



UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de
Políticas Públicas

GABRIEL HOZANA DA SILVA

Multiplicadores Fiscais e Histerese: Uma Avaliação da Política
Fiscal no Brasil

Brasília
2021

GABRIEL HOZANA DA SILVA

Multiplicadores Fiscais e Histerese: Uma Avaliação da Política Fiscal no Brasil

Monografia apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília como requisito à obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Nelson Henrique Barbosa Filho

Brasília
2021

GABRIEL HOZANA DA SILVA

MULTIPLICADORES FISCAIS E HISTERESE: UMA AVALIAÇÃO DA POLÍTICA
FISCAL NO BRASIL

Monografia apresentada ao Departamento
de Economia da Universidade de Brasília
como requisito à obtenção do grau de
Bacharel em Ciências Econômicas.

Brasília, de novembro de 2021.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Nelson Henrique Barbosa Filho
Universidade de Brasília

Prof. Dr. Manoel Carlos de Castro Pires
Universidade de Brasília

AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha mãe Jane, meu pai Manoel e meu irmão Vinícius por todo apoio e carinho dedicados a mim ao longo de toda a graduação, em especial durante a elaboração desta monografia.

Agradeço às minhas avós, Herculana e Netinha, aos meus avôs, Meira e Oneci, pelo afeto e ensinamentos concedidos. Aos amigos e familiares, cujo o convívio e incentivo foram fundamentais para a trajetória percorrida.

Agradeço à toda comunidade acadêmica da Universidade de Brasília, trabalhadores e estudantes, por compartilhar experiências e aprendizados únicos e diversos ao longo desses anos. Aos professores com quem tive a oportunidade de frequentar as aulas, em particular, ao professor Nelson Barbosa, meu orientador, ao professor Manoel Pires e às professoras Daniela Freddo, Adriana Amado, cujas lições ultrapassam a sala de aula e que foram determinantes para aguçar a curiosidade e o interesse pelo estudo da economia.

“Devemos considerar que o mundo é formado não apenas pelo que já existe (aqui, ali, em toda parte), mas pelo que pode efetivamente existir (aqui, ali, em toda parte)”

(Milton Santos)

RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo avaliar a política fiscal no Brasil após a crise de 2014-2016, debatendo a possibilidade de autofinanciamento de uma expansão fiscal. Para isso, utiliza-se a metodologia introduzida por Delong e Summers (2012) e a literatura disponível sobre multiplicadores fiscais e efeito histerese. Assim, é feita a aplicação do modelo para o contexto brasileiro e analisada a possibilidade para diversos cenários.

Palavras-chave: Multiplicador Fiscal; Histerese; Política Fiscal.

ABSTRACT

This work aims to evaluate the fiscal policy in Brazil after the 2014-2016 crisis, discussing the possibility of an self-financing fiscal expansion. It is employed the Delong and Summers (2012) framework and the available literature about fiscal multiplier and Hysteresis. Thus, the framework is applied to the brazilian context and the possibility analysed for several sets.

Key-words: Fiscal Multiplier; Hysteresis; Fiscal policy.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	8
2	EXPANSÃO FISCAL AUTOSSUSTENTADA	9
3	O QUADRO BRASILEIRO	21
3.1	Coeficiente de Histerese	21
3.2	Multiplicador Fiscal	34
3.3	Outros Parâmetros	37
4	CONDIÇÃO DE AUTOFINANCIAMENTO	41
5	CONCLUSÃO	47
	REFERÊNCIAS	48

1 INTRODUÇÃO

A crise vivida pelo Brasil entre meados de 2014 e 2016 foi uma das mais profundas e longas desde 1980 segundo o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) (2020). Ela, porém, tem se notabilizado não apenas por sua gravidade, como também pela lenta recuperação que se seguiu. Estimativas de 2019 davam conta que o patamar pré-crise seria atingido apenas no fim de 2020, segundo previsões de mercado do momento, ou em meados de 2023, se considerado o ritmo vigente até então (BARBOZA; BORÇA JR.; FURTADO, 2019). Cenário que se agravou com a eclosão da crise causada pela pandemia de SARS-CoV-2.

Por outro lado, desde a crise financeira global de 2008, alguns campos de estudo ganharam relevância e ocorreram alterações na percepção em relação à política econômica. Com isso, estudos sobre multiplicadores fiscais voltaram à pauta, assim como trabalhos que investigam as causas de um desempenho mais baixo após episódios recessivos, entre as quais se destaca a histerese. Ademais, o papel da política fiscal na estabilização passou a ser revisto, seguindo em direção à uma postura mais ativa na política econômica.

Nesse sentido, o presente trabalho pretende analisar a possibilidade de autofinanciamento de uma expansão fiscal no contexto pós-crise de 2014-2016, no Brasil. Para isso, utiliza-se como referência a literatura disponível, com destaque para a metodologia introduzida por Delong e Summers (2012). Pretende-se, assim, contribuir para o exame da utilização da política fiscal como alternativa para retomada do crescimento em um ambiente de fraca recuperação após recessões.

2 EXPANSÃO FISCAL AUTOSSUSTENTADA

O capítulo tem como objetivo apresentar o modelo proposto por J. Bradford Delong e Lawrence H. Summers (2012) e elencar os conceitos e as premissas associadas a ele. Antes disso, é importante salientar o que seria uma expansão fiscal autossustentada, possibilidade que será analisada ao longo deste trabalho.

O autofinanciamento de uma expansão fiscal significa, para a presente avaliação, que um aumento nos gastos do governo, financiado por um acréscimo na dívida, é capaz de impactar positivamente o desempenho da economia, de modo que ocorra, no futuro, um acréscimo na arrecadação suficiente para cobrir os custos da emissão de dívida realizada. Assim, uma expansão fiscal autofinanciada consiste na capacidade de tal expansão de gerar retornos futuros que compensem o seu custo no período presente. Uma observação relevante é que, ao longo dos capítulos, autossustentada e autofinanciada serão utilizadas como sinônimos, referindo-se sempre à definição que acaba de ser apresentada.

Para a verificação da hipótese de autofinanciamento de uma expansão fiscal, dois conceitos serão essenciais: o de multiplicador fiscal e o de histerese. O multiplicador por medir o impacto de uma variação nos gastos do governo sobre o desempenho da economia, medido pelo produto interno bruto (PIB). Pires (2017, p.72) destaca sua relevância para a análise da política fiscal e o define da seguinte forma:

O multiplicador fiscal mede a variação do PIB em resposta à variação dos gastos do governo e representa o parâmetro fundamental para a discussão em torno da eficácia da experiência com políticas fiscais expansionistas ao redor do mundo.

A histerese por ressaltar que o prolongamento de um estado de baixo desempenho econômico pode ter efeitos persistentes ou permanentes sobre a economia mesmo após o fim de uma recessão. Pires (2017, p.74) conceitua o efeito histerese e aponta a sua origem em um outro campo de estudo:

O conceito de histerese foi importado da física para a economia, com várias aplicações durante os anos 1970 e 1980. A histerese é a tendência de uma variável conservar uma determinada propriedade na ausência do estímulo que a gerou.

Desse modo, a presença e a magnitude tanto do multiplicador fiscal, quanto do coeficiente de histerese, são de grande importância para a avaliação da política fiscal em um ambiente de atividade econômica fraca. Por isso, no capítulo seguinte, ambos os conceitos serão revisitados com maior profundidade sob a luz da literatura

disponível e traçando paralelos com a realidade brasileira, em especial no pós-crise de 2014-2016.

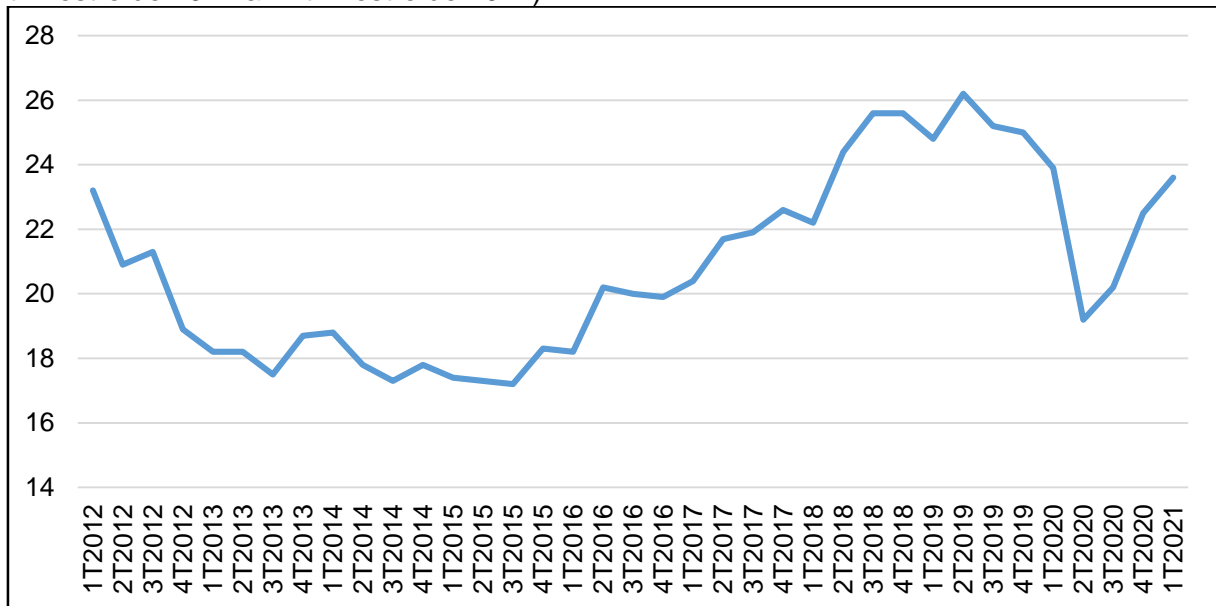
Outras duas definições serão recorrentes ao longo deste trabalho: o produto potencial e o hiato do produto. O conceito de produto potencial utilizado será o que Souza Júnior (2005, p.3) define como "... a capacidade de oferta da economia com pleno emprego dos fatores de produção (capital e trabalho), sendo que o nível de pleno emprego será o máximo possível sem gerar pressões inflacionárias". O hiato do produto por sua vez, "... é a diferença entre o PIB efetivo e o potencial" (Souza Júnior; 2005; p.3).

Feita a exposição inicial dos conceitos presentes no modelo, pode-se seguir para a caracterização que os autores fazem do que é uma economia deprimida e das premissas assumidas para que o modelo seja aplicado e o autofinanciamento plausível.

Delong e Summers (2012, p.238) identificam uma economia deprimida como aquela em que, entre outros pontos, possui trabalhadores desempregados por um longo período, o investimento é baixo, e o crescimento do estoque de capital é lento, na melhor das hipóteses.

Quanto ao desemprego de longa duração, o IBGE divulga através da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral (PNADC/T) dados da população desocupada segundo o tempo de procura por trabalho. Na pesquisa, ocorre a classificação em quatro grupos, entre eles, o de duração mais longa refere-se a mais de dois anos de procura. Os dados utilizados são do intervalo entre 2012 e o primeiro trimestre de 2021 de frequência trimestral (Gráfico 1). Eles indicam um aumento consistente da proporção de pessoas a procura de trabalho há mais de dois anos em relação ao total de desocupados. O começo dessa escalada pode ser identificado no final de 2015, em que a proporção se encontrava em 17,2% no terceiro trimestre e 18,3% no quarto. Desde então, ocorre uma escalada até romper o patamar dos 25% no terceiro trimestre de 2018 e flutuar nesse nível até o quarto de 2019. Isso significa que, nesse período mais recente, por volta de um quarto da população desocupada procurava emprego por um longo período.

Gráfico 1 - Proporção da população desocupada que procura trabalho há mais de 2 anos (1º trimestre de 2012 a 1º trimestre de 2021).

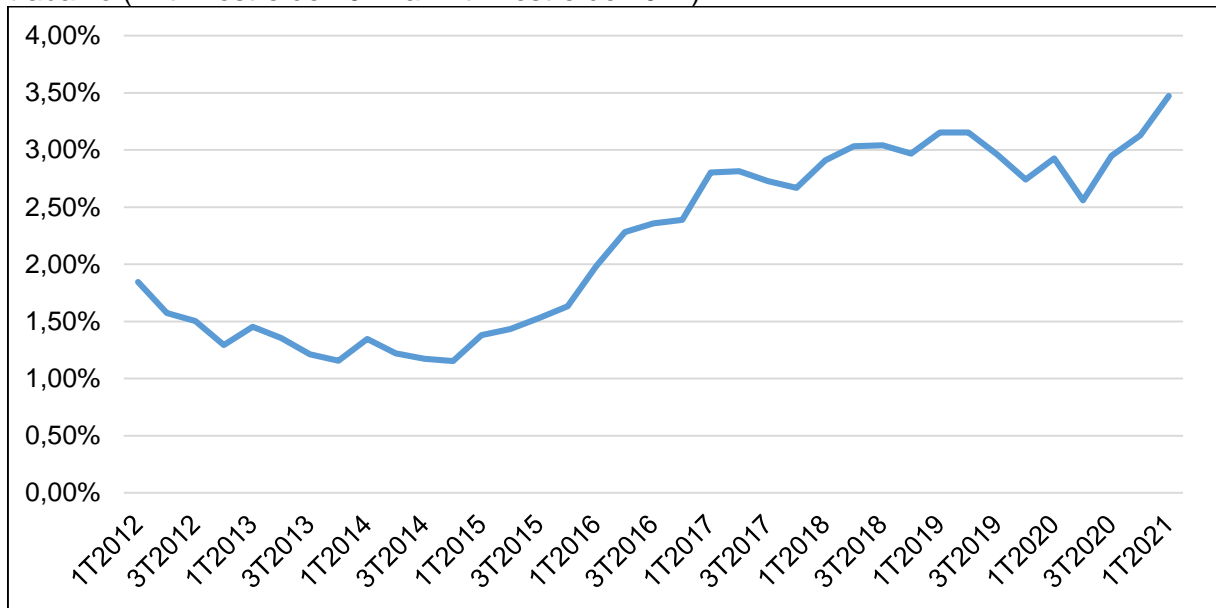


Fonte: IBGE - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral.

Apesar do perceptível aumento do desemprego de longa duração, existem algumas observações a serem feitas. A primeira é que o tamanho da série, abarca um curto período, aliado a uma diferença pequena entre o dado do primeiro trimestre de 2012 (23,2%) e o atingido em 2018 e 2019, impedem a classificação categórica do desemprego de longa duração como alto para os padrões brasileiros. A outra observação é que, por ser uma proporção entre as pessoas desocupadas, esse dado sofre influência de variações na quantidade de desocupados na economia. Nesse sentido, é importante ressaltar que entre 2012 e 2015 a taxa de desocupação encontrava-se abaixo de 8,0% e em 2018 passou para o patamar de 12%, uma elevação considerável que afeta o dado.

Desse modo, uma alternativa para contornar a segunda observação é utilizar os dados em relação não à população desocupada, como disponibiliza o IBGE, mas em termos da força de trabalho. Esse exercício foi feito (Gráfico 2) e utilizou informações do próprio IBGE para sua confecção. Nesse caso, fica bem mais evidente o aumento ocorrido na quantidade de pessoas a procura de trabalho há mais de dois anos. Porém, o problema trazido pela primeira observação não é completamente superado. Ainda é difícil afirmar se o patamar acima dos 2,5% da força de trabalho é elevado ou não para a realidade brasileira. Assim, pode-se dizer que houve um aumento recente do desemprego de longa duração no Brasil. Mas não que, esse nível atingido é alto ou baixo, por uma questão de falta de base para comparação.

