



UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

DANIEL LINS BATISTA GUERRA

ENSAIOS SOBRE POLÍTICA FISCAL NA AMÉRICA LATINA

João Pessoa

2022

DANIEL LINS BATISTA GUERRA

ENSAIOS SOBRE POLÍTICA FISCAL NA AMÉRICA LATINA

Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba, como requisito à obtenção do título de Doutor em Economia.

Área de concentração: Economia Aplicada
Linha de pesquisa: Métodos Quantitativos Aplicados

Orientador: José Luís da Silva Netto Júnior

Coorientador: Edilean Kléber da Silva Bejarano Aragón

João Pessoa

2022

Catálogo na publicação
Seção de Catalogação e Classificação

G934e Guerra, Daniel Lins Batista.
 Ensaaios sobre política fiscal na América Latina /
Daniel Lins Batista Guerra. - João Pessoa, 2022.
 104 f. : il.

 Orientação: Jose Luis da Silva Netto Junior.
 Tese (Doutorado) - UFPB/CCSA.

 1. Política fiscal - América Latina. 2. Dívida pública. 3. Ciclos políticos orçamentários. 4. Multiplicadores fiscais. I. Silva Netto Junior, Jose Luis da. II. Título.

UFPB/BC

CDU 336.02(8)(043)

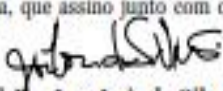


Universidade Federal da Paraíba
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-Graduação em Economia

Campus Universitário I – Cidade Universitária – CEP 58.059-900 – João Pessoa – Paraíba
Tel: (83) 3246-7482 – <https://sigaa.ufpb.br/sigaa/public/programa/portal.jsf?id=1875> – E-mail: ppge.eca@ufpb.br

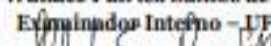
Ata da reunião da Banca Examinadora designada para avaliar o trabalho de tese do doutorando **Daniel Lins Batista Guerra**, submetida para obtenção do grau de doutor em Economia, área de concentração em **Economia Aplicada**.

Aos vinte e três dias do mês de maio do ano dois mil e dois, às nove horas e trinta minutos, no Programa de Pós-Graduação em Economia, do Centro de Ciências Sociais Aplicadas, da Universidade Federal da Paraíba, reuniram-se, em cerimônia pública, os membros da Banca Examinadora, constituída pelos professores doutores **Jose Luis da Silva Netto Junior** (Orientador), da Universidade Federal da Paraíba; **Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragon** (Examinador Interno), da Universidade Federal da Paraíba; **Jevuks Matheus de Araujo** (Examinador Interno), da Universidade Federal da Paraíba; **Wallace Patrick Santos de Farias Souza** (Examinador Interno), da Universidade Federal da Paraíba; **Helio de Sousa Ramos Filho** (Examinador Externo), da Universidade Federal da Paraíba; e **Wellington Charles Lacerda Nobrega** (Examinador Externo), a fim de examinarem o candidato ao grau de doutor em Economia, área de concentração em **Economia Aplicada**, **Daniel Lins Batista Guerra**. Além dos examinadores e do examinando, compareceram também, representantes do Corpo Docente e do Corpo Discente. Iniciando a sessão, o professor **Jose Luis da Silva Netto Junior**, na qualidade de presidente da Banca Examinadora, comunicou aos presentes a finalidade da reunião e os procedimentos de encaminhamento desta. A seguir, concedeu a palavra ao candidato, para que fizesse oralmente a exposição do trabalho, apresentado sob o título: “**Ensaio sobre política fiscal na América Latina**”. Concluída a exposição, o senhor presidente solicitou que fosse feita a arguição por cada um dos examinadores. A seguir foi concedida a palavra ao candidato, para que respondesse e esclarecesse as questões levantadas. Terminadas as arguições, a Banca Examinadora passou a proceder à avaliação e ao julgamento do candidato. Em seguida, o senhor presidente comunicou aos presentes que a Banca Examinadora, por unanimidade, **aprovou** a tese apresentada e defendida com o **conceito aprovado**, concedendo assim, o grau de **Doutor em Economia**, área de concentração em **Economia Aplicada**, ao doutorando **Daniel Lins Batista Guerra**. E, para constar, eu, Ricardo Madeira Cataldi, secretário ad hoc do Programa de Pós-Graduação em Economia, lavrei a presente ata, que assino junto com os membros da Banca Examinadora. João Pessoa, 23 de maio de 2022.


