



Dívida Pública Brasileira no Espectro Macroeconômico: uma análise com o modelo SVAR

Filipe Marques Dias

Professor SENAI/FIEMG, economista, Especialista em Finanças na PUC Minas e mestre em Economia Aplicada pela UFOP

E-mail: marquesfil@hotmail.com

Carlos Eduardo Gama Torres

Professor do curso de Graduação em Ciências Econômicas e do curso Pós Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Ouro Preto

E-mail: carlosgt32@hotmail.com

Claúdio Burian Wanderley

Pesquisador pleno da Fundação João Pinheiro e professor adjunto III da Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais

E-mail: claudio.burian@fjp.mg.gov.br

Resumo: Essa pesquisa utiliza-se do modelo de vetores autorregressivos estrutural (SVAR) no intuito de compreender a dinâmica da dívida interna brasileira e a sua relação com as principais variáveis macroeconômicas. Os principais resultados alcançados a partir do modelo econométrico implementado indicam que a elevação do gasto público implicará efetivamente em um choque positivo no PIB, entretanto, se tal choque vier acompanhado de uma elevação da dívida pública os efeitos observados serão negativos. Assim a execução da política fiscal de uma maneira adequada demandaria uma compreensão aprofundada do ambiente macroeconômico para garantir sua efetividade. Outro resultado a se destacar refere-se ao fato de que a volatilidade da taxa de juros que efetivamente incide sobre a dívida pública é muito maior do que a indicada pela taxa Selic.

Palavras-chaves: Dinâmica das Finanças Públicas Brasileira, Despesa Pública, Modelo Vetor Autorregressivo Estrutural.

Abstract: This research uses the structural autorregressive vector model (SVAR) in order to understand the dynamics of Brazilian internal debt and its relationship with the main macroeconomic variables. The main results indicates that the increase in public spending will effectively result in a positive shock in GDP, however, if such a shock generates a increase in public debt the observed effects will be negative. Thus, the execution of fiscal policy in an appropriate manner would require an deep understanding of the macroeconomic environment to ensure its effectiveness. Another result to be highlighted is the fact that the

volatility of the effective interest rate of public debt is much higher than that indicated by the Selic rate.

Keywords: Brazilian Public Debt Dynamics, Government Expenditure, Structural Vector Autoregression Model.

JEL Code: E4 E5 E6

1. INTRODUÇÃO

A discussão a respeito da dívida pública mobiliária e, ou, emissão monetária, tornou-se ainda mais intensa após as crises dos Estados Unidos em 2008 e da dívida soberana dos países Europeus após 2010. As duas crises mudaram a forma de se analisar e compreender o cenário macroeconômico evidenciando contradições tanto da Teoria Quantitativa da Moeda (TQM) como também da Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP). Resende (2017) aponta algumas dessas contradições, evidenciando a necessidade de se aprofundar a compreensão sobre a dinâmica das relações entre as variáveis macroeconômicas. Compreendendo a importância dessa discussão para analisar o ambiente macroeconômico, assim como para orientar as decisões de políticas fiscais do Estado, esse trabalho tem como objetivo analisar a estrutura da dívida pública brasileira para obter informações que ajudem a entender suas especificidades no âmbito das variáveis macroeconômicas.

Dada a importância do endividamento público e, dada sua inserção no ambiente macroeconômico, discutir e analisar a dívida pública demanda uma boa compreensão do cenário macroeconômico para auxiliar na escolha de medidas que otimizem e melhorem a capacidade de financiamento do setor público. É também em resposta à crise da dívida dos países europeus após 2010 que o combate ao endividamento público assumiu uma relevância ainda maior na agenda econômica. Dessa forma, o comportamento da dívida pública e sua inter-relação com as variáveis macroeconômicas é parte importante para uma melhor compreensão do cenário global atual de fragilização fiscal. No caso brasileiro, tal relação volta a causar maiores preocupações a partir de meados de 2013 com o início de um ciclo de baixo crescimento da atividade econômica e com o subsequente efeito explosivo do endividamento público.

Contudo, a redução da atividade econômica não é a única explicação para o aumento do endividamento público e, para que se justifique um gerenciamento mais adequado do mesmo. Segundo Colbano (2015) são cinco as principais razões para que se objetive um gerenciamento adequado da dívida pública: (i) a necessidade de se reduzir as distorções da estrutura tributária; (ii) o desejo de mitigar os problemas no crédito do setor privado; (iii e iv) a indispensabilidade em melhorar a credibilidade das política fiscal e monetária, assim como sua eficiência e; (v) tornar possível uma melhor alocação do risco no mercado privado de ativos.

Desta forma, o entendimento de questões relativas à dívida pública viabilizam a elaboração por parte das autoridades monetárias de um conjunto estratégico de medidas que poderiam ser implementadas a fim de manter a sustentabilidade do endividamento

público. Além disso Favero (2007) destaca que as variáveis macroeconômicas que exercem maior impacto sobre a dívida pública podem mudar ao longo do tempo. Portanto, analisar a dinâmica da dívida pública dentro do contexto macroeconômico torna-se o ponto central para a gestão desse endividamento; assim compreender como os choques macroeconômicos impactam a dívida pública compreendem a preocupação principal dessa pesquisa. Outro objetivo relevante diz respeito à elaboração e discussão de um instrumental econométrico para objetivar essa análise.

No Brasil, mesmo após a estabilização monetária alcançada por meio do Plano Real, a dívida pública tem sido recorrentemente discutida. Versiani (2002) ressalta que entre dezembro de 1994 e junho de 2002 a dívida líquida brasileira aumentou sua participação de 28,1% em relação ao PIB para 55,9%. No período de 2014 a 2017 a relação dívida PIB voltou a crescer, tendo sido observado um aumento de 39,42% para 60,76% e, mais recentemente tendo alcançado cerca de 75% do PIB em 2020 (Ipeadata, 2021). Portanto, a dívida pública cresceu proporcionalmente mais do que o PIB sendo que esse incremento da dívida líquida pode estar atrelado a uma série de fatores, inclusive a fragilização do ambiente macroeconômico.

