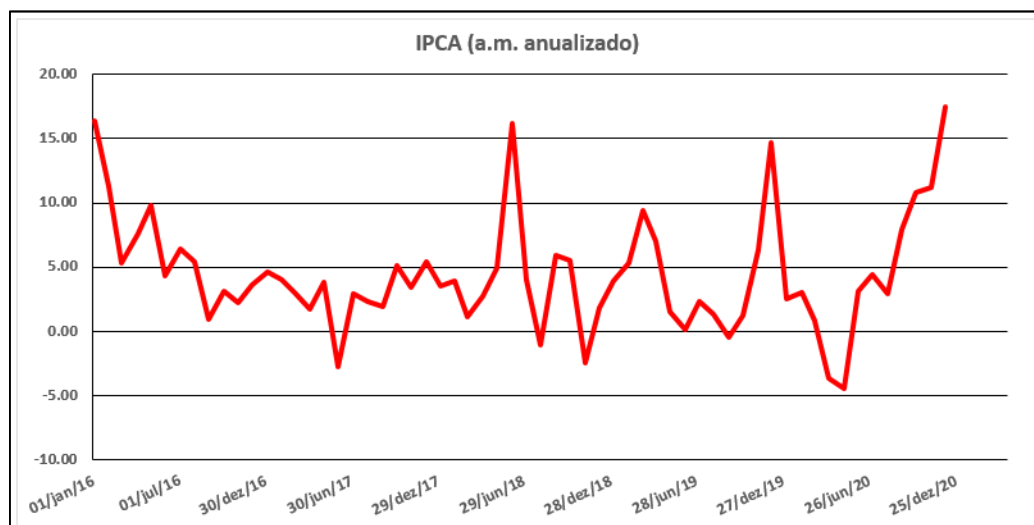
Gráfico 4: Câmbio nominal



Fonte: IPEADATA

No gráfico 5 vemos que o valor da inflação mensal medido pelo IPCA ficou em média em 5% anualizado. Apesar de alguns meses estarem mais destoantes com valores anualizados de até 15%, vemos que o comportamento se manteve o mesmo desde 2016 com a aprovação da PEC do Teto e também em 2020 na pandemia.

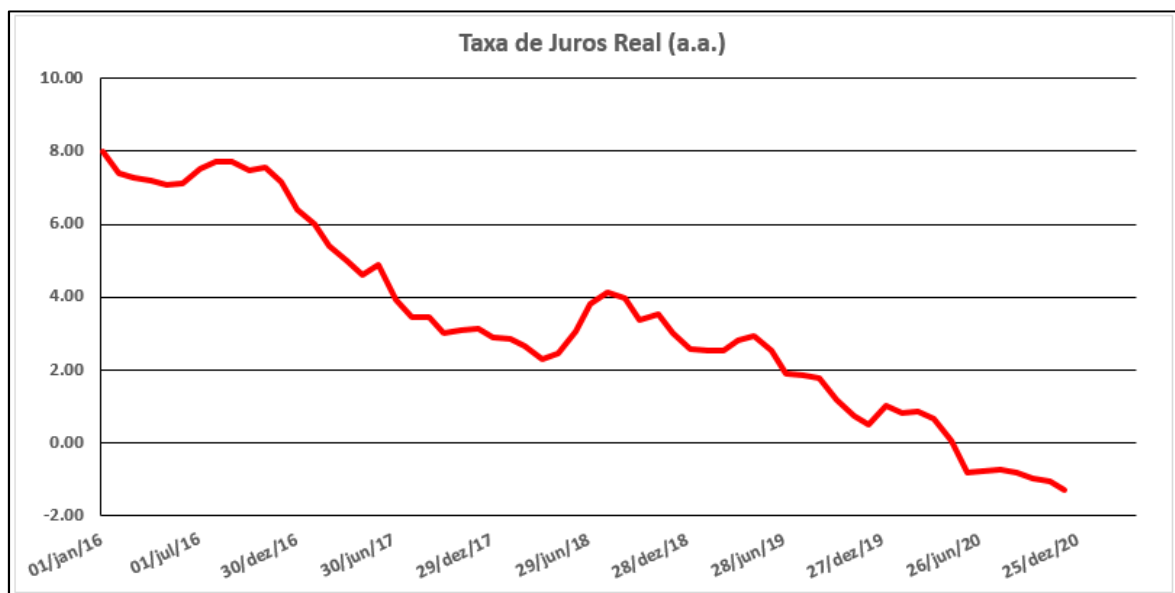
Gráfico 5: IPCA (a.m.) anualizado



Fonte: IPEADATA

Com relação à taxa de juros real disposta no gráfico 6, vemos que ela está em trajetória descendente desde a aprovação da PEC do Teto. Se no ano de 2016 ela se encontrava em 8% a.a., em 2017 estava na faixa de 3.5% valor este que se manteve em 2018. A trajetória descendente continua em 2019 e no ano de 2020, vemos que ela se encontrou com valores negativos como forma de estímulo governamental para minorar os efeitos da pandemia.

Gráfico 6: Taxa de Juros Real (a.a.)



Fonte: elaborado pelo autor

Para verificar a estacionaridade das séries utilizamos o teste de ADF conforme comentado na seção 3. A hipótese nula é a presença de raiz unitária. Os resultados estão apresentados na Tabela 2 abaixo.

