



Revista

Cadernos de Finanças Públicas

02 | 2025

A Pró-Ciclicidade da Política Fiscal Brasileira no contexto dos Regimes de Dominância Fiscal e Monetária no período pós-Plano Real (1998 a 2019)

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha

Gustavo Neves Belém

RESUMO

O objetivo deste estudo é analisar a natureza pró-cíclica da política fiscal no Brasil e sua relação com regimes de dominância fiscal e dominância monetária no período pós-Plano Real. O referencial teórico para o modelo econômico se baseia na Lei de Wagner e nas Funções de Reação Fiscal. Além do uso de dados fiscais e de endividamento, como *proxy* para o hiato do produto utilizou-se o componente cíclico do PIB brasileiro obtido por meio do Filtro Hodrick-Prescott, mas considerando-se diferentes valores reportados na literatura para o parâmetro de suavização. Os resultados econométricos obtidos evidenciam que, entre os anos 1998 a 2019, a pró-ciclicidade da política fiscal brasileira é independente do regime de dominância, do modelo econômico e do valor desse parâmetro.

Palavras-Chave: Política fiscal Pró-Cíclica, Regimes de Dominância, Ciclo Econômico.

JEL: E32, E63, H30, H50, H62

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	4
2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	8
2.1. Referencial Teórico sobre os Regimes de Dominância no Brasil	8
2.2. Referencial Teórico sobre Ciclicalidade da Política Fiscal no Brasil.....	10
3. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA SOBRE OS MODELOS ECONÔMICOS E CICLICALIDADE DA POLÍTICA FISCAL	11
4. DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DOS DADOS	16
5. RESULTADOS	18
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICA.....	20
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	22

1. INTRODUÇÃO

A literatura sobre a interação entre as políticas fiscal e monetária aborda os conceitos de regimes de dominância monetária e dominância fiscal, sob três abordagens. Na primeira abordagem, Sargent e Wallace (1981) argumentam que, no caso de regime de dominância monetária, a autoridade fiscal encontra-se comprometida em manter a estabilidade da relação dívida/PIB, gerando assim superávits fiscais sem que a autoridade monetária precise aumentar a base monetária a fim de atender a restrição orçamentária fiscal do governo. Por sua vez, no caso do regime de dominância fiscal, a autoridade monetária teria que contribuir na geração de receitas de senhoriagem necessárias para atender a restrição orçamentária intemporal do governo, comprometendo a estabilidade do nível de preços por causa do aumento da base monetária. Nessa situação, a autoridade monetária financiaria a dívida pública, pois a autoridade fiscal não estaria gerando superávit fiscal necessário para a estabilização da relação dívida/PIB.

Leeper (1991) chama essas diferentes políticas de ativas ou passivas. Caso os déficits do governo sejam inteiramente cobertos por futuros aumentos na tributação, seria caracterizado regime de dominância monetária segundo Sargent e Wallace (1981), e se teria, assim, uma política fiscal passiva bem como uma política monetária ativa, dado que a autoridade monetária não é forçada a monetizar a dívida pública. Caso os déficits do governo sejam cobertos por receitas de senhoriagem, seria caracterizado o regime de dominância fiscal, em que se tem política monetária passiva e política fiscal ativa.

Aiyagari e Gertler (1985) consideram que há regime de dominância monetária (também conhecido como regime fiscal ricardiano) quando os pressupostos monetaristas prevalecem. Na dominância fiscal (regime fiscal não-ricardiano), o nível de preços é proporcional à oferta de títulos da dívida por parte do governo e a taxa de juros nominal depende da composição oferta de moeda e títulos emitidos. Um aumento na oferta de moeda devido a uma operação temporária de mercado aberto, por exemplo, baixa a taxa de juros, mas não afeta o nível de preços. Se esse aumento é devido a um choque temporário na política fiscal, os preços se ajustam proporcionalmente.

A segunda abordagem ficou conhecida como Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP). Segundo essa visão, a restrição orçamentária do governo teria influência sobre o nível de preços, fazendo com que os pressupostos monetaristas sejam parte, mas não toda a explicação sobre como os preços se comportam na economia. Woodford (1995) argumenta que o valor real da dívida pública é igual ao valor presente dos superávits primários futuros. Assim, o nível de

preços seria influenciado pela oferta de títulos do governo bem como pela receita de senhoria-gem necessária para manter a dívida sob controle.

Por fim, na terceira abordagem, Blanchard (2004) argumenta que uma política monetária restritiva combinada com alta proporção da relação dívida/PIB, sob um regime de metas de inflação, pode provocar dinâmicas explosivas da dívida pública, sendo tanto pior quanto maior for o nível inicial de dívida, a proporção dessa dívida em moeda estrangeira e quanto maior, também, o risco-país. Blanchard (2004) conclui que esse foi o caso do Brasil no período que abrange o fim de 2002 ao início de 2003. Blanchard (2004) argumenta que quando a dívida pública é alta, e grande parcela dessa dívida encontra-se expressa em moeda estrangeira, e quando há alta aversão ao risco por parte dos investidores estrangeiros, um aumento na taxa nominal de juros levará a uma depreciação cambial, e não a uma apreciação cambial, afetando de maneira adversa o risco-país, o nível geral de preços e a situação fiscal do país. Blanchard (2004) considerou ser este o caso para o Brasil em 2002, através de um modelo teórico estático que analisa a relação entre taxa de juros, taxa de câmbio, e probabilidade de *default* da dívida pública.

Resumindo as três abordagens, tem-se que no regime de dominância monetária prevaleceriam os pressupostos monetaristas, quais sejam, a) a moeda é a única obrigação governamental que afeta as variáveis econômicas reais; b) a política monetária, e não a política fiscal, afeta a oferta de moeda; c) o nível de preços varia de acordo com o mercado monetário; d) oferta e a demanda de moeda afetam a taxa de juros nominal (AIYAGARI; GERTLER, 1985).

No que se refere ao regime de dominância fiscal, entretanto, quando a autoridade fiscal não gera superávit primário compatível para estabilizar a relação dívida/PIB, a autoridade monetária tem que satisfazer essa relação intertemporal, via senhoriagem. Esse aumento da base monetária, a fim de financiar a dívida pública, pode deturpar o controle da inflação por parte da autoridade monetária. Por outro lado, as expectativas dos agentes econômicos quanto ao risco de não pagamento da dívida podem levar o país a uma espiral inflacionária onde o canal “juros - nível de preços” não é o padrão: um aumento da taxa de juros nominal poderia não reduzir mas sim aumentar as expectativas de inflação, dado o risco de não pagamento da dívida.

Todavia, é necessário que no estudo da interação entre as políticas fiscal e monetária, deva ser considerado também a análise da natureza cíclica da política fiscal. De acordo com Ilzetzki (2011), a política fiscal anticíclica refere-se à combinação de gastos públicos anticíclicos, alíquotas tributárias pró-cíclicas ou acíclicas, e déficits orçamentários anticíclicos. Por outro lado, política fiscal pró-cíclica refere-se a um desvio de qualquer uma dessas variáveis da definição anticíclica. Isto é, por analogia, política fiscal pró-cíclica refere-se à combinação de

gastos pró-cíclicos, alíquotas tributárias anticíclicas e déficits orçamentários pró-cíclicos.