Prof. Dr. Jose Luis da Silva Netto Junior
Orientador – UFPB


Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragon
Examinador Interno – UFPB


Prof. Dr. Jevuks Matheus de Araujo
Examinadora Interna – UFPB


Prof. Dr. Wallace Patrick Santos de Farias Souza
Examinador Interno – UFPB


Prof. Dr. Helio de Sousa Ramos Filho
Examinador Externo – UFPB


Prof. Dr. Wellington Charles Lacerda Nobrega
Examinador Externo


Ricardo Madeira Cataldi
Secretário Ad Hoc – PPGE/ UFPB

 Documento assinado digitalmente
JOSÉ LUIS DA SILVA NETTO JUNIOR
Data: 04/06/2022 20:12:08 -0300
Verifique em: <https://verboice.ufpb.br>

Documento assinado digitalmente
WALLACE PATRICK SANTOS DE FARIAS SOUZA
Data: 04/06/2022 21:19:24 -0300
Verifique em: <https://verboice.ufpb.br>

RESUMO

O presente estudo tem como objetivo geral explorar os elementos determinantes para as políticas fiscais na América Latina, cuja análise é desenvolvida em três eixos. Primeiro, as relações existentes entre os níveis de endividamento e o crescimento do produto em economias da região latino-americana são investigadas, a partir da discussão aberta por Reinhart e Rogoff (2010). Os resultados mostram que a evolução e o patamar da dívida pública guardam relação estatisticamente significativa com o desempenho do crescimento tanto no curto como no longo prazo para os países da América Latina. Em seguida, são analisadas as relações entre desempenho fiscal e fatores político-institucionais, seguindo o debate formado em Rogoff (1987) e Roubini e Sachs (1988). Ficou evidenciado que parte dos resultados macroeconômicos e fiscais caminha por meio de ciclos político-econômicos e são afetados pela estrutura político-institucional disposta pelos países. Por fim, são calculados os multiplicadores fiscais para diferentes componentes de despesas, para períodos de alto e baixo endividamento, retomando a discussão elaborada em Huidrom et al. (2016). O padrão de endividamento no período pesquisado, não mostrou ser um fator restritivo ao poder dos multiplicadores fiscais. Os componentes de despesas voltados a gastos de capital provocam maiores efeitos imediatos sobre o crescimento, em comparação àqueles voltados para gastos correntes. Ao tempo em que, surpreendentemente, foi encontrado efeito positivo no impulso da arrecadação tributária.

Palavras-chave: Dívida pública; ciclos políticos orçamentários; multiplicadores fiscais

ABSTRACT

The present study has as its general objective to explore the determining elements for fiscal policies in Latin America, whose analysis is developed in three axes. First, the relations between debt levels and product growth in economies in the Latin American region are investigated, based on the discussion opened by Reinhart and Rogoff (2010). The results show that the evolution and level of public debt are statistically significant with the performance of growth both in the short and long term for Latin American countries. Next, the relations between fiscal performance and political-institutional factors were analyzed, following the debate formed in Rogoff (1987) and Roubini and Sachs (1988). It was evidenced that part of the macroeconomic and fiscal results go through political-economic cycles and are affected by the political-institutional structure provided by the countries. Finally, tax multipliers were calculated for different expenditure components, for periods of high and low indebtedness, resuming the discussion elaborated in Huidrom et al. (2016). The pattern of indebtedness in the period surveyed did not show to be a restrictive factor in the power of tax multipliers. The components of capital expenditures have greater immediate effects on growth, compared to those focused on current spending. At the time when, surprisingly, a positive effect was found in the boost in tax collection.