Tabela 2: Testes de estacionaridade

Teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF)				Teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF)			
variável	estatística	lags	p valor	variável	estatística	lags	p valor
DLSP	1.86	1	7%	Δ DLSP	-3.13	1	0%
NFSP	0.21	1	83%	Δ NFSP	-2.30	1	3%
CDS	-0.53	1	60%	Δ CDS	-5.35	1	0%
Câmbio Nominal	1.27	1	21%	Δ Câmbio Nominal	-4.52	1	0%
IPCA	-1.73	1	9%	Δ IPCA	-7.07	1	0%
Juros Real	-2.24	1	3%	Δ Juros Real	-3.73	1	0%

Fonte: elaborado pelo autor

O teste ADF foi realizado tanto na série original como na sua primeira diferença. Foi utilizado o critério BIC (“Bayesian Information Criterion”) e podemos perceber que as séries originais não são estacionárias. As informações contidas nos gráficos já indicavam este comportamento que foi corroborado pelo teste estatístico. Já os resultados em primeira diferença ficaram fortemente estacionários. Desta maneira, concluímos que as séries são I (1) e, por isso, serão utilizadas em primeira diferença no processo VAR.

4.2 ANÁLISE DO PROCESSO VAR

Como mencionado na seção 2, o processo VAR precisa que todas as variáveis sejam estacionárias. Desta maneira, as séries foram tomadas em sua primeira diferença que, como demonstrado, são estacionárias. O critério de ordenação das variáveis também se faz importante especialmente para a posterior análise do comportamento dinâmico do sistema através das IRFs.

Utilizamos como critério de ordenação referência o grau que as variáveis são definidas a partir da política econômica. Em outras palavras, aquelas que são definidas a partir do mercado são as primeiras no ordenamento e aquelas que possuem maior controle governamental foram as últimas dado que a política tenta reagir às variáveis de mercado.

Com base neste critério, o processo VAR teve como ordem das variáveis o CDS, o câmbio nominal, a dívida líquida do setor público, o IPCA, a taxa de juros real e a necessidade de financiamento do setor público.

O número de defasagens também precisa ser estimado sendo que utilizamos como escolha o critério de Schwarz (SC). O resultado mostrou que o processo VAR precisa de 1 defasagem conforme a Tabela 3 abaixo.

Tabela 3: Número de defasagens do VAR

Numero de defasagens do VAR (tipo constante)				Numero de defasagens do VAR (tipo constante e tendência)			
AIC(n)	HQ(n)	SC(n)	FPE(n)	AIC(n)	HQ(n)	SC(n)	FPE(n)
4	4	1	4	4	4	1	4

Fonte: elaborado pelo autor

Verificamos também a estabilidade do VAR sendo que este se mostrou estável com os autovalores abaixo de 1. Os resíduos foram analisados tanto para correlação serial, heterocedasticidade e normalidade como explicado anteriormente na seção 3. Os resultados se mostraram pobres com relação à autocorrelação e normalidade e relativamente satisfatórios com relação à homoscedasticidade. Os resultados dos coeficientes do VAR e dos testes realizados se encontram no Apêndice.

4.3 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Para verificarmos a precedência temporal das variáveis, realizamos o teste de causalidade de Granger multivariado conforme explicado na seção 3. Os resultados estão na Tabela 4 abaixo.

Tabela 4: Teste de Causalidade de Granger

Teste de Causalidade de Granger				
Preditor	Causa	estatística	p valor	Causa a 5%
CDS Brasil 5y	Taxa de Câmbio Nominal	1.20	27%	Não
CDS Brasil 5y	DLSP	0.60	44%	Não
CDS Brasil 5y	IPCA	1.30	25%	Não
CDS Brasil 5y	Taxa de juro real	0.01	94%	Não
CDS Brasil 5y	NFSP	5.28	2%	Sim
Taxa de Câmbio Nominal	CDS	1.74	19%	Não
Taxa de Câmbio Nominal	DLSP	1.01	31%	Não
Taxa de Câmbio Nominal	IPCA	1.12	29%	Não
Taxa de Câmbio Nominal	Taxa de juro real	3.98	5%	Sim
Taxa de Câmbio Nominal	NFSP	0.03	87%	Não
DLSP	CDS	12.66	0%	Sim
DLSP	Taxa de Câmbio Nominal	25.28	0%	Sim
DLSP	IPCA	0.30	59%	Não
DLSP	Taxa de juro real	3.50	6%	Não
DLSP	NFSP	0.14	71%	Não

Fonte: elaborado pelo autor

Tabela4: Teste de Causalidade de Granger (continuação)

Teste de Causalidade de Granger				
Preditor	Causa	estatística	p valor	Causa a 5%
IPCA	CDS	0.00	97%	Não
IPCA	Taxa de Câmbio Nominal	0.57	45%	Não
IPCA	DLSP	0.88	35%	Não
IPCA	Taxa de juro real	15.64	0%	Sim
IPCA	NFSP	1.09	30%	Não
Taxa de juro real	CDS	2.68	10%	Não
Taxa de juro real	Taxa de Câmbio Nominal	0.70	40%	Não
Taxa de juro real	DLSP	0.73	39%	Não
Taxa de juro real	IPCA	0.03	87%	Não
Taxa de juro real	NFSP	0.95	33%	Não
NFSP	CDS	2.63	10%	Não
NFSP	Taxa de Câmbio Nominal	4.47	3%	Sim
NFSP	DLSP	9.20	0%	Sim
NFSP	IPCA	0.54	46%	Não
NFSP	Taxa de juro real	0.08	78%	Não

Fonte: elaborado pelo autor

Os resultados da causalidade de Granger confirmaram as expectativas descritas na teoria econômica. Destacamos os seguintes pontos:

- O CDS não Granger causa o câmbio nominal. Isto indica que estas variáveis sofrem um impacto contemporâneo a um choque na economia sem relação de precedência temporal.
- O câmbio nominal Granger causa os juros reais. Isto se deve ao impacto da variação cambial tanto nas expectativas de inflação como na resposta futura da autoridade monetária e, portanto, nos juros reais.
- A dívida líquida Granger causa o CDS bem como o câmbio nominal. Isto se deve ao impacto que esta variável fiscal impõe ao mercado especialmente com relação aos fatores de aversão ao risco descrito pela literatura.