Para os países emergentes, a literatura aponta as seguintes hipóteses explicativas ao caráter pró-cíclico da política fiscal: dificuldade em obter crédito no mercado internacional durante períodos de recessão econômica; corrupção e fragilidade institucional; mercado de trabalho informal; variabilidade da base tributária.

Já no que concerne à pro-ciclicidade da política fiscal em países emergentes, Alesina, Campante e Tabellini (2008) argumentam que a corrupção é um de seus fatores explicativos¹. Em democracias corruptas, os governantes abocanham uma parte da arrecadação de impostos de maneira direta, por exemplo, por meio de seus ganhos; mas também de maneira indireta, através de favores prestados por agentes públicos. Os eleitores, apesar de não compreenderem exatamente como isso acontece, entendem que tais receitas extraoficiais são uma realidade. Quando o país passa por um choque positivo na renda, esses eleitores demandam mais gastos governamentais ou mais transferências de renda, sob pena de destituir tais governantes.

Slimane e Tahar (2010), por seu turno, analisam, empiricamente, as duas hipóteses comumente consideradas na questão da prociclicidade da política fiscal em países emergentes: a) dificuldade em obter crédito no mercado internacional durante períodos de recessão econômica; e b) a fraqueza das instituições políticas e creditícias desses mesmos países. Ao contrário de Alesina, Campante e Tabellini (2008), Slimane e Tahar (2010) consideram que a inabilidade dos países emergentes em acessar o mercado interno e externo de crédito seria um fator importante. Slimane e Tahar (2010), porém, também argumentam que os altos déficits fiscais bem como a acumulação de grande estoque de dívida explicariam o caráter pró-cíclico dos países em desenvolvimento. Se em nações industrializadas a política discricionária contracíclica contribui para amortecer flutuações agregadas, em economias em desenvolvimento os estabilizadores fiscais automáticos, tais como imposto de renda e programas de transferência, não são significativos a ponto de suavizar o ciclo econômico.

Akitoby *et al* (2006) fazem um estudo empírico da relação entre despesas governamentais e PIB, no curto e no longo prazo, para 51 economias emergentes, por meio do modelo de correção de erros (ECM). Akitoby *et al* (2006) encontram evidência do caráter cíclico e do efeito

¹ No que se refere à hipótese de corrupção e fragilidade institucional, de acordo com Alesina, Campante e Tabellini (2008), eleitores de países emergentes percebem que os governantes abocanham uma parte da receita de impostos para si. Quando há um choque positivo na economia, esses mesmos eleitores exigem parte desse choque na renda, sob o risco de pedirem a destituição desses políticos. Estes últimos responderiam ora aumentando a transferência de renda ora diminuindo o nível de impostos, ora aumentando os gastos públicos. Ainda a respeito da explicação institucional, outra hipótese relevante é que os estabilizadores automáticos, tais como imposto de renda e programas de transferência, não seriam significativos na suavização dos ciclos econômicos em países em desenvolvimento e que se encontram altamente endividados.

voracidade na tendência de os gastos governamentais aumentarem ao longo do tempo. Em mais de 40% dos países considerados, os principais componentes do gasto público são pró-cíclicos. Em no mínimo um dos vários componentes do gasto considerados, para o caso de 70% dos países emergentes, demonstra cointegração entre PIB e gasto, implicando em uma relação de longo prazo entre essas duas variáveis, consistente com a Lei de Wagner.

Sabe-se também que a política fiscal tem sido afetada por efeitos não recorrentes, compreendidos como sendo parcelas de receitas e de despesas não explicadas pelo comportamento cíclico do Produto Interno Bruto (PIB) ou pela própria evolução do comportamento das séries históricas dessas variáveis fiscais. Por exemplo, no caso das receitas, pode-se citar recolhimentos de tributos por causa de decisões judiciais, operações de capitalização de empresas públicas (como a capitalização da Petrobrás em setembro de 2010), ou quaisquer outros eventos que fogem à normalidade econômica esperada na arrecadação dos tributos. Trata-se de valores relevantes e que, se não forem devidamente excluídos da arrecadação tributária, podem prejudicar a análise do desempenho dessa arrecadação por induzirem ao entendimento de um comportamento que não é o correto. Análise similar pode ser feita no lado das despesas.

Contudo, alguns questionamentos têm surgido sobre a relação entre tipos de regimes de dominância e ciclicidade da política fiscal, e caracterizam o problema desta pesquisa. O comportamento cíclico da política fiscal é afetado pelo tipo de regime de dominância prevalente na economia? Se constatado o comportamento pró-cíclico da política fiscal, a existência de eventos não recorrentes nas variáveis fiscais contribui para intensificar esse comportamento?

Essa pesquisa testará a hipótese de que o comportamento cíclico da política fiscal no Brasil independe do tipo de regime de dominância que prevalece, da existência de eventos não recorrentes na política fiscal e na forma como se modela o hiato do produto da economia.

Portanto, o objetivo geral desse estudo é analisar a relação entre os diferentes regimes de dominância e o caráter cíclico da política fiscal no caso brasileiro pós-Plano Real. Para alcançar tal finalidade, propõe-se como objetivos específicos a estimação econométrica do modelo teórico da Lei de Wagner, assim como a estimação de funções de reação fiscal.

O estudo sobre a natureza cíclica da política fiscal no Brasil sob diferentes tipos de regimes de dominância (fiscal ou monetária) é tema relevante ao atual debate acadêmico, com importantes implicações de política econômica. Os resultados aqui obtidos corroboram as evidências obtidas em estudos anteriores de que, no período pós-Plano Real, a política fiscal no Brasil é pró-cíclica. Contudo, esse estudo deve contribuir à literatura sobre o tema ao constatar empiricamente que a pró-ciclicidade da política fiscal brasileira é independente do regime de

dominância em análise, do modelo teórico analisado (Lei de Wagner ou Função de Reação Fiscal) e da especificação do hiato do produto. Além disso, destaca-se um rigoroso tratamento nos dados fiscais, no sentido de se excluir das séries de receitas e de despesas os eventos atípicos ou não recorrentes (*outliers*). Esse estudo não tratará do mapeamento dos regimes de dominância fiscal e monetária em si, dada a existência de estudos anteriores que investigaram esse tema para o caso brasileiro, mas sim atentando-se à relação desses regimes com a ciclicidade da política fiscal.