Nesse contexto é necessário ainda definir o período a ser estudado. Destaca-se que antes do Plano Real o país utilizava-se do “financiamento inflacionário” e apresentava uma estrutura macroeconômica conturbada. Já no momento seguinte à institucionalização do Real a estrutura macroeconômica alterou-se e a economia brasileira tornou-se menos volátil. Dessa maneira, pode-se concluir que o período posterior ao plano real é o melhor ponto no tempo para se iniciar essa análise. Paralelamente, o ano de 2002 tem como característica um ambiente econômico com base monetária e estrutura macroeconômica mais consolidada mediante a implementação de instrumentos de controle fiscal e do Plano Real. Tal ano é o período inicial da correção para a nova metodologia de cálculo do endividamento público, que passa a ser mensurado de maneira diferente após 2007. Destaca-se ainda que é o período no qual se encontra a maioria dos dados consolidados, o que fornece um horizonte temporal longínquo o suficiente para se estabelecer uma análise de forma a permitir compreender a trajetória da dívida. Por essa razão, o ano de 2002 é entendido nesse estudo como melhor ponto de partida para o desenvolvimento e análise do tema proposto.

Assim buscar-se á compreender como de fato a dívida pública se comporta diante dos choques macroeconômicos e, de forma análoga porém inversa, compreender qual o impacto da dívida pública sobre as variáveis macroeconômicas. Assim, é possível evidenciar os impactos dos choques do PIB, despesa, receita, taxa de câmbio, juros e inflação sobre a equação da dívida pública.

No âmbito da dívida pública brasileira, é possível ressaltar alguns trabalhos como o de Triches e Bertussi (2017) que utilizaram-se de um modelo de cointegração com regime de quebras estruturais para avaliar a sustentabilidade da dívida pública. Tais autores consideram que é possível descartar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis de receita, despesa e o estoque de dívida do setor governamental, o que vai de encontro aos resultados dessa pesquisa. Já Luporini (2015) analisa a resposta fiscal do governo às variações da razão dívida/PIB, evidenciando que a política fiscal se torna

mais estável após 2000 e exerce um efeito decrescente após 2006. Destaca-se ainda, alguns trabalhos que procuram compreender a interação entre dívida pública e variáveis macroeconômicas, como o de Favero (2007), que realizou uma análise para a economia norte americana com metodologia próxima à aplicada nessa pesquisa. É possível ressaltar também a pesquisa desenvolvida por Melecky (2011) que se utiliza do mesmo método para avaliar a dinâmica da dívida pública da república Tcheca.

Para alcançar os objetivos propostos além da introdução na segunda seção explicita-se a metodologia de vetores autorregressivos estrutural (SVAR) e a base de dados a ser utilizada. Na terceira parte os resultados encontrados são discutidos, enquanto na quarta parte as considerações finais são apresentadas.

2. METODOLOGIA

2.1 Modelo para as Variáveis

O modelo econométrico a ser aplicado ou, *Structural Vector Autoregression* (SVAR), segue a equação geral na forma reduzida definida em (1):

$$Y_t = \sum_{i=1}^k C_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \tau_i d_{t-i} + u_t \quad (1)$$

Na equação (1) temos a matriz Y [y_t , t_t , g_t , i_t , Δs_t , Δp_t], sendo que: y_t representa o PIB real, t_t as receitas líquidas do governo; g_t os gastos públicos; i_t a taxa de juros nominais; Δs_t a variação da taxa de câmbio real; Δp_t refere-se à taxa de inflação; d_t representa a razão dívida pública com relação ao PIB em porcentagem e u_t que representa um vetor de choques estruturais.

Os dados foram tratados conforme definido na Tabela 1. O comportamento da dívida pública (d_t) segue a relação apresentada na equação (2), sendo portanto definida pelas variáveis endógenas ao modelo:

$$d_t = \frac{1+i_t}{(1+\Delta p_t)(1+\Delta y_t)} d_{t-1} + \frac{\exp(g_t) - \exp(t_t)}{\exp(y_t)} \quad (2)$$

Assim, a partir da decomposição de Cholesky ¹, são estruturadas as matrizes do modelo SVAR definida em (1):

¹ Ver Hamilton (1994).

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^t \\ u_t^y \\ u_t^{\Delta p_t} \\ u_t^i \\ u_t^{\Delta s_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^t \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^{\Delta p_t} \\ \varepsilon_t^i \\ \varepsilon_t^{\Delta s_t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

A decomposição de Cholesky é utilizada com o intuito de que a primeira variável não seja afetada contemporaneamente por nenhuma das demais, a segunda seja afetada apenas pela primeira, a terceira seja afetada pelas duas primeiras, e assim por diante. Na matriz correspondente aos coeficientes do tipo a_{ij} temos a estrutura recursiva de relações contemporâneas entre as variáveis do modelo. Já os valores correspondente à ε_t^i ($i=1,2,3..n$) correspondem a choques sem interpretação estrutural a partir das variáveis do modelo.

A forma reduzida do modelo estrutural apresentada na equação (2) é resultante do modelo definido abaixo, sabendo que $C = B^{-1}A$, $B^{-1}\delta = \tau$, ε_t é o vetor de choques estruturais e δ é o vetor de defasagem da dívida com a proporção do PIB, temos:

$$BY_t = \sum_{i=1}^k A_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i d_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Na primeira identidade da equação (2) tem-se o impacto das variáveis macroeconômicas no estoque da dívida, englobando para isso as variáveis relacionadas à taxa de juros, inflação e crescimento do produto. Na segunda parte da identidade tem-se as variações do déficit ou superávit da dívida devido a um choque nos gastos públicos. A equação (5) apresenta uma forma não linear para a evolução da dívida ao longo do tempo, de maneira que após a primeira diferença de d_t temos que a dívida pública segue o seguinte comportamento:

$$\Delta d_t = \frac{(1+i_t-\Delta p_t-\Delta y_t-\Delta y_t \Delta p_t)}{(1+\Delta p_t)(1+\Delta y_t)} d_{t-1} + \frac{\exp(g_t)-\exp(t_t)}{\exp(y_t)} \quad (5)$$

A estrutura das equação (2) e (5), apresentada por Favero e Giavazzi (2007), vai de encontro com o que Romer e Romer (2010) propõe para explicar o comportamento da economia dos Estados Unidos, onde um aumento de impostos causaria um efeito negativo no PIB, podendo aumentar a proporção dívida/PIB. Esse resultado vai de encontro ao

trabalho de Blanchard e Perotti (2002), onde é destacado ainda que a expansão dos gastos está relacionada à aumentos no nível de produto, estando ambos os choques representados pela identidade da equação (5).