- O IPCA Granger causa a taxa de juros real devido à resposta que a autoridade monetária tem ao índice de inflação. É esperada uma reação do Banco Central aos desvios inflacionários.
- A taxa de juros real não Granger causa o IPCA dado que a precedência temporal das variáveis indica a reação do Banco Central ao índice de inflação corrente.
- A necessidade de financiamento do setor público Granger causa tanto a dívida líquida do setor público como o câmbio nominal. Como a dívida líquida depende do resultado fiscal, é esperada a precedência temporal conforme um regime de dominância monetária. Ademais, os resultados fiscais do governo impactam o câmbio como prêmio de aversão ao risco conforme esperado pela teoria econômica.

A Tabela 4 também mostra que o superávit primário representado pela necessidade de financiamento do setor público Granger-causa unidirecionalmente a relação dívida/PIB. Gadelha e Divino (2008) chegam ao mesmo resultado e concluem que se trata de um regime de dominância monetária.

Ademais, a dívida pública não Granger-causa a taxa de juros reais demonstrando ganhos de credibilidade monetária. Gadelha e Divino (2008) chegam também nas mesmas conclusões e concluem que se trata de um regime de dominância monetária conforme a definição proposta por Sargent e Wallace (1981).

Também verificamos a existência de unicausalidade entre dívida/PIB e o prêmio de risco representado pelo CDS o que vai de encontro ao trabalho que Blanchard (2004) que implicitamente assumiu essa direção nas variáveis. Em outras palavras, a relação dívida/PIB tem precedência temporal sobre a probabilidade de default representada pelo CDS.

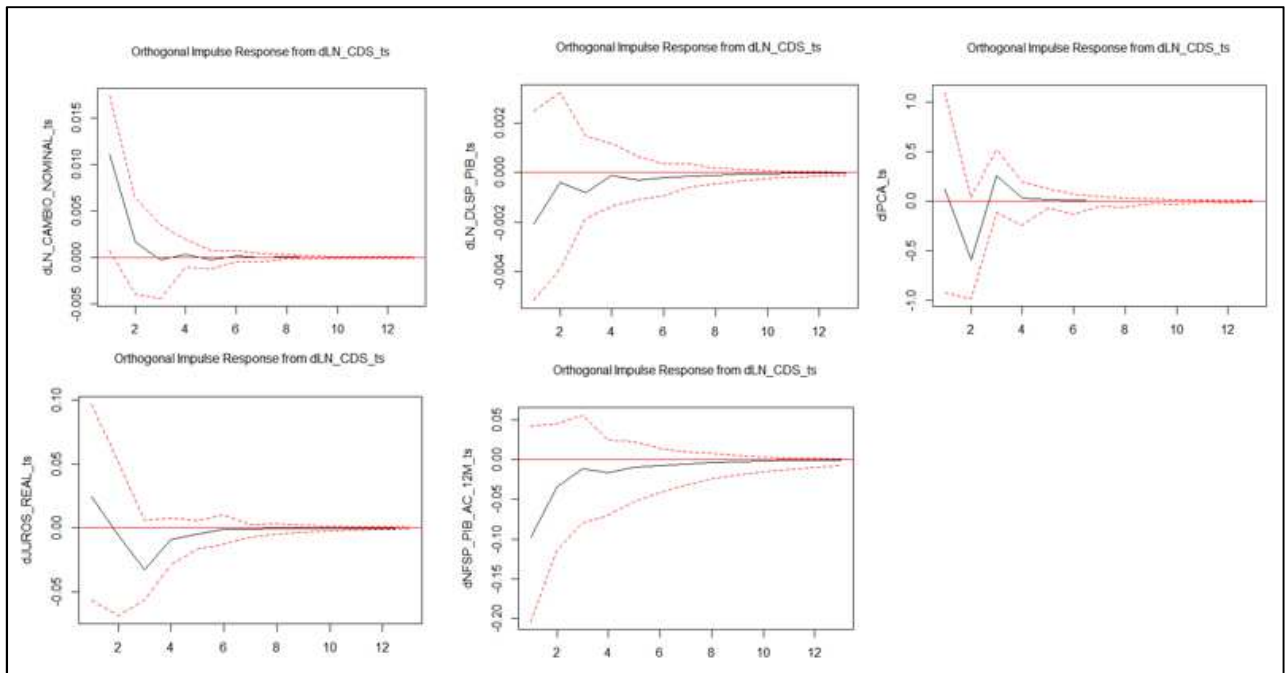
Desta maneira, vemos que os resultados expostos na Tabela 4 mostram as mesmas conclusões de Gadelha e Divino (2008) com relação ao regime de dominância monetária. Entretanto, percebemos que não é negligenciável o risco fiscal que Blanchard (2004) descreve e, portanto, a política monetária pode sofrer de efeitos perversos que afetem sua eficácia.

Como o teste da causalidade de Granger indica somente a precedência temporal das variáveis, procedemos agora com a análise das funções impulso resposta para identificar a dinâmica do sistema como um todo.