Este estudo apresenta as seguintes divisões. Na seção 2, apresenta-se o referencial teórico e a descrição dos modelos econômicos a serem testados empiricamente. Na seção 3, descreve-se as variáveis e o tratamento feito nos dados analisados. Na quarta seção, reporta-se os resultados obtidos a partir da estimação econométrica. A quarta seção dedica-se para as considerações finais e implicações de políticas dos resultados encontrados.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1 Referencial Teórico sobre os Regimes de Dominância no Brasil

Diversos estudos já se propuseram a investigar no Brasil os temas relacionados aos regimes de dominância e à ciclicidade da política fiscal. Por exemplo, Fialho e Portugal (2005) estimam um modelo vetorial autorregressivo (Modelo VAR) para as séries de dívida/PIB e resultado primário/PIB, bem como um vetor autorregressivo com mudanças de *markov* (MS-VAR) para o período de janeiro de 1995 a setembro de 2003, tendo em vista que as relações entre políticas fiscal e monetária podem variar no tempo. Tomando-se como referência o arcabouço teórico a Teoria Fiscal no Nível de Preço (TFNP), as evidências obtidas sugerem a existência de regime de dominância monetária para aquele período. Gadelha e Divino (2008) realizaram rigorosa análise de causalidade de Granger por meio da estimação de modelo vetorial autorregressivo com mecanismo de correção de erros (Modelo VEC), bem como a estimação de modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas (modelos ADL), e os resultados obtidos evidenciaram que a economia brasileira esteve sob o regime de dominância monetária no período considerado, segundo a visão de Sargent e Wallace, ao passo que não se encontrou evidências empíricas que validassem a visão proposta por Blanchard (2004) para o caso brasileiro.

Palma e Althaus (2014), baseando-se na Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP), analisam se, para o período de 2000 a 2013, houve dominância fiscal ou dominância monetária.⁸

Utilizando-se de um SVAR, os resultados obtidos indicaram que a economia brasileira se encontrava em um regime ricardiano (isto é, regime de dominância monetária). Araújo e Besarria (2014) fazem uma análise para a economia brasileira das diferentes relações de dominância entre as políticas fiscal e monetária, no período de 2003 a 2009. O objetivo principal foi analisar se as relações verificadas em Blanchard (2004) continuariam válidas para aquele período. Araújo e Besarria (2014) especificam um modelo VECM e concluem pela existência de dominância monetária.

Andretta (2016) investiga a existência de regimes de dominância fiscal e dominância monetária no Brasil, para o período compreendido entre 2001-2016. Tendo como base o estudo de Blanchard (2004), a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP), e o estudo de Sargent e Wallace (1981), propõe-se a utilização de um modelo VAR para verificar a qual regime o país esteve submetido no período considerado. Conclui-se que o Brasil passou por situações em que quase atingiu o regime de dominância fiscal, não entrando, porém, nesta condicionante. Nóbrega, Maia e Besarria (2020) analisam o período de 2003 a 2015. Por meio de um modelo VAR, concluem pela existência de dominância monetária; porém, ao utilizarem um MS-VAR, para capturar a mudança de regime, concluem que houve uma mudança estrutural a partir de 2011, para o lado da dominância fiscal.

Silva (2020) se propõe a estudar o aspecto cíclico dos regimes prevalentes no Brasil, isto é, estudar se existe ou não ciclicidade nas mudanças de regime de Dominância Fiscal e Dominância Monetária, utilizando dados mensais que vão de janeiro de 1995 até junho de 2019. A partir da estimação de um modelo econométrico segundo a abordagem Markov Switching (MS), Silva (2020) conclui que, tendo em vista a evidência estatística encontrada, há ciclicidade nos regimes de dominância, a depender das condições econômicas do país. O Quadro 1 a seguir resume os principais resultados obtidos para a economia brasileira acerca da literatura sobre os tipos de regimes de dominância:

Quadro 1: Mapeamento dos Regimes de Dominância no Brasil

Autor(es)	Método	Período	Resultado
Araújo e Besarria (2014)	VEC	2003 a 2009	DM
Fialho e Portugal (2005)	VAR e MS-VAR	1995 a 2003	DM
Gadelha e Divino (2008)	VAR	1995 a 2005	DM
Andretta (2016)	VAR	2001 a 2016	DM: o Brasil teria, por vezes, quase atingido a DF sem entrar, porém, nesta condicionante.
Palma e Athaus (2015)	SVAR	2000 a 2013	DM
Nóbrega et al (2020)	VAR e MS-VAR	2003 a 2015	DM, com possível mudança estrutural a partir de 2011
Silva (2020)	MS	1995 a 2019	DF: de 1999 a 2001; DM: de 2001 a 2006; DF: de 2007 a 2015; DM: de 2016 em diante. No final da amostra, 2019: indeterminado.

Fonte: Elaboração própria. “DM” significa Dominância Monetária. “DF” significa Dominância Fiscal.

2.2 Referencial Teórico sobre Ciclicidade da Política Fiscal no Brasil

Akitoby *et al.* (2006) utilizam o arcabouço teórico da Lei de Wagner para examinar o comportamento cíclico de curto e de longo prazo do gasto governamental, sob diversas categorias de gastos, em relação ao produto agregado em 51 países em desenvolvimento no período 1970-2002, usando um modelo de correção de erro em um painel de dados. Os resultados obtidos evidenciam que, em 2/3 das nações na América Latina, existe uma relação de curto prazo estatisticamente significativa entre choques no produto real e gasto primário real, bem como gasto e produto se movem de maneira pró-cíclica.

Para a economia brasileira, Gadelha e Divino (2013) retomam a iniciativa de Akitoby *et al.* (2006) e testaram 03 teorias explicativas para a natureza pró-cíclica da política fiscal: (a) variabilidade da base tributária; (b) corrupção e economia informal; e (c) restrição ao crédito internacional. Dessas 03 hipóteses, Gadelha e Divino (2013) concluem que a variabilidade da base tributária e a corrupção e economia informal ajudam a explicar o comportamento pró-cíclico da política fiscal brasileira.

De acordo com BID (2018), o gasto anticíclico (ou contracíclico) requer que o governo gaste menos em tempos bons e mais em tempos ruins, a fim de aumentar sua poupança haja vista poder tirar proveito de uma base tributária maior, no primeiro caso, e acelerar a recuperação da economia, no segundo. Segundo o BID (2018), e alinhado com os argumentos acima, a falta de visão dos formuladores de políticas e a pressão política para gastar nos momentos de *boom* econômico (efeito voracidade) estimulam o excesso de gastos durante as expansões.

BID (2018) destaca também o acesso limitado aos mercados de crédito internacionais. Dado que não formaram poupança durante os tempos bons, países em desenvolvimento, que se encontram em recessões, tendem a ter dificuldade em acessar os mercados de crédito por se encontrarem excessivamente endividados. Dessa forma, o BID (2018) corrobora a hipótese da dificuldade de acesso aos mercados de crédito internacionais.

Um importante fator destacado pelo BID (2018) é a questão do seguro-desemprego, o qual costuma não ser bem desenhado (há exceções) na América Latina e Caribe. Há alguns países dessa região que, por exemplo, costumam aumentar o seguro-desemprego nos bons momentos (Uruguai) ou não aumentar o suficiente durante as recessões. Outro problema é que os demais benefícios, como por exemplo o benefício previdenciário, ao invés de estarem indexados à inflação, como nas nações desenvolvidas, encontram-se indexados a receitas fiscais e salários, ambos com caráter intrinsecamente cíclicos. Dessa maneira, além desses gastos acompanharem o ciclo, dada a forma como são indexados, o que vai no caminho oposto ao pregado pelos economistas, os beneficiários ainda não estão protegidos da inflação.