Keywords: Public debt; budgetary political cycles; tax multipliers

JEL: E62; H30; H60

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	7
CAPÍTULO 2 - DÍVIDA PÚBLICA E CRESCIMENTO ECONÔMICO NA AMÉRICA LATINA: UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO DE 1990 A 2018	
INTRODUÇÃO.....	9
2.2 REVISÃO DA LITERATURA	12
2.3 METODOLOGIA E DADOS DA PESQUISA	15
2.4 RESULTADOS DA PESQUISA	18
2.4.1 Análise preliminar dos dados	18
2.4.2 Resultados das estimações para o curto prazo	24
2.4.3 Resultados das estimações para o longo prazo	30
2.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	36
REFERÊNCIAS	38
CAPÍTULO 3: CICLOS POLÍTICOS, INSTITUIÇÕES E RESULTADOS FISCAIS NA AMÉRICA LATINA	
INTRODUÇÃO.....	41
3.2. ESTUDOS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PRESENTES NA LITERATURA	43
3.3. DADOS E ASPECTOS METODOLÓGICOS	47
3.4. RESULTADOS EMPÍRICOS	51
3.4.1 Ciclos político-econômicos	51
3.4.2. Democracia, desenho político-institucional e resultados fiscais	57
3.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	63
REFERÊNCIAS	65
CAPÍTULO 4: MULTIPLICADORES FISCAIS NA AMÉRICA LATINA: HÁ EFEITOS DO NÍVEL DE ENDIVIDAMENTO?	
INTRODUÇÃO.....	69
4.2. REFERENCIAL TEÓRICO.....	71

4.2.1 Modelo teórico.....	72
4.3. REVISÃO DA LITERATURA.....	74
4.4. METODOLOGIA E DADOS DA PESQUISA	79
4.5. RESULTADOS	81
4.5.1. Análise preliminar dos dados	81
4.5.2 Efeitos do gasto público sobre o crescimento econômico na América Latina	83
4.5.3 Multiplicadores fiscais gerais	84
4.5.4 Multiplicadores fiscais em períodos de baixo endividamento	90
REFERÊNCIAS	96
CONCLUSÃO FINAL	102

INTRODUÇÃO

Momentos de depressão econômica mundial como a atualmente vivenciada, impulsionam a discussão em torno do direcionamento a ser adotado pela política fiscal. O problema atual, assim como em outros momentos de crise econômica global, tem induzido muitos países a ampliarem os gastos públicos e fornecerem estímulos fiscais, combinados a medidas de flexibilização monetária, com o fim de favorecer a recuperação da economia.

Todavia, algumas questões surgem a partir desse cenário e abre questões para o debate: haveria espaço para mais estímulo fiscal, mesmo que através de endividamento, a fim de evitar a queda mais profunda e prolongada da atividade econômica e possibilitar uma recuperação mais rápida? Qual o limite de endividamento seguro sob o qual é possível adotar políticas fiscais de suporte ao crescimento? Qual seria o melhor instrumento fiscal para atingir esse fim: o corte de impostos, o uso de subsídios, compras governamentais ou investimentos públicos? Questões de natureza política e institucional podem comprometer a eficácia da política fiscal?

Essas e outras questões são enfrentadas neste trabalho, que tem como escopo geral explorar os elementos determinantes para as políticas fiscais na América Latina, cuja discussão é desenvolvida em três ensaios.

A primeira parte do trabalho tem como objetivo investigar as relações existentes entre os níveis de endividamento e o crescimento do produto em economias da região latino-americana. Com uso de dados em painel de efeitos fixos e dinâmicos, são testados os impactos de curto e de longo prazo de diferentes indicadores de endividamento sobre o produto, visando de avaliar o grau de persistência de seus efeitos e a direção que eles percorrem com o tempo.

É testada a existência de relação não-linear entre o nível da dívida e o produto, com o fim de identificar o ponto limite a partir do qual a economia passa a decrescer com o avanço do endividamento. Os resultados encontrados demonstram que, os pontos limiares calculados para o tamanho da dívida pública superam substantivamente o ponto limite de 90% estipulado em Reinhart e Rogoff (2010) e os valores descritos em trabalhos anteriores¹. Dados os limites encontrados e os padrões recentes de endividamento da América Latina, pôde-se concluir que os países de região

¹ Checherita e Rother (2010), Mencinger, Aristvnik e Verbic (2014) e Patillo, Poirsin e Ricci (2011), por exemplo.

possuem uma margem de segurança relevante quanto aos indicadores de endividamento, permitindo a adoção de estímulos fiscais para ativar a demanda.