4.4 FUNÇÕES IMPULSO RESPOSTA

A dinâmica das funções impulso resposta (IRFs) do processo VAR mostra o comportamento do sistema a choques ortogonais em uma das variáveis. Na Figura 2 abaixo vemos as respostas das séries a um choque no CDS.

Figura 2: Funções Impulso Resposta a um choque no CDS

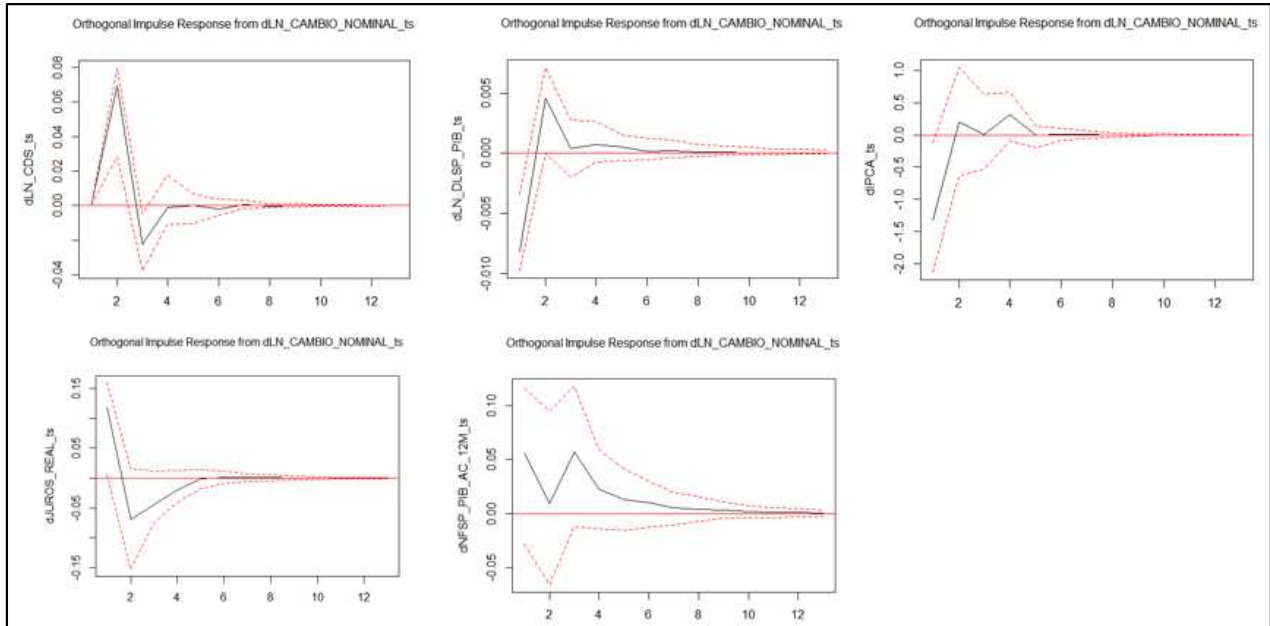


Fonte: elaborado pelo autor

A resposta significativa é do câmbio nominal quando do choque do CDS. Este efeito é esperado, pois o aumento da aversão ao risco (probabilidade de default) se reflete em depreciação cambial. Este efeito vai de encontro ao estudo de Blanchard (2004) e de Gadelha e Divino (2008) que mostram esta mesma relação.

Na Figura 3 abaixo vemos as respostas das séries a um choque no câmbio nominal.

Figura 3: Funções Impulso Resposta a um choque no câmbio nominal



Fonte: elaborado pelo autor

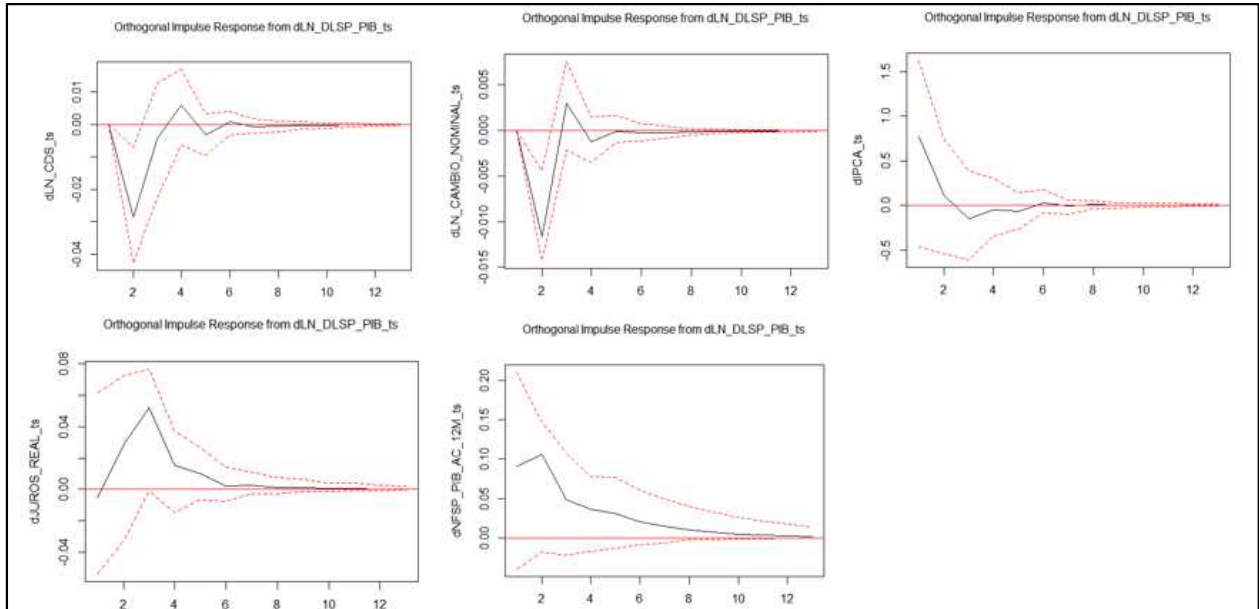
As respostas significativas a uma depreciação cambial são refletidas tanto no CDS como nos juros reais que aumentam. Vemos que a variação cambial se reflete no mercado de crédito mostrando o aumento da aversão ao risco dos investidores. Gadelha e Divino (2008) chegam na mesma conclusão.