2.2 Base de dados

Para realizar a análise econométrica utilizou-se dados referentes à indicadores macroeconômicos e relativos à dívida pública, disponibilizados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Banco Central do Brasil (BCB) e Tesouro Nacional (TN). As variáveis utilizadas foram as delineadas no tópico anterior na apresentação do modelo econométrico, esquematizadas e definidas de acordo com o Quadro 1. Ressalta-se ainda que todas as variáveis da série foram sazonalmente ajustadas usando o *Census Bureau X13*². Para a mensuração da variável PIB foi elaborada a variável PIBR01L que corresponde ao PIB mensal corrigido pelo valor do deflator implícito anual (PIB real), tendo sido efetuado um tratamento para transformar os dados do deflator em base mensal. Destaca-se ainda que o deflator tem como ano base 2001, além de ter sido medido em escala logarítmica natural, conforme o Quadro 1 indica. A variável DGCL, representa a despesa total do governo em escala logarítmica. A mesma manipulação algébrica foi executada com os dados da RLGCL (receita líquida do governo central). Os valores referentes aos juros foram elaborados de acordo com o estabelecido no subtópico 3.1. Nessa seção foram realizados os testes de causalidade de Granger e a exposição dos motivos que levaram à não utilização da taxa SELIC visando captar o comportamento dos juros. A variável IPCA foi medida em valor nominal e ainda considerou-se uma variável para representar a taxa de câmbio, o que não havia sido incluído no modelo apresentado por Favero e Giavazzi (2007). Destaca-se ainda a aplicação do deflator no PIB, sendo que o desconto da taxa do deflator no PIB e o uso da variável IPCA conjuntamente com a taxa de câmbio se faz necessário, pois de acordo com o demonstrado por Silva (2017) o deflator do PIB e o IPCA tem uma aparente relação com o câmbio e com o hiato do produto, uma vez que em períodos recessivos com alta nas taxas de câmbio o IPCA fica mais sensível às variações do câmbio devido ao consumo de bens importados.

² Para maior detalhe da ferramenta Census Bureau X13 verificar Bureau (2017), Ferreira e Mattos (2016) e Ferreira (2017).

Quadro 1 - Variáveis do modelo econométrico

Variável	Características	Notas
PIBR01L	PIB a preços de 2001, corrigido pelo deflator implícito do PIB fornecido pelo IBGE	Variável em milhões de reais na base logarítmica natural.
DGCL	Despesas do governo central em valores nominais.	Variável em milhões de reais na base logarítmica natural.
RLGCL	Receitas líquidas totais do governo central, dados do TN.	Variável em milhões de reais na base logarítmica natural.
IPCA	Variação da inflação medida pelo IBGE em porcentagem.	Variação mensal em porcentagem.
Juros	Taxa de juros mensal. Conforme Equação (6) (Ver Secção 3.1).	Valor mensal nominal em porcentagem.
TCR	Taxa de câmbio real corrigida pelo IPCA, com valor base em Dez/2001, dados do BCB.	Variação mensal em porcentagem.

Fonte: Elaboração dos autores.

A base de dados utilizada neste trabalho é composta por dados mensais medidos entre janeiro de 2002 e dezembro de 2017. Os dados estão em base mensal e foram tratados por meio dos softwares R e Eviews. A escolha para considerar a base de dados tendo início a partir de 2002 foi realizada com o intuito de equalizar a mensuração da dívida pública e do gasto público. Outro ponto a se destacar é que há uma maior estabilidade institucional a partir desse ponto, uma vez que não foram implementadas novas regras fiscais, como a Lei de Responsabilidade Fiscal, (LRF) aprovada em 2000. Destaca-se assim um ambiente macroeconômico que permite um entendimento mais aproximado do comportamento das variáveis.

3. TESTES DO MODELO

No intuito de se analisar a estacionariedade⁵ das variáveis e portanto, mensurar se essas possuem raiz unitária, esse subtópico iniciou-se realizando a apresentação dos resultados do teste Dickey-Fuller aumentado (Teste ADF) para cada variável do modelo após tratamento dos dados por meio do *Census Bureau X13*. Assim, é possível compreender a viabilidade de se utilizar o modelo SVAR.

Para realizar o teste ADF foi retirada a primeira diferença das variáveis PIBR01L, DGCL, RLGCL, DPJX13 e Juros. Assim, após a realização da primeira diferença das séries mencionadas pode-se considerar que todas as variáveis são estacionárias ao nível de 5% conforme os resultados dispostos na Tabela 1. Não foram retiradas a primeira diferença para as variáveis IPCA e Juros uma vez que as variáveis originais são estacionárias.

Tabela 1 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado Aplicado às Variáveis

Variável	Estatística T	AIC defasagens	Significância	Valor crítico
*PIBR01L	-5,16	5	1%	-3,47
			5%	-2,88
*DGCL	-9,58	5	1%	-3,47
			5%	-2,88
*RLGCL	-8,05	5	1%	-2,88
			5%	-2,57
*DPJX13	-3,31	5	1%	-3,47
			5%	-2,87
*TCR	-10,99	1	1%	-1,95
			5%	-1,62
*Juros	-11,21	4	1%	-3,46
			5%	-2,88
*IPCA	-5,72	1	1%	-3,46
			5%	-2,88

Fonte: Elaboração dos autores.

*Teste sem coeficiente determinísticos tais como constante e tendência.

Outro ponto a ser ressaltado é que ao realizar os testes ADF com coeficientes determinísticos, no caso com constante e, com constante e tendência, as conclusões de rejeição da hipótese nula permaneceram. Portanto, conclui-se pela rejeição da não estacionariedade ao nível de 5%.

O resultado do teste Phillips-Perron (que possui a mesma hipótese nula do teste ADF) e do teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS, em que a hipótese nula é a de que a variável é estacionária) também indicaram a estacionariedade das séries analisadas. Também foram realizados os testes relativos ao número de defasagem a ser empregada, considerando-se até 12 defasagens, que é o padrão usualmente utilizado na literatura para variáveis mensais, sendo eles: Critério de Informação Akaike (AIC), Bayesiano (BIC), Hannan-Quinn (HQ), Schwarz (SC) e Erro Final de Previsão (FPE). Para valores do critério da estatística inferior ao valor crítico associado à 95% de confiança, rejeita-se a hipótese nula de que a série é não estacionária. (Hamilton, 1994).

Tabela 2 - Testes de Critério de Informação

Testes	AIC	HQ	SC	FPE
Defasagens	5	2	1	3
Critério	-4,24	-3,25	-2,575	3.48e-11

Fonte: Elaboração própria.