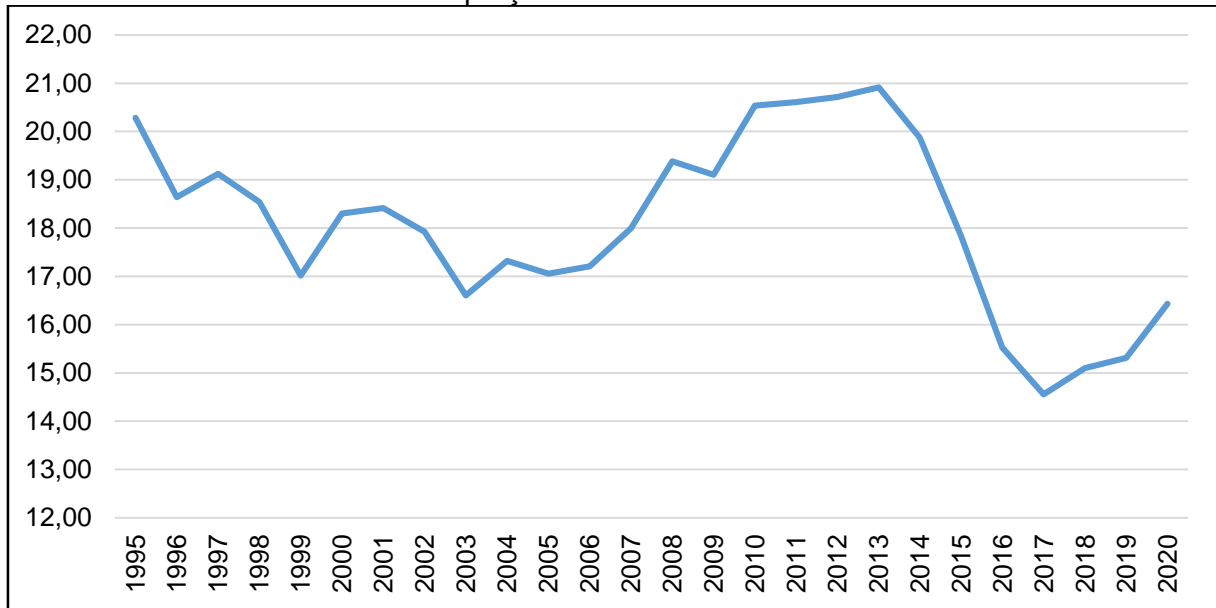
Gráfico 2 - População a procura de trabalho há mais de 2 anos em proporção da força de trabalho (1º trimestre de 2012 a 1º trimestre de 2021).



Fonte: elaboração própria com dados do IBGE.

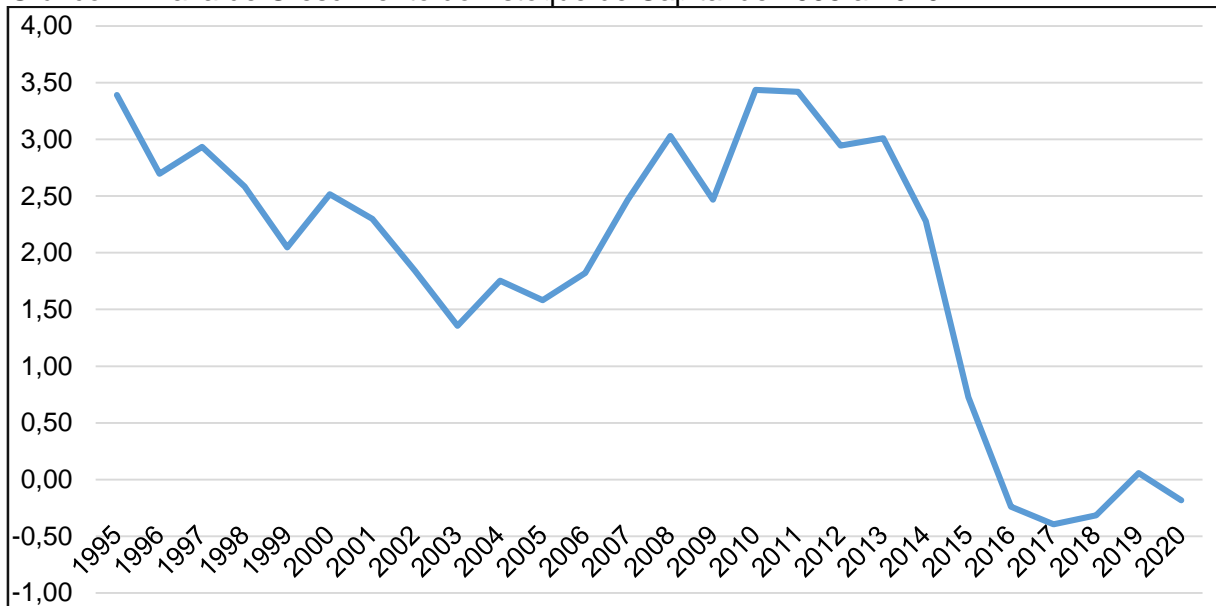
No caso do investimento em proporção do PIB, a série construída com dados anuais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o período de 1995 a 2020 (gráfico 3), mostra que até 2014 a taxa de investimento oscilava em torno de uma média de 18,09%, com o valor mínimo de 16,60% atingido em 2003 e máximo de 20,91% em 2013. Entretanto, após o pico de 2013, inicia-se uma trajetória de queda, sendo em um primeiro momento tímida (variando para 19,87% em 2014), seguida de uma brusca redução até atingir o menor valor de toda a série em 2017 (14,56%). Desde então, o investimento vem se recuperando de maneira lenta. Uma evidência disso é que mesmo ao final de 2020, a taxa encontrava-se em 16,43%, não chegando a alcançar o valor de 2003.

Gráfico 3 - Taxa de investimento a preços correntes de 1995 a 2020.



Fonte: elaboração própria com dados de formação bruta de capital fixo e PIB do IBGE.

Gráfico 4 - Taxa de Crescimento do Estoque de Capital de 1995 a 2020.



Fonte: elaboração própria com dados do IPEA.

A série da taxa de crescimento anual do estoque de capital, com dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), para o mesmo período (gráfico 4), aponta dinâmica semelhante. Houve uma redução de menor magnitude entre 2013 e 2014, seguida de forte queda até 2017 e oscilação em um patamar baixo até 2020. É importante destacar que desde 2016, com exceção de 2019, que registrou um aumento próximo da estabilidade (0,06%), as taxas entraram no campo negativo e o investimento bruto não tem sido capaz de repor a depreciação. Ou seja, o crescimento não chega a ser lento, pois tem sido negativo.

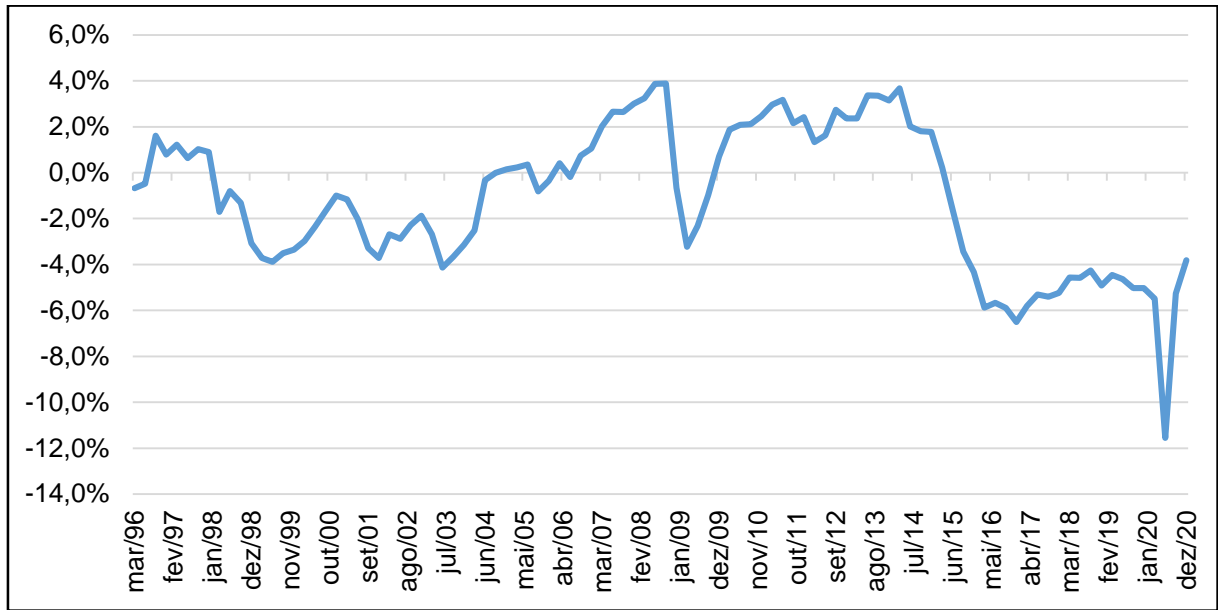
Assim, pode-se afirmar que, nos termos do artigo, o Brasil é, desde a crise de 2014-2016, uma economia deprimida. Mais que isso, o não retorno aos valores pré-crise dessas variáveis são evidências que corroboram com a possibilidade de ação do efeito histerese sobre a economia brasileira nesse período. Sendo estes argumentos favoráveis à utilização do modelo para a avaliação da política fiscal.

Além da caracterização de uma economia como deprimida, os autores assumem cinco aspectos do ambiente econômico para que o autofinanciamento seja considerado factível e que se relaciona com os valores dos parâmetros do modelo. Os atributos são os seguintes: (i) produto bem abaixo do potencial; (ii) desemprego cíclico alto; (iii) ausência de restrições de oferta em relação à demanda no curto prazo; (iv) política monetária restrita pelo limite inferior igual a zero; (v) e que o governo tenha a capacidade de realizar um aumento temporário em seus gastos sem que isso impacte o prêmio de risco pago por ele.

Os três primeiros aspectos parecem ser interligados por evidenciarem o baixo desempenho da economia e por abrirem espaço para que um crescimento mais forte no curto prazo, puxado pelo aumento da demanda decorrente da expansão fiscal, não provoque um aumento demasiado forte na inflação e uma provável resposta do Banco Central.

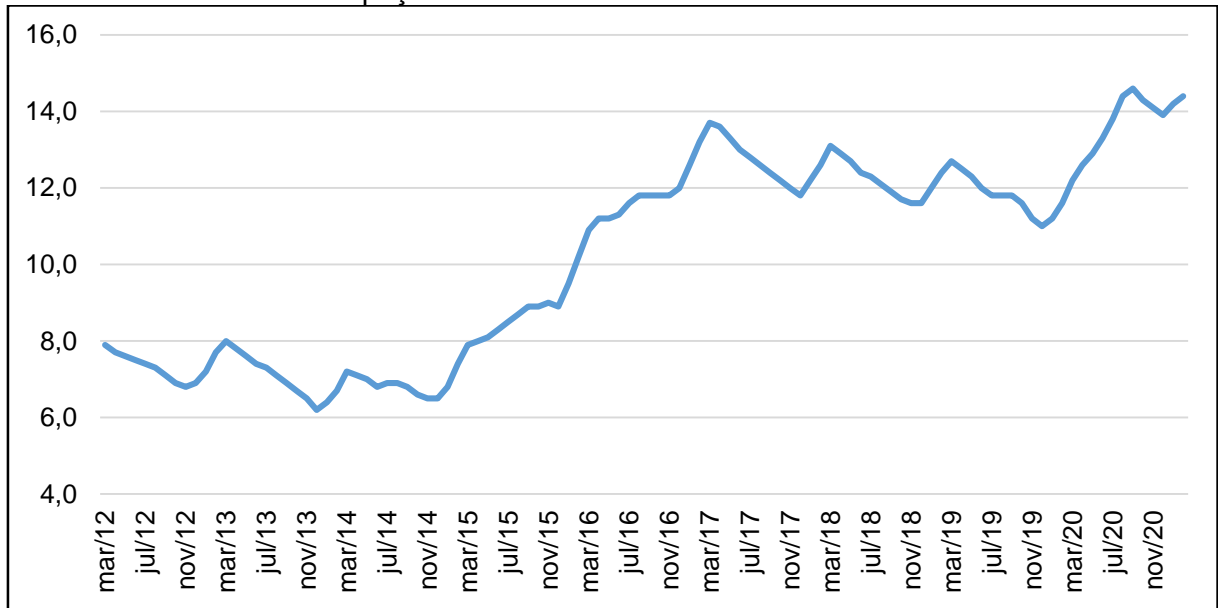
As séries de dois indicadores podem ser usadas para avaliar se o quadro brasileiro desde 2016 reúne esses três fatores, o hiato do produto e a taxa de desocupação. O hiato do produto calculado pela Instituição Fiscal Independente (IFI) entre 1996 e 2020 com frequência mensal (gráfico 5) mostra que desde 2016 o produto observado está bem abaixo do potencial. O último dado, dezembro de 2020, atinge -3,8% indicando alguma melhora, no entanto, comparado à série histórica esse continua sendo um patamar baixo.

Gráfico 5 - Hiato do Produto 1996 a 2020.



Fonte: IFI.

Gráfico 6 - Taxa de desocupação 2012 a 2020



Fonte: IBGE.

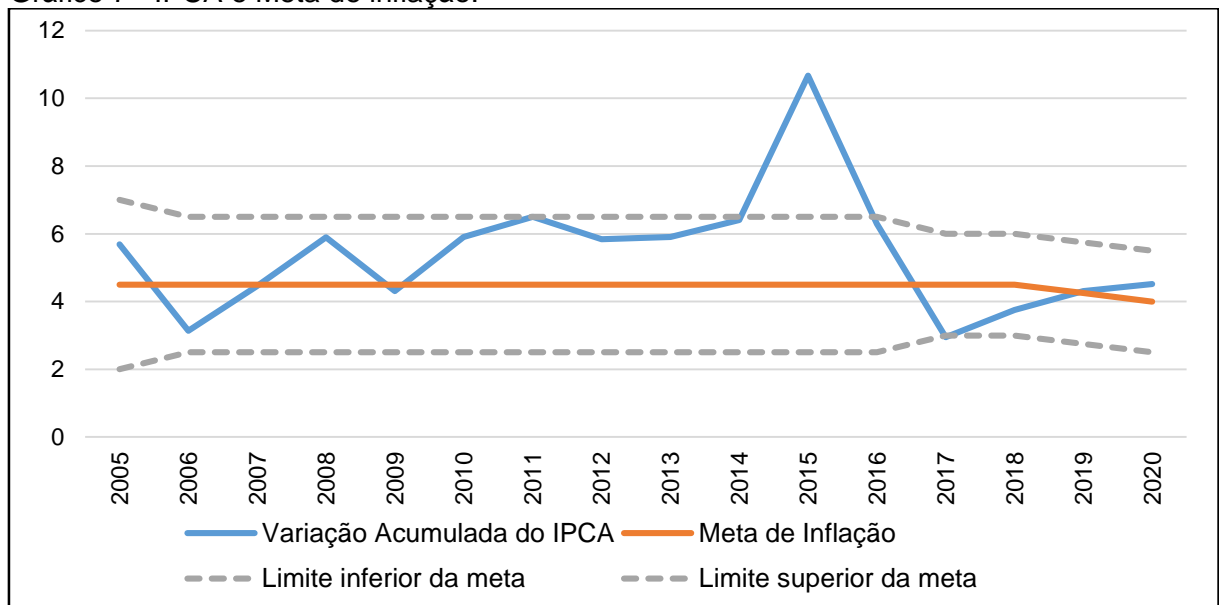
A taxa de desocupação disponibilizada mensalmente pelo IBGE entre 2012 e 2020 (gráfico 6), registra uma elevação expressiva iniciada no final de 2014, saindo de 6,5% para 13,7% em março de 2017, e gravitando os 12%, com alguma redução, até o fim de 2019, quando a pandemia de COVID-19 desencadeia uma nova crise e provoca uma alta subsequente.

