

Determinantes do resultado primário: foco nos efeitos da crise sanitária provocada pela pandemia de Covid-19 (Coronavírus)

Determinants of budget balance: focus on the effects of the health crisis caused by the Covid-19 (Coronavirus) pandemic

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha¹

Resumo: O presente estudo revisita a discussão sobre os determinantes do resultado primário do governo central à luz da crise sanitária provocada pela pandemia de COVID-19 (Coronavírus). Dentre os resultados encontrados, destaca-se que a pandemia aumentou a magnitude dos efeitos da despesa governamental. Entretanto, os efeitos da crise sanitária sobre o resultado orçamentário foram menores quando comparados com a crise econômica de 2014-2016.

Palavras-chave: resultado orçamentário, determinantes econômicos, COVID-19

Abstract: The present study revisits the discussion on the determinants of the central government primary balance in light of the health crisis caused by the COVID-19 (Coronavirus) pandemic. Among the results found, it is noteworthy that the pandemic increased the magnitude of the effects of government expenditure. However, the effects of the health

¹ Doutor em Economia pela Universidade Católica de Brasília.

crisis on the budget balance were smaller when compared to the economic crisis of 2014-2016

Key-words: budget déficits, economic determinants, COVID-19

Introdução

Em termos mundiais, a resposta da política fiscal para a crise sanitária provocada pela pandemia da COVID-19 foi a maior e mais rápida em tempos de paz. Os governos priorizaram o apoio fiscal direto para a renda privada e o emprego, o que limitou as dificuldades econômicas e estabeleceu uma base sólida para a recuperação. O tamanho e a composição da resposta fiscal variaram entre os países, refletindo diferenças nos estabilizadores automáticos, espaço fiscal pré-pandêmico, gravidade das infecções e preferências políticas. É provável que a política fiscal continue a apoiar por algum tempo depois que a pandemia diminuir e, em muitos países, espera-se que se concentre cada vez mais no aumento do investimento. Enquanto os governos ancorarem as decisões de gastos em uma estrutura fiscal sólida de médio prazo e as taxas de juros permanecerem abaixo da taxa de crescimento econômico, o apoio fiscal contínuo não precisa representar problemas para a sustentabilidade da dívida do governo.

A pandemia interrompeu drasticamente a atividade econômica e, na maioria dos países, desencadeou a maior contração econômica desde a Segunda Guerra Mundial. À medida que a gravidade da pandemia se tornou aparente no início de 2020, as autoridades governamentais em todo o mundo começaram a implementar uma ampla e multifacetada resposta de política econômica. Isso incluiu a maior resposta da política fiscal em décadas, o que limitou substancialmente o declínio da atividade econômica. A recuperação subsequente também foi mais forte do que o esperado, em grande parte devido ao apoio de políticas sem precedentes. Em linhas gerais, esta resposta fiscal pode ser caracterizada como tendo duas fases.

Por um lado, a fase aguda ainda está em andamento em diversas economias, em que o apoio fiscal ainda é inestimável para proteger vidas e meios de subsistência. A resposta de política fiscal tem sido concentrada no apoio à renda privada, na preservação das relações de trabalho e no fortalecimento dos sistemas de saúde. Isso foi conseguido principalmente por meio de grandes transferências diretas de renda para as famílias, aumento dos benefícios de seguro-desemprego, subsídios salariais e aumento do financiamento dos sistemas de saúde pública. Por outro lado, na fase de recuperação, quando as infecções estiverem sido controladas com o avanço da vacinação em massa, em um primeiro grupo de países o apoio fiscal deverá ser direcionado para impulsionar investimento público, incluindo infraestrutura pública, investimento “verde” e, em menor medida, incentivos para apoiar o investimento privado e o consumo. Entretanto, em um segundo grupo de países, incluindo o Brasil, esse apoio fiscal estritamente relacionado ao combate à pandemia deverá ser reduzido paulatinamente, e ao mesmo tempo deve-se retomar políticas de consolidação fiscal por meio do controle de despesas visando à sustentabilidade da dívida pública. Nesse último grupo de países, o impacto adverso da pandemia reforça ainda mais o compromisso de seus governos com os objetivos de austeridade fiscal e sustentabilidade da dívida pública no médio e no longo prazo, tornando-se ainda mais premente avançar na agenda de reformas estruturais e reformas microeconômicas pró-mercado. A continuidade do processo de consolidação fiscal, aliado com a agenda de reformas econômicas, é essencial para a retomada da confiança dos agentes econômicos, dos investimentos e do crescimento econômico sustentável que dê suporte à geração de empregos e de renda, além de maior nível de bem-estar para a população brasileira.

Embora os pacotes fiscais destinados a estimular a economia em meio à pandemia de COVID-19 levaram a um crescimento sem precedentes dos déficits orçamentários em quase todos os países do mundo, no caso brasileiro é necessário que se encontre uma resposta ao seguinte questionamento: os efeitos da crise sanitária sobre o resultado primário do governo central foram semelhantes, em termos de magnitude, aos efeitos observados na crise econômica de 2014-2016? A

hipótese a ser testada reside no argumento de que a pandemia aumentou a magnitude dos efeitos da despesa governamental sobre o resultado primário do governo central, mas esses efeitos foram menos severos quando comparados com a crise fiscal pré-pandemia caracterizada pela deterioração do resultado primário e pelo crescimento da razão dívida/PIB, cujos reflexos no aumento da incerteza macroeconômica estiveram na raiz da recessão econômica do período 2014-2016.