Como pôde ser visto acima, os estudos empíricos citados se utilizaram de várias estratégias econométricas. Será visto a seguir que o mapeamento dos regimes de dominância para a economia brasileira não é tão controverso quanto parece, significando que há convergência nos resultados já obtidos na literatura sobre o tema. Além disso, no presente estudo, ao contrário dos trabalhos empíricos citados anteriormente, houve a preocupação em se retirar os eventos atípicos (não recorrentes, extraordinários ou *outliers*) das variáveis de gastos públicos e receita líquida, visando assim captar melhor o verdadeiro caráter da política fiscal na economia brasileira, em termos de ciclicidade, no período recente. Dado a existência de diversos estudos que procuraram mapear os tipos de regimes de dominância para a economia brasileira, o escopo do presente estudo encontra-se delimitado na investigação da relação entre esses tipos de regime e a natureza cíclica da política fiscal no Brasil.

3. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA SOBRE OS MODELOS ECONÔMICOS E CICLICALIDADE DA POLÍTICA FISCAL

Neste estudo, visando testar o caráter cíclico da política fiscal, dois modelos econômicos serão utilizados para as estimações econométricas.

Em relação ao primeiro modelo econômico, a Lei de Wagner postula que os gastos do governo acompanham o ciclo econômico. Assim, tendem a aumentar quando o PIB aumenta, e

tendem a diminuir quanto o PIB se reduz. Scott e Peacock (1998) afirmam que Wagner considerava haver detectado regularidades no crescimento dos gastos do governo, tendo sido cuidadoso em discriminar entre governo central e governo local. No entanto, Wagner não teria apresentado um modelo articulado de crescimento dos gastos no qual causa e efeito tivessem sido claramente delineados (SCOTT; PEACOCK, 1998). A Lei de Wagner (WAGNER, 1911) considera os gastos públicos como uma variável comportamental, ou seja, endógenos, postulando que o crescimento na atividade econômica causa um aumento nas atividades governamentais. A versão utilizada para medir a elasticidade do gasto governamental em relação a mudanças na renda possui a seguinte especificação (AKITOBY *et al.*, 2006):

$$G_t = AY_t^\eta \quad (1)$$

Em que G_t é o gasto governamental real, Y_t é a renda nacional real ou produto interno bruto real, e A é uma constante. O termo η mede a elasticidade-renda do gasto governamental em relação ao PIB. Um valor positivo de η é consistente com a interpretação expansionista da Lei de Wagner, implicando que o gasto governamental aumenta menos do que proporcionalmente com a renda nacional. Por outro lado, $\eta > 1$ é consistente com a interpretação restritiva defendida por Wagner (1911), de que o gasto governamental aumenta mais rápido que o nível de renda da economia. Seguindo Gadelha e Divino (2013), a equação (1) em proporção do PIB será expressa por:

$$\left(\frac{G_t}{Y_t}\right) = \left(\frac{AY_t^\eta}{Y_t}\right) \Rightarrow \left(\frac{G_t}{Y_t}\right) = AY_t^{\eta-1} \quad (2)$$

Cuja versão log-linear é descrita por:

$$\log\left(\frac{G_t}{Y_t}\right) = \log(A) + (\eta - 1)\log(Y_t) \Rightarrow g_t = a + \phi y_t \quad (3)$$

onde $a = \log(A)$, $g_t = \log\left(\frac{G_t}{Y_t}\right)$, $y_t = \log(Y_t)$ e $\phi = (\eta - 1)$. Akitoby *et al.* (2006) utilizam o PIB real como *proxy* para o nível de atividade econômica, mas neste estudo será utilizado o hiato do produto segundo Gadelha e Divino (2013). Assim, por analogia, propõe-se a estimação da seguinte forma funcional do modelo básico em sua versão estática:

$$g_t = a + \phi y_t^c + \varepsilon_t \quad (4)$$

Ao passo que a versão dinâmica da forma funcional desse modelo é proposta da seguinte maneira:

$$g_t = a + \beta g_{t-1} + \phi y_t^c + \varepsilon_t \quad (5)$$

As equações (4) e (5) representam funções de reação fiscal a serem estimadas economicamente. O comportamento cíclico da política fiscal será determinado pela avaliação do sinal e da significância da elasticidade do gasto governamental em relação ao hiato do produto (ϕ). Dessa forma, na política fiscal pró-cíclica, observa-se $\eta > 0$, o que resulta em $\phi > -1$. Na política fiscal acíclica, tem-se que $\eta = 0 \Rightarrow \phi = -1$. No caso de política fiscal anticíclica, nota-se $\eta < 0 \Rightarrow \phi < -1$. O termo a é uma constante, $\varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2)$ é o termo de erro.

O termo g_{t-1} é o gasto governamental defasado, incluído na equação (5) para permitir reversão à média de longo prazo no gasto do governo, sendo consistente com a sustentabilidade fiscal, uma vez que decisões de política fiscal no período anterior podem ter efeitos duradouros no período seguinte. Nesse estudo, o uso de apenas uma defasagem do gasto governamental na modelagem empírica é suficiente para captar a rigidez (inércia) dos gastos governamentais na política fiscal brasileira (GADELHA; DIVINO; 2013).

O hiato do produto (y_t^c) é acrescentado na equação com a finalidade de representar a influência do nível de atividade econômica sobre a trajetória do gasto governamental. Definido como sendo a diferença entre o produto efetivo e o produto potencial de uma economia, o hiato do produto funciona como indicador de flutuações econômicas, proporcionando aos formuladores de política econômica a possibilidade de antecipar potenciais pressões de demanda sobre os preços, por exemplo. Valores positivos do hiato do produto indicam que o produto efetivo é superior ao potencial e sugerem a possibilidade de elevação futura do nível de preços, e vice-versa (GADELHA; DIVINO; 2013).

Em segundo ao segundo modelo econômico, a Teoria das Regras Fiscais desenvolveu-se em diferentes direções desde a contribuição seminal de Bohn (1995). Assim como em Moreira e Monte (2020), neste estudo o principal interesse está voltado às respostas do superávit primário a mudanças da dívida pública ao longo do tempo. A equação de reação fiscal a seguir descreve a relação relevante entre essas duas variáveis:

$$\left(\frac{S}{Y}\right)_t = \alpha \left(\frac{B}{Y}\right)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Em que $\left(\frac{S}{Y}\right)_t$ é o resultado primário em proporção do PIB no período t ; e $\left(\frac{B}{Y}\right)_{t-1}$ representa a dívida pública em proporção do PIB no período $t - 1$. O parâmetro possui dois significados relevantes na equação (6). Primeiro, o parâmetro α mensura a ciclicaclidade (ou ciclicidade) da política fiscal, isto é, a magnitude da reação do superávit primário à relação dívida/PIB. Quanto maior for a ciclicidade fiscal, maior o coeficiente α . A política fiscal contracíclica é representada pelo valor positivo desse parâmetro ($\alpha > 0$), significando que, quando a dívida pública aumenta, a autoridade fiscal desempenha um aumento no superávit primário, evitando assim uma tendência de alta indefinida nos passivos financeiros públicos e mantendo a solvência da dívida pública no longo prazo. De modo contrário, quando esse parâmetro for negativo ($\alpha < 0$), a política fiscal é pró-cíclica, de modo que reações fiscais não são consistentes com a estabilização ou sustentabilidade da dívida pública no longo prazo. Por fim, o termo de $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon)$, é independente e identicamente distribuído (i.i.d.) e representa outros fatores que explicam o resultado primário em proporção do PIB, tais como a taxa de inflação ou o nível de atividade econômica, e que também pode calibrar as decisões fiscais ao longo do tempo.