Conforme podemos observar por meio da tabela 2 cada critério de informação apresentou um resultado diferente para o número de defasagens à ser utilizado, e nesse sentido a decisão foi por utilizar duas defasagens de acordo com o resultado apresentado

pelo teste HQ. Essa decisão vai de encontro como o número de defasagens mais comumente utilizadas na literatura. Pode-se perceber que além do modelo ser estacionário (não tem raiz unitária), é também estável, uma vez que os autovalores situam-se dentro do círculo unitário.

Assim, como todas as séries analisadas apresentaram estacionariedade considerando-se o resultado do teste ADF e, como o objetivo da pesquisa centra-se no entendimento dos choques macroeconômicos sobre o nível de dívida pública no curto prazo e não em sua relação de longo prazo, os resultados podem ser obtidos por meio do modelo SVAR.

O teste de causalidade de Granger, por sua vez, busca compreender de maneira ampliada se alguma variável possui precedência temporal sobre as outras, conforme os resultados apresentado na Tabela 3 onde as variáveis são tomadas em pares. Os resultados de cada variável dependente são referentes ao valor-p do teste F.

Assim, analisando os resultados dispostos na tabela 3 podemos observar que o coeficiente da dívida pública (DPJX13) é significativo a 1% com relação ao PIBR01L e, portanto, conclui-se que a variável PIBR01L Granger Causa a variável DPJX13. Em sentido oposto aceitamos a hipótese nula de que os coeficientes da variável DPJX13 são iguais a zero e, portanto, DPJX13 não Granger Causa PIBR01L. Note-se que o resultado apresentado para o teste de Granger no que se refere às variáveis PIBR01L e DPJX13 já era esperado, uma vez que a composição do cálculo da DPJX13 leva em conta o nível da dívida com relação ao PIB em porcentagem, portanto, um aumento no PIB dado a variável dívida constante reduziria o nível da dívida com relação ao PIB.

Tabela 3: Teste de Granger ampliado às Variáveis do Modelo

Variável Independente	Dependente						
	PIBR01L	DGCL	RLGCL	IPCA	JUROS	TCR	DPJx13
PIBR01L	1	0,92	0,61	0,32	0,01*	0,2	0,00*
DGCL	0,62	1	0,45	0,47	0,42	0,92	0,32
RLGCL	0,89	0,81	1	0,48	0,84	0,80	0,79
IPCA	0,09	0,55	0,67	1	0,32	0,66	0,01*
JUROS	0,66	0,25	0,89	0,35	1	0,86	0,94
TCR	0,38	0,95	0,27	0,01*	0,11	1	0,91
DPJX13	0,90	0,04*	0,78	0,15	0,17	0,3	1

Fonte: Elaboração própria.

Outro fato interessante a se destacar diz respeito ao fato que o coeficiente da variável câmbio (TCR) é significativamente diferente de zero a 1% considerando-se como variável dependente o IPCA e portanto, TCR Granger Causa IPCA. Nesse sentido, se analisado somente pelo ponto da precedência temporal percebe-se que o nível da taxa de câmbio tem efeito sobre o nível inflacionário, mas não sobre as outras variáveis, especialmente sobre o nível de dívida pública. Outro ponto a ser destacado diz respeito ao fato que PIBR01L Granger Causa Juros, o que está de acordo com a teoria clássica, em que uma expansão do nível de

produto pode ocasionar um maior patamar da taxa de juros. Em um sentido oposto, isto é, ao analisarmos se Juros Granger Causa PIBR01L, aceitou-se a hipótese nula e portanto, considerou-se que Juros não tem precedência temporal sobre o PIBR01L. E por último, considerou-se que a variável IPCA Granger Causa DPJX13, ou seja, a variável referente à inflação teria precedência temporal sobre o nível do endividamento público, podendo causar mudanças na dinâmica dessa variável.

Nesse ponto, podemos então tecer as seguintes considerações: a) a taxa de câmbio teria um efeito Granger sobre os indicadores de inflação, mas não necessariamente sobre as outras variáveis; b) a dinâmica do crescimento influencia diretamente o nível da taxa de juros e portanto pode ter efeito sobre o nível de dívida pública já que a taxa de juros determina o custo do estoque da dívida; c) a inflação impacta a dinâmica da dívida pública, assim o efeito da taxa de câmbio poderia ser sentido, não diretamente sobre a dívida pública mas, por meio do efeito que o câmbio causa sobre o nível de inflação.

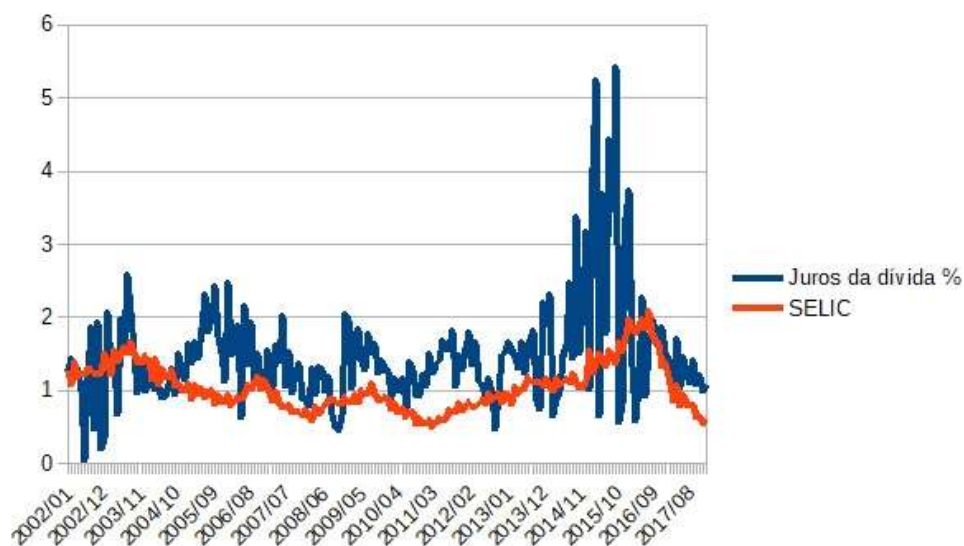
Após as devidas considerações é possível partir para a justificativa do uso da variável juros no lugar da Selic no próximo subtópico.

3.1 Testes para a Selic e taxa de juros da dívida pública

Algumas características sobre a taxa de juros e as despesas do governo federal devem ser ressaltadas para dar embasamento às interpretações posteriores destacando-se a escolha da variável juros nominais no lugar da variável SELIC para a determinação da taxa de juros.