O presente estudo tem por objetivo geral revisitar a discussão sobre os determinantes do resultado primário do governo central, considerando-se os efeitos da crise sanitária provocada pela pandemia de COVID-19 (Coronavírus). Em termos de objetivos específicos, técnicas de econometria de séries temporais serão aplicadas para se realizar, inicialmente, uma análise rigorosa de estacionariedade considerando-se a presença de quebras estruturais. Na sequência, dois modelos econométricos serão estimados via mínimos quadrados ordinários a fim de se obter resultados mais robustos sobre os efeitos das duas crises em análise sobre o comportamento fiscal do governo central.

Revisitar a discussão sobre os determinantes do resultado primário do governo central à luz da crise sanitária provocada pela pandemia de COVID-19 é tema relevante ao atual debate acadêmico, com importantes implicações de política econômica. No Brasil, a emergência da pandemia relacionada ao novo coronavírus impactou negativamente a situação fiscal no curto prazo, uma vez que resultou em efeitos adversos, tanto sobre as receitas quanto sobre as despesas públicas. Do lado da receita, o menor ritmo do nível de atividade econômica teve um efeito redutor sobre a arrecadação tributária. No lado da despesa, tanto a necessidade de reforçar a capacidade do sistema de saúde para enfrentar as causas e efeitos da pandemia, quanto os seus desdobramentos sobre o nível de atividade econômica e de emprego, resultaram em uma maior pressão por gastos públicos.

Diversos aspectos contribuem para uma melhor delimitação do escopo desse estudo. Inicialmente, houve o reconhecimento do Estado de Calamidade Pública por meio do Decreto Legislativo nº 6, de 20 de março de 2020, o que dispensou a observância da meta de resultado primário constante da Lei nº 13.898, de 11 de novembro de 2019 (Lei de

Diretrizes Orçamentárias – LDO de 2020), exceção prevista no art. 65 da Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000 (Lei de Responsabilidade Fiscal – LRF). As medidas de emergência foram incluídas em um orçamento separado, denominado “Orçamento de Guerra” instituído pela Emenda Constitucional nº 106/2020, não vinculado às disposições da Lei de Responsabilidade Fiscal e à Regra de Ouro constitucional. As principais medidas fiscais incluíram²: (i) a expansão dos gastos com saúde; (ii) apoio temporário à renda de famílias vulneráveis (por exemplo: auxílio emergencial visando transferência de renda para trabalhadores informais e de baixa renda; antecipação do 13º pagamento de aposentadorias e pensões; expansão do programa Bolsa Família; e pagamentos antecipados de abono salarial para trabalhadores de baixa renda); (iii) apoio ao emprego por meio do Programa Emergencial de Manutenção do Emprego e da Renda, em que o Benefício Emergencial de Preservação do Emprego e da Renda (“BEm”) foi pago quando houve acordos entre trabalhadores e empregadores nas situações de: redução proporcional de jornada de trabalho e de salário; e de suspensão temporária do contrato de trabalho; (iv) redução de impostos e taxas de importação sobre suprimentos médicos essenciais; (v) e novas transferências do governo federal para os governos estaduais para apoiar o aumento dos gastos com saúde e auxiliar contra a queda esperada na arrecadação tributária estadual. Os bancos públicos expandiram linhas de crédito (4,5% do PIB) para empresas e famílias, e o governo apoiou mais de 1% do PIB em linhas de crédito para pequenas e médias empresas, assim como microempresas, visando cobrir custos de folha de pagamento, capital de giro e investimento. Muitas das medidas expiraram no fim de 2020. Mas o programa Auxílio Emergencial, o programa de apoio ao emprego, e o programa de crédito para pequenas e médias empresas foram renovados no segundo trimestre de 2021.

Destaca-se também a edição de medidas provisórias que abriram volume expressivo de créditos extraordinários para despesas que visaram ao enfrentamento das causas e efeitos da pandemia, o que

² Fundo Monetário Internacional. Disponível em: << <https://www.imf.org/en/Topics/imf-and-covid19/Policy-Responses-to-COVID-19>>> Acesso em 02 de fevereiro de 2022.

refletiu a pronta ação do governo federal ao problema. Os créditos extraordinários não são computados no Teto dos Gastos previsto no Art. 107 do Ato de Disposições Constitucionais Transitórias – ADCT da Constituição Federal e que o efeito, em termos fiscais, é a ampliação do déficit primário no exercício financeiro de 2020 e o esgotamento de recursos de superávits financeiros, além da necessidade de maior endividamento. Como a ampliação dos gastos públicos no combate à pandemia era necessária, o governo federal emvidou esforços na edição de medidas que buscassem fortalecer o arcabouço fiscal e controlar o aumento excessivo de gastos no período pós-pandemia. Por exemplo, pode-se citar a Emenda Constitucional nº 109, de 15 de março de 2021 – PEC Emergencial – que abordou a questão da sustentabilidade da trajetória futura da dívida pública, bem como estabeleceu gatinhos em casos de sua não observância pelos entes federativos. Além disso, destaca-se a Lei Complementar nº 178, de 13 de janeiro de 2021, a qual estabeleceu o Programa de Acompanhamento e Transparência Fiscal, tendo por objetivo reforçar a transparência fiscal dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios, bem como compatibilizar as respectivas políticas fiscais desses entes subnacionais com a política fiscal da União. Já a Lei Complementar nº 173, de 27 de maio de 2020, havia estabelecido o Programa Federativo de Enfrentamento ao coronavírus. Todas essas medidas somaram-se ao arcabouço fiscal já existente, como o Teto dos Gastos e a Lei de Responsabilidade Fiscal, facilitando o retorno da dívida pública a patamares próximos ao período pré-pandemia.