Com isso, chega-se a indicação de que o período pós-crise de 2014-2016 reúne os três primeiros aspectos requeridos por Delong e Summers (2012). Nota-se ainda

que as séries apresentadas até aqui possuem dinâmicas parecidas para o intervalo de tempo considerado. Todas sofrem uma piora contundente com a crise, sem uma tendência clara de retomada aos níveis anteriores a ela. Pelo contrário, até o início da pandemia, o ritmo foi lento, quando não houve estagnação.

É interessante fazer um comentário a respeito da inflação. Embora as expectativas indiquem que ao final de 2021 o IPCA vá ultrapassar a meta e seu teto¹, esse comportamento não foi observado nos anos anteriores. É o que apontam Pires, Borges e Borça Jr. (2019). Eles avaliam que a permanência da inflação abaixo da meta em 2017, 2018 e 2019 é uma evidência de excesso de ociosidade da economia brasileira no período. O IPCA acumulado ao fim de cada ano pode ser visualizado no gráfico 7, que foi feito com base em um dos gráficos do estudo. O aumento da inflação a partir de 2020 não será examinado, pois sua dinâmica parece estar ligada a fatores específicos da crise causada pela pandemia e, por isso, fogem da abrangência do trabalho.

Gráfico 7 - IPCA e Meta de inflação.



Fonte: elaboração própria com dados do BCB e do IBGE e baseado em Pires, Borges e Borça Jr. (2019).

O quarto aspecto diz respeito a política monetária estar restrita ao limite inferior igual a zero e o quinto ao aumento dos gastos ser temporário e não afetar o prêmio de risco pago pelo governo. É evidente que o Brasil não atingiu ou tem perspectiva de

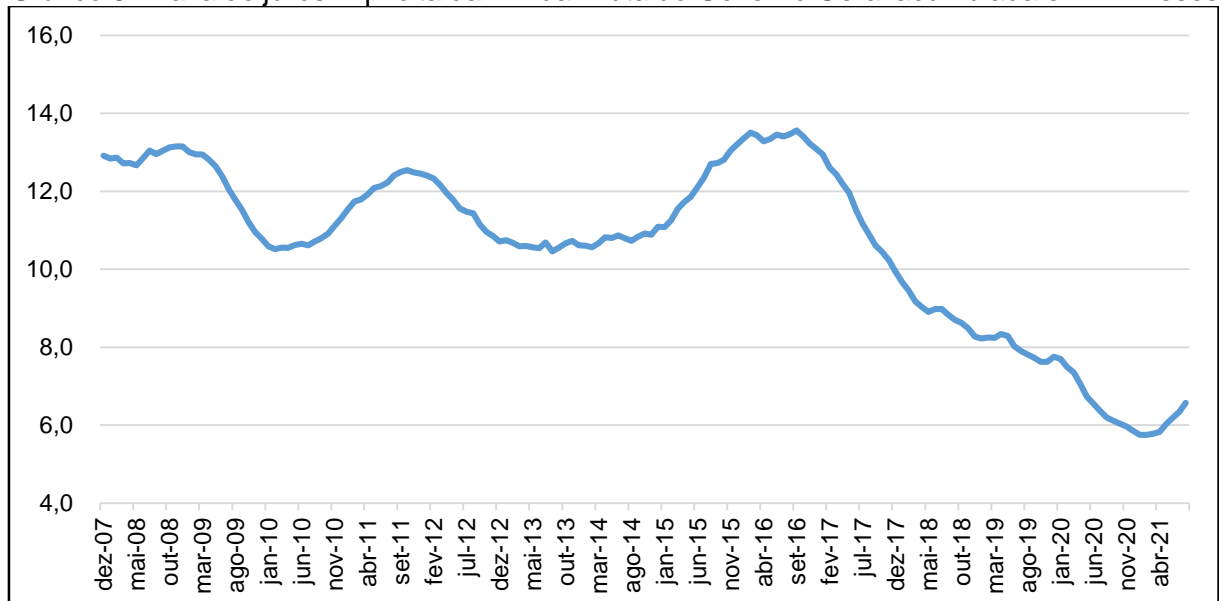
¹ O relatório Focus de 6 de agosto de 2021 indica que a expectativa do IPCA se encontra em 6,94% ao final de 2021.

atingir uma taxa de juros nominal de curto prazo igual a zero. Esse fenômeno tem se restringido a países desenvolvidos, o que não é o caso do Brasil. Porém, o argumento de Delong e Summers (2012) para a necessidade dessa condição se vincula fortemente ao valor do multiplicador. Os autores alegam que em circunstâncias normais o multiplicador fiscal seria muito baixo para viabilizar o autofinanciamento, mas que quando a política monetária se encontra em seu limite inferior, ele tenderia a ser maior pois a reação do Banco Central seria de acomodar a política fiscal e não se contrapor a ela.

Desse modo, esse fato não parece ser um impeditivo para a aplicação do modelo. Isso por que, nesse aspecto, o fundamental para a sustentação do modelo é o valor do multiplicador, mesmo que não seja o caso de se estar em um limite inferior igual a zero. Assim, é preciso investigar os valores assumidos pelos multiplicadores fiscais em diferentes situações e tipos de gastos para concluir se eles são ou não compatíveis com o modelo. Esse esforço será feito no capítulo dois do trabalho.

Outra consideração a esse respeito é que apesar de não se encontrar no limite inferior igual a zero, a taxa de política monetária no país atingiu no período considerado patamares historicamente baixos. Isso se refletiu sobre a taxa de juros implícita da dívida bruta do governo geral (Gráfico 8), que a partir de 2017 apresenta queda consistente, o que indica uma diminuição do custo de endividamento e representa um ponto favorável ao uso do modelo.

Gráfico 8 - Taxa de juros implícita da Dívida Bruta do Governo Geral acumulada em 12 meses



Fonte: BCB.

Por último, o caráter temporário da expansão fiscal e seu possível impacto sobre o prêmio de risco são aspectos complexos e de difícil análise. Um componente dessa complexidade é a questão política que ambos envolvem. A adoção e retirada de um aumento de gastos depende não apenas da vontade dos formuladores da política ou do executivo que governa, mas também de sua interação com o congresso e a sociedade como um todo. Algo parecido ocorre com a estabilidade do prêmio de risco, que é afetada, entre outros fatores, pela credibilidade do governo junto aos seus credores. Assim, será considerado possível a satisfação dessa condição, embora seja inegável que a expansão possa adquirir um caráter permanente e que o prêmio de risco pago possa variar de acordo com a percepção em relação ao governo que esteja no poder, entre outros motivos.

Feito esse breve balanço sobre os elementos do panorama econômico requisitados por Delong e Summers (2012), considera-se que apesar das divergências encontradas, as compatibilidades se destacam e permitem a aplicação do modelo ao Brasil no pós-crise de 2014-2016. Diante disso, será introduzido formalmente o modelo a ser utilizado ao longo do trabalho.

A construção do modelo de Delong e Summers (2012, pp. 237-239) inicia-se com o multiplicador. Como já ressaltado, ele se refere ao impacto de mudanças nos gastos do governo sobre o produto. Assim, a variação do hiato do produto no período presente (ΔY_n) é igual ao multiplicador (μ) vezes a variação nos gastos do governo (ΔG):

$$\Delta Y_n = \mu \Delta G \quad (1)$$

ΔY_n é medido em ponto percentual por ano e ΔG em ponto percentual do PIB potencial por ano. O aumento dos gastos do governo é financiado através de um acréscimo na dívida, ΔD , de métrica igual ao ΔG . Diante disso, a variação na dívida é igual à variação dos gastos, subtraído o aumento na arrecadação por conta do aumento do PIB. Assumindo τ como a taxa marginal de imposto da economia, obtém-se:

$$\Delta D = (1 - \mu\tau)\Delta G \quad (2)$$

Considerando r a taxa real de juro paga pelo governo na emissão de dívida e g a taxa de crescimento de longo prazo da economia, então $(r-g)\Delta D$ é o custo anual que

o aumento na dívida impõe ao governo para que a razão em relação ao PIB se mantenha estável ao longo do tempo. Matematicamente, pode-se obter essa expressão a partir equação (2):

$$(r - g)\Delta D = (r - g)(1 - \mu\tau)\Delta G \quad (3)$$

Seguindo com o modelo, o próximo passo é a introdução do efeito histerese. Sendo o PIB futuro (Y_f) aquele em que o potencial se iguala ao corrente, ou seja, o hiato do produto é igual a zero, sua variação é igual ao tamanho da variação do hiato do produto presente (ΔY_n) multiplicado por um coeficiente de histerese (η).

$$\Delta Y_f = \eta\Delta Y_n \quad (4)$$

A interpretação da equação é de que o PIB de longo prazo é influenciado pelo tamanho do hiato do produto, sobre o qual a economia está submetida no período corrente, ponderado por um coeficiente de histerese η . Isso significa dizer que quanto mais profunda for a crise em que a economia se encontra, maior será o impacto dela sobre seu PIB futuro. Substituindo a equação (1) na (4),

$$\Delta Y_f = \eta\mu\Delta G \quad (5)$$

No entanto, uma expansão fiscal que previne a ação do efeito histerese gera retornos fiscais iguais à magnitude da redução no PIB futuro evitada, vezes a taxa marginal de imposto da economia. Assim:

$$\tau\Delta Y_f = \tau\eta\mu\Delta G \quad (6)$$

Como definido no início do capítulo, para que uma expansão fiscal seja autossustentada, é preciso que seu custo seja ao menos igual ao seu retorno. Desse modo, o custo do aumento na dívida provocado pela adoção dessa política, representado na equação (3), deve ser menor que o acréscimo na arrecadação futura provocado por ela, dado pela equação (6). Nesse caso,

$$(r - g)\Delta D = (r - g)(1 - \mu\tau)\Delta G \quad (3)$$

E,

$$\tau\Delta Y_f = \tau\eta\mu\Delta G \quad (6)$$

Chega-se a

$$(r - g)(1 - \mu\tau)\Delta G \leq \tau\eta\mu\Delta G \quad (7)$$

É possível reorganizar a inequação (7) de várias maneiras para analisar melhor essa condição de autofinanciamento. Uma delas é dizer que a diferença entre o custo e o retorno deve ser menor ou igual que zero:

$$(r - g)(1 - \mu\tau) - \tau\eta\mu \leq 0 \quad (8)$$

Outra, ressaltada no artigo original, é isolar r para comparar a taxa real de juros de financiamento do governo com a obtida no modelo através dos parâmetros considerados:

$$r \leq g + \frac{\eta\mu\tau}{1-\mu\tau} \quad (9)$$

Entretanto, no presente trabalho será utilizada outra variação de (7). Como entre as variáveis envolvidas o coeficiente de histerese é o mais difícil de se obter uma boa estimativa, optou-se por isolar η para verificar qual seria seu valor mínimo para que a hipótese se sustente, dados os demais parâmetros. Com isso a versão do resultado (7) que será utilizada é:

$$\eta \geq \frac{(r-g)(1-\mu\tau)}{\mu\tau} \quad (10)$$

A verificação da satisfação dessa condição será realizada no capítulo 3. Isso será feito com valores definidos no capítulo seguinte após a análise dos parâmetros com o auxílio da literatura disponível sobre os temas.

3 O QUADRO BRASILEIRO

Este segundo capítulo avalia os parâmetros já apresentados e os valores assumidos por eles no Brasil, especialmente no período de análise. Essa tarefa é realizada a partir de dados de diferentes fontes e da literatura à disposição. Neste contexto, duas variáveis se destacam e por isso são tratadas em seções à parte: o coeficiente de histerese e o multiplicador fiscal. As demais serão abordadas na seção que conclui o capítulo.

3.1 Coeficiente de Histerese

Como exposto no primeiro capítulo, histerese designa, para o presente trabalho, o efeito positivo ou negativo que variações cíclicas podem provocar sobre o desempenho futuro do produto. Essa é uma síntese de definições encontradas em Pires, Borges e Borça Jr. (2019), Delong, Summers e Ball (2014) e vai no mesmo sentido de trabalhos como Ball (2014), Blanchard, Cerutti e Summers (2015) e Fatás e Summers (2018).

Sua primeira aparição no campo das ciências econômicas costuma ser atribuída a Phelps (1972), como colocam Pires, Borges e Borça Jr. (2019) e Delong e Summers (2012). Uma outra utilização do conceito ocorreu em Blanchard e Summers (1986), que analisam a dinâmica do desemprego na Europa. A exemplo desse último, boa parte das aplicações do conceito ocorrem em investigações sobre o comportamento do desemprego, como em Carlin e Soskice (2015), que constitui um dos mecanismos de atuação da histerese sobre o produto.

Desse modo, podem ser elencados alguns mecanismos pelos quais as recessões provocam cicatrizes na trajetória de crescimento futuro. Pelo lado do mercado de trabalho, o mecanismo que costuma ser apontado é a interrupção da acumulação de capital humano por parte dos trabalhadores, que é expressão da perda de habilidades provocada pela saída ou dificuldade de reinserção no mercado de trabalho, associados a um maior desemprego (PIRES, BORGES E BORÇA JR., 2019). Já pelo lado das firmas, os mecanismos são: queda do investimento que afeta o estoque de capital da economia e a queda nos gastos com pesquisa e

desenvolvimento que se refletem na produtividade (BLANCHARD, CERUTTI E SUMMERS, 2015).

A utilização da histerese para entender a dinâmica do produto ganhou força após a crise financeira de 2008 (BLANCHARD, CERUTTI E SUMMERS, 2015). Essa ascensão se deu em um contexto em que não apenas houve uma forte recessão, mas que a recuperação que se seguiu foi, de modo geral, mais fraca que o esperado, o que levantou dúvidas sobre o efeito de recessões na economia (MARTIN, MUNYAN E WILSON, 2015).

Delong, Summers e Ball (2014) identificam uma possível mudança no debate público americano, em que o otimismo proveniente da Grande Moderação, período marcado por baixas flutuações e grande efetividade da política monetária na estabilização econômica, deu lugar à percepção de que a recessão poderia ter efeitos permanentes sobre o desempenho econômico. Os autores relatam ainda que o papel da política fiscal passou a ser revisado. Saindo da visão predominante de necessidade do controle de gastos, para a de que a política fiscal pode ser fundamental para alcançar o emprego e o produto potencial.

Diante desse cenário, diversas publicações passaram a investigar os efeitos das recessões sobre o desempenho de longo prazo da economia. Grande parte dessa literatura analisa uma possível mudança na tendência de crescimento da economia após esses episódios. Algumas delas tiveram foco especial nas crises financeiras, o que demonstra claramente a influência da crise de 2008 e como ela foi um importante marco para esse campo de estudo. Nesse sentido, um primeiro exemplo é Ball (2014), que examina os impactos de longo prazo da Grande Recessão por meio da comparação entre as estimativas do produto potencial antes e depois de 2008. No estudo, a diferença entre elas é vista como consequência da recessão.

Ball (2014) encontra que apesar da considerável variação entre os países, a perda de produto potencial pode ser encarada como grande, possuindo uma média ponderada de 8,4%. Outros resultados do estudo reforçam a hipótese de histerese por indicarem uma ligação entre o tamanho das recessões e os efeitos de longo prazo: países mais afetados pela recessão apresentaram uma taxa de crescimento menor em comparação com o período pré-crise; e, em grande parte dos países, a redução no produto potencial teve magnitude próxima à perda no produto efetivo, ambas em

relação à tendência pré-crise. O autor conclui que: “O artigo encontra que as recessões recentes têm tido efeitos nefastos sobre a capacidade produtiva das economias, sendo ela medida pelas estimativas de produto potencial da OCDE e do FMI.” (BALL, 2014, p.8, tradução nossa)²

Haltmaier (2012) investiga se recessões afetam a tendência de crescimento do produto e se esse possível efeito tem alguma relação com as características da recessão. Para isso, calculou-se as tendências de crescimento dois anos antes do evento, dois anos depois e 4 quatro anos após a recessão, utilizando dados tanto de economias avançadas, quanto de emergentes. Um dos resultados obtidos mostra que, em média, os países da amostra costumam sofrer alguma redução na tendência de longo prazo, com um impacto maior sobre as economias avançadas que sobre as emergentes, sendo essa diferença causada por uma recuperação mais forte dos emergentes no terceiro e no quarto ano pós-recessão.