Segundo, o parâmetro α é também uma medida da sustentabilidade da dívida pública. Ou seja, a condição de sustentabilidade da dívida pública é dada por $\alpha > 0$. O valor positivo desse parâmetro ($\alpha > 0$) indica que o governo reage a aumentos na dívida com a geração de superávit primário e, portanto, a dívida pública é sustentável. Por outro lado, o valor negativo desse parâmetro ($\alpha < 0$) indica que a dívida pública não é sustentável.

Quadro 2 – austeridade fiscal e sustentabilidade da dívida pública

Medida	Austeridade fiscal	Sustentabilidade da dívida pública
$\alpha > 0$	Política fiscal contracíclica	Dívida pública sustentável
$\alpha < 0$	Política fiscal pró-cíclica	Dívida pública não é sustentável

Nota: elaboração própria.

A função de reação do governo considera que, se existe uma relação positiva entre o superávit primário e o nível da dívida pública - isto é, se os governos reagem sistematicamente ao aumento das dívidas aumentando o superávit atual -, há uma condição suficiente para que a trajetória da dívida seja revertida. Em Uctum, Thurston e Uctum (2006) tal função de reação

fiscal é dada por:

$$s_t = \mu + \alpha b_{t-1} + \beta g_t^c + \gamma \tau_t^c + \varepsilon_t \quad (7)$$

Em que $s_t = \left(\frac{S}{Y}\right)_t$, $b_{t-1} = \left(\frac{B}{Y}\right)_{t-1}$, g_t^c e τ_t^c são os componentes cíclicos de despesas e receitas, respectivamente, ambos em proporção do PIB. Espera-se que o superávit diminua com um aumento do gasto governamental transitório ($\beta < 0$), e aumente com aumentos da receita ($\gamma > 0$). O termo μ é uma constante $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } (0, \sigma^2)$ é o termo de erro aleatório.

Utilizou-se o filtro Hodrick-Prescott (HP) para se obter uma medida do ciclo econômico, o qual é usado como *proxy* para o hiato do produto. Esse filtro remove o componente cíclico de uma série temporal, sendo calibrado a depender do valor atribuído ao parâmetro lambda (λ), o qual, por sua vez, é um múltiplo da soma dos quadrados das segundas diferenças do componente de tendência. Hodrick-Prescott (1997) sugeriram um λ de 1600 para séries trimestrais. Ravn e Uhlig (2002) sugeriram um λ de 129,6 para séries mensais.

Antes da realização das estimações econométricas, faz-se necessário uma análise rigorosa da estacionariedade das séries temporais aqui analisadas. Os testes modificados de Dickey-Fuller e de Phillips-Perron, propostos por Elliot, Rotemberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001) são aplicados com a finalidade de verificar a estacionariedade das séries de tempo. As modificações no teste padrão de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e de Said e Dickey (1984) fundamentam-se em dois aspectos centrais: a extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS) é ineficiente e a importância de uma seleção apropriada para a ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados. As propostas para resolver tais problemas foram as seguintes: a) utilizar mínimos quadrados generalizados (GLS); b) utilizar o critério modificado de informação de Akaike (MAIC), no lugar dos critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC).

Contudo, mesmo os testes modificados ADF e GLS e possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se enviesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de raiz unitária, mesmo quando a série é estacionária. É aqui que surge os trabalhos de Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002, 2003). Eles propõem que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos e expõe uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível é acrescentada ao termo determinístico do processo gerador de dados.

4. DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DOS DADOS

Neste estudo, utiliza-se dados mensais compreendendo o período de janeiro de 1998 a dezembro de 2019, portanto, período pós-Plano Real. A escolha desse período reside no fato de que, nas séries históricas constantes do site do Banco Central, referentes à Dívida Bruta do Governo Geral – DBGG, seu começo se dava em janeiro de 1998. Além disso, trata-se do período caracterizado, em sua maior parte, pelo regime de metas de inflação, regimes de taxas de câmbio fixa e flutuante, assim como regime de metas de superávit primário.

Os dados utilizados nas estimações são os listados a seguir, com suas respectivas fontes. No Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil², obteve-se os dados de séries temporais das seguintes variáveis, em valores correntes (R\$ milhões): (i) estimativa do PIB mensal (código 4380), como *proxy* para o nível de atividade econômica; (ii) Dívida Bruta do Governo Geral – DBGG (código 4182), como *proxy* para endividamento público.

No Relatório do Tesouro Nacional³, obteve-se os dados fiscais de séries temporais das seguintes variáveis: (i) Despesa Total do Governo Central, como *proxy* para gastos primários; (ii) Receita Líquida do Governo Central, como *proxy* para arrecadação tributária; (iii) Resultado Primário do Governo Central, como *proxy* de saldo orçamentário.

O tratamento dos dados ocorreu da seguinte forma. Primeiro, nas séries de Despesa Total do Governo Central e Receita Líquida do Governo Central, procedeu-se à retirada de *outliers* (isto é, eventos atípicos, não recorrentes ou extraordinários), conforme Quadro 3 a seguir. Com exceção da série de resultado primário, todas as demais séries temporais foram dessazonalizadas utilizando-se o Método Census X12-ARIMA.

² Disponível em: <<<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=preparar-TelaLocalizarSeries>>>. Acesso em 31/10/2020.

³ Disponível em: <<<https://www.gov.br/tesouronacional/pt-br>>>. Acesso em 31/10/2020.

Quadro 3: Eventos Atípicos: Gastos Primários (G) e Arrecadação Tributária (T). Em R\$ milhões

Período	Despesa	Receita	Comentários
1998.12	1.100,0	-	Repasse extraordinário à SUDENE, combate à seca mais sentenças judiciais contra à União (valor obtido pela diferença mensal dado que, no relatório, não é explícito)
1999.12	198,0	-	Precatórios pagos à TRANSBRASIL
2001.12	109,8	-	Crédito extraordinário, p.ex., Ação emergenciais da defesa civil
2002.12	1.300,0	-	Crédito extraordinário p/ transferência da malha rodoviária federal pra esfera estadual.
2003.12	2.100,0	-	Programa Operações Oficiais de Crédito - securitização agrícola.
2004.12	1.900,0	-	Programa Operações Oficiais de Crédito - securitização agrícola.
2006.12	1.500,0	-	Crédito Extraordinário
2007.12	3.100,0	-	Crédito Extraordinário
2008.12	632,0	-	Integralização de cotas da Corporação Andina de Fomento e da Associação Internacional de Desenvolvimento
2010.09	42.900,0	74.800,0	Capitalização da Petrobras / Cessão onerosa para exploração do petróleo
2013.11	-	35.400,0	Parcelamento do REFIS (20,4) mais bônus de assinatura do contrato de concessão do Campo de Libra (15,00)
2015.12	55.800,0		Pagamentos da União a Bancos Públicos e ao FGTS, no contexto dos acórdãos do TCU 825/2015 e 3.297/2015
2016.01	-	11.000,0	Bônus de outorga de concessão de usinas hidrelétricas
2016.10	-	45.069,4	Arrecadação do Regime Especial de Regularização Cambial e Tributária (Lei 13.254/2016)
2016.12	23.300,0	-	Ampliação dos limites de pagamento, principalmente para reduzir os restos a pagar (talvez, relação com a adoção do Novo Regime Fiscal).
2018.01	-	7.800,0	Programa Especial de Regularização Tributária - PERT (Lei 13.496/17)
2018.12	1.100,0	-	Subvenção econômica à comercialização de óleo diesel (Medida Provisória nº 838, de 2018)
2019.12	34.400,0	70.000,0	pagamento à Petrobras decorrente da revisão do contrato de cessão onerosa / leilão da cessão onerosa ocorrido em novembro de 2019.