Os juros reais também aumentam o que indica que a potência da resposta da autoridade monetária será mais que proporcional ao aumento das expectativas inflacionárias. Em outras palavras, com o aumento do câmbio a inflação caiu. Isto indica que o câmbio não é muito significativo para os juros reais.

Por fim, a resposta negativa da dívida líquida e do IPCA ao choque do câmbio ocorre devido à amostra utilizada. A partir de 2016 foi aprovada a Proposta de Emenda Constitucional (PEC) dos Gastos Públicos também conhecida como PEC do Teto.

Na Figura 4 abaixo vemos as respostas das séries a um choque na dívida líquida.

Figura 4: Funções Impulso Resposta a um choque na dívida líquida



Fonte: elaborado pelo autor

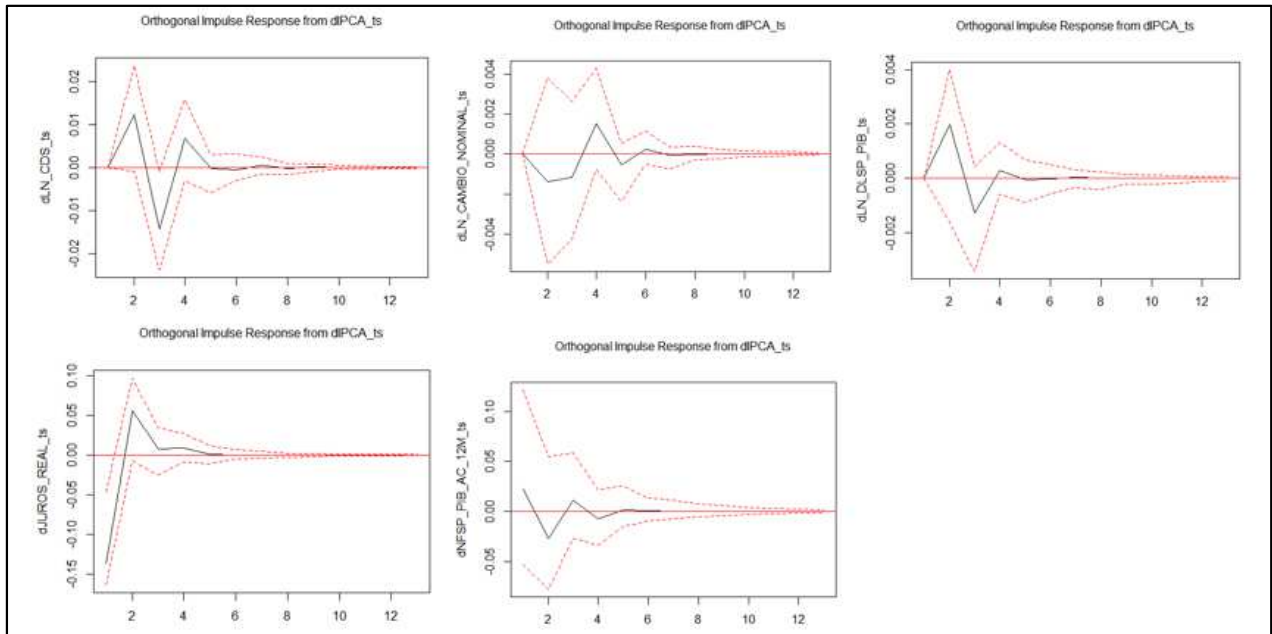
Os resultados mostram que as respostas significativas são do CDS e do câmbio que, conforme mencionado, estiveram ancorados mesmo com o aumento da dívida líquida. Em outras palavras, no período considerado, apesar do aumento da dívida, tivemos a apreciação cambial e a diminuição do prêmio de risco.

Além disso, a resposta da inflação medida pelo IPCA não foi significativa indicando que o risco fiscal não desancorou as expectativas inflacionárias.

Vemos também que não é o ajuste ao nível da dívida pública que gera superávit primário. Estes resultados também se alinham com Gadelha e Divino (2008) que chegam às mesmas conclusões, isto é, que dívida líquida impacta o prêmio de risco e o câmbio e não os juros. Portanto, os juros não estão respondendo a uma piora fiscal.

Na Figura 5 vemos as respostas das séries a um choque no IPCA.