Outro resultado interessante sobre os dois grupos de países refere-se aos impactos da profundidade e da duração da recessão sobre a tendência. Nesses casos, as regressões realizadas indicam que a profundidade é relevante na redução da tendência de países avançados e que para os emergentes ocorre o contrário: a duração que é relevante.

Em sua conclusão, a autora aponta que “ Como resultado, recessões que são mais profundas e/ou mais longas que a média podem ter um efeito considerável sobre o nível da tendência do produto” (HALTMAIER, 2012, p.17, tradução nossa)³. E ainda que a principal descoberta é que mesmo desacelerações temporárias no produto podem ter impactos permanentes sobre o nível do produto potencial (HALTMAIER, 2012), justamente o que alega a hipótese de histerese.

Martin, Munyan e Wilson (2015) verificam se recessões afetam a tendência do produto e quais componentes do PIB tem dificuldade para se recuperar. Para isso, estimam a tendência antes da recessão e comparam com o PIB efetivo. O exercício abrange 23 economias avançadas, amostras de 150 e 117 eventos e conta com

² No original: This paper finds that the recent recessions have had dire effects on economies' productive capacity, as measured by OECD and IMF estimates of potential output.

³ No original: As a result, recessions that are deeper and/or longer than the average may have a substantial effect on the level of trend output.

algumas variações para analisar os fatores que podem influenciar um maior ou menor desvio da tendência calculada.

Uma distinção feita é a separação entre recessões moderadas, graves e aquelas associadas a crises bancárias e financeiras. O artigo obtém que nos casos longos e profundos (graves) a perda média após oito anos é de 10%. Outro apontamento obtido é o de que recessões financeiras e bancárias costumam gerar perdas maiores que a média, mas que não alcançam o efeito das recessões severas. De modo geral, os resultados indicam que para grande parte das recessões não ocorre uma retomada em direção a tendência anterior. Quanto aos componentes do PIB, Martin, Munyan e Wilson (2015) encontram que parte significativa da perda em relação à tendência se concentra em quedas no emprego e na taxa de participação da força de trabalho, um indicativo de ação do mecanismo ligado ao mercado de trabalho.

Os autores concluem questionando se diante dos resultados não seria interessante rever as respostas de política econômica:

Em particular, para os formuladores de política, os resultados apontam para um custo sustentado de recessões, especialmente as profundas e longas, e podem dar base para contundentes e rápidas respostas de política para desacelerações econômicas ao invés da abordagem de esperar para ver (MARTIN, MUNYAN E WILSON, 2015, p.12, tradução nossa)⁴

Como demonstrado até aqui, a literatura que investiga o impacto de recessões sobre o desempenho posterior do produto converge ao indicar que existe uma ligação entre esses dois acontecimentos. Porém, como bem lembram Blanchard, Cerutti e Summers (2015) a mera correlação não implica em causalidade. Diante desse fato, os autores elencam três possibilidades para explicar essa relação.

A primeira possibilidade é de que há causalidade entre os fenômenos e que ela parte da recessão para o menor crescimento futuro, ou seja, a ocorrência de uma recessão, por meio dos mecanismos já elencados, causa a redução do crescimento no futuro. Esse é o cenário em que o efeito histerese estaria presente.

Na segunda, também existe causalidade, mas nesse caso ela seria inversa e partiria do baixo crescimento futuro para a recessão. A explicação é que, por algum

⁴ No original: In particular, for policymakers, the results point to the sustained cost of recessions, especially deep and long ones, and may provide a rationale for strong and rapid policy responses to economic downturns rather than a wait and see approach.

motivo, ocorreria uma revisão para baixo das perspectivas de crescimento. Com isso, os agentes, ao observarem a mudança, ajustariam de imediato seu comportamento ao novo cenário, o que resultaria em uma queda tanto no consumo, quanto no investimento e conseqüentemente em uma recessão no período presente.

A terceira alternativa é que não há causalidade e a correlação seria proveniente de uma terceira fonte que afeta tanto o ciclo como a tendência. Essa ideia é compatível com a noção de que um choque de oferta (os autores citam variações no preço do petróleo e crises financeiras como exemplo) causaria a oscilação observada no curto prazo, e permaneceria atuando de modo a comprometer o desempenho futuro.

O método utilizado por Blanchard, Cerutti e Summers (2015) consiste em calcular as médias dos hiatos entre a tendência pré-recessão e o PIB efetivo e a partir dessa métrica classificar esse hiato como não sustentado, sustentado e entre os sustentados como crescente ou não. A análise é feita por meio da proporção em que cada classificação é observada, ou seja, a proporção de vezes que as recessões da amostra apresentaram hiatos (como definido pelos autores) sustentados, não sustentados ou crescentes. Os resultados dão conta de que, em média, 69% das recessões foram seguidas por hiatos sustentados, sendo 33% crescentes, 36% não crescentes e em apenas 31% dos casos não foram registrados hiatos sustentados.

Como já citado, os autores buscaram identificar qual das alternativas melhor explicaria a ocorrência de hiatos sustentados. Para isso, os dados foram controlados para três cenários distintos: recessões associadas com choques de oferta (aumento no preço do petróleo e crises financeiras) ou não; recessões associadas a aumentos na inflação (classificadas como resultante de possíveis choques de oferta) ou reduções na inflação (possivelmente ligadas a choques de demanda); e por último, recessões com ou sem desinflações intencionais (identificadas como aquelas em que ocorre uma forte elevação da taxa de juro nominal).

Os resultados obtidos apontam que, de fato, recessões associadas a crises financeiras e aumentos no preço do petróleo possuem uma proporção maior de casos de hiato sustentado e crescente do que as demais. No entanto, para os outros dois controles, a diferença entre as alternativas de cada caso é pequena. Isso indica que mesmo recessões associadas a características de choques de demanda, queda na

inflação e desinflação intencional, apresentam em média uma frequência alta de hiato sustentado, em ambos os casos 63%.

Dessa maneira, o artigo de Blanchard, Cerutti e Summers (2015) indica que todas as três explicações podem ser consideradas relevantes. A de ausência de causalidade entre recessão e mudança na tendência do produto, por conta do maior impacto encontrado de crises financeiras ou que envolvem aumento no preço do petróleo. A de causalidade reversa pela proporção considerável de hiatos sustentados em recessões ligadas a quedas na inflação, visto como indicativo de choque de demanda e que dão margem para essa hipótese. E finalmente, tanto o controle para o comportamento da inflação quanto o que avalia desinflações intencionais, indicam a possível ação do efeito histerese, tendo em vista que apontam a persistência inclusive de choques de demanda.

Em estudo mais recente, Fatás e Summers (2018) avaliam o impacto de consolidações fiscais sobre a trajetória do PIB. Os autores partem da metodologia introduzida por Blanchard e Leigh (2013) de análise dos erros de previsão e obtém que boa parte da piora de desempenho do PIB, observado e potencial, foi consequência de efeitos persistentes da política fiscal contracionista adotada por economias avançadas entre 2009 e 2011. Tal trabalho é interessante tanto por utilizar um método diferente dos vistos até aqui, como por revisar aspectos de Delong e Summers (2012).

Fatás e Summers (2018) afirmam que os efeitos persistentes, ou permanentes, de recessões sobre o desempenho do PIB são conhecidos, mas que há divergência quanto a origem dessa persistência. Os autores citam duas visões. A primeira, vinculada à necessidade de reformas estruturais, atribui a persistência a alterações nos fundamentos, como demografia e produtividade, ou como resultado de excessos passados. A segunda interpretação coloca o fenômeno como consequência da própria recessão, indicando a presença do efeito histerese. Nesse segundo caso, a prescrição de política é oposta ao anterior: ao invés de recomendar reformas, aponta para a adoção de medidas expansionistas tanto no lado monetário, como no fiscal.

Diante dessas duas visões, Fatás e Summers (2018) indicam a possibilidade de ocorrência de um ciclo vicioso vinculado a uma profecia autorrealizável. Após a recessão, se ocorre um diagnóstico equivocado de que suas causas são estruturais e

que é preciso ajustar a política fiscal à nova realidade vigente, a implementação de uma consolidação fiscal pode, na presença de histerese, dar início a um ciclo vicioso de baixo crescimento. Nesse caso, a contração fiscal tem efeitos de curto prazo, mas também afeta o produto potencial, o que renova a visão de que é preciso fazer ajustes, validando a percepção inicial de enfraquecimento da trajetória de crescimento e disparando o ciclo.

Interessante notar que, anos antes, esse tipo de profecia autorrealizável já era descrito por Barbosa-Filho (2009) em estudo acerca de métodos de estimação do produto potencial aplicado ao Brasil. O artigo mostra que o desempenho futuro do PIB afeta a estimativa presente do produto potencial e conseqüentemente do hiato do produto. Assim, uma economia que parece estar superaquecida hoje, pode, a depender de seu desempenho posterior, se provar com um hiato menor que o estimado anteriormente, chegando até mesmo a patamares negativos, o que indicaria um desempenho abaixo do potencial.

Um exemplo nesse sentido é a economia brasileira no ano de 2003. O trabalho traz estimativas do hiato do produto para um mesmo período considerando as informações disponíveis até então e compara com novas estimativas que incorporam dados observados posteriormente. A mudança de hiato que mais chama a atenção é a do ano de 2003 feita para o quarto trimestre. Utilizando dados disponíveis até aquele momento, o hiato calculado era positivo em 0,57%, o que indica uma economia acima de seu potencial. Entretanto, quando se incorpora as informações até o quarto trimestre de 2004, o hiato ao fim de 2003 é revisado para -0,46%. Já com dados do terceiro trimestre de 2007, a estimativa para o mesmo hiato passa a ser de -1,01%. Ambos os valores, de 2004 e 2007, contradizem a estimativa inicial e apontam que em 2003 a economia brasileira estava, na verdade, abaixo do potencial. Essa relevante diferença ilustra a constatação de que a estimativa hiato do produto é influenciada pelo crescimento a ser observado a seguir.

É a partir de tais considerações que Barbosa-Filho (2009) aponta a possibilidade de que ocorra uma profecia autorrealizável. Em sua análise, cujo foco é a política monetária, o autor indica que a identificação precipitada de superaquecimento da economia por parte do Banco Central, pode levá-lo à implementação de medidas contracionistas que provoquem a confirmação de seu diagnóstico mesmo que ele estivesse equivocado.

O autor afirma ainda que esse tipo profecia é relevante para o cenário brasileiro, pois, tal situação pode implicar na não “decolagem” da economia. Barbosa-Filho alerta, porém, que essa conclusão não quer dizer que a crença no crescimento é suficiente para que ele se concretize, tendo em vista que

Existem restrições objetivas ao crescimento de uma economia que não podem ser ignoradas por expectativas otimistas, por exemplo: a oferta máxima de energia, o estoque de reservas internacionais e uma taxa zero de desemprego (BARBOSA-FILHO, 2009, p. 55).

Retornando a Fatás e Summers (2018), a partir de um procedimento de dois estágios, os autores obtêm que as consolidações fiscais realizadas por economias avançadas, no período já mencionado, tiveram relevante impacto negativo tanto sobre o PIB efetivo, como sobre as estimativas de potencial, e que tais efeitos podem ser considerados permanentes. Diante disso, os autores, através da metodologia de Delong e Summers (2012), chegam a indícios de que as consolidações fiscais do período foram autodestrutivas.

Diante do exposto, pode-se fazer um balanço da literatura apresentada. Um primeiro aspecto a ser sublinhado é a convergência da literatura na verificação de que recessões costumam ter efeitos persistentes sobre o desempenho do produto e que tal persistência está relacionada ao tamanho e à duração da recessão. Além disso, constata-se que mesmo choques de demanda estão associados à um desempenho futuro mais fraco, o que contraria a abordagem de Blanchard e Quah (1989) e fortalece a hipótese de histerese, afastando a interpretação de que apenas choques de oferta afetam a trajetória futura do produto.

Há, ainda, mais dois aspectos interessantes. O trazido por Martin, Munyan e Wilson (2015) que aponta a ligação entre a performance mais fraca pós-recessão e a piora de indicadores do mercado de trabalho. E, por fim, os resultados obtidos por Fatás e Summers (2018). Eles indicam que consolidações fiscais podem deixar marcas sobre o produto futuro e até mesmo subverter seu objetivo, se tornando autodestrutivas.

Dessa forma, é possível seguir para a análise do cenário brasileiro. Para investigar a existência de indícios da atuação do efeito histerese após a recessão de 2014-2016, os apontamentos sintetizados acima serão confrontados dados do período. O mesmo será feito com os mecanismos de histerese anteriormente citados.

Antes, entretanto, é importante apresentar algumas interpretações sobre as causas da crise.

Uma primeira visão é a de Holland (2019), que caracteriza a crise de 2014-2016 como multidimensional. Em sua leitura, o autor identifica que o episódio aliou crise fiscal, caos político e aguda contração do PIB proveniente do esgotamento do modelo de desenvolvimento em vigor naquele momento. Outros fatores são apontados como agravantes da situação econômica: escândalos de corrupção (operação lava-jato), seca, baixa aprovação do governo e política monetária apertada visando reduzir da inflação. Por último, afirma que a consolidação fiscal de 2015 não pode ser considerada como razão principal da retração pois o multiplicador seria baixo (0,6 para o horizonte de quatro trimestres).

Fernando de Holanda Barbosa Filho (2017) afirma que a crise é resultado de choques de oferta e de demanda e coloca a chamada Nova Matriz Econômica (NME) como eixo principal dos choques. Pelo lado da oferta, a NME teria gerado uma perda de produtividade fruto da má alocação dos investimentos. Já no caso da demanda, três são as fontes do choque: esgotamento da NME em 2014, crise fiscal em 2015 e aperto monetário por parte do Banco Central do Brasil com o objetivo de corrigir um populismo tarifário. O autor utiliza o mesmo argumento que Holland (2019) para indicar que a consolidação fiscal de 2015 teve baixa repercussão sobre a recessão.

Oreiro (2017) faz uma avaliação diferente, para ele a eclosão da crise está ligada à dinâmica do investimento no período. O autor identifica uma trajetória de queda na taxa de retorno sobre o capital próprio (ROE) iniciada em 2011 que culmina em uma taxa real negativa em 2014, gerando o colapso do investimento e disparando a crise. A causa desse movimento de queda do ROE é atribuída ao aumento do custo unitário do trabalho e da sobrevalorização do câmbio que impediu que esse custo fosse repassado para os preços, ocasionando uma redução nas margens de lucro.