Fonte: Relatórios Mensais: Resultado do Tesouro Nacional.

Na sequência, todas as variáveis fiscais e de endividamento foram convertidas em proporção do PIB. Em particular, a série de despesa total do governo central, em proporção do PIB, foi convertida em sua forma logarítmica nas estimações econométricas relacionadas ao modelo teórico da Lei de Wagner.

Por fim, nas estimações econométricas relacionadas à função de reação fiscal, utilizou-se o componente cíclico das séries de despesa total do governo central e de receita líquida do governo central, ambas em proporção do PIB, obtido por meio do Filtro HP.

Por fim, em relação ao período analisado, cabe aqui alguns comentários adicionais. Do segundo governo FHC ao primeiro governo Lula, 1999 a 2006, a política econômica brasileira caracterizou-se pela austeridade e controle das contas públicas. Foi em 1999 que se adotou o

regime de metas de inflação, o regime de taxa de câmbio flutuante bem como o regime de meta de superávit primário. A partir do segundo governo Lula, até o fim do governo Dilma, 2007 a 2016, porém, a política econômica saiu daquela austeridade. De acordo com Pellegrini (2017), os seguintes motivos podem ser citados: a) o Brasil incorreu, a partir de 2006 (com a exceção do período referente à crise internacional), em sucessivos superávits primários, fruto dos sucessivos superávits na balança comercial; b) o mundo passava pelo *boom* das *commodities*, o que explica esses superávits; e c) o Banco Central reduziu a liquidez, dada a maior oferta de moeda estrangeira no mercado, via operações compromissadas (aumentando, assim, a dívida pública dado que as compromissadas são contabilizadas na Dívida Bruta do Governo Geral - DBGG).

5. RESULTADOS

Na Tabela 1 abaixo, encontram-se reportados os resultados dos testes de raízes unitárias. Todas as séries temporais mostraram-se estacionárias em nível, ao nível de significância de 1%.

Tabela 1: Resultados dos Testes de Raiz Unitária

Variáveis	Modelo	Sem Quebra Estrutural			Com Quebra Estrutural							
		MADF (GLS)	MZ (GLS)	Lags	Saikkonen-Lütkepohl (2002)				Volsesang e Perron (1998)			
		Estatística-Teste			Tipo de Quebra	Data de Quebra	Estatística-Teste	Lags	Tipo de Quebra	Data de Quebra	Estatística-Teste	Lags
g_t	C	0,05	0,8	5	<i>Rational shift</i>	1998:12	-2	2	<i>Innovation Outlier</i>	1998:11	-12,78 ^(a)	-
g_t	C, T	-2,12	-1,35	9	<i>Rational shift</i>	1998:12	-6,22 ^(a)	2	<i>Innovation Outlier</i>	1998:11	-12,92 ^(a)	-
b_t	C	0,92	1,41	15	<i>Exponential shift</i>	2014:06	-2,71 ^(a)	2	<i>Innovation Outlier</i>	2015:01	-3,28	15
b_t	C, T	-1,68	-1,13	15	<i>Exponential shift</i>	2014:06	-0,86	2	<i>Innovation Outlier</i>	2012:06	-2,81	15
τ_t	C	-1,00	-0,89	9	<i>Exponential shift</i>	1998:08	-4,45 ^(a)	2	<i>Innovation Outlier</i>	1999:05	-11,42 ^(a)	0
τ_t	C,T	-1,66	-1,26	9	<i>Exponential shift</i>	1998:08	-4,21 ^(a)	2	<i>Innovation Outlier</i>	1999:05	-11,42 ^(a)	0

Fonte: elaboração própria.

Nota:

1 - “Lags” significa defasagens. “C” significa constante. “T” significa tendência determinística. (a) significância a 1%; (b) significância a 5%; (c) significância a 10%. Contagem inicial máxima de 15 defasagens.

2 - Os valores críticos do teste MADFGLS são (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996): (i) modelo com constante: -2,57 (1%); -1,94 (5%) e -1,62 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,46 (1%); -2,91 (5%) e -2,62 (10%).

Os valores críticos assintóticos do teste MZGLS são (Ng e Perron, 2001, Tabela 1): (i) modelo com constante: -2,58 (1%); -1,98 (5%) e -1,62 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,42 (1%); -2,91 (5%) e -2,62 (10%).

3 - Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lutkepohl são os seguintes (Lanne et al. 2002): (i) modelo com constante: -3,48 (1%); -2,88 (5%) e -2,58 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,55 (1%); -3,03 (5%) e -2,76 (10%).

4 - Os valores críticos do teste de Perron (PERRON, 1998) por tipo de quebra estrutural (Additive Outlier ou Innovation Outlier), usando-se critério AIC na seleção do número ótimo de defasagens; minimização da estatística

tica t de Dickey-Fuller na seleção do ponto de quebra (Dickey-Fuller min-t); e tendência e constante na especificação da tendência determinística, são os seguintes: (i) modelo com constante: -5,35 (1%); - 4,86 (5%); -4,61 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -5,72 (1%); - 5,17 (5%); -4,89 (10%).

Importante destacar que, para as séries de resultado primário e hiato, não houve necessidade de aplicar tais testes, pois trata-se de séries estacionárias em nível. Em se tratando dos testes com quebra estrutural, a série de gastos públicos/PIB tem como data de quebra o final de 1998, o qual se relaciona com o início do regime de metas de inflação e adoção da meta de resultado primário. Para as séries de dívida/PIB, tem-se a metade de 2014 e o começo de 2015, como pontos de quebra. Desde 2014 o governo federal tem registrado uma situação de déficit primário.

Uma vez obtida a análise de estacionariedade das séries temporais, o passo seguinte é realizar as estimações econométricas via mínimos quadrados ordinários. Para as equações (4) e (5), as quais analisam a ciclicidade da política fiscal, é visto abaixo que não há diferenças significativas nos coeficientes estimados, em outras palavras, manteve-se o caráter pró-cíclico da política fiscal, independente de qual valor atribuído ao parâmetro de suavização no Filtro HP. Na tabela 2 abaixo, reportam-se esses resultados.