Além desta introdução, o presente estudo encontra-se organizado da seguinte forma. A próxima seção oferece uma breve visão geral da literatura sobre o tema. A seção 3 apresenta a metodologia aplicada, ao passo que a seção 4 apresenta os dados utilizados com mais detalhes. A seção 5 fornece os resultados empíricos para dois momentos distintos, mas recentes, na economia brasileira. Por fim, a seção 5 apresenta as considerações finais e as implicações de políticas a partir dos resultados obtidos.

2. Referencial Teórico

A literatura existente sobre o tema estuda o saldo orçamentário a partir de duas perspectivas principais: econômica e de economia política positiva. A maioria dos estudos focados na perspectiva econômica analisa a resposta da política fiscal ao produto agregado da economia. Por exemplo, os modelos de tradição keynesiana destacam a necessidade de a política fiscal ser anticíclica: permitir déficits orçamentários em recessões e economizar para superávits orçamentários em expansões econômicas (*booms*), ou seja, os gastos do governo (impostos) devem aumentar (diminuir) em recessões econômicas e aumentar em *booms*. Por sua vez, a teoria de suavização de impostos de Barro (1979) argumenta que o governo deveria suavizar tanto as taxas de impostos quanto os gastos do governo tomando empréstimos durante as recessões e pagando durante os *booms*. Simplificando, os gastos do governo não estarão correlacionados com as mudanças no produto agregado, enquanto a receita tributária estará positivamente correlacionada com a referida variável macroeconômica. Há diversas evidências sobre a natureza da ciclicidade da política fiscal na literatura (GALI; PEROTTI, 2003; AKITOBY *et al.*, 2004; TALVI; VEGH, 2005; ALESINA *et al.*, 2008; FRANKEL *et al.*, 2013). No entanto, o consenso geral desses estudos é que a política fiscal é anticíclica na maioria dos países desenvolvidos, enquanto é pró-cíclica nos países em desenvolvimento (AFONSO *et al.*, 2010).

Por sua vez, a perspectiva da economia política positiva destaca que as características políticas de governos, suas motivações ideológicas, tipos de sistemas eleitorais e arranjos institucionais são fatores importantes para determinarem o resultado fiscal de um país. Esse ramo da economia tornou-se uma das áreas de pesquisa mais ativas nas últimas décadas. Com base em trabalhos anteriores da escola da escolha pública, macroeconomia das expectativas racionais e teoria dos jogos, a economia política positiva deu o próximo passo ao incluir eleitores, partidos e políticos racionais nos modelos econômicos. Na economia política positiva, os agentes racionais povoam os mercados e participam da política. A suposição de comportamento racional permite uma descrição adequada de complicados incentivos e relações antagônicas, e tem contribuído para um aumento substancial na

compreensão do funcionamento mais sutil do sistema econômico. Da mesma forma, levar em consideração os incentivos dos políticos permite uma melhor compreensão da formação da política e do papel das diferentes instituições políticas na formulação da política econômica.

Sob essa vertente da literatura, Roubini e Sachs (1989) mostraram que os países onde os governos têm mandatos curtos tendem a ter déficits maiores em média. Além disso, o artigo mostra que governos de coalizão multipartidária têm maior tendência a desenvolver déficits maiores e persistentes em comparação com governos de partidos majoritários. Além disso, elevados déficits fiscais encontram-se positivamente relacionados ao número de pastas ministeriais finalísticas de um governo (VOLKERINK; DE HAAN, 2001; PEROTTI; KONTOPOLOUS, 2002). Por sua vez, os déficits orçamentários tendem a ser maiores em anos eleitorais no caso de governos oportunistas que não têm preferências ideológicas, mas apenas seguem políticas que maximizam sua probabilidade de vencer as próximas eleições (FRANZESE Jr., 2002; DE HAAN; MINK, 2005). Alesina e Perotti (1995) constataram que grandes déficits são mais comuns em países com sistema eleitoral proporcional do que majoritário e presidencialista. De Haan e Sturm (1997) concluíram que um ministro das finanças forte ou um compromisso com metas orçamentárias negociadas podem ser eficazes para manter os déficits baixos em países onde há alguma instabilidade política.

Recentemente, Tevdovski *et al.* (2021) revisitaram a discussão sobre os determinantes dos saldos orçamentários e investigaram a mudança em seus efeitos à luz da crise do COVID-19, utilizando dados de 43 países e uma abordagem de método de momentos generalizado do sistema. Os resultados mostram que o impacto global da pandemia global levou a um aumento desproporcional da magnitude dos efeitos estimados dos determinantes macroeconômicos no saldo orçamentário. No entanto, os resultados obtidos também mostraram que as economias mais desenvolvidas foram capazes de realizar pacotes de estímulos mais elevados para o mesmo nível de saldo primário. Acredita-se que um dos fatores que afetaram esse resultado é que os países analisados exibem uma posição de dívida pública mais elevada em moeda nacional.

O presente estudo focará na vertente econômica, tomando-se como referência Tevdovski *et al.* (2021), e contribuirá à literatura sobre o tema no Brasil ao encontrar evidências de que a pandemia aumentou a magnitude dos efeitos da despesa governamental sobre o resultado primário do governo central. Entretanto, os efeitos da crise sanitária sobre o resultado primário do governo central foram menores quando comparados com a crise econômica de 2014-2016.