Nesse caso, os dados utilizados referem-se à Dívida Pública do Governo Federal e do Banco Central (DPGFBC ou DPGF), permitindo analisar isoladamente o endividamento federal. Isso se justifica, primeiramente devido à inexistência de dados compilados das receitas e despesas de todos os Estados e municípios, em segundo, devido à destacada importância do governo federal na política fiscal.

Gráfico 1 - Selic e juros da dívida de 2002-2017



Fonte: Ipea(2018^a).

Como é possível perceber por meio do gráfico 1, observa-se que o comportamento dos juros nominais efetivos que incorrem sobre a dívida pública diferem-se da SELIC. Tal diferença decorre tanto com relação ao comportamento inconstante como também porque o juros da dívida são maiores do que os efetivamente captados pela SELIC. Isso pode ser reiterado por meio dos dados descritos da tabela 4.

Tabela 4 - Medidas de dispersão das variáveis Selic e Juros da Dívida de janeiro de 2002 a dezembro de 2017

Medidas de dispersão	Juros	Selic
Desvio Padrão	0,76	0,33
Média	1,48	1,04
Mediana	1,35	0,98
Valor Mínimo	0,04	0,49
Valor Máximo	5,40	2,08
Correlação	0,26	0,26

Fonte: Elaboração própria. Dados oriundos do pacote básico do R.

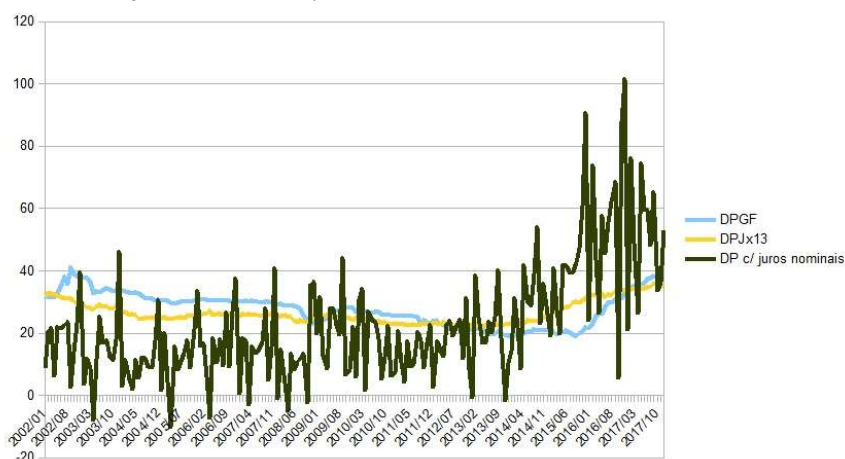
Para reforçar a diferença entre a taxa de juros paga pelo governo federal e a Selic foi feita uma comparação onde os juros nominais pagos pelo governo federal são divididos pela base da dívida pública no período anterior (t-1). Assim torna-se possível realizar uma comparação com a Selic e entender se o custo do carregamento da dívida pública acompanha a taxa de juros Selic. Para tanto utilizamos a seguinte equação:

$$i_t = \left(\frac{J_t}{D_{t-1}} \right) \quad (6)$$

Portanto, temos que a taxa de juros (i_t) efetivamente paga no momento t corresponde ao valor dos juros nominais (J_t) divididos pelo estoque da dívida (D_{t-1}) em um período anterior em valores percentuais. O Gráfico 2 apresenta os resultados para a taxa de juros nominal conforme as diferentes categorias.

É importante lembrar que a DPGF corresponde aos valores publicados pelo Tesouro Nacional referentes à Dívida Pública do Governo Federal tratada com o fator X13, DP c/ juros nominais é calculada de acordo com a equação definida para a dívida e juros apontada nos subtópicos anteriores e DPJx13 corresponde à dívida pública mensurada de acordo com a equação identidade definida anteriormente (onde nesse caso a taxa de juros é mensurada de acordo com os juros efetivamente pagos e tratados com o X13). Assim, temos a estrutura da equação utilizada para mensurar os dados do "Juros da dívida pública" presente no Gráfico 2.

Gráfico 2 - Mensurações da dívida pública com a variável Juros Nominais



Fonte: TN(2018), Elaboração do autor.

Assim, é preciso destacar que será utilizada como medida de dívida a DPGF, sendo essa mais adequada uma vez que não inclui os valores dos Estados e municípios. Com relação à taxa de juros essa foi calculada por meio da equação (6), uma vez que o endividamento público segue o comportamento dos juros nominais efetivos da dívida pública e não exatamente a SELIC conforme o Gráfico 2 indica.

Nesse ponto surge uma questão sobre a precedência temporal entre os juros nominais da dívida e a Selic. Para compreender essa questão será utilizado o teste de Granger Causalidade³, para entender se os Juros da Dívida Granger Causa a Selic ou se Selic Granger Causa Juros da Dívida. Este questionamento é importante pois permite analisar se procede

³ Para mais detalhes sobre o teste de Granger ver Cavalcanti (2010).

a hipótese de que os juros nominais da dívida são mais sensíveis do que a Selic no que diz respeito às fragilidades macroeconômicas do Brasil.

Desta forma, ao realizarmos o teste para a Selic e a taxa de Juros da Dívida obtivemos os resultados apresentados na Tabela 5. Destaca-se, que as quatro defasagens aqui utilizadas foram apontadas pelo teste ADF. Pode-se perceber que ao nível de de significância de 5% rejeitamos a hipótese de que o coeficiente β do Juros da Dívida não precedem temporalmente a Selic, portanto, Juros da Dívida Granger causa Selic. Assim, os juros que devem ser pagos sobre o estoque da dívida pública sofrem choques antes da alteração oficial da Selic divulgada pela Comissão de Política Monetária (COPOM), o que pode indicar que a alteração da Selic já tenha ocorrido na prática, antes mesmo de ser oficializada.

Tabela 5 - Teste Granger Causa com 4 defasagens para Juros da Dívida e Selic resultados

Juros da Dívida Granger causa Selic		Selic Granger causa Juros da Dívida	
F	Pr(>F)	F	Pr(>F)
0,48	0,06	2,86	0,04

Fonte: Elaboração do autor.