Tabela 2: Resultados das Estimações Econométricas (Equações (4) e (5))

Hodrick-Prescott (1997)					Ravn e Uhlig (2002)				
Equação Estática					Equação Estática				
Variável	Coefficiente	Erro ²	Estat-t	Valor-P	Variável	Coefficiente	Erro ²	Estat-t	Valor-P
a	-1,783108 ^(a)	0,006286	-283,6733	0,0000	a	-1,783108 ^(a)	0,00627	-284,3999	0,0000
y_t^c	-2,35E-06 ^(b)	1,16E-06	-2,022664	0,0441	y_t^c	-2,24E-06 ^(b)	9,59E-07	-2,335832	0,0203
Equação Dinâmica					Equação Dinâmica				
Variável	Coefficiente	Erro ²	Estat-t	Valor-P	Variável	Coefficiente	Erro ²	Estat-t	Valor-P
a	-0,339339 ^(a)	0,065586	-5,173942	0,0000	a	-0,341934 ^(a)	0,065821	-5,19488	0,0000
g_{t-1}	0,80912 ^(a)	0,036705	22,04414	0,0000	g_{t-1}	0,807671 ^(a)	0,036836	21,9262	0,0000
y_t^c	-1,30E-06 ^(c)	6,91E-07	-1,887266	0,0602	y_t^c	-9,84E-07 ^(c)	5,74E-07	-1,716445	0,0873

Fonte: Elaboração própria. (a) significância a 1%; (b) significância a 5%; (c) significância a 10%.

O coeficiente do hiato do produto (ϕ) é $\phi > -1$ em todas as situações, caracterizando a pró-ciclicidade da política fiscal da economia brasileira. As estatísticas t se revelam estatisticamente significativas a 1%, 5% e 10. Dessa maneira, o Brasil ainda não conseguiu “graduar-se”, conforme expressão utilizada em BID (2018), sendo ainda vítima do chamado efeito

voracidade. Ou seja, a política fiscal do país, nos bons momentos econômicos, tende a aumentar as despesas públicas, ao passo que não faz a devida poupança para os períodos ruins.

Como último exercício, estima-se a função de reação fiscal baseada na equação (7), a fim verificar como o Resultado Primário responde a variações na arrecadação, no gasto público e na dívida. Os resultados constam da tabela abaixo (aqui, como antes, foram utilizados os dois parâmetros nos filtros para captar os componentes cíclicos daquelas variáveis):

Tabela 3: Resultados das Estimções Econométricas (Equação (7))

Hodrick-Prescott (1997)					Ravn e Uhlig (2002)				
Variável	Coefficiente	Erro ^2	Estat t	P	Variável	Coefficiente	Erro ^2	Estat t	P
μ	0,069717 ^(a)	0,011539	6,041674	0,0000	μ	0,069735 ^(a)	0,011409	6,112247	0,0000
b_{t-1}	-7,87E-03 ^(a)	1,50E-03	-5,236855	0,0000	b_{t-1}	-7,87E-03 ^(a)	1,49E-03	-5,299499	0,0000
g_t^c	-1,01E+00 ^(a)	2,22E-01	-4,54818	0,0000	g_t^c	-1,02E+00 ^(a)	2,10E-01	-4,831741	0,0000
τ_t^c	9,80E-01 ^(a)	1,79E-01	5,466857	0,0000	τ_t^c	1,00E+00 ^(a)	1,74E-01	5,775397	0,0000

Fonte: Elaboração própria. (a) significância a 1%; (b) significância a 5%; (c) significância a 10%.

Em ambos os casos, os coeficientes estimados apresentaram sinais esperados e estatisticamente significativos. Quanto à relação dívida/PIB defasada, os resultados obtidos evidenciam não apenas que a política fiscal é pró-cíclica, como também que a dívida pública não é sustentável, conforme interpretação do Quadro 2. Dessa forma, os resultados mostram que o esforço fiscal que tem sido feito, em termos de geração de superávits primários, tem sido insuficiente para estabilizar a relação dívida/PIB. Se a dívida pública não é sustentável, reporta-se aqui evidências de que a economia brasileira, a princípio, encontra-se sob um regime de dominância fiscal no período em análise. Mas que são necessários estudos adicionais para corroborar esse argumento, no sentido de que, se por um lado o coeficiente estimado da relação dívida/PIB defasada é negativo e estatisticamente significante, por outro lado seu valor é muito baixo ($\alpha = -7,87e^{-03}$).

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICA

Este estudo teve por objetivo analisar a natureza pró-cíclica da política fiscal no Brasil e sua relação com regimes de dominância fiscal e dominância monetária no período pós-Plano Real. O referencial teórico para o modelo econômico se baseia na Lei de Wagner e nas Funções

de Reação Fiscal. Além do uso de dados fiscais e de endividamento, como *proxy* para o hiato do produto utilizou-se o componente cíclico do PIB brasileiro obtido por meio do Filtro Hodrick-Prescott, mas considerando-se diferentes valores reportados na literatura para o parâmetro de suavização.

Os resultados aqui obtidos corroboram as evidências obtidas em estudos anteriores de que, no período pós-Plano Real, a política fiscal no Brasil é pró-cíclica. Contudo, esse estudo deve contribuir à literatura sobre o tema ao constatar empiricamente que a pró-ciclicidade da política fiscal brasileira é independente do regime de dominância em análise, do modelo teórico analisado (Lei de Wagner ou Função de Reação Fiscal) e da especificação do hiato do produto.

O Brasil, como país emergente da América Latina, deve ainda trabalhar seu planejamento em torno de sua política fiscal. Os países avançados tendem a ter políticas fiscais anticíclicas ou acíclicas.

De acordo com o BID (2018), o caráter pró-cíclico da política fiscal pode prejudicar os grupos mais vulneráveis da sociedade, pessoas pobres, idosos de baixa renda etc. O BID (2018), ainda, recomenda vincular os benefícios sociais à inflação (e não a componentes cíclicos, como receita arrecadada, por exemplo).

BID (2018) sugere aumentar as despesas de capital durante as recessões, caso o país esteja com baixo estoque de capital, obviamente. Ao passo que propõe redução das despesas correntes nas recessões. Ora, o que se tem visto é que o Brasil, apesar de alguma melhora do atual debate público, ao menos historicamente tem aumentado as despesas correntes em períodos de *boom* econômico (ao invés de mantê-las constantes ou mesmo diminuí-las, como fazem as nações avançadas). Enquanto as despesas de capital ora são majoradas por motivações controversas ora são reduzidas nas recessões, por exemplo. O caminho para a “graduação”, nos dizeres do BID (2018) foi plantado, mas o país deve se esforçar mais para concretizá-lo e informar o público de sua importância.

Para trabalhos futuros, sugere-se investigar o grau de pró-ciclicidade da política fiscal para diferentes tipos de despesas, por exemplo, despesas correntes e de capital.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AIYAGARI, S. R.; GERTLER, M. **The backing of government bonds and monetarism**. 1985.

Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w7498.pdf>. Acesso em: 30/04/2020.