3. Metodologia

O modelo econométrico é construído com base na literatura descrita anteriormente, sendo especificado da seguinte forma:

$$y_t = \beta_0 y_{t-1} + x_t' \beta_1 + x_t' D \delta_{\beta_1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que a variável dependente (y_t) representa o resultado primário do governo central, o qual é dependente de seu valor defasado em um período, de um conjunto de variáveis explicativas fiscais e socioeconômicas (x_t') e de variáveis *dummies* representativas dos períodos de quebras estruturais ($x_t' D$). A presença do termo de interação entre as variáveis explicativas e as variáveis *dummies* serve para quantificar os efeitos potenciais distintos das variáveis devido à pandemia de coronavírus e a outras mudanças estruturais. Por fim, ε_t é o termo de resíduo (erro) estocástico ruído branco, independente e identicamente distribuído, com média zero e variância constante, isto é, $\varepsilon_t \sim iid(\mu, \sigma^2)$. Todas as variáveis encontram-se em logaritmos naturais, de modo que seus coeficientes estimados podem ser interpretados como elasticidades.

A equação (1) acima, que será estimada usando o estimador de mínimos quadrados ordinários (*ordinary least square* – OLS), requer antes que as variáveis sob investigação atendem a propriedade de estacionariedade fraca.

Entretanto, antes de se estimar o modelo econométrico descrito na equação, é necessário que se faça uma rigorosa análise de

estacionariedade das séries temporais das variáveis investigadas.

Os testes modificados de Dickey-Fuller (ADF^{GLS}) e de Phillips-Perron ($\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$), propostos por Elliot, Rottemberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001) são aplicados com a finalidade de verificar a estacionariedade das séries de tempo. Esses testes superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979, 1981), Said e Dickey (1984) e de Phillips e Perron (1988). 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.

No primeiro caso, Elliot, Rottemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) a fim de extrair a tendência estocástica da série. Emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística ADF^{GLS} como sendo a estatística t para testar a hipótese nula de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária. Com relação ao segundo aspecto, Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores para a defasagem, quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série. Isso gera distorções e motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (MAIC) para a seleção da defasagem autorregressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagens.

Ng e Perron (2001) propõem que as mesmas modificações sejam aplicadas também ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$. Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder, mas menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais ADF e PP. Os valores

críticos das estatísticas ADF^{GLS} e $\overline{MZ}_{\alpha}^{GLS}$ estão reportados em Ng e Perron (2001).

Contudo, mesmo os testes modificados ADF^{GLS} e $\overline{MZ}_{\alpha}^{GLS}$ 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. O trabalho pioneiro de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias. Foram considerados três modelos de quebra estrutural. O Modelo A, que é conhecido como modelo *crash*, permite a mudança de um período no nível. O Modelo B, que permite a existência de uma quebra na tendência da série de tempo. O Modelo C, que é conhecido como *changing growth path*, inclui mudança de um período em ambos nível e tendência.

Pesquisas posteriores adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados. Nesse contexto, Vogelsang e Perron (1998) desenvolveram um teste de raiz unitária com estimação do ponto de quebra de forma endógena, baseando-se nos modelos A, B e C de Perron (1989) e nos métodos Innovation Outlier (IO) e Additive Outlier (AO). O modelo AO permite uma mudança súbita na média (*crash model*), enquanto o modelo IO permite mudanças mais graduais. Assim, os dois modelos são usados para verificar a hipótese de estacionariedade: quebra no intercepto, quebra no intercepto e na tendência, ambas em nível e em primeira diferença.

Por sua vez, Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002, 2003) 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. Os termos determinísticos são extraídos por mínimos quadrados generalizados (GLS) e, em seguida, aplica-se um teste ADF às séries ajustadas. Valores críticos do teste encontram-se tabulados por Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002).

4. Análise Descritiva dos Dados

Neste estudo, foram utilizados dois grupos de variáveis (fiscais e macroeconômicas) compreendendo o período de janeiro de 2007 a dezembro de 2021, totalizando 180 observações mensais para cada variável.

No grupo de variáveis fiscais, cuja fonte é o relatório Resultado do Tesouro Nacional elaborado pela Secretaria do Tesouro Nacional, foram consideradas as séries históricas das seguintes variáveis em R\$ milhões: Despesa Total do Governo Central e Resultado Primário do Governo Central³.

No grupo de variáveis macroeconômicas, foram consideradas três variáveis a seguir descritas. Em relação à primeira variável, como proxy para o nível de atividade econômica, considerou-se a estimativa de Produto Interno Bruto divulgada pelo Banco Central do Brasil em seu Sistema Gerenciador de Séries Temporais - SGS (série 4380 – PIB Mensal – valores correntes)⁴. A segunda variável, voltada ao setor financeiro, se refere à taxa de juros – over/Selic – acumulada no mês (% a.m.), a qual foi obtida na base de dados IPEADATA mantida pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Por fim, a terceira variável, voltada ao mercado de trabalho se refere aos dados (por mil pessoas) de estimativa de pessoal ocupado com carteira no setor privado (PO) em proporção da população economicamente ativa (PEA), sendo que esses dados foram obtidos junto à Grade de Parâmetros Macroeconômicos da SPE.