Figura 5: Funções Impulso Resposta a um choque no IPCA

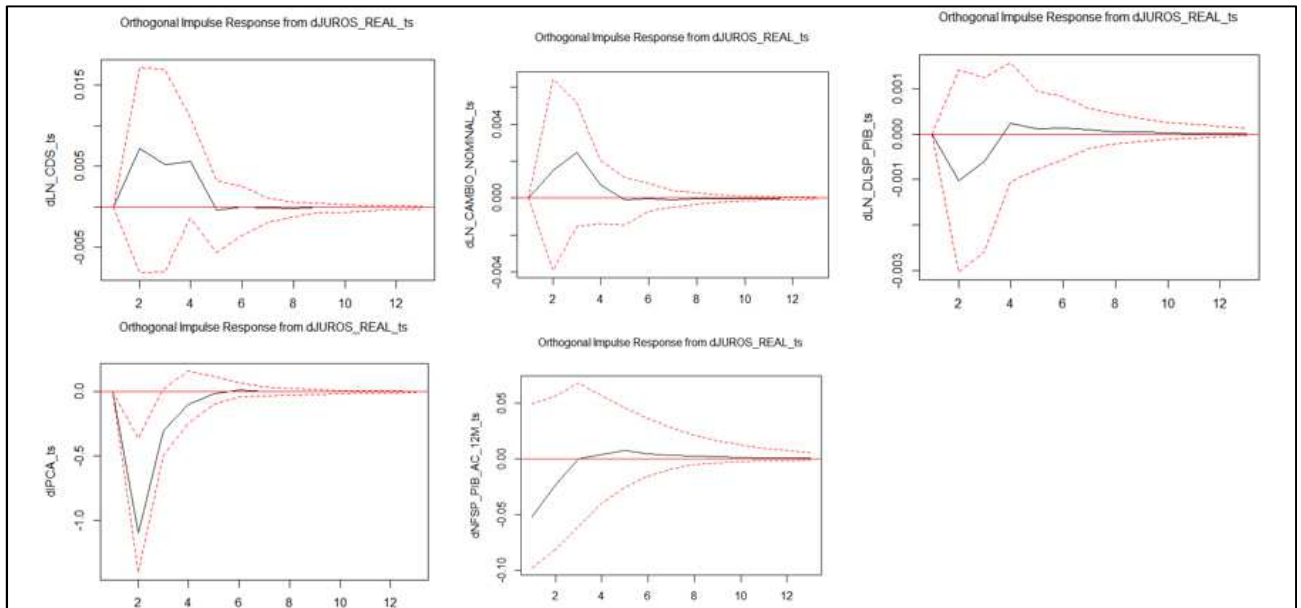


Fonte: elaborado pelo autor

A resposta mais significativa é a dos juros reais cujo comportamento é esperado dado que em um primeiro momento o choque inflacionário aumenta as expectativas de inflação provocando a queda dos juros reais em um cenário de juros nominais constante. O aumento das expectativas inflacionárias provoca a reação do Banco Central que aumenta em seguida os juros conforme esperado no regime de metas de inflação.

Na Figura 6 vemos as respostas das séries a um choque na taxa de juros reais.

Figura 6: Funções Impulso Resposta a um choque na taxa de juros real



Fonte: elaborado pelo autor

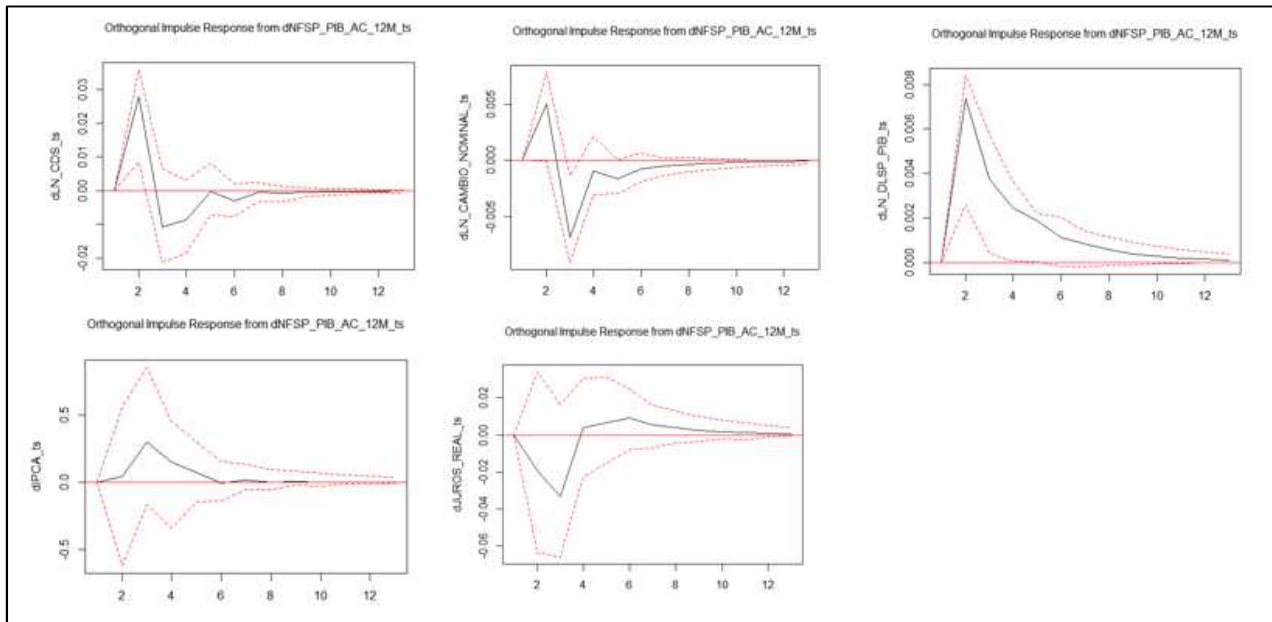
A resposta significativa é da inflação medida pelo IPCA com relação ao aumento dos juros reais. Vemos que a inflação diminuiu com um aumento dos juros reais o que caracteriza a potência da autoridade monetária e, em especial, dos juros para controlar a inflação. Em outras palavras, um aumento nos juros reais não provocou mais inflação. Ao contrário, a consequência foi a sua diminuição e o controle inflacionário conforme o esperado por Sargent e Wallace (1981).