AKITOBY, B.; CLEMENTS, B; GUPTA, S; GABRIELA; I. Public spending, voracity, and Wagner's law in developing countries. **European Journal of Political Economy**, Elsevier, Washington, DC, v. 22, p. 908 – 924, JULY 2006.

ALESINA, A.; CAMPANTE, F. R.; TABELLINI, G. R. Why is fiscal policy often procyclical? **Journal of European Economic Association**, v. 6, n. 5, p. 1006-1030, 2008.

ANDRETTA, F.H. **Dominância Fiscal no Brasil 2001-2016**. 2016. Monografia: Universidade Federal do Paraná. Curitiba – PR.

ARAÚJO, J.; BESARRIA, C. Relações de dominância entre as políticas fiscal e monetária: uma análise para economia brasileira no período de 2003 a 2009. **Revista de Economia**, Paraíba, v. 40, n. 1, p. 55 – 70, jan 2014. Disponível em: https://www.researchgate.net/publication/276262364_Relacoes_de_dominancia_entre_as_politicas_fiscal_e_monetaria_uma_analise_para_economia_brasileira_no_periodo_de_2003_a_2009. Acesso em: 11/11/2020.

BANCO INTERAMERICANO DE DESENVOLVIMENTO BID. **Melhoras gastos para melhores vidas: Como a América Latina e o Caribe podem fazer mais com menos**. Desenvolvimento das Américas, Banco Interamericano de Desenvolvimento, Washington, DC, p. 1 – 485, 2018.

BLANCHARD, O. **Fiscal dominance and inflation targeting: lesson from Brazil**. NBER WP nº 10389, 2004.

BOHN, H. The sustainability of budget deficits in a stochastic economy. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 27, p. 257 – 271, 1995.

DICKEY, D. A. e FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series

with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 336, 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. **Econometrica**, v. 49, nº 4, 1981.

ELLIOTT, G.; ROTHEMBERG, T.; STOCK, J. **Efficient Tests for in Autoregressive Unit Root**. v. 64, n. 4, p. 813 – 836, July 1996. Disponível em: rmgsc.cr.usgs.gov/outgoing/threshold_articles/Saikkonen_Lutkepohl2002.pdf. Acesso em: 11/11/2020.

FIALHO, M. L.; PORTUGAL, M. Monetary and Fiscal Policy interactions in Brazil: an application of The Fiscal Theory of the Price Level. **Estudos Econômicos**, São Paulo, São Paulo SP, v. 35, n. 4, DEZ 2005. Disponível em: https://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-41612005000400003. Acesso em: 11/11/2020.

GADELHA, S.; DIVINO, J. A. Uma Análise da Ciclicidade da Política Fiscal Brasileira. **Estudos Econômicos**, Economia FEA-USP, São Paulo, v. 43, n. 4, p. 711 – 743, outubro 2013. ISSN 0101-4161. Disponível em: <https://www.scielo.br/pdf/ee/v43n4/v43n4a04.pdf>. Acesso em: 30/04/2020.

GADELHA, S. R. de B.; DIVINO, J. A. Dominância fiscal ou dominância monetária no Brasil? Uma análise de causalidade. **Economia Aplicada**. Economia Aplicada, Ribeirão Preto, v. 12, n. 4, outubro 2008. ISSN 1980-5330. Disponível em: https://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-80502008000400006. Acesso em: 30/04/2020.

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, n. 29, p. 1 – 16, 1997.

ILZETZKI, E. Rent-seeking distortions and fiscal procyclicality. **Journal of Development Economics**, v. 96, p. 30 – 46, 2011.

LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, 23, pp. 667-685, 2002.

_____. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, p. 91-115, 2003.

LEEPER, E. M. Equilibria under ‘active’ and ‘passive’ monetary and fiscal policies. **Journal of Monetary Economics**, North-Holland, Washington,, n. 27, November 1990. Disponível em: file:///C:/Users/DEC/Downloads/Equilibria_Under_Active_and_Passive_Monetary_P.pdf. Acesso em: 30/04/2020.

MOREIRA, R. R.; MONTE, E. Z. **Public debt sustainability and fiscal cyclicity in Brazil: facing the fractional integration**. 48º Encontro Nacional de Economia, Brasília DF, 2020.

NÓBREGA, W.C.L.; MAIA, S.F.; BESARRIA, C.N. Interação entre as Políticas Fiscal e Monetária: uma análise sobre o Regime de Dominância vigente na economia brasileira. **Análise Econômica**, v.38, n.75, p-7-36, março-2020. Porto Alegre.

PALMA, A.; ALTHAUS, F. Choques estruturais e teoria fiscal do nível de preços no Brasil: uma análise empírica para o período pós-metas de inflação. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 36, n. 1, p. 33 – 58, JUN 2015.

PEACOCK, A.; SCOTT, A. The curious attraction of Wagner’s law. **Public Choice**, Kluwer Academic Publishers., n. 102, p. 1 – 17, May 2000.

PELLEGRINI, J. A. **As Operações Compromissadas do Banco Central**. Instituição Fiscal Independente, Brasília DF, n. 3, OUT 2017. Disponível em: www12.senado.leg.br/ifi/pdf/estudo-especial-no-03-as-operacoes-compromissadas-do-banco-central-out-2017. Acesso em: 11/11/2020.

RAVN, M.; UHLIG, H. On adjusting the Hodrick–Prescott filter for the frequency of observations. **The Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 37, 2002.

SAID, S. e DICKKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. **Biometrika**, v. 71, 1984.

SAIKKONEN, P.; LUTKEPOHL, H. Testing for a Unit Root in a Time Series with a Level Shift at Unknown Time. **Econometric Theory**, Cambridge University Press, v. 18, n. 2, p. 313 – 348, April 2002. Disponível em: rmgsc.cr.usgs.gov/outgoing/threshold_articles/Saikkonen_Lutkepohl2002.pdf.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. **Some Unpleasant Monetarist Arithmet**. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Minneapolis, v. 5, n. 3, 1981. Disponível em: <file:///C:/Users/DEC/Downloads/qr531.pdf>. Acesso em: 30/04/2020.

SILVA, J. A. **Monetary Dominance versus Fiscal Dominance: a cyclical analysis**. 2020b. 35 p. Dissertação (Economia) — Universidade Católica de Brasília, Brasília DF.

SLIMANE, S. B.; TAHAR, M. B. Why Is Fiscal Policy Procyclical in MENA Countries? International **Journal of Economics and Finance**, v. 2, n. 5, November 2010. ISSN 1916-9728. Disponível em: <file:///C:/Users/DEC/Downloads/7705-24776-1-PB.pdf>. Acesso em: 30/04/2020.

UCTUM, M.; THURSTON, T.; UCTUM, R. Public Debt, the Unit Root Hypothesis and Structural Breaks: A Multi-Country Analysis. **Economica**, p. 129 – 156, 2006.

VOGELSANG, T.; PERRON, P. Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. **International Economic Review**, v. 39, n. 4, p. 1073-1100, 1998.

WOODFORD, M. Price level determinacy without control of a monetary aggregate. **NBER WORKING PAPER SERIES**, Cambridge, n. 5204, August 1995. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w5204.pdf>. Acesso em: 30/04/2020.