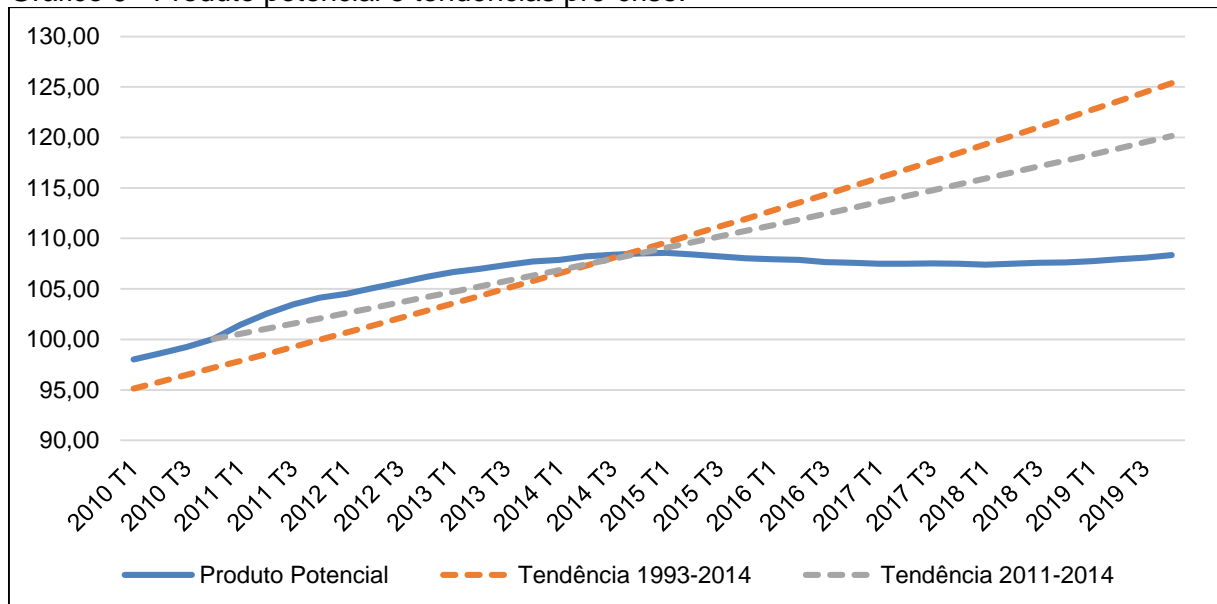
A queda dos investimentos ligados à Petrobrás também é entendida por Oreiro (2017) como relevante para explicar um menor investimento da economia em 2014. São elencados ainda dois fatores agravantes da situação: o choque de preços decorrente do aumento da energia e desvalorização abrupta da taxa de câmbio, que ocasionou a redução da renda real por trabalhador e se refletiu no consumo das

famílias; e a política fiscal contracionista adotada, cujo ajuste se deu em parte sobre os investimentos federais.

Como se observa nas avaliações acima, não há um consenso evidente sobre as origens da crise. Talvez a maior concordância nesse debate seja o diagnóstico de que diversos fatores contribuíram para a eclosão da recessão. Já as divergências se manifestam na identificação desses fatores e no peso de cada um para o evento. Diante disso, o foco do exame da presença de histerese no Brasil será concentrado nos mecanismos e apontamentos da literatura revisada.

De acordo com dados do Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE), a recessão vivida pelo Brasil entre os anos de 2014 e 2016 pode ser considerada uma das mais longas, durou onze trimestres, e uma das mais profundas, atingiu uma queda acumulada de 8,0%. A observância de sua gravidade, em termos de profundidade e duração, já é um aspecto a ser considerado para a presença de histerese, tendo em vista que essas características costumam estar relacionadas à persistência da recessão. O argumento se fortalece quando se observa os gráficos 9 e 10, PIB observado e potencial, respectivamente.

Gráfico 9 - Produto potencial e tendências pré-crise.

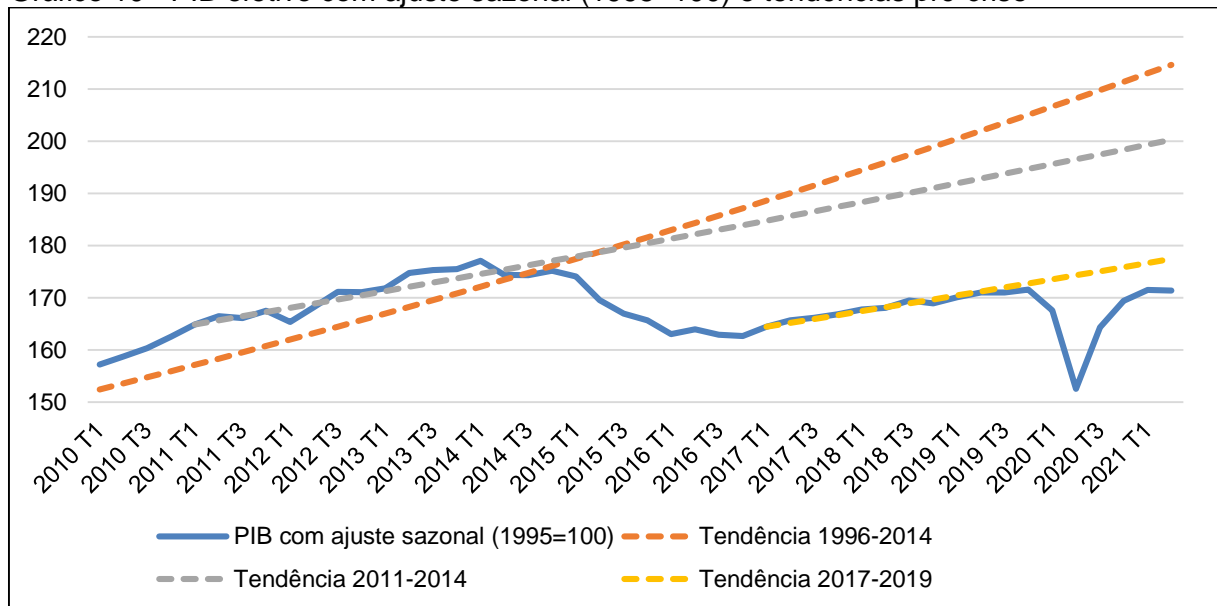


Fonte: Elaboração própria com dados do IPEA.

O gráfico 9 apresenta o produto potencial estimado pelo IPEA e as tendências de crescimento para dois períodos, 1993 a 2014 e 2011 a 2014, calculadas a partir das médias de crescimento trimestral observadas nesses intervalos. Exercício semelhante é realizado no gráfico 10, mas nesse caso os dados, do IBGE, são

referentes ao PIB efetivo com ajuste sazonal. Em ambos os casos pode-se notar um descolamento dos indicadores em relação às tendências a partir de 2015. Desde então, nem o produto potencial ou o PIB efetivo demonstraram sinais de retorno a qualquer uma das trajetórias. Tendências de outros períodos mais recentes, 2012-2014 e 2013-2014, apresentaram, de modo geral, comportamento parecido, com abertura de um hiato entre os valores estimados ou observados que não se fecha. Tais tendências não foram colocadas nos gráficos para facilitar a visualização.

Gráfico 10 - PIB efetivo com ajuste sazonal (1995=100) e tendências pré-crise



Fonte: Elaboração própria com dados do IPEA.

Uma diferença entre os dois gráficos refere-se ao intervalo temporal considerado. No gráfico 9, por conta da indisponibilidade de dados mais recentes que englobem a recessão ligada à pandemia e a recuperação que vem ocorrendo, optou-se por delimitar o período até o fim de 2019. Dessa forma, a visualização do gráfico não é influenciada pela inclusão parcial da recessão iniciada em 2020.

Para o gráfico 10, no entanto, o acesso a dados até o segundo trimestre de 2021 permitiu não apenas a inclusão das últimas observações do PIB, como também, o acréscimo da tendência entre 2017 e 2019. Com isso, é possível visualizar a dinâmica do PIB e os desvios das tendências pré-crise de cada recessão de maneira separada e, assim, mais clara.

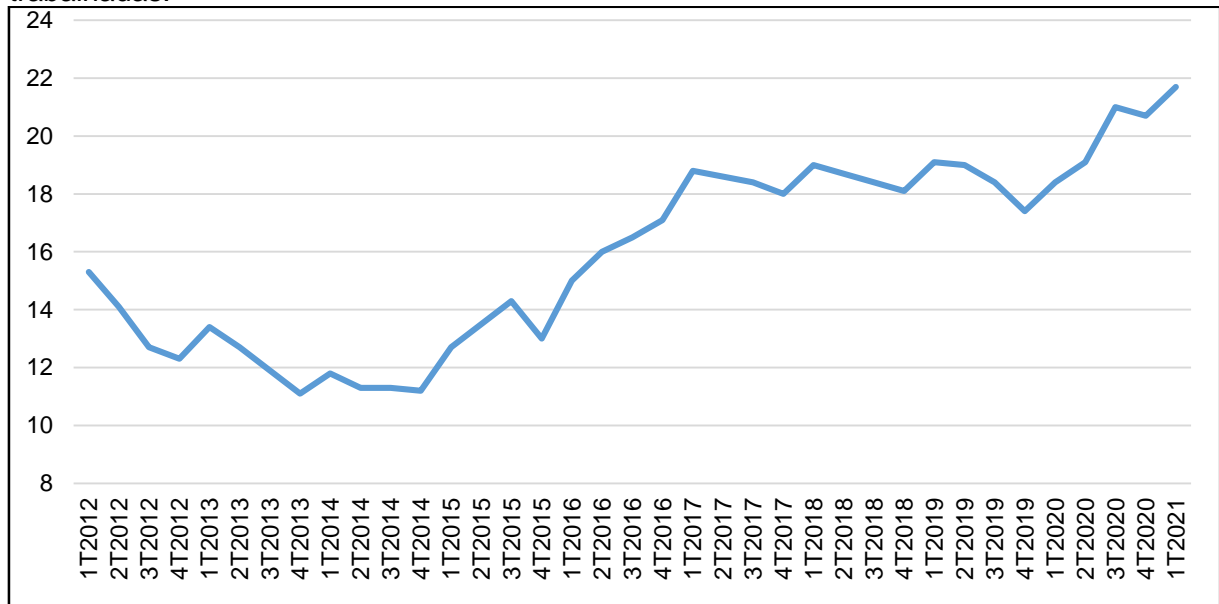
Pires (2021) constata um padrão no comportamento da economia brasileira desde os anos 1980 que reforça a hipótese de histerese. Segundo o autor, as médias de crescimento após crises têm sido sistematicamente menores se comparado com

as médias anteriores a elas. Essa é uma evidência importante, pois, a repetição desse fenômeno para momentos e choques diferentes mostra que a fonte da redução do crescimento pode ser a própria recessão.

Considerando os três mecanismos de ação da histerese enumerados no capítulo, percebe-se que dois deles já foram relatados no presente trabalho. Os movimentos no mercado de trabalho e no investimento foram apresentados no capítulo 1 quando a economia brasileira foi classificada como deprimida nos termos de Delong e Summers (2012).

Àquela análise pode-se adicionar o argumento de desemprego disfarçado, de Joan Robinson, aplicado ao Brasil por Braga (2021). No estudo, a autora afirma que, no Brasil, o desemprego pode se disfarçar de diversas maneiras não captadas pela taxa de desocupação, como na economia de subsistência no campo, ocupações intermitentes no meio urbano entre outros. Nesse contexto, uma maneira de mensurar parte desse desemprego disfarçado é utilizar a taxa combinada de desocupação e de subocupação por insuficiência de horas trabalhadas (Gráfico 11), que é disponibilizada pelo IBGE.

Gráfico 11 - Taxa combinada de desocupação e de subocupação por insuficiência de horas trabalhadas.



Fonte: IBGE.

O gráfico 11 apresenta dinâmica similar aos outros gráficos sobre o mercado de trabalho (gráficos 1, 2 e 6). É preciso, no entanto, apontar que a série sofreu uma alteração metodológica em relação ao conceito de horas trabalhadas a partir do quarto

trimestre de 2015. Por isso, não é adequado comparar valores anteriores com os posteriores a essa data. Contudo, desde então, pode-se notar um aumento da taxa até atingir o patamar de 18% em 2017 e oscilar próximo a esse nível até 2019, quando um novo acréscimo é registrado. De qualquer forma, a visualização desses dados demonstra um panorama mais grave que o explicitado no gráfico 6, que traz a taxa de desocupação.

Relembrando, a taxa de investimento também sofre um impacto com o início da crise e só começa a apresentar sinais de recuperação, mesmo que parcial, no ano de 2020, quando atinge 16,43% do PIB. Antes disso, os valores saem de por volta de 20% entre 2010 e 2013, para variar próximo a 15% entre 2016 e 2019. Essa dinâmica se reflete na taxa de crescimento do estoque de capital, que nesses quatro anos apenas em 2019 não foi negativa.

Enquanto ao último mecanismo, o relatório de ciências da Organização das Nações Unidas para a Educação, a Ciência e a Cultura (UNESCO) de 2021 traz dados que auxiliam a avaliação do comportamento dos gastos em pesquisa e desenvolvimento. Em sua seção dedicada ao Brasil, o relatório apresenta os gastos domésticos brutos com pesquisa e desenvolvimento (GERD) para o país até o ano de 2017. Para os valores em razão do PIB, verifica-se que o pico ocorre em 2015, quando atinge 1,34%. A partir de então, o indicador sofre uma redução que o faz chegar a 1,16% em 2017, patamar semelhante aos anos de 2010, 2011 e 2012. A série também mostra esse indicador desagregado em três categorias: empresas, ensino superior e governo, o que é interessante pelo fato do mecanismo de histerese fazer alusão as decisões das firmas. Os gastos das empresas seguem movimento parecido com o indicador cheio, alcança seu ápice em 2015, 0,61%, e reduz nos anos seguintes, 0,50% em 2017.

Apesar de existir uma redução nos gastos em pesquisa e desenvolvimento por parte das empresas após a recessão, não é possível afirmar que o mecanismo de histerese vinculado ao indicador possa ser relevante para o caso. Isso, por que, os dados disponíveis mostram apenas um retorno aos níveis pré-crise e não uma redução em relação a eles. Há, porém, a possibilidade de que essa convergência para valores pré-crise prejudique aumentos posteriores na produtividade.

Desse modo, obtêm-se evidências de que os últimos episódios recessivos no Brasil têm impactado negativamente a trajetória do produto, que a crise de 2014-2016 pela sua gravidade e pelo desempenho posterior do PIB observado e potencial estimado parece não ser uma exceção a esse padrão. A partir da confrontação dos indicadores disponíveis com os três dos mecanismos elencados nesse trabalho, encontra-se que dois deles apresentam sinais de que podem ter agido no período. Diante disso, pode-se dar prosseguimento à aplicação da metodologia de Delong e Summers com a definição dos valores do coeficiente de histerese, η , a serem utilizados.

Por conta da notória complexidade em se medir o coeficiente de histerese, Fatás e Summers (2018) discorrem sobre o assunto, optou-se por usar como referência os mesmos valores que Delong e Summers (2012) utiliza, $0 < \eta \leq 0,2$. Em comparação a estimativas feitas para países da OCDE por Rawdanowicz, Bouis, Inaba e Christensen (2014), esses valores são plausíveis e até mesmo conservadores.

3.2 Multiplicador Fiscal

Assim como no caso do efeito histerese, o estudo de multiplicadores fiscais também passou por uma renovação após a crise financeira de 2008. Como afirmam Resende e Pires (2021), as circunstâncias desse evento recolocaram em pauta a utilização da política fiscal para controle da demanda agregada. Nesse contexto, a seção se propõem a apresentar, de maneira sucinta, alguns debates envolvendo multiplicadores e definir um intervalo de valores plausíveis para o parâmetro a partir de três estudos recentes realizados para o Brasil.

Revisitando o conceito já apresentado, multiplicador fiscal se refere ao efeito sobre o PIB de variações nos gastos do governo. Sua estimação costuma ser feita a partir de modelos de vetores autorregressivos (VAR), sendo a grande referência Blanchard e Perotti (2002) (SANCHES E CARVALHO, 2019). Quanto aos vetores autorregressivos, Pires (2017) divide os modelos em duas abordagens distintas segundo a forma de identificação. A primeira, mais tradicional, é a de VAR estrutural, utilizada por Blanchard e Perotti (2002), que considera os gastos do governo como

exógenos. Já a segunda, é a abordagem narrativa, que identifica os choques exógenos de política fiscal através da análise histórica.