Todas as duas variáveis fiscais e a estimativa de PIB foram convertidas em termos reais a valores de dezembro/2021 usando-se o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Na etapa seguinte, todas as variáveis foram convertidas em logaritmos naturais (exceto resultado primário do governo central), para que seus coeficientes possam ser interpretados como elasticidades. Por fim, as variáveis fiscais foram dispostas em proporção da estimativa do

³ Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional. Disponível em: <<<https://www.gov.br/tesouronacional/pt-br/estatisticas-fiscais-e-planejamento/resultado-do-tesouro-nacional-rtn>>>. Acesso em 1º/02/2022.

⁴ Fonte: Banco Central do Brasil. Disponível em: <<<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>>. Acesso em 1º/02/2022.

PIB.

Em sua, as seguintes variáveis serão utilizadas na estimação econométrica: (i) resultado primário do governo central, em proporção do PIB, com ajuste sazonal, $(RP/PIB)_t^{sa}$; despesa total do governo central, em proporção do PIB, com ajuste sazonal e em termos de logaritmos naturais, $\ln(Despesa/PIB)_t^{sa}$; taxa Selic, com ajuste sazonal e em termos de logaritmos naturais, $\ln(Selic)_t^{sa}$; pessoal ocupado com carteira no setor privado, ajustada sazonalmente, em proporção da população economicamente ativa e em termos de logaritmos naturais, $\ln(PO/PEA)_t^{sa}$.

A Tabela 1 a seguir apresenta os resultados de estatísticas descritivas. Conforme esperado, durante a crise sanitária, observou-se, em média, um aumento das despesas totais devido aos esforços para mitigar os efeitos adversos provocados pela pandemia de COVID-19, ao passo que a razão Pessoal Ocupado/PEA apresentou uma redução marginal média. Por sua vez, no que se refere à taxa Selic, em média, seu valor se reduziu durante o período da pandemia, em comparação aos demais períodos. Esses números refletem as condições econômicas correntes, bem como o pacote de estímulos governamentais implementados para o enfrentamento dessa crise.

Tabela 1 – Resultados das Estatísticas Descritivas

Períodos	Estatísticas Descritivas	Despesa Total (R\$ Milhões)	Res. Primário (R\$ Milhões)	Taxa Selic (%)	Razão Pessoal Ocupado/PEA
Crise Econômica Internacional (2008-2009)	Média	102.891,5	-20,7	1,03	0,32
	Desvio-Padrão	29.447,6	25.085,7	0,11	0,00
Crise Econômica (2014-2016)	Média	136.895,5	-12.968,2	1,02	0,35
	Desvio-Padrão	23.226,6	26.600,7	0,12	0,01
Crise Econômica COVID-19 (2020-2021)	Média	162.905,9	-36.970,0	0,29	0,30
	Desvio-Padrão	44.731,2	65.195,4	0,16	0,01
Amostra (2003-2021)	Média	115.288,2	-1.284,4	0,88	0,32
	Desvio-Padrão	37.632,5	31.062,6	0,37	0,03

Fonte: elaboração própria.

Nota: com exceção da taxa Selic e da razão Pessoal Ocupado/PEA, as demais variáveis fiscais foram convertidas em termos reais a valores de dezembro/2021 usando-se o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

A Tabela 2 a seguir apresenta uma análise de correlação entre as variáveis fiscais. Em primeiro lugar, no que se refere aos pares de

variáveis despesa total do governo central e resultado primário do governo central, em proporção do PIB, observa-se correlações negativas nos três períodos de crise econômica. Entretanto, na crise sanitária provocada pela pandemia da COVID-19, observa-se uma maior correlação negativa muito forte (-0,94).

Tabela 2– Resultados da Análise de Correlação

Coeficiente de Correlação	Crise	Crise	Crise	Amostra
	2008-2009	2014-2016	2020-2021	
Despesa Total/PIB & Resultado Primário/PIB	-0,87	-0,67	-0,94	-0,74

Fonte: elaboração própria.

Nota: as variáveis fiscais foram convertidas em termos reais a valores de dezembro/2021 usando-se o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

5. Análise dos Resultados Econométricos

As condições de estacionariedade das séries temporais de todas as variáveis sob investigação foram testadas usando quatro testes de raízes unitárias. Os dois testes de raízes unitárias utilizados que não consideram a presença de quebra estrutural endógena na série temporal foram: teste de Dickey-Fuller modificado (ELLIOT; ROTTEMBERG; STOCK, 1996) e teste de Phillips-Perron modificado (NG; PERRON, 2001). Os dois testes de raízes unitárias utilizados e que consideram a presença de quebra estrutural endógena foram: Vogelsang e Perron (1998), bem como Saikkonen e Lütkepohl (2002). Os resultados conjuntos dos quatro testes de raízes unitárias reportados na Tabela 2 apontam que as séries temporais são estacionárias em nível, ou seja, trata-se de séries temporais de variáveis integradas de ordem zero, $I(0)$.

Observe que, de acordo com os resultados reportados na Tabela 3 a seguir, a maior parte das quebras estruturais se referem ao período da crise sanitária provocada pela pandemia de COVID-19. Em face disso, foi elaborada uma variável *dummy* assumindo valor 1 entre os meses de janeiro de 2020 a dezembro de 2021.

Entretanto, para fins de comparabilidade dos resultados

relacionados a duas crises distintas, a qual será objeto da investigação econométrica a seguir descrita, e com base nas informações constantes nos relatórios do Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) da Fundação Getúlio Vargas/Instituto Brasileiro de Economia (FGV/IBRE)⁵ acerca das principais recessões econômicas que atingiram a economia brasileira nos últimos anos, foi elaborada uma segunda variável *dummy*, assumindo valor 1 no período recessivo compreendido entre abril de 2014 a dezembro de 2016, e zero caso contrário.