Em seguida, são analisadas as relações entre desempenho fiscal e fatores políticos-institucionais, de modo a avaliar se há presença de ciclos políticos orçamentários no comportamento fiscal dos países da América Latina e estimar o quanto os indicadores políticos e institucionais afetam os resultados fiscais, usando dados em painel para o período de 1990 a 2017. Os resultados obtidos constataram efeitos correspondentes aos ciclos políticos eleitorais sobre o desempenho econômico e fiscal da região. Ao mesmo tempo, permitiram obter como implicação que o progresso da democracia na América Latina é capaz de conter o tamanho da participação do Estado nas economias da região, gerar a estabilidade necessária para a redução da dívida pública e melhora do desempenho fiscal.

O terceiro ensaio estima o tamanho dos multiplicadores fiscais para os países da região latino-americana, com uso de modelo PSVAR (*Panel Structural Vector Autoregression*). O trabalho incorpora distintos componentes de despesas, e verifica os efeitos dos níveis de endividamento sobre a potência dos efeitos multiplicadores dos gastos, com o propósito de identificar qual a melhor opção para o direcionamento de recursos fiscais visando o estímulo da atividade econômica para a região. Os resultados permitiram concluir que os multiplicadores fiscais possuem efeito positivo e significativo na América Latina, sendo aqueles voltados a despesas de capital, os que geram maiores efeitos imediatos e com prazo prolongado sobre o crescimento. Assim, sugere-se como escolha de política fiscal contracíclica a ser adotada pelos formuladores de políticas na América Latina gastos com aquisição de capital fixo e seja financiada por receitas tributárias e não por empréstimos a juros.

Para atingir os objetivos propostos o trabalho é desenvolvido em três capítulos independentes, embora correlacionados, onde cada capítulo é composto por um ensaio. O primeiro investiga as relações existentes entre os níveis de endividamento e o crescimento do produto em economias da América Latina. O segundo busca examinar a presença de ciclos políticos orçamentários e fatores ligados à arquitetura político-institucional e de governança, como fatores determinantes para o comportamento fiscal dos países latino-americanos. O último estima a potência dos impulsos fiscais promovidos sobre os tributos e gastos do governo na dinâmica do produto em economias da região, considerando-se distintos graus de endividamento público.

CAPÍTULO 2 - DÍVIDA PÚBLICA E CRESCIMENTO ECONÔMICO NA AMÉRICA LATINA: UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO DE 1990 A 2018

INTRODUÇÃO

A depressão econômica provocada pela pandemia do Coronavírus (COVID-19) tem levado os países a promoverem uma série de gastos e estímulos fiscais, associados a medidas de expansão monetária, com o fim de oferecer assistência médica e social, amenizar os efeitos adversos imediatos sobre o setor produtivo e o mercado de trabalho, e favorecer a recuperação da economia.

Calcula-se que o PIB mundial tenha se retraído em cerca de 3,3% no ano de 2020, sendo essa queda ainda maior na América Latina onde caiu 7,0%, enquanto o Brasil teve o PIB reduzido em 4,1%². Apesar da queda acentuada na atividade econômica, esta se deu em patamar inferior ao inicialmente previsto, cujo resultado pode ser explicado em boa parte, pelo forte impulso fiscal empregado pelos países³. Ocorre que a combinação de baixo crescimento junto a políticas fiscais expansionistas tem levado ao crescimento do nível de endividamento: a dívida bruta em proporção do PIB atingiu 97,3% no mundo, 77,7% na América Latina e 98,9% no Brasil⁴. Nesse caso, haveria espaço para mais estímulo fiscal, mesmo que através de endividamento, a fim de evitar queda tão acentuada e possibilitar uma recuperação mais rápida? Qual o limite de endividamento seguro sob o qual é possível adotar políticas fiscais de suporte ao crescimento?

Se por um lado os multiplicadores fiscais tendem a ser mais elevados em períodos recessivos como o materializado no momento atual, altos níveis de endividamento e de déficits são freios relevantes a reduzir a potência da política de gastos (Huidrom et. al., 2006; Auerbach e Gorodnichenko, 2011). Para que haja efetividade no enfrentamento recessivo, a posição fiscal deve demonstrar sua sustentabilidade a fim de não elevar os prêmios de riscos associados ao endividamento e afetar a taxa de juros de longo prazo, com sabidos efeitos nocivos sobre o investimento,

² IMF (2021).