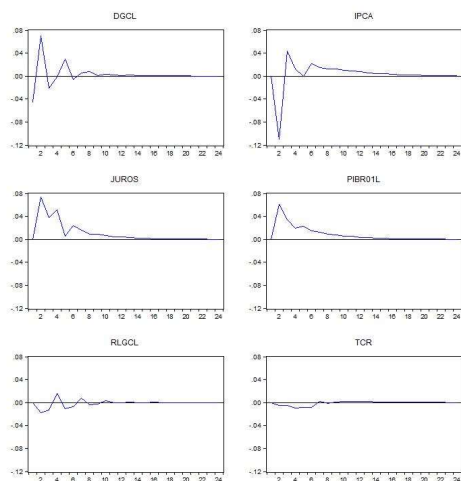
É necessário também destacar que as duas variáveis, foram colocadas em primeira defasagem devido aos resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado. Portanto, a série não possui raiz unitária ao nível de 5% de significância. Outro ponto a se ressaltar é que foi necessário utilizar-se de 3 defasagens na realização do teste de causalidade de Granger, conforme o resultado apontado pelo teste de Shwarz (SC).

Outro ponto a ser ressaltado é que a relação dívida pública e PIB foi mensurada por meio dos dados tratados com o uso do *Census Bureau X13*. Essa mensuração deve ser realizada utilizando-se os dados tratados, pois ao se utilizar os dados da série sem tratamento o comportamento do endividamento público torna-se fortemente errático e não consegue representar bem a proporção de endividamento buscada apresentando uma forte variância dentro do período. Isso pode ocorrer devido à possibilidade de que choques aleatórios no ambiente macroeconômico não afetem a dívida pública, enquanto tendências persistentes de choques causem um rápido crescimento do endividamento, resultado esse já apontado inicialmente na primeira parte da pesquisa. Assim, os dados tratados têm um comportamento observável de melhor representação, permitindo realizar as regressões necessárias bem como as análises.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Após a realização dos procedimentos mencionados aplicou-se a matriz de restrição de Cholesky conforme a equação (3) para gerar os resultados por meio da metodologia SVAR. O Figura 3, contendo gráficos do tipo impulso-resposta, demonstra o impacto das variáveis macroeconômicas sobre a dívida pública.

Figura 3: Resposta da dívida pública (DPJX13) aos choques macroeconômicos



Fonte: TN (2018), Elaboração do autor.

É interessante observar por meio da FIG. 3 que o impacto do IPCA sobre a dívida pública gera inicialmente um efeito negativo. Isso pode indicar que pressões inflacionárias contribuem para queda do endividamento público no curto prazo. Entretanto, o financiamento inflacionário da dívida pública não irá perdurar por um prazo mais longo uma vez que o choque no nível de inflação induziria o Banco Central à elevar os juros mais do que proporcionalmente ao aumento no nível de preços. Essa proposição se torna clara quando verificamos o impacto dos juros no aumento da dívida pública, portanto um rigor desproporcional na adoção de políticas monetárias restritivas causaria a priori uma redução no nível da atividade econômica e por consequência um aumento da dívida pública.

Quanto ao impacto da despesa pública (DGCL) sobre a dívida pública temos que o resultado observado contradiz a teoria ricardiana, pois uma expansão dos gastos públicos causariam uma redução do endividamento público em um primeiro momento. Entretanto, a partir do segundo período já é possível observar a expansão do endividamento público. Pode-se assim considerar que todo choque na despesa pública se deu quando havia folga na receita pública ou, que um efeito expansivo no gasto gera um aumento de receitas de maneira a evitar o impacto negativo na dívida pública em um primeiro momento, o que vai de encontro à teoria keynesiana no curto prazo.

Um resultado contraditório observado é o de que o efeito de um choque no PIB sobre o endividamento público causa uma elevação da relação Dívida/PIB (DPJX13) ao longo do tempo. Em tese, uma expansão no PIB deveria reduzir o nível da relação dívida/PIB devido à própria característica desse indicador, entretanto, os resultados apresentam um impacto contrário de aumento da relação com a elevação do PIB.

No âmbito da receita pública, é possível verificar que um choque nessa variável não ocasiona uma queda imediata da dívida pública. Assim, o efeito de um choque positivo na receita é sentido no segundo período com a queda da proporção dívida/PIB e persiste até se

estabilizar no décimo primeiro período.

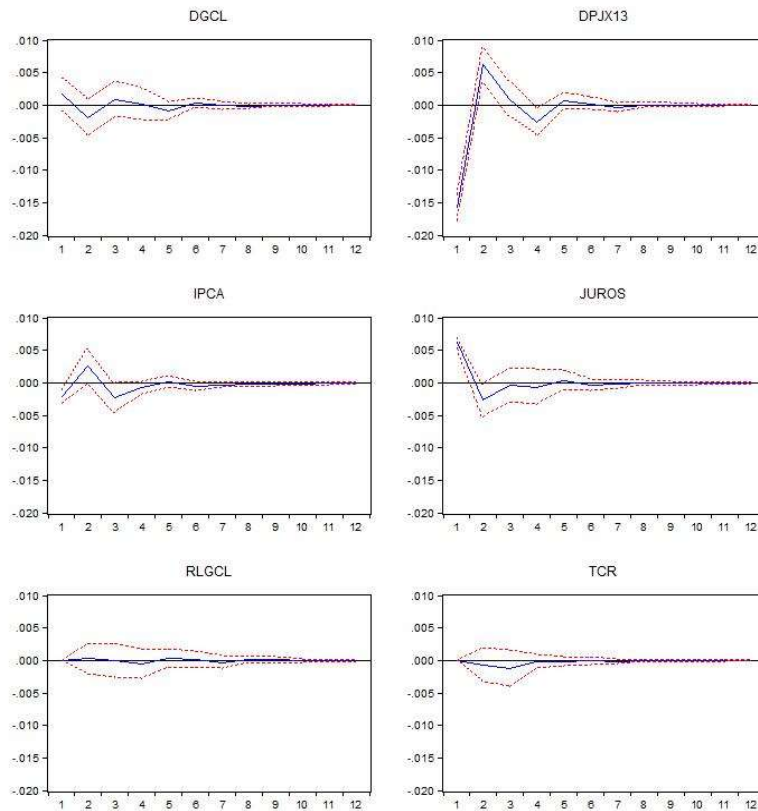
A taxa de câmbio (TCR) tem um efeito de redução do endividamento público no segundo período. Isso pode ocorrer uma vez que uma desvalorização do real (valorização do dólar) pode ocasionar uma pressão inflacionária que teria um efeito negativo sobre o nível do endividamento público (reduz a relação Dívida/PIB), como é possível verificar na FIG.3. Tal choque, entretanto, teria um efeito menor do que o observado com relação às outras variáveis, o que expõe uma correlação de forças fracas do nível da taxa de câmbio com o endividamento. Tal efeito é resultado da baixa exposição do endividamento em moeda estrangeira, como pode ser verificado nas rubricas referentes à dívida externa brasileira disponibilizada pelo TN (2018).