As Tabelas 4 e 5 a seguir resumem alguns resultados econométricos preliminares via método dos mínimos quadrados ordinários, em que se busca investigar os determinantes do resultado primário do governo central (variável dependente) conforme proposto por Tevdovski *et al.* (2021), mas considerando-se dois períodos distintos de crise econômica. Nos dois modelos econométricos a seguir apresentados, os coeficientes estimados são estatisticamente significativos a 1% e 5%, e com os sinais esperados na literatura econômica (ROUBINI; SACHS, 1989; BAYAR; SMEETS, 2009; MALTRITZ; WÜSTE, 2015).

⁵ Fonte: FGV/IBRE. Disponível em: <<<https://portalibre.fgv.br/node/1776>>>. Acesso em 1º/02/2022.

Tabela 3 – Resultado dos testes de raízes unitárias

Variáveis	Modelo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena (data da quebra é desconhecida)					
		ADF ^{GLS}	\overline{MZ}_t^{GLS}	Lags	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
					Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste	Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste
$(RP/PIB)_t^{sa}$	C	-2,48(b)	-3,19(a)	4	Innovational outlier	2020:12	-7,17(a) (0 lag)	Rational Shift	2020:04	-4,62(a) (2 lags)
$(RP/PIB)_t^{sa}$	C,T	-5,08(a)	-4,59(a)	1	Innovational outlier	2020:02	-9,78(a) (0 lag)	Rational Shift	2020:04	-4,26(a) (2 lags)
$(RP/PIB)_t^{sa}$	T	-	-	-	Innovational outlier	2020:09	-7,19(a) (0 lag)	-	-	-
$\ln(Despesa/PIB)_t^{sa}$	C	-1,78(c)	-1,77(c)	3	Innovational outlier	2007:12	-7,67(a) (0 lag)	Rational Shift	2020:04	-5,34(a) (2 lags)
$\ln(Despesa/PIB)_t^{sa}$	C,T	-3,83(a)	-3,66(a)	3	Innovational outlier	2020:03	-8,33(a) (0 lag)	Rational Shift	2020:04	-4,61(a) (2 lags)
$\ln(Despesa/PIB)_t^{sa}$	T	-	-	-	Innovational outlier	2008:04	-7,60(a) (0 lag)	-	-	-
$\ln(Selic)_t^{sa}$	C	-0,06	-0,76	12	Innovational outlier	2019:02	-4,99(b) (6 lags)	Rational Shift	2019:03	-3,18(b) (3 lags)
$\ln(Selic)_t^{sa}$	C,T	-1,42	-1,23	12	Innovational outlier	2014:08	-4,78 (6 lags)	Rational Shift	2019:03	-2,75 (10 lags)
$\ln(Selic)_t^{sa}$	T	-	-	-	Innovational outlier	2016:05	-3,97 (6 lags)	-	-	-
$\ln(PO/PEA)_t^{sa}$	C	-0,91	-0,95	7	Innovational outlier	2009:12	-4,99(b) (0 lag)	Rational Shift	2020:09	-2,06 (0 lag)
$\ln(PO/PEA)_t^{sa}$	C,T	-1,05	-1,18	7	Innovational outlier	2013:04	-4,76 (0 lag)	Rational Shift	2014:07	-0,04 (0 lag)
$\ln(PO/PEA)_t^{sa}$	T	-	-	-	Innovational outlier	2013:08	-4,04 (0 lag)	-	-	-

Fonte: elaboração própria. Uso dos softwares econométricos Eviews e JMULTI. “Lags” significa defasagens. Tipos de modelo: “C” significa constante; “T” significa tendência determinística. Contagem inicial máxima de 13 defasagens. Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Observações anuais incluídas: 180 (amostra: 2007:01 a 2021:12). Nota:

1 – Os valores críticos do teste ADF^{GLS} são (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996): (i) modelo com constante: -2,59 (1%), -1,94 (5%) e -1,61 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,67 (1%), -3,11 (5%) e -2,81 (10%). Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.

2 – Os valores críticos assintóticos do teste \overline{MZ}_t^{GLS} 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%); Método de estimação espectral: AR GLS-detrended. Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.

3 – Os valores críticos do teste de Vogelsang e Perron (1998) são: (i) modelo com constante/quebra de intercepto: -5,35 (1%), -4,86 (5%), e -4,61 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de intercepto e de tendência: -5,72 (1%), -5,18 (5%), e -4,89 (10%). (iii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de tendência: -5,07 (1%), -4,52 (5%), e -4,26 (10%). Tipo de quebra: innovational outlier. Seleção da quebra estrutural: estatística t de Dickey-Fuller minimizada. Seleção do número ótimo de defasagens: Critério de Informação de Akaike; Critério de Informação de Schwarz; e minimização da estatística t de Dickey-Fuller.

4 – Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lütkepohl são (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%). Tipos de quebra estrutural: Rational Shift.

A Tabela 4 se refere ao período de recessão econômica resultante da crise sanitária provocada pela pandemia de COVID-19. O efeito do resultado primário defasado é positivo, correspondendo à inércia bem documentada no processo orçamentário. Por sua vez, a despesa total tem um impacto negativo e estatisticamente significativo no resultado primário dado que, por construção, elevadas despesas governamentais contribuem para o aumento do déficit primário no curto prazo. A razão Pessoal Ocupado/PEA, usada como *proxy* para o mercado de trabalho, também apresenta sinal positivo, refletindo indiretamente que o estímulo à atividade econômica melhora o resultado primário no curto prazo.