³ As previsões do FMI (2020b) calculavam que a economia mundial deveria se retrair cerca de 4,4% em 2020. Para a América Latina, era esperada uma queda de 8,1% no PIB real, e para o maior país da região, o Brasil, tinha-se projetado uma retração de 5,8%.

⁴ IMF (2021).

na atração de fluxos de capitais estrangeiros e sobre a própria capacidade de financiamento da dívida.

Por outro lado, nos períodos recessivos em que as economias possuem capacidade ociosa ou ausência de restrição de oferta e quando o produto e o desemprego encontram-se apartados de suas taxas naturais, as políticas fiscais expansivas podem se mostrar eficazes em produzir efeitos multiplicadores positivos e se tornarem mesmo autofinanciáveis em razão do aumento do produto potencial futuro, conforme preceituam De Long e Summers (2012). Além disso, políticas expansionistas que elevem o nível de emprego podem render benefícios permanentes sobre a renda e o emprego, dado o efeito da histerese macroeconômica conforme apontado em Blanchard e Summers (1987).

O debate em torno da política fiscal nas últimas décadas tem sido dominado pela tese da contração fiscal expansionista, que, em síntese, carrega a ideia de que contrações fiscais podem estimular a recuperação econômica. O estudo de Reinhart e Rogoff (2010), na esteira da última crise econômica de 2008, que pressionou por respostas fiscais expansivas, acendeu o debate em torno da relação entre a dívida pública e o crescimento, ao sugerir que as economias sofrem de intolerância à dívida. Esta intolerância faz com que níveis elevados de dívida ofereçam barreiras ao crescimento, à medida que tendem a levar ao aumento das taxas de juros do mercado, forçando um ajuste fiscal para reverter o endividamento, prolongando a estagnação.

Uma série de trabalhos voltados a apurar empiricamente os efeitos da dívida sobre o produto foram realizados e apontaram que níveis elevados de endividamento estão associados a menores taxas de crescimento econômico (Schclarek, 2005; Kumar e Woo, 2010; Checherita e Rother, 2010; Patillo, Poirsin e Ricci, 2011; Mencinger, Aristvnik e Verbic, 2014). Mas essa conclusão serve ao contexto atual, onde se tem um grave quadro de desaceleração econômica, alta do desemprego, aumento da pobreza e desigualdade no mundo?

Em relatório recentemente publicado, o FMI (2021) advoga pela necessidade de manutenção de medidas fiscais que visem favorecer a recuperação econômica, apesar do crescimento observado da dívida pública. Como roteiro para essa recuperação, esse órgão sugere que os países caminhem para: incentivos e capacitação de trabalhadores para a restauração do nível de emprego; suporte financeiro para empresas em dificuldades; revisão do sistema tributário através de aumento de impostos para pessoas físicas e jurídicas de alta renda e lucratividade, com uso dos recursos

decorrentes do aumento para financiar os gastos públicos; expansão do investimento público, priorizando gastos em sistemas de saúde e educação; fortalecimento da rede de assistência social; e a busca pela transição para a economia digital e de baixo carbono.

Diante desse panorama, este trabalho tem como objetivo investigar as relações existentes entre os níveis de endividamento e o crescimento do produto em economias da América Latina, abrangendo o período de 1990 a 2018. Serão testados os impactos de curto e de longo prazo da dívida sobre o produto, com o fim de avaliar o grau de persistência de seus efeitos e a direção que eles percorrem com o tempo. Adicionalmente, será verificada a possível existência de relação não-linear entre o nível da dívida e o produto, de modo a identificar o ponto limite a partir do qual a economia passa a sofrer crescimento negativo.

Nesse sentido, o estudo pretende contribuir com a escassa literatura sobre o tema voltada para a América Latina, visto que os trabalhos têm, preferencialmente, sido direcionados aos países de economia avançada. Não obstante, dado que a região possui características político-econômicas próprias, diferente estágio de desenvolvimento e padrões de endividamento, é esperado que a relação observada guarde distinções, seja em direção seja em intensidade, com a verificada em estudos aplicados a outras regiões.