A retomada dos estudos sobre multiplicadores veio acompanhada da investigação de que fatores interferem na magnitude do indicador. Nesse sentido, a relação dos valores do multiplicador e a política monetária, o nível de dívida pública, o ciclo econômico e a decomposição por tipo de gasto têm sido estudados pela literatura. Entre esses fatores, dois se destacam, a influência do ciclo e a separação dos multiplicadores por tipo de gasto.

A hipótese de variação dos multiplicadores conforme a fase do ciclo econômico é proveniente da teoria keynesiana de que momentos de crise seriam favoráveis para a utilização da política fiscal com o objetivo de estabilização da economia. O argumento é que em uma recessão um elevado hiato do produto impediria que ocorresse um efeito crowding-out e assim, o multiplicador fiscal seria maior que em momentos de expansão (ALVES, ROCHA E GOBETTI, 2019). Delong e Summers (2012) trabalham com esse tipo de interpretação.

Como afirmam Orair, Siqueira e Gobetti (2016), em geral, esses apontamentos são corroborados na literatura por trabalhos empíricos aplicados a países desenvolvidos:

O resultado mais comum é o de estimativas de multiplicadores elevadas e estatisticamente significantes nos períodos de recessão econômica, em paralelo com menores multiplicadores em tempos de expansões e em muitos casos negativos e não significantes (ORAIR, SIQUEIRA E GOBETTI, 2016, p.30)

No entanto, estudos realizados para o Brasil têm divergido sobre o assunto. Enquanto Orair, Siqueira e Gobetti (2016) chegam a conclusão de que os valores são diferentes em momentos de expansão e de recessão. Grudtner e Aragon (2017) e Alves, Rocha e Gobetti (2019) obtêm que os multiplicadores estimados para os dois casos não são estatisticamente diferentes, o que indica que eles não dependem do ciclo.

Em relação à estimação de multiplicadores para tipos diferentes de gastos, há maior convergência da literatura aplicada ao Brasil. Isso pode ser constatado em trabalhos como Orair, Siqueira e Gobetti (2016), Castelo-Branco, Lima e Paula (2015) e Sanches e Carvalho (2019). Resende e Pires (2021) chegam a conclusões

parecidas e indicam que tais resultados podem compatibilizar a diferença entre a magnitude reduzida de multiplicadores agregados e elevada para alguns tipos de gastos, em especial investimentos.

Seguindo para os valores a serem aplicados ao modelo, optou-se por considerar apenas estimativas de multiplicadores de impacto. Essa escolha é justificada pela forma de cálculo desse tipo de multiplicador, que coincide com a notação usada por Delong e Summers (2012) na construção do modelo de avaliação de política fiscal. Nesse contexto, três estudos serão examinados e utilizados para a obtenção dos valores a serem aplicados no capítulo 3.

O primeiro estudo utilizado para a delimitação do intervalo para o multiplicador é Castelo-Branco, Lima e Paula (2015). No artigo, os autores se valem de dados trimestrais, entre os anos de 1999 e 2012, para estimar os multiplicadores referentes ao consumo da administração pública, à sua formação de capital fixo e à carga tributária líquida (CTL). A metodologia empregada é a de VAR estrutural com mudanças de regimes markovianos (MS-SBVAR), que divide a série em regimes segundo suas variâncias e estima o multiplicador para cada regime. Os resultados apontam a ocorrência de três regimes, de baixa, média e alta variância, com pouca variação dos valores de μ entre eles. Para o consumo da administração pública, o multiplicador vai de 0,45 a 0,60. No caso da formação bruta de capital fixo da administração pública, os valores variam entre 1,02 e 1,35.

Sanches e Carvalho (2019) estimam os multiplicadores por meio de um modelo de VAR estrutural, utilizando dados mensais do governo central, de 1997 a 2018. As autoras dividem os gastos em cinco categorias: investimentos, benefícios sociais, gastos com pessoal, subsídios e demais despesas, além de um modelo básico sem diferenciação dos gastos. Os multiplicadores de impacto foram estimados para cada item duas vezes, uma apenas com os dados anteriores à crise, até março de 2014, e outra com a amostra completa. Os resultados para toda a amostra são os seguintes: investimentos, 1,4; benefícios sociais, 0,75; gastos com pessoal, 0,1; subsídios, 0,14; demais despesas, 0,38; e modelo básico, 0,375.

Por último, Resende e Pires (2021) estimam diversos multiplicadores, entre os quais os de impacto, para construir um novo indicador de política fiscal. Nesse sentido, utilizou-se um modelo VAR e dados trimestrais entre 1997 e 2018 do governo central,

exceto para investimentos, cuja série se inicia em 2001. Assim como os outros estudos já relatados, Resende e Pires (2021) diferenciam os multiplicadores por tipo de gasto. Para gastos com folha o valor obtido foi de 0,819, para investimentos, 2,371, para transferências, 0,723 e no caso de outras despesas o multiplicador foi igual a zero.

Diante do exposto, as diferenças apresentadas entre os multiplicadores estimados para os gastos decompostos indicam a relevância da composição da política fiscal, que a depender do gasto adotado, pode ter baixo impacto sobre o PIB, com μ próximo a zero, ou um alto impacto, no caso de μ acima de 1. Com isso, chega-se a multiplicadores de impacto entre 0,1 e 2,371.

3.3 Outros Parâmetros

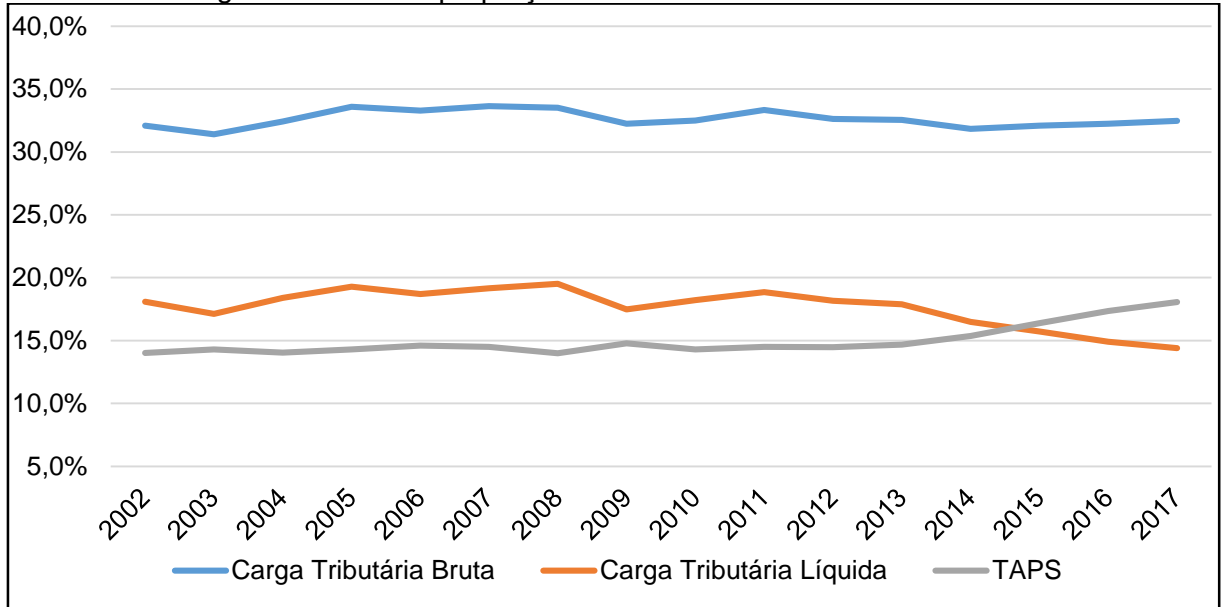
Restam ainda três parâmetros a terem seus valores definidos: a alíquota de imposto da economia (τ), a taxa real de juro da emissão de dívida (r) e a taxa de crescimento de longo prazo da economia (g).

Para o parâmetro τ , optou-se pelo uso da carga tributária líquida (CTL) como uma aproximação ao conceito de “marginal tax-and-transfer rate” adotado por DeLong e Summers (p.237, 2012). Apesar de não ser uma taxa marginal como propõem os autores, essa escolha se justifica pelo fato da CTL ser uma medida de carga tributária que exclui as transferências ao setor privado e por ter dados, ainda que relativos a um intervalo de tempo curto, elaborados pela Secretaria de Política Econômica (SPE) e disponibilizados pelo Ministério da Economia.

A série da CTL abrange o período de 2002 a 2017, com frequência anual e em proporção do PIB, foi calculada através da carga tributária bruta (CTB) subtraídas as transferências de assistência e previdência e subsídios (TAPS). Adotou-se dois valores para τ , um menor, de 14,4% do PIB, dado pela última observação disponível (2017), e um maior, dado pela média do período de 17,6%. Tal escolha é justificada pelos dados do Gráfico 12, em que a CTL variou em torno de um patamar consistentemente acima dos 15%, mas que a partir de 2011 observa-se uma trajetória de queda, acentuada em 2014, que culmina em seu valor mais baixo no ano de 2017. Como não são claros os motivos desse movimento e nem se ele foi revertido nos anos

seguintes, é prudente considerar os dois valores: um que capta o nível médio dos dados, que eventualmente poderia ser retomado, e outro que registra sua diminuição nos últimos anos disponíveis.

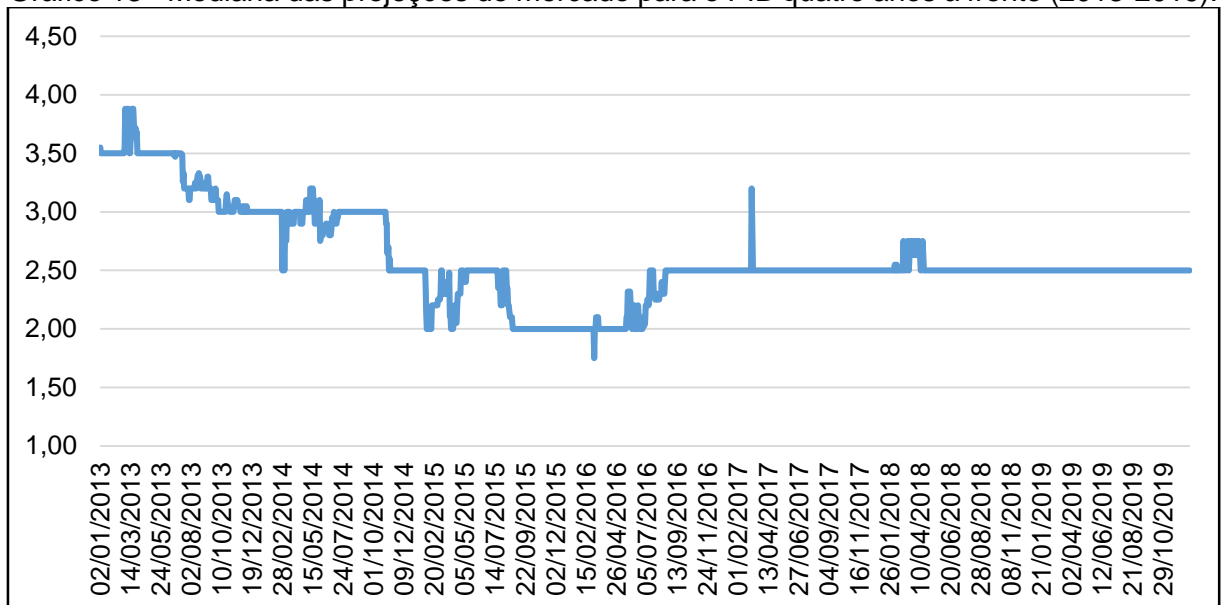
Gráfico 12 - Carga Tributária em proporção do PIB.



Fonte: SPE.

Prosseguindo para a taxa de crescimento de longo prazo, g , definiu-se 2,5% como o valor a ser utilizado. Essa escolha é amparada pelos dados agregados das expectativas de mercado reunidas pelo Banco Central do Brasil (Gráfico 13), em que tal cifra predomina desde 2014 nas projeções mais longas, que normalmente vislumbram quatro anos à frente da data de coleta.

Gráfico 13 - Mediana das projeções de mercado para o PIB quatro anos à frente (2013-2019).



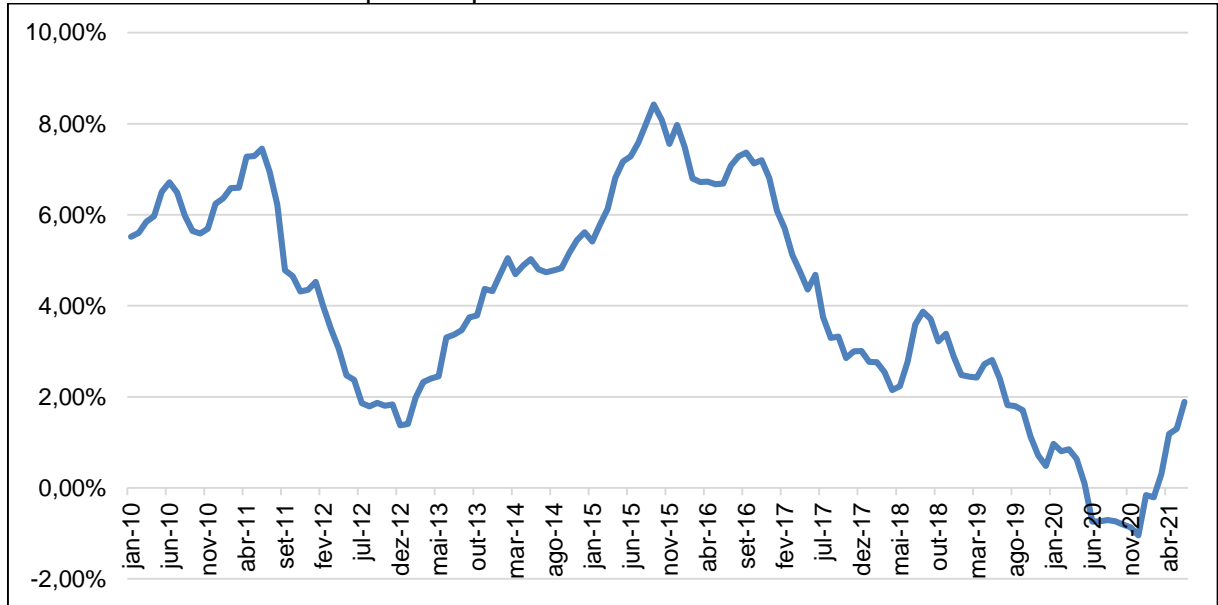
Fonte: BCB.

No caso da taxa real de juro paga pelo governo, r , adotou-se como referência uma medida de taxa de juros real ex-ante. Para o cálculo da taxa, foram utilizados dados da estrutura a termo da taxa de juros prefixada com prazo de 12 meses, produzida pela Associação Brasileira de Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais (ANBIMA), e da expectativa média do IPCA acumulada para os próximos doze meses, cuja fonte é o Banco Central do Brasil, ambas as séries de frequência mensal e disponíveis no IPEADATA.

Para esse parâmetro, a definição de um único valor a ser aplicado é dificultada pela volatilidade apresentada pelos dados. Diante disso, utilizar a média de todo o período, ou mesmo da janela de tempo de foco do trabalho, pode esconder o impacto dos movimentos da taxa real de juro sobre a condição de autofinanciamento.