Tabela 4 – Resultados Econométricos. Crise da COVID-19, 2020-2021. Variável dependente: resultado primário do governo central.

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Valor-p
$(RP/PIB)_{t-1}^{sa}$	0,242520(a)	0,055999	4,330800	0,0000
$\ln(Despesa/PIB)_t^{sa}$	-0,068088(a)	0,014306	-4,759379	0,0000
$\ln(Selic)_t^{sa}$	0,010778(b)	0,005054	2,132619	0,0344
$\ln(PO/PEA)_t^{sa}$	0,056582(b)	0,023665	2,390977	0,0179
D2020_2021	-0,292383(a)	0,042122	-6,941424	0,0000
D2020_2021 * $\ln(Despesa/PIB)_t^{sa}$	-0,182982(a)	0,024567	-7,448378	0,0000
R2	0,731535	Média Var. Dependente		-0,004910
R2 Ajustado	0,723776	Desvio-Padrão Var. Dep.		0,042401
Erro-Padrão da Regressão	0,022284	Critério Inf. Akaike		-4,736910
Soma dos Quadrados dos Resíduos	0,085911	Critério Inf. Schwarz		-4,630070
Log Verossimilhança	429,9534	Critério Inf. Hannan-Quinn		-4,693587
Estatística Durbin-Watson	1,622209			

Fonte: elaboração própria. Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Variáveis em termos de logaritmos naturais.

Nota:

1 – Amostra ajustada: 2007:02 a 2021:12 (179 observações após ajustamentos);

2 – As variáveis fiscais foram convertidas em termos reais a valores de dezembro/2021 usando-se o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Em particular, a variável despesa total foi dessazonalizada segundo o método Census X-13 ARIMA, e convertida em logaritmos naturais.

Quanto ao instrumento de política monetária, uma menor taxa básica de juros (Selic) reduz o déficit nominal, que é a diferença entre o déficit primário e os gastos com juros. Todavia, a queda da taxa de juros contribui também indiretamente no esforço governamental em atingir a

meta de superávit primário, de modo que o custo de rolagem da dívida pública diminui. Em outras palavras, a queda na taxa de juros reduz a procura por títulos públicos indexados à Selic, resultando em mais recursos no caixa do governo (Conta Única do Tesouro Nacional). Além disso, a redução da Selic contribui para uma melhora nas expectativas dos agentes econômicos em relação à confiança e comprometimento do governo em realizar uma boa gestão fiscal, resultando em aumento da arrecadação e atração de investimentos privados, elementos importantes para o aumento da receita pública.

Por fim, ao analisar os resultados da variável *dummy* e da variável *dummy* de interação, observa-se que a pandemia aumenta a magnitude dos efeitos da despesa governamental. De fato, os esforços fiscais no Brasil voltados ao enfrentamento da crise sanitária ocasionada pela pandemia da COVID-19 estão entre os mais altos, em termos de percentual do PIB, na comparação com países em desenvolvimento e até mesmo em comparação com países desenvolvidos. O esforço fiscal no combate à pandemia nos anos 2020-2021 totalizou R\$ 645,5 bilhões, distribuídos da seguinte forma: R\$ 524,0 bilhões (2020) e R\$ 121,4 bilhões (2021)⁶. Apesar desse expressivo esforço fiscal, o governo federal manteve sua diretriz de responsabilidade fiscal e de implementação da agenda reformista, reforçando o compromisso com o processo de consolidação fiscal por meio do controle das despesas.

A Tabela 5 a seguir apresenta os resultados do mesmo modelo econométrico estimado, mas considerando-se a crise econômica do período 2014-2016. Os coeficientes estimados também foram estatisticamente significativos ao nível de 1%, 5% e 10%, com os sinais esperados à luz da literatura econômica. Em particular, note que a despesa total teve um impacto negativo e estatisticamente significativo no resultado primário muito maior, quando comparado com os resultados da crise provocada pela pandemia de COVID-19 reportados na Tabela 4 mencionada anteriormente. E, cabe destacar, que a crise fiscal pré-pandemia é caracterizada pela deterioração do resultado

⁶ Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional. Resultado do Tesouro Nacional & Painel de Monitoramento dos Gastos da União com Combate à COVID-19. Link: <<<https://www.tesourotransparente.gov.br/visualizacao/painel-de-monitoramentos-dos-gastos-com-covid-19>>>

primário e pelo crescimento da razão dívida/PIB, cujos reflexos no aumento da incerteza macroeconômica estiveram na raiz da recessão econômica do período 2014-2016.

Tabela 5 – Resultados Econométricos. Crise Econômica de 2014-2016.
Variável dependente: resultado primário do governo central

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Valor-p
$(RP/PIB)_{t-1}^{sa}$	0,253538 ^(a)	0,061948	4,092731	0,0001
$\ln(Despesa/PIB)_t^{sa}$	-0,117816 ^(a)	0,013074	-9,011186	0,0000
$\ln(Selic)_t^{sa}$	0,021679 ^(a)	0,004554	4,760642	0,0000
$\ln(PO/PEA)_t^{sa}$	0,080487 ^(a)	0,026340	3,055723	0,0026
D2014_2016	-0,170386 ^(b)	0,083489	-2,040812	0,0428
D2014_2016 * $\ln(Despesa/PIB)_t^{sa}$	-0,087731 ^(c)	0,050509	-1,736957	0,0842
R2	0,690176	Média Var. Dependente		-0,004910
R2 Ajustado	0,681222	Desvio-Padrão Var. Dep.		0,042401
Erro-Padrão da Regressão	0,023940	Critério Inf. Akaike		-4,593626
Soma dos Quadrados dos Resíduos	0,099147	Critério Inf. Schwarz		-4,486786
Log Verossimilhança	417,1295	Critério Inf. Hannan-Quinn		-4,550303
Estatística Durbin-Watson	1,748682			

Fonte: Elaboração própria. Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Variáveis em termos de logaritmos naturais.