As respostas do CDS e do câmbio que normalmente mostram o grau de aversão ao risco deram não significativas. Isto indica que a contração monetária não aumentou o prêmio de risco. Ao contrário, através dela houve a diminuição da inflação, a ancoragem das expectativas e controle das incertezas econômicas o que está em linha com o esperado por Gadelha e Divino (2008).

Assim, as respostas que obtivemos da inflação e dos prêmios de risco reforçam o regime de dominância monetária da economia neste período.

Por fim, a Figura 7 detalha as respostas das séries a um choque na necessidade de financiamento do setor público.

Figura 7: Funções Impulso Resposta a um choque na necessidade de financiamento do setor público



Fonte: elaborado pelo autor

As respostas significativas a um maior déficit público são a dívida líquida, o CDS e o câmbio nominal o que é esperado do ponto de vista econômico já que um choque na necessidade de financiamento aumenta tanto o nível da dívida pública como a aversão ao risco dos investidores.

Estes resultados também são encontrados em Gadelha e Divino (2008) em destaque o efeito que o déficit público provoca tanto na dívida como no grau de aversão ao risco dos investidores.

5 - CONCLUSÃO

Com base na literatura, percebemos que existem canais de integração entre a política monetária e fiscal sendo que, no caso brasileiro, o trabalho desenvolvido por Blanchard (2004) foi um dos mais influentes. Segundo o autor dado o nível e o perfil de dívida que se encontrava a economia brasileira em 2002, o país viveu o fenômeno da “dominância fiscal” no qual o Banco Central se vê forçado a não aumentar os juros básicos da economia para não aumentar o risco país, a depreciação cambial e consequentemente a inflação.

Partindo do mesmo arcabouço teórico, fizemos a análise no período compreendido entre 2016 e 2020 para analisar o efeito da PEC do Teto dos Gastos Públicos e da pandemia nas variáveis econômicas. Vimos que as conclusões de Blanchard não permaneceram sendo que o mais correto é afirmar que o país se encontrou em dominância monetária. Em que pese o nível da dívida líquida, do déficit público bem como a influência que o câmbio representa na economia, vimos que a reação da autoridade monetária se mostrou firme para diminuir a inflação. Esta postura contracionista ancorou as expectativas o que caracteriza um regime de dominância monetária.

Além disso, vimos que durante o período estudado o país fez profundos esforços para controlar sua dívida com especial destaque na aprovação da PEC do Teto dos Gastos (2016) que ancorou a aversão ao risco dos investidores mesmo com uma trajetória de dívida líquida crescente. Em outras palavras, o Tesouro Nacional busca controlar seu nível de endividamento através de variáveis fiscais como o aumento da receita ou os cortes nas despesas dando liberdade, portanto, para o Banco Central definir de forma independente a política monetária. Mesmo com o aumento do endividamento desde 2014, o país não entrou em dominância fiscal.

Entretanto, ainda existem efeitos perversos na economia provenientes do risco fiscal que podem afetar a eficácia da política monetária e, por isso, precisam ser monitorados pelos

agentes governamentais, principalmente com o aumento dos gastos e da dívida devido à pandemia.

Desta maneira, concluímos que o Banco Central definiu seu instrumento básico de taxa de juros de forma autônoma e independente e que o país se encontrou no período de 2006 a 2020 em dominância monetária.

6 - BIBLIOGRAFIA

Barbosa, Fernando de Holanda; Camêlo, Felipe Diogo; João, Igor Custódio (2016) **“A taxa de juros natural e a regra de Taylor no Brasil: 2003-2015”**, Revista Brasileira de Economia, n^o 70, pág. 399- 417.

Blanchard, Oliver (2004) **“Fiscal dominance and inflation target: lessons from Brazil”**, NBER Working Paper n^o 10.389.

Carneiro, Dionísio Dias; Wu, Thomas Yen Ho (2005) **“Dominância fiscal e desgaste do instrumento único de política monetária no Brasil”**, Instituto de Estudos de Política Econômica - Texto para discussão n^o 7.

Ender, Walter (2014) **Applied Econometric Time Series**. Wiley. Fourth Edition

Favero, Carlo; Giavazzi, Francesco (2004) **“Inflation Targeting and Debt: Lessons from Brazil”**, NBER Working Paper n^o 10390.

Gonçalves, Carlos Eduardo (2017), **“Is fiscal dominance for real? Evidence from Brazil’s high frequency data”**, International Monetary Fund. April.

Oliveira *et al.*, (2013) **“Testando mudanças estruturais na regra de Taylor: um estudo empírico para o Brasil 2000-2011”**, Revista de Economia, n^o 39, pág. 28-50.

Gadelha, Sérgio Ricardo de Brito; Divino, José Ângelo (2008) **“Dominância Fiscal ou dominância monetária no Brasil? Uma análise de causalidade”**, Revista da Economia Aplicada, São Paulo, V12. N4. P 659-675.

Minella, André; Freitas, Paulo; Goldfajn, Ilan; Muinhos, Marcelo (2002) **“Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges”** Banco Central do Brasil, Working Paper Series 53.

Pastore, Affonso Celso; Pinotti, Maria Cristina (1999) **“Inflação e Estabilização: algumas lições da experiência Brasileira”**, Revista Brasileira de Economia n 53.

Pfaff, Bernhard (2007) **“Using the vars package”** Disponível no endereço: <http://ftp.uni-bayreuth.de/math/statlib/R/CRAN/doc/vignettes/vars/vars.pdf>

Pfaff, Bernhard (2008). **“VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars”**. Journal of Statistical Software. Volume 27. Issue 4.