Tal dificuldade pode ser visualizada no gráfico 14. Nele, a média de todo o período, de janeiro de 2010 a junho de 2021, é de 4%. Restringindo o intervalo temporal ao início de 2015 e o final de 2019, a média encontrada é superior, igual a 4,65%. Porém, a trajetória da taxa revela que entre março de 2015 e janeiro de 2017 ela permaneceu acima dos 6%, com um pico de 8,43% em setembro de 2015. Dessa maneira, caso uma das médias fosse adotada como parâmetro para aplicação no modelo, haveria uma considerável subestimação do custo real de emissão de dívida, que se refletiria em um coeficiente de histerese necessário para o autofinanciamento da política fiscal distorcido e prejudicaria a avaliação da possibilidade de autofinanciamento da política fiscal.

Gráfico 14 – Taxa de juros prefixada com prazo de 12 meses deflacionada pela Expectativa média do IPCA acumulada para os próximos 12 meses.



Fontes: ANBIMA e BCB, obtidos no IPEADATA com elaboração própria.

Diante das ponderações feitas, a solução encontrada foi aplicar todas as observações da série entre 2015 e 2019 no modelo, alternando diferentes cenários que envolvem variações nos outros parâmetros, e obter os coeficientes de histerese mínimos para o autofinanciamento da política fiscal para cada momento do período analisado e compará-los com o intervalo apontado como factível pela literatura.

Caso os resultados sejam desfavoráveis ao autofinanciamento da expansão fiscal, será fixado um valor para η condizente com o que os estudos têm indicado como factível e verificada a magnitude do esforço fiscal necessário para equalizar o impacto da política sobre a dívida pública. Esse exercício será realizado no capítulo seguinte.

4 CONDIÇÃO DE AUTOFINANCIAMENTO

A partir dos valores definidos no capítulo anterior, pode-se estabelecer alguns cenários para a economia brasileira e verificar quais níveis do coeficiente de histerese seriam compatíveis com a hipótese de autofinanciamento de uma expansão fiscal no período de análise. Para isso, utilizou-se como base a equação (10) do primeiro capítulo, em que foram aplicadas três variações do multiplicador, duas da alíquota de imposto, o crescimento (g) igual a 2,5%, além da série da taxa de juros ex-ante entre 2015 e 2019. Desse modo, foram obtidos seis cenários apresentados a seguir.

Observando o intervalo para o multiplicador de impacto obtido, μ entre 0,1 e 2,371, optou-se pela adoção de valores mais consensuais na literatura. O primeiro, mais baixo, é condizente com a leitura de um multiplicador fiscal baixo observada em Holland (2019), com as estimativas para o consumo da administração pública de Castelo-Branco, Lima e Paula (2015) e com o modelo básico de Carvalho e Sanches (2019). Com isso, utiliza-se $\mu=0,4$.

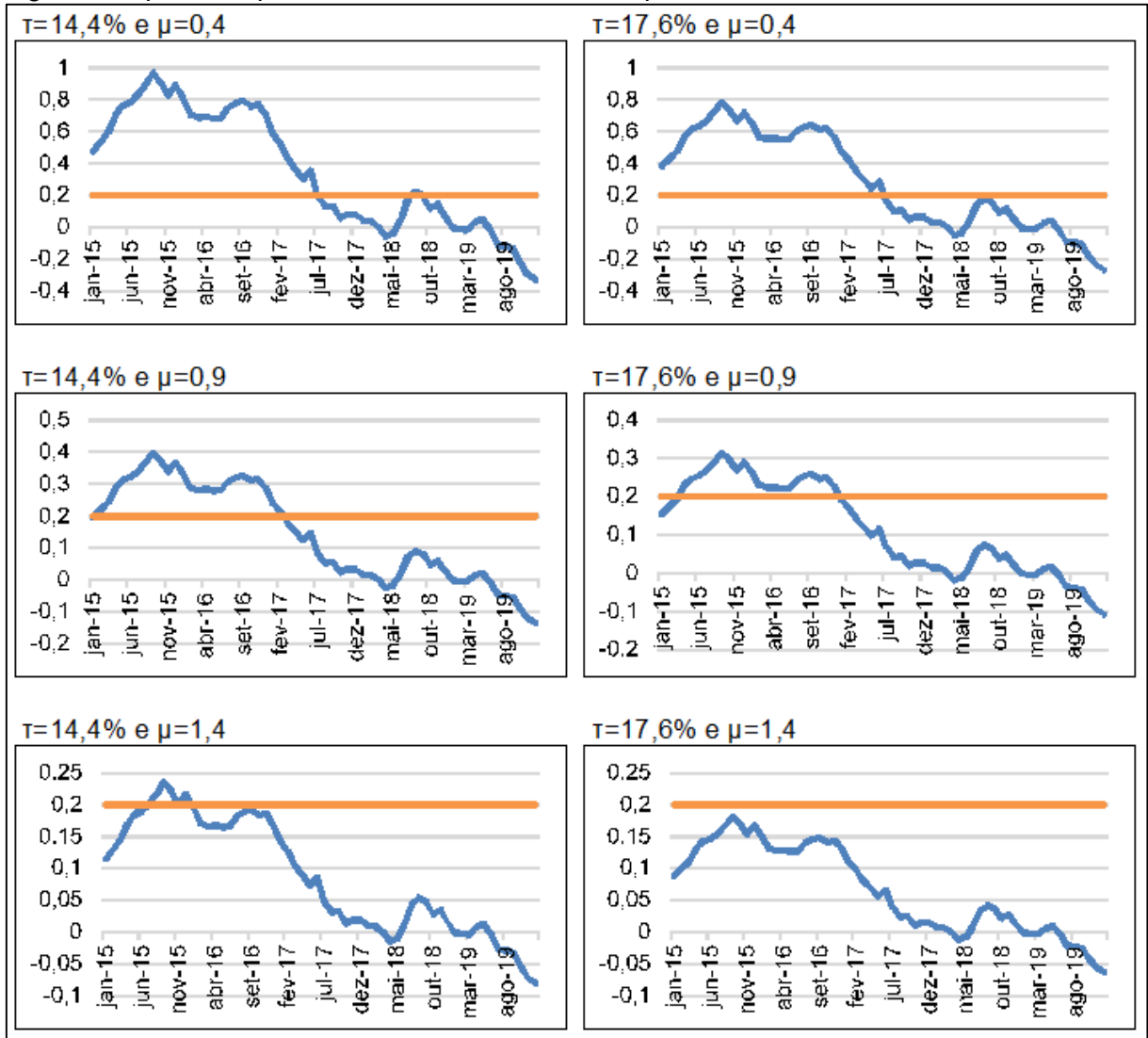
O segundo representa uma conciliação entre os outros dois cenários e pode ser visto como resultante de uma expansão fiscal que combine diferentes tipos de gastos, mas com prioridade para aqueles mais altos, como é o caso dos investimentos e benefícios sociais. Nesse caso, considera-se $\mu=0,9$. Finalmente, o valor mais alto considerado para μ é de 1,4. Tal magnitude se alinha às estimativas da literatura para o multiplicador de investimentos e representa o caso de uma expansão fiscal baseada nesse tipo de gasto.

Em relação às alíquotas de imposto utilizadas, a motivação das duas alternativas foi explicitada no capítulo anterior. Relembrando, considera-se duas situações, $\tau=14,4\%$ e $\tau=17,6\%$. Assim, os cenários advêm da combinação entre os três multiplicadores e as duas alíquotas, que aliados à taxa de crescimento e à taxa de juros real originam as séries que sintetizam a condição de autofinanciamento da expansão fiscal em valores mínimos para o coeficiente de histerese.

A figura 1 traz os gráficos da aplicação. Nele, a primeira coluna refere-se aos resultados em que $\tau=14,4\%$ e na segunda, $\tau=17,6\%$. As linhas, por sua vez, seguem a ordem crescente para os valores do multiplicador. De azul se encontram os coeficientes mínimos de histerese calculados com base em Delong e Summers (2012) e em laranja está destacado $\eta=0,2$, limite superior do intervalo para o coeficiente de

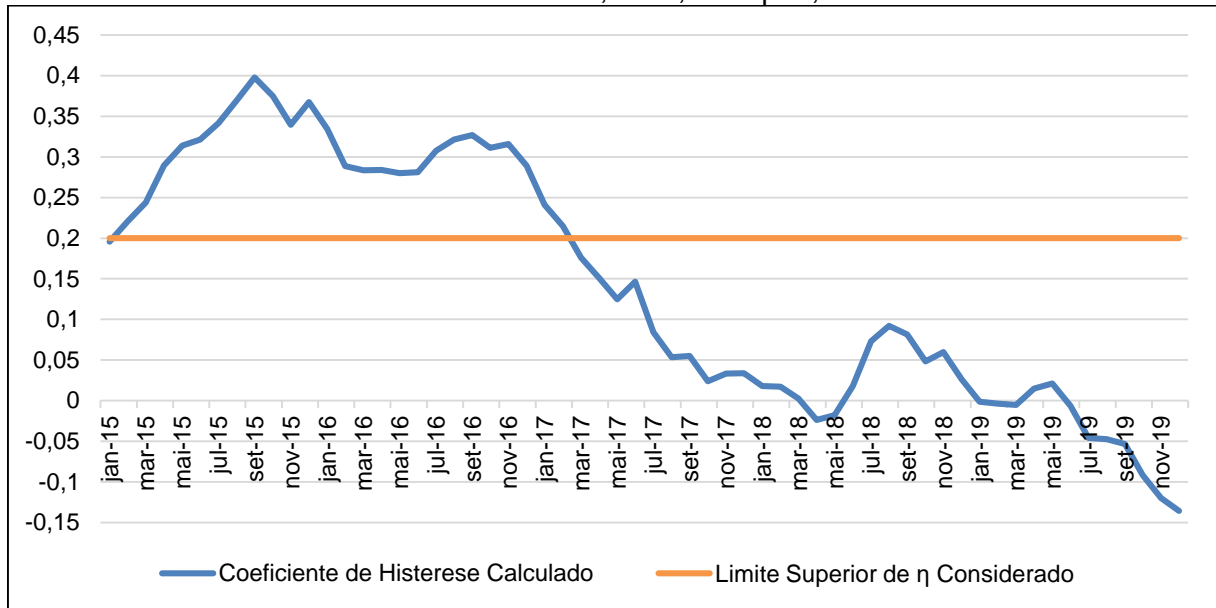
histerese adotado pelo presente trabalho. Desse modo, para os valores em azul acima da linha em laranja, uma expansão fiscal implementada nesse período não seria autossustentada.

Figura 1 – η mínimo para o autofinanciamento da expansão fiscal.



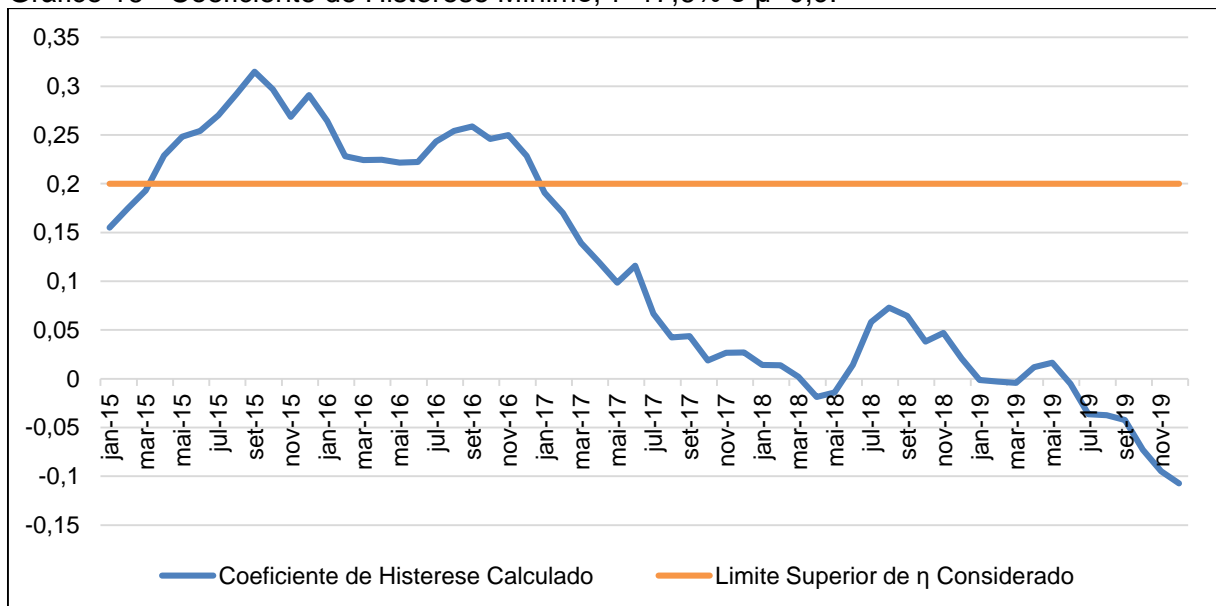
Fonte: Elaboração própria.

A figura 1 revela uma forte influência da magnitude do multiplicador sobre a satisfação da condição de autofinanciamento. Enquanto para os casos de $\mu=0,4$ o coeficiente calculado se mantém boa parte do tempo acima de 0,2, quando μ passa a ser de 1,4, essa lógica se inverte. Nessa última situação, para a alíquota de 14,4%, apenas por um curto período a condição não é satisfeita (entre julho e dezembro de 2015), e é satisfeita para todo o período em que $\tau=17,6\%$. No entanto, como esses são os polos dos cenários usados, opta-se por analisar com mais detalhes os casos intermediários em que $\mu=0,9$, sublinhando-se o caráter fundamental que o multiplicador possui para a hipótese de autofinanciamento.

Gráfico 15 – Coeficiente de Histerese Mínimo, $\tau=14,4\%$ e $\mu=0,9$.

Fonte: Elaboração própria.

O gráfico 15 expõe o caso em que a alíquota é mais baixa e o multiplicador intermediário é utilizado. Nele, pode-se observar dois momentos distintos. O primeiro é caracterizado por um coeficiente acima de 0,2 e indica a não satisfação da condição de autofinanciamento. Esse momento se estende de fevereiro de 2015 ao mesmo mês de 2017. No Segundo, que tem início em março de 2017 e segue até o fim de 2019, o autofinanciamento passa a ser plausível, com destaque para o período pós julho de 2017, em que o η mínimo para a sustentação da hipótese se mantém abaixo de 0,1.

Gráfico 16 - Coeficiente de Histerese Mínimo, $\tau=17,6\%$ e $\mu=0,9$.

Fonte: Elaboração própria.

O gráfico 16 é uma variação do gráfico anterior em que a alíquota passa a ser de 17,6%. Por esse motivo, sua análise é semelhante à do gráfico 15, com a diferença de que surge um breve período em que o coeficiente calculado está abaixo de 0,2, representado pelo primeiro trimestre de 2015. Todavia, esses três meses devem ser analisados com cautela por conta da evolução da crise e do aumento da taxa real de juros que ocorreu a partir de então. Ainda em relação ao gráfico 16, o coeficiente calculado é maior que o limite de $\eta=0,2$ de abril de 2015 e até o fim de 2016, passando a ser inferior entre janeiro de 2017 e dezembro de 2019. Um outro ponto a ser registrado é que, assim como no gráfico 15, a partir de julho de 2017 o coeficiente calculado permanece abaixo de 0,1.

Em todos os cenários de aplicação, o parâmetro que varia com o tempo é a taxa de juros real. Com isso, a dinâmica dos gráficos apenas reflete o comportamento dessa taxa no intervalo de análise. Nesse sentido, nota-se que de julho de 2017, mês em o η calculado torna-se menor que 0,1 nos gráficos 15 e 16, até o final de 2019, a taxa de juros real não ultrapassa os 4%, o que viabiliza a verificação da condição de autofinanciamento.

Dessa maneira, outra forma de realizar a avaliação do autofinanciamento é por meio da equação (9), através da qual o r máximo para a satisfação da condição pode ser calculado. Esse exercício foi realizado para diferentes cenários, disponibilizados na figura 2. Nela, observa-se que para o gráfico 15, a taxa real máxima é de 5,48% e para o gráfico 16, de 6,26%.