Nota:

- 1 – Amostra ajustada: 2007:02 a 2021:12 (179 observações após ajustamentos);
- 2 – As variáveis fiscais foram convertidas em termos reais a valores de dezembro/2021 usando-se o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Em particular, a variável despesa total foi dessazonalizada segundo o método Census X-13 ARIMA, e convertida em logaritmos naturais.

Considerações Finais e Implicações de Política

O presente estudo teve por objetivo revisitar a discussão sobre os determinantes do resultado primário do governo central à luz da crise sanitária provocada pela pandemia de COVID-19 (Coronavírus). Dentre os resultados encontrados, destaca-se que a pandemia aumentou a magnitude dos efeitos da despesa governamental sobre o resultado primário do governo central. Entretanto, os efeitos da crise sanitária

sobre o resultado primário do governo central foram menores quando comparados com a crise econômica de 2014-2016.

Deve-se ressaltar que, apesar do expressivo esforço fiscal para mitigar os efeitos da crise sanitária, o governo federal manteve sua diretriz de responsabilidade fiscal e de implementação da agenda reformista, reforçando o compromisso com o processo de consolidação fiscal por meio do controle das despesas.

Visando futuros desdobramentos desta pesquisa, recomenda-se a inclusão de um conjunto de variáveis institucionais e de política na modelagem econométrica visando analisar como a economia política positiva pode também contribuir na análise dos determinantes dos déficits fiscais no Brasil.

Referências

AFONSO, A.; AGNELLO, L.; FURCERI, D. Fiscal policy responsiveness, persistence, and discretion. *Public Choice*, v. 145, n.3-4, p. 503-530, 2010.

AKITOBY, B.; CLEMENTS, B.; GUPTA, S.; INCHAUSTE, G. The cyclical and long-term behavior of government expenditures in developing countries. *International Monetary Fund Working Paper* n. 202, 2004.

ALESINA, A.; CAMPANTE, F. R.; TABELLINI, G. Why is fiscal policy often procyclical? *Journal of the European Economic Association*, v. 6, n. 5, p. 1006-1036, 2008.

BAYAR, A. H.; SMEETS, B. Economic, political and institutional determinants of budget deficits in the european union. 2009.

DE HAAN, J.; MINK, M. Has the stability and growth pact impeded political budget cycles in the European Union? *CESifo Working Paper Series* n. 1532, 2005. Disponível em: << <https://ssrn.com/abstract=812329> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.812329> >> Acesso em 20 de fevereiro de 2023.

DE HAAN, J.; STURM, J-E. Political and economic determinants of OECD budget deficits and government expenditures: a reinvestigation. *European Journal of Political Economy*, v. 13, n. 4, p. 739-750. 1997.

DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 336, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. *Econometrica*, v. 49, nº 4, 1981.

DOMINIK, M.; WÜSTE, S. Determinants of budget deficits in europe: The role and relations of fiscal rules, fiscal councils, creative accounting and the euro. *Economic Modelling*, v. 48, p. 222–236, 2015.

ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

FRANKEL, J. A.; VEGH, C. A.; VULETIN, G. On graduation from fiscal procyclicality. *Journal of Development Economics*, v. 100, n. 1, p. 32-47, 2013.

FRANZESE JR. R. J. Electoral and partisan cycles in economic policies and outcomes. *Annual Review of Political Science*, v. 5, n. 1, p. 369-421, 2002.

GALI, J.; PEROTTI, R. Fiscal policy and monetary integration in Europe. *Economic Policy*, v. 18, n. 37, p. 533-572, 2003.

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

LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. 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.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

PEROTTI, R.; KONTOPOULOS, Y. Fragmented fiscal policy. *Journal of Public Economics*, v. 86, n. 2, p. 191-222, 2002.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6. p. 1361-1401, 1989.

PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of econometrics*, v. 80, n. 2, p. 355-385, 1997.

PHILLIPS, P. C. B. e PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

ROUBINI, N.; SACHS, J. D. Political and economic determinants of budget deficits in the industrial democracies. *European Economic Review*, v. 33, n. 5, p. 903–933, 1989.

TALVI, E.; VEGH, C. A. Tax base variability and procyclical fiscal policy in developing countries. *Journal of Development Economics*, v. 78, n. 1, p. 156-190, 2005.

TEVDOVSKI, D.; JOLAKOSKI, P.; STOJKOSKI, V. Determinants of budget déficits: focus on the effects from the COVID-19 crisis. *Munich Personal RePEc Archive (MPRA) Paper n° 108056*, june, 2021.

Determinantes do resultado primário: foco nos efeitos da crise sanitária provocada pela pandemia de Covid-19 (Coronavírus) (Gadelha, Sérgio Ricardo de Brito.)

SAID, S.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, v. 71, p. 599-607, 1984.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric Theory*, v. 18, p. 313-348, 2002.

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, 1998.

VOLKERINK, B.; DE HAAN, J. Fragmented government effects of fiscal policy: new evidence. *Public Choice*, v. 109, n. 3-4, p. 221-242, 2001.