Sargent, Thomas J., Wallace, Neil. **“Some unpleasant monetarist arithmetic”**. Federal Reserve Bank of Minneapolis. Quartely Review, 1981.

Tanner, E., Ramos, A. M. (2002). **“Fiscal sustainability and monetary versus fiscal dominance: evidence from Brazil, 1991–2000”**. International Monetary Fund. WP/02/5

Woodford, Michael (2001), **“Fiscal requirements for price stability”**. NBER Working Paper nº 8072.

7 - APÊNDICE

7.1 COEFICIENTES DO VAR

	dLN_CDS_ts.l1	dLN_CAMBIO_NOMINAL_ts.l1	dLN_DLSP_PIB_ts.l1	dIPCA_ts.l1
dLN_CDS_ts	-0.11	1.24	-3.87	0.01
dLN_CAMBIO_NOMINAL_ts	0.05	-0.32	-1.25	0
dLN_DLSP_PIB_ts	0.01	0.1	-0.13	0
dIPCA_ts	-7.05	18.95	40.49	-0.44
dJUROS_REAL_ts	0.02	-3.03	0.36	0.04
dNFSP_PIB_AC_12M_ts	0.36	0.48	6.24	-0.01

	dJUROS_REAL_ts.l1	dNFSP_PIB_AC_12M_ts.l1	const	trend
dLN_CDS_ts	0.05	0.09	0.09	0
dLN_CAMBIO_NOMINAL_ts	0.01	0.02	0.02	0
dLN_DLSP_PIB_ts	0	0.02	0.02	0
dIPCA_ts	-4.84	0.14	-2.73	0.04
dJUROS_REAL_ts	0.65	-0.06	-0.12	0
dNFSP_PIB_AC_12M_ts	0.02	0.55	-0.15	0.01

	Dummy_Pandemia_ts	lag.Dummy_Pandemia_ts..1.	Dummy_Pandemia2onda_ts	Lag.Dummy_Pandemia2onda_ts..1.
dLN_CDS_ts	0.85	0.18	0.32	-0.11
dLN_CAMBIO_NOMINAL_ts	0.05	0.1	0.03	-0.02
dLN_DLSP_PIB_ts	0	-0.04	-0.01	-0.01
dIPCA_ts	-4.11	-2.55	3.85	3.51
dJUROS_REAL_ts	0.27	0.31	-0.27	0.13
dNFSP_PIB_AC_12M_ts	1.28	-0.03	-0.37	-0.21

	Dummy_Bolso_ts	lag.Dummy_Bolso_ts..1.	lag.Dummy_Bolso_ts..2.	Dummy_Joesley_ts
dLN_CDS_ts	-0.03	-0.14	0.25	-0.07
dLN_CAMBIO_NOMINAL_ts	0	-0.08	0.02	0.01
dLN_DLSP_PIB_ts	0	0	0.01	0
dIPCA_ts	-10.16	4.17	6.41	1.61
dJUROS_REAL_ts	0.33	-0.6	0.02	0.02
dNFSP_PIB_AC_12M_ts	0.19	-0.29	0.09	0.27

	Dummy_Caminhoneiros_ts	lag.Dummy_Caminhoneiros_ts..1.	Dummy_Previ_ts
dLN_CDS_ts	0.11	0.05	-0.18
dLN_CAMBIO_NOMINAL_ts	0.03	0.05	0
dLN_DLSP_PIB_ts	-0.01	-0.03	-0.02
dIPCA_ts	14.8	2.85	-1.03
dJUROS_REAL_ts	0.68	0.52	0.42
dNFSP_PIB_AC_12M_ts	0.09	-0.35	-0.79

	Dummy_ImpDilma_ts	lag.Dummy_ImpDilma_ts..1.
dLN_CDS_ts	0.05	-0.01
dLN_CAMBIO_NOMINAL_ts	-0.01	-0.06
dLN_DLSP_PIB_ts	0.01	0.03
dIPCA_ts	0.2	-9.34
dJUROS_REAL_ts	0.16	0.57
dNFSP_PIB_AC_12M_ts	-0.26	-0.07

7.2 RESULTADOS DO TESTE DE CORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS

Portmanteau Test (asymptotic)

H0: no serial correlation

data: Residuals of VAR object VAR1
Chi-squared = 28.817, df = 0, p-value < 2.2e-16

Portmanteau Test (adjusted)

H0: no serial correlation

data: Residuals of VAR object VAR1
Chi-squared = 29.323, df = 0, p-value < 2.2e-16

Breusch-Godfrey LM test

H0: no serial correlation

data: Residuals of VAR object VAR1
Chi-squared = 57.877, df = 36, p-value = 0.01183

7.3 RESULTADO DO TESTE DE NORMALIDADE DOS RESÍDUOS

JB-Test (multivariate)

data: Residuals of VAR object VAR1
Chi-squared = 43.621, df = 12, p-value = 1.772e-05

Skewness only (multivariate)

data: Residuals of VAR object VAR1
Chi-squared = 7.3655, df = 6, p-value = 0.2884

Kurtosis only (multivariate)

data: Residuals of VAR object VAR1
Chi-squared = 36.255, df = 6, p-value = 2.459e-06

7.4 RESULTADO DO TESTE DE HOMOCEDASTICIDADE DOS RESÍDUOS

ARCH (multivariate)

H0: the null hypothesis is of homoskedasticity

data: Residuals of VAR object VAR1
Chi-squared = 508.76, df = 441, p-value = 0.01403