Figura 2 – Taxa de juros real máxima que satisfaz a condição de autofinanciamento.

$\tau=14,4\%$				$\tau=17,6\%$			
μ				μ			
0,4 0,9 1,4				0,4 0,9 1,4			
η				η			
0,05	2,81%	3,24%	3,76%	0,05	2,88%	3,44%	4,13%
0,1	3,11%	3,99%	5,03%	0,1	3,26%	4,38%	5,77%
0,15	3,42%	4,73%	6,29%	0,15	3,64%	5,32%	7,40%
0,2	3,72%	5,48%	7,55%	0,2	4,01%	6,26%	9,04%

Fonte: Elaboração própria.

A figura 2 traz também as taxas de juros reais máximas para combinações de parâmetros em que o coeficiente de histerese está de 0,2. Por exemplo, para $\tau=17,6\%$, $\mu=1,4$ e $\eta=0,05$, um custo real de financiamento de até 4,13% permite o

autofinanciamento. Da mesma forma, quando μ passa a ser de 0,4, esse valor máximo torna-se 2,88%. Isso reforça, novamente, a importância do tamanho do multiplicador.

Retornando aos gráficos, nota-se que ambos atingem seus picos em setembro de 2015, o que implica em coeficientes calculados de $\eta=0,3979$ e $\eta=0,3148$ respectivamente. Esse resultado é compatível com o comportamento da taxa real de juros que registrou no referido mês 8,43%, o maior valor desde 2010. Diante disso, surge uma questão: considerando $r=8,43\%$ e $\eta=0,1$, valor intermediário para o coeficiente de histerese, qual seria o esforço fiscal preciso para manter a estabilidade da dívida?

Para responder à questão, pode-se utilizar novamente as equações (3) e (6) e calcular a diferença entre elas:

$$(r - g)(1 - \mu\tau)\Delta G - \tau\eta\mu\Delta G \quad (11)$$

Reorganizando:

$$\{[(r - g)(1 - \mu\tau)] - \tau\eta\mu\}\Delta G \quad (12)$$

O sentido da expressão é obter o incremento necessário no resultado primário para a estabilização da dívida, uma vez que os retornos gerados pelas receitas tributárias futuras advindas da prevenção da histerese não foram, para esse caso, suficientes para equalizar os custos da expansão. Resolvendo a expressão (12) para as duas alíquotas de imposto, obtém-se valores de 0,0387 e 0,0341, para $\tau=14,4\%$ e $\tau=17,6\%$ respectivamente. Isso significa que, no caso da alíquota de 14,4%, cada ponto percentual do produto potencial de aumento em G , resultaria na necessidade de aumentar o resultado primário em 0,0387% do produto potencial, valendo o mesmo raciocínio para $\tau=17,6\%$.

Desse modo, os resultados indicam que após a crise de 2014-2016, houve momentos em que a hipótese de autofinanciamento da expansão fiscal foi factível e que essa possibilidade depende fundamentalmente das condições de financiamento da política e do tamanho do multiplicador fiscal que tal expansão assume, além da presença do efeito histerese. Como exposto anteriormente, a literatura sobre multiplicador aponta que sua magnitude sofre grande influência da composição de gastos adotada. Diante disso, para que a política seja exitosa, sua composição deve

priorizar benefícios sociais e investimentos, com especial atenção ao último por apresentar μ maior, e estar atenta ao custo de financiamento do governo.

5 CONCLUSÃO

A presente monografia buscou analisar a hipótese de autofinanciamento de uma expansão fiscal temporária no Brasil, após a crise de 2014-2016, a partir da metodologia de Delong e Summers (2012). Dessa maneira, foi realizada uma descrição da conjuntura brasileira que identificou o desempenho mais fraco de diversos indicadores econômicos após o episódio. Essa constatação levantou a possibilidade de que o efeito histerese tenha atuado sobre o produto e permitiu a utilização do modelo para verificar a factibilidade da referida hipótese.

Partindo desse diagnóstico, a literatura dos dois principais parâmetros foi apresentada, seus valores e dos demais definidos e aplicados no modelo. Os resultados apontam que a hipótese de autofinanciamento depende do multiplicador alcançado pela expansão fiscal, que por sua vez é influenciado pela composição da mesma, e do custo real de emissão de dívida por parte do governo.

Diante desses aspectos, os cenários com multiplicador intermediário indicam a satisfação da condição de autofinanciamento em parte do intervalo temporal considerado, com destaque para o período entre 2018 e 2019, em que a queda na taxa de juros real ex-ante favoreceu a sustentação da hipótese. Para os valores alternativos do multiplicador, a satisfação da condição acompanha a magnitude de μ : tende a não ocorrer quando $\mu=0,4$ e ocorrer quando $\mu=1,4$.

Assim, conclui-se que o autofinanciamento foi factível no período de análise. Esse resultado indica a política fiscal pode ter um papel a desempenhar na retomada da economia após recessões e que seu impacto sobre o endividamento pode ser atenuado e, em última instância neutralizado, na presença do efeito histerese, viabilizando a manutenção da razão entre dívida e PIB estável ao longo do tempo.

REFERÊNCIAS

ALVES, Renan Santos; ROCHA, Fabiana Fontes; GOBETTI, Sérgio Wulff. Multiplicadores Fiscais Dependentes do Ciclo Econômico: O que é possível dizer para o Brasil?. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 49, p. 635-660, 2019.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS ENTIDADES DOS MERCADOS FINANCEIROS E DE CAPITAIS (ANBIMA). **Estrutura a termo da taxa de juros prefixadas LTN com prazo 12 meses**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 13 out. 2021.

BALL, Laurence. Long-term damage from the Great Recession in OECD countries. **European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention**, v. 11, n. 2, p. 149-160, 2014.

BALL, Laurence; DELONG, Brad; SUMMERS, Larry. **Fiscal policy and full employment**. Center on Budget and Policy Priorities, 2014.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Copom eleva a taxa Selic para 3,50% a.a.** Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/detalhenoticia/17388/nota>. Acesso em: 05 mai. 2021.

_____. **Expectativa média de Inflação - IPCA - taxa acumulada para os próximos doze meses**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 11 out. 2021.

_____. **Focus Relatório de Mercado**. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/content/focus/focus/R20210806.pdf>. Acesso em: 12 ago. 2021.

_____. **Índice nacional de preços ao consumidor – amplo (IPCA) – em 12 meses**. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/consultarvalores/telaCvsSelecionarSeries.paint>. Acesso em: 13 jul. 2021.

_____. **Histórico das metas para a inflação**. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicometas>. Acesso em: 12 ago. 2021.

_____. **Sistema de Expectativas de Mercado**. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/expectativas/publico/consulta/serieestatisticas>. Acesso em: 14 jul. 2021.

_____. **Taxa de juros implícita da DLSP e da DBGG**. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estatisticas/tabelasespeciais>. Acesso em: 12 out. 2021.

BARBOSA FILHO, Fernando de Holanda. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos avançados**, v. 31, p. 51-60, 2017.

BARBOSA FILHO, N. H. Estimando e revisando o produto potencial do Brasil: uma análise do filtro Hodrick-Prescott com função de produção. **Crescimento econômico: produto potencial e investimento**. Rio de Janeiro: Ipea, 2009.

BARBOZA, R. M.; BORÇA JR., G.; FURTADO, M. **A recuperação do PIB brasileiro em recessões: uma visão comparativa**. Disponível em: <https://blogdoibre.fgv.br/posts/recuperacao-do-pib-brasileiro-em-recessoes-uma-visao-comparativa>. Acesso em: 15 set. 2020.

BLANCHARD, Olivier; CERUTTI, Eugenio; SUMMERS, Lawrence. **Inflation and activity—two explorations and their monetary policy implications**. National Bureau of Economic Research, 2015.

BLANCHARD, Olivier J.; LEIGH, Daniel. Growth forecast errors and fiscal multipliers. **American Economic Review**, v. 103, n. 3, p. 117-20, 2013.

BLANCHARD, Olivier; PEROTTI, Roberto. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. **Quarterly Journal of economics**, v. 117, n. 4, p. 1329-1368, 2002.

BLANCHARD, Olivier J.; QUAH, Danny. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. **American Economic Association**, v. 79, n.4, p.655-673, set. 1989.

BLANCHARD, Olivier J.; SUMMERS, Lawrence H. Hysteresis and the European unemployment problem. **NBER macroeconomics annual**, v. 1, p. 15-78, 1986.

BRAGA, Julia. **O Desemprego Disfarçado Revelado**. Disponível em: [https://www.researchgate.net/publication/348603222_O_DESEMPREGO_DISFARCA DO_REVELADO](https://www.researchgate.net/publication/348603222_O_DESEMPREGO_DISFARCA_DO_REVELADO). Acesso em: 23 ago. 2021.

CARLIN, Wendy; SOSKICE, David W. **Macroeconomics: Institutions, instability, and the financial system**. Oxford University Press, USA, 2015.

CASTELO-BRANCO, Marco Antonio; LIMA, Elcyon C. Rocha; PAULA, Luiz Fernando. Mudanças de Regime e Multiplicadores Fiscais no Brasil entre 1999-2012: uma avaliação empírica. **Anais do 43º Encontro Nacional de Economia da ANPEC**. Florianópolis: ANPEC, 2015.

COMITÊ DE DATAÇÃO DE CICLOS ECONÔMICOS. **Comunicado de Datação de Ciclos Mensais Brasileiros – Jun/2020 – CODACE**. Disponível em: https://portalibre.fgv.br/sites/default/files/2020-06/comunicado-do-comite-de-datacao-de-ciclos-economicos-29_06_2020-1.pdf. Acesso em: 28 ago. 2021.

DELONG, J. Bradford; SUMMERS, Lawrence H. Fiscal policy in a depressed economy [with comments and discussion]. **Brookings Papers on Economic Activity**, p. 233-297, 2012.

FATÁS, Antonio; SUMMERS, Lawrence H. The permanent effects of fiscal consolidations. **Journal of International Economics**, v. 112, p. 238-250, 2018.

GRUDTNER, VANESSA; ARAGON, Edilean Kleber da Silva Bejarano. Multiplicador dos gastos do governo em períodos de expansão e recessão: evidências empíricas para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 71, p. 321-345, 2017.

HALTMAIER, Jane. Do recessions affect potential output?. **FRB International Finance Discussion Paper**, n. 1066, 2012.

HOLLAND, Márcio. Fiscal crisis in Brazil: causes and remedy. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 39, p. 88-107, 2019.

INSTITUIÇÃO FISCAL INDEPENDENTE – IFI. **Hiato do Produto IFI**. Disponível em: https://www12.senado.leg.br/ifi/dados/arquivos/estimativas-do-hiato-do-produto-ifi/at_download/file. Acesso em 05 mai. 2021.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Sistema de Contas Nacionais – SCN**. Disponível em: https://ftp.ibge.gov.br/Contas_Nacionais/Sistema_de_Contas_Nacionais/2018/tabelas_xls/sinoticas/tab06.xls. Acesso em: 04 mai. 2021.

_____. **Sistema de Contas Nacionais – SCN**. Disponível em: https://ftp.ibge.gov.br/Contas_Nacionais/Sistema_de_Contas_Nacionais/2018/tabelas_xls/sinoticas/tab07.xls. Acesso em: 04 mai. 2021.

_____. **Tabela 1616 – Pessoas de 14 anos ou mais de idade, desocupadas na semana de referência, por tempo de procura de trabalho**. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1616>. Acesso em: 10 ago. 2021.

_____. **Tabela 1621 – Série encadeada do índice de volume trimestral com ajuste sazonal (Base: média 1995=100)**. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1621>. Acesso em: 11 nov. 2021.

_____. **Tabela 1737 - IPCA – Série histórica com número-índice, variação mensal e variações acumuladas em 3 meses, em 6 meses, no ano e em 12 meses (a partir de dezembro/1979)**. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1737>. Acesso em: 12 ago. 2021.

_____. **Tabela 4092 – Pessoas de 14 anos ou mais de idade, por condição em relação à força de trabalho e condição de ocupação**. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/4092>. Acesso em: 10 ago. 2021.

_____. **Tabela 6483 - Taxa combinada de desocupação e de subocupação por insuficiência de horas trabalhadas - Total, coeficiente de variação, variações em relação ao trimestre anterior e ao mesmo trimestre do ano anterior, e média anual**. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/6483>. Acesso em: 28 ago. 2021.

_____. **Taxa de desocupação das pessoas de 14 anos ou mais de idade, na semana de referência**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 05 mai. 2021.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Estoque líquido de capital fixo (preços 2010)**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em 04 mai. 2021.

_____. **Indicador Ipea de Hiato do Produto – 2º trim./2020**. Disponível em: http://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/wp-content/uploads/2020/10/CC48_Produto-Potencial_s%C3%A9rie-completa.xlsx. Acesso em 28 ago. 2021.

MARTIN, Robert; MUNYAN, Teyanna; WILSON, Beth Anne. Potential output and recessions: are we fooling ourselves?. **FRB International Finance Discussion Paper**, n. 1145, 2015.

MINISTÉRIO DA ECONOMIA. **Carga tributária líquida**. Disponível em: <https://www.gov.br/fazenda/pt-br/assuntos/politica-fiscal/atuacao-spe/carga-tributaria-liquida/carga-tributaria-liquida>. Acesso em: 13 jul. 2021.

ORAIR, Rodrigo; SIQUEIRA, Fernando de Faria; GOBETTI, Sergio Wulff. Política fiscal e ciclo econômico: uma análise baseada em multiplicadores do gasto público. **XXI Prêmio do Tesouro Nacional**, 2016.

OREIRO, José Luis. A grande recessão brasileira: diagnóstico e uma agenda de política econômica. **Estudos Avançados**, v. 31, p. 75-88, 2017.

PHELPS, Edmund S. **Inflation policy and unemployment theory**. 1972.

PIRES, Manoel Carlos; BORGES, Bráulio; BORÇA JR, Gilberto. Por que a recuperação tem sido a mais lenta de nossa história?. **Brazilian Keynesian Review**, v. 5, n. 1, p. 174-202, 2019.

PIRES, Manoel. **Não precisamos de um Plano Biden, apenas de um Plano**. Disponível em: <https://blogdoibre.fgv.br/posts/nao-precisamos-de-um-plano-biden- apenas-de-um-plano>. Disponível em: 28 ago. 2021.

PIRES, M. C. C. **Política Fiscal e Ciclos Econômicos: Teoria e a Experiência Recente**. 1. ed. Rio de Janeiro: Elsevier: FGV, 2017.

RAWDANOWICZ, Łukasz; BOUIS, Romain; INABA, Kei-Ichiro; CHRISTENSEN, Kathrine. Secular stagnation: evidence and implications for economic policy. **OCDE**, 2014.

RESENDE, Carolina Tavares; PIRES, Manoel. O impulso de multiplicador fiscal: implementação e evidência para o Brasil. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 51, p. 213-243, 2021.

SANCHES, Marina da Silva; CARVALHO, Laura Barbosa de. A contribuição da política fiscal para a crise brasileira recente: uma análise baseada em multiplicadores de despesas e receitas primárias do governo central no período 1997-2018. **Anais do 47º Encontro Nacional de Economia da ANPEC**. São Paulo: ANPEC, 2019.

SOUZA JÚNIOR, J. R. C. **Produto potencial: conceitos, métodos de estimação e aplicação à economia brasileira.** Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada-IPEA, 2005.

UNESCO. **Relatório de ciências da UNESCO: a corrida contra o tempo por um desenvolvimento mais inteligente; resumo executivo e cenário brasileiro.** Disponível em: https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000377250_por. Acesso em: 28 ago. 2021.