É possível inferir ainda por meio da FIG.3 que um choque positivo na taxa de juros causa um crescimento persistente ao longo dos 16 primeiros períodos no nível de endividamento. Resultado esse esperado mediante a elevação do custo do estoque da dívida decorrente de uma elevação nos juros.

A FIG.4 apresenta por meios de intervalos de confiança os efeitos sobre o PIB a partir de variações exógenas das variáveis macroeconômicas. Pode-se perceber inicialmente que as despesas públicas causariam contemporaneamente um choque positivo no PIB, o que também vai de encontro à perspectiva teórica keynesiana no curto prazo. Destaca-se ainda que se a elevação da despesa pública resultar em aumento do endividamento público o impacto a ser considerado seria uma redução no nível do PIB real.

Desta forma, é possível ressaltar que a política fiscal deveria ser expansionista quando houvesse uma folga no orçamento ou seja, a política fiscal exerceria uma tendência pró-cíclica, pois a folga no âmbito da restrição orçamentária do governo federal geralmente ocorre em momentos de crescimento econômico e estabilidade macroeconômica. Portanto, é necessário ressaltar a tese apresentada por Seidman (2012) de que o Estado deveria praticar austeridade em momentos de estabilidade macroeconômica e expansão dos estímulos fiscais em momentos de recessão, mesmo com as dificuldades que essa decisão represente na prática.

Figura 4 - Resposta do PIB (PIBR01L) aos choques macroeconômicos

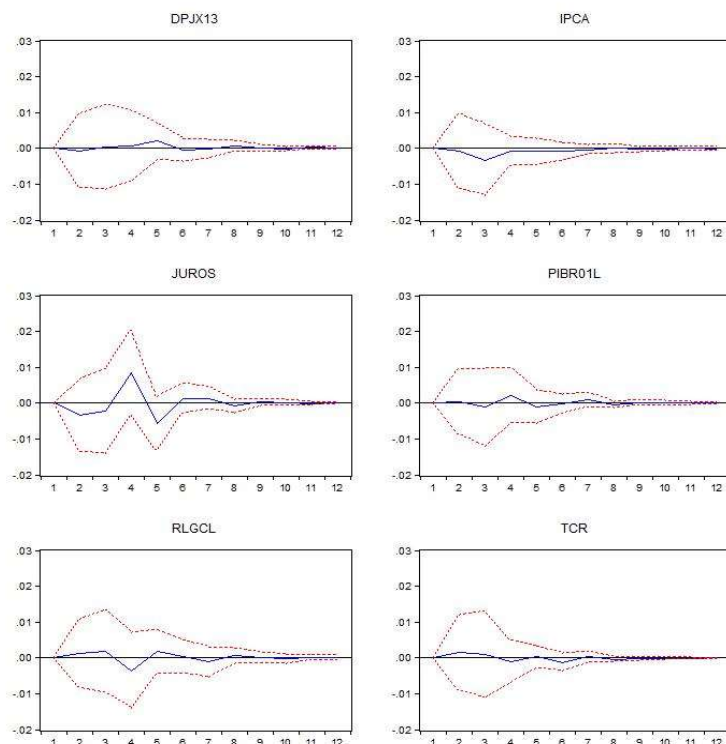


Fonte: TN (2018), Elaboração do autor.

Avaliando os resultados referentes à resposta da despesa pública com relação às variáveis macroeconômicas, conforme a FIG. 5, percebe-se que um choque positivo nos juros induz a uma redução no nível de despesa pública. O mesmo efeito é percebido quando consideramos o nível de inflação.

Desta maneira, os resultados apresentados permitem uma compreensão mais ampla da interação entre as variáveis macroeconômicas e a dívida pública. Nesse sentido percebe-se como um aumento dos juros induz o executivo à adotar uma política fiscal restritiva. A partir disso, a fragilização do ambiente macroeconômico, aliado a uma demora na readequação da política fiscal, impacta sobremaneira a dívida pública podendo implicar em um efeito explosivo sobre o nível de endividamento.

Figura 5: Resposta da despesa pública (DGCL) aos choques macroeconômicos



Fonte: TN (2018), Elaboração do autor.

Existe ainda um ponto que pode ser aprofundado em futuras pesquisas no que diz respeito ao processo de transmissão dos efeitos da taxa de câmbio no ambiente macroeconômico. Assim, apesar do efeito reduzido do câmbio diretamente sobre o endividamento público pode-se perceber por meio dos resultados apresentados o seu impacto sobre as outras variáveis macroeconômicas, especificamente sobre os juros e nível de inflação, que são variáveis de extrema importância na determinação da trajetória do endividamento público.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esse trabalho teve como objetivo geral compreender as interrelações entre dívida pública e as principais variáveis macroeconômicas, destacadamente PIB, despesa e receita governamental, taxa de câmbio, taxa de juros e inflação. Os resultados alcançados implicam que efetivamente a elevação do gasto público implicará em um choque positivo no PIB, entretanto, se concomitantemente ocorrer uma elevação da dívida pública tal choque será negativo. A partir daí, depreende-se que um choque fiscal que represente um aumento no nível do endividamento público pode acabar por não causar o efeito keynesiano desejado

sobre o PIB real. Outro fator a se destacar é que os resultados alcançados não parecem indicar um ambiente de modelo clássico durante o período analisado, dado os resultados apresentados nos choques de impulso-resposta. Portanto, a efetividade da política fiscal demanda uma compreensão plena do ambiente macroeconômico, pois a expansão ou contração do gasto público pode não resultar no impacto desejado na estrutura macroeconômica.

Quanto ao efeito da taxa de juros sobre o nível de endividamento, o que se percebe é que a volatilidade da taxa de juros efetiva da dívida pública é muito maior do que a indicada pela Selic. Nesse ponto, o efeito do aumento do juros Selic, pode indicar uma elevação do custo do endividamento, entretanto, não representa o custo efetivo do carregamento da dívida pública. Nesse sentido, futuros estudos da composição do endividamento público deveriam aprofundar na análise do que de fato causa esse efeito de volatilidade dos juros e como mudar a configuração dessa estrutura de endividamento. Nesse sentido, esse trabalho ao contrário da taxa SELIC utilizou-se de uma *proxy* analisando diretamente o custo dos juros no estoque do endividamento para apurar o nível de juros que efetivamente afeta a dívida pública. Essa é uma questão metodológica importante ao se realizar pesquisas sobre o tema dívida pública.

Assim, o que pode-se salientar é que o nível de endividamento como proporção do PIB sofre um grande impacto do ambiente macroeconômico e em uma velocidade maior do que o captado pela Selic. A partir disso, é possível compreender a concepção do chamado endividamento explosivo, em que um ambiente de aumento do déficit como consequência da queda da receita e a manutenção da taxa de crescimento da despesa, faz com que as deficiências da estrutura macroeconômica e das suas variáveis fiscais impactem rapidamente o nível do endividamento. Assim, ressalta-se a ineficácia de alterações na taxa Selic como forma de induzir alterações macroeconômicas uma vez que a taxa de juros efetiva que incide sobre a dívida pública não acompanha de fato a trajetória da Selic acordada pelo COPOM.

Nesse sentido, é possível ainda abordar com ceticismo o uso de políticas públicas tais como a fixação de um teto para os gastos públicos (Emenda Constitucional 95/2016), já que a despesa pública se manteria constante diante da rápida queda de receita após um choque econômico negativo, gerando um gargalo imediato concomitantemente com a paralisia da máquina pública para oferecer uma resposta à crise econômica que se apresenta. Portanto, a redução da flexibilidade na adoção de política fiscais pode gerar efeitos contrários ao que seria necessário para a estabilidade macroeconômica, comprometendo o reequilíbrio das contas públicas no longo prazo.

Uma mudança interessante na perspectiva geral do endividamento diz respeito ao efeito da taxa de câmbio uma vez que se nas décadas de 80 e 90 uma valorização do dólar ocasionaria um crescimento imediato do endividamento público no período analisado esse efeito é indireto ao afetar sobretudo as taxas de juros e inflação que por sua vez passam a impactar diretamente o nível da dívida. Nesse sentido, faz-se necessário a adoção de políticas para mitigar o impacto de transmissão do câmbio sobre as variáveis macroeconômicas e por consequência sobre o nível da dívida.

Por fim, a metodologia utilizada trouxe uma abordagem que permitiu aprofundar a

análise da interação entre o ambiente macroeconômico e a dívida pública, em que pese as diferenças na metodologia de cálculo da dívida pública no Brasil com relação ao resto do mundo. Assim a equação da dívida pública discutida no capítulo econométrico é passível de ser utilizada. É possível ainda destacar que existe espaço para tornar a equação da dívida pública/PIB mais apurada e ainda realizar um estudo da trajetória de longo prazo das variáveis com modelos de Cointegração e Vetor de Correção de Erros (VEC).

REFERÊNCIAS

BCB, B. C. d. B. Manual de Estatísticas Fiscais. Banco Central do Brasil, 2017. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/ftp/infecon/Estatisticasfiscais.pdf>>. Acesso em: 30 Dez. 2017.

BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *the Quarterly Journal of economics*, MIT Press, v. 117, n. 4, p. 1329–1368, 2002. BUREAU, U. C. X-13ARIMA-SEATS Reference Manual. Washington, DC, 2017. Disponível em: <<https://www.census.gov/srd/www/winx13/WinX13Doc.html>>.

BRASIL. Emenda Constitucional nº 95, de 16 de dezembro de 2016. Altera o Ato das Disposições Constitucionais Transitórias, para instituir o Novo Regime Fiscal, e dá outras providências. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 2016a. Disponível em: <<https://goo.gl/NS68c3>>. Acesso em: 25 Jan. 2021.

CAVALCANTI, M. A. Identificação de modelos var e causalidade de granger: uma nota de advertência. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 14, n. 2, p. 251–260, 2010.

COLBANO, F. S.; LEISTER, M. D. Dívida pública: Contribuições de uma gestão eficiente para a estabilidade econômica. In: BOUERI, R.; FABIANA, R.; RODOPOULOS, F. (Ed.). *Avaliação da Qualidade do Gasto Público e Mensuração da Eficiência*. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional, 2015. p. 53–79.

DIAS, F. M. Dívida Pública Brasileira no Espectro Macroeconômico: Uma análise no século XXI. 105 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada)—Universidade Federal de Ouro Preto, Ouro Preto, 2019.

FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. *Debt and the effects of fiscal policy*. 2007.

FERREIRA, P. C. *Análise de Séries Temporais em R: curso introdutório*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2017.

FERREIRA, P. C.; MATTOS, D. M. d. Using r to teach seasonal adjustment. *Cadernos do IME—Série Estatística*, IBRE, 2016.

HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. [S.l.]: Princeton university press Princeton, NJ, 1994.v. 2.

- IPEA, I. P. E. A. Séries Históricas. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2018. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/index.php/series-estatisticas-conjunturais-2/>>. Acesso em: 22 Jan. 2018.
- IPEADATA, I. P. E. A. dados macroeconômicos e regionais. <http://www.ipeadata.gov.br>. Acessado em: 25 de Jan. de 2021.
- LUPORINI, V. Sustainability of brazilian fiscal policy, once again: corrective policy response over time. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 45, n. 2, p. 437–458, 2015.
- MELECKY, A.; MELECKY, M. Analyzing the impact of macroeconomic shocks on public debt dynamics: An application to the czech republic. 2011.
- RESENDE, A. L. Juros, moeda e ortodoxia: teorias monetárias e controvérsias políticas. [S.l.]: Portfolio-Penguin, 2017.
- ROMER, C. D.; ROMER, D. H. The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks. *American Economic Review*, v. 100, n. 3, p. 763–801, 2010.
- SEIDMAN, L. Keynesian stimulus versus classical austerity. *Review of Keynesian Economics*, 2012. Inaugural Issue.
- SILVA, A. M. et al. Modelagem da relação entre a inflação do consumidor e a inflação do PIB. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2017. Texto para Discussão 1505. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/index.php/2017/05/30/modelagem-da-relacao-entre-a-inflacao-do-consumidor-e-a-inflacao-do-pib/>>. Acesso em: 17 Abr. 2018.
- TN, T. N. Secretaria do Tesouro Nacional: política fiscal. Tesouro Nacional, 2018. Disponível em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/pt_PT/dados-e-estatisticas>. Acesso em: 22 Ago.18.
- TRICHES, D.; BERTUSSI, L. A. S. Multicointegração e sustentabilidade da política fiscal no Brasil com regime de quebras estruturais (1997-2015). *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 71, n. 3, p. 379–394, 2017.
- VERSIANI, F. R. A dívida pública interna e sua trajetória recente. In: HERRERA, S. e. a. (Ed.). *Dilemas da Dívida*. Rio de Janeiro: Fundação Konrad, 2002. p. 101–120.