São incorporados ao estudo indicadores de endividamento que podem possuir vínculos decisivos, notadamente para países em desenvolvimento, sobre o desempenho econômico das economias e que, em geral, têm sido olvidados pela literatura: a dívida líquida do governo; o custo do serviço total da dívida sobre o produto; a participação do pagamento de juros da dívida sobre as despesas totais do governo; e, a dívida de curto prazo em razão das reservas.

Os trabalhos encontrados na literatura têm, em geral, centrado a análise sobre a dívida bruta ou externa, deixando de lado outros indicadores aqui tratados que demonstram possuir conexões relevantes para explicar o crescimento. Ademais, a literatura é carente no que se refere ao cálculo do ponto de inflexão da dívida para a região estudada, tendo ficado demonstrado neste estudo que não é possível tomar como dado um patamar único para grupos de países distintos.

O texto está organizado em cinco tópicos. Seguindo esta introdução, a seção 2 promove discussão acerca da literatura empírica relacionada ao tema. A seção 3 apresenta os procedimentos metodológicos, a especificação dos dados utilizados e a estratégia empírica empregada. Em seguida, na seção 4, os resultados empíricos são

apresentados e comentados. As principais conclusões do estudo são relatadas na última parte.

2.2 REVISÃO DA LITERATURA

O trabalho seminal de Reinhart e Rogoff (2010), abordou a relação da dívida pública, crescimento e inflação para países de economias desenvolvidas e em desenvolvimento. Para tanto, segmentou os dados de países no tempo de acordo com quatro níveis de endividamento, a fim de relacioná-los com o crescimento e a inflação observada, cujos níveis foram: (i) abaixo de 30% do PIB; (ii) entre 30% e 60% do PIB; (iii) entre 60% e 90% do PIB; e (iv) acima de 90% do PIB. As análises foram feitas com amostra envolvendo a seleção de 20 países de economia desenvolvida para o período 1946-2009 e um período expandido 1900-2009, e também para 20 países em desenvolvimento para o período 1970-2009. Os resultados encontrados sugerem que tanto em países desenvolvidos quanto naqueles em desenvolvimento, altos níveis de dívida/PIB (90% e acima) estão associados a um crescimento notavelmente mais baixo – o crescimento médio gira em torno de 4,1% para dívidas abaixo de 30% do PIB, 2,8% para dívidas entre 30% e 60% do PIB e também para dívidas entre 60% e 90% do PIB, e um crescimento negativo de -0,01% para dívidas acima de 90% do PIB em economias desenvolvidas, para o período reduzido. Para economias em desenvolvimento, adiciona-se outro efeito nocivo associado ao alto endividamento: a inflação cresce junto com patamares maiores de dívida pública externa.

Os resultados obtidos pelo influente artigo de Reinhart e Rogoff (2010) foram alvos de checagem e críticas de Herndon, Ash e Pollin (2013), que apontaram inconsistências relevantes no manuseio dos dados da pesquisa: foram constatados erros nos códigos que provocaram exclusão de países da amostra; exclusão seletiva de dados; e uso de método de ponderação inadequado. Tais falhas teriam distorcido os resultados, levando à subestimação do crescimento econômico aos níveis maiores de dívida ou, alternativamente, a uma superestimação dos efeitos adversos da dívida sobre o crescimento. Refazendo os cálculos com a correção dos erros identificados, os autores encontram resultados que, apesar de sugerirem haver correlação negativa entre as taxas de crescimento e o tamanho da dívida, apontam que a queda do crescimento associada a endividamentos maiores ocorre de maneira mais branda: o crescimento médio gira em torno de 4,2% para dívidas abaixo de 30% do PIB, 3,1% para as duas faixas seguintes e

cerca de 2,2% para dívidas acima de 90% do PIB. Além disso, replicando a análise para períodos subamostrais, foi verificado que a não-linearidade da relação não segue um padrão, não é robusta para todo o período, e que a relação dívida e crescimento tem sido mais fraca nos anos mais recentes. Os autores sugerem então a necessidade de reavaliar a agenda de austeridade amparada pela argumentação trazida em Reinhart e Rogoff (2010).

Schclarek (2005) fez uso de painel dinâmico (*dynamic system GMM panel estimator*) para avaliar empiricamente a relação entre dívida pública e crescimento, tanto para países industrializados quanto em desenvolvimento, com dados de 1970 a 2002. Os resultados não encontraram uma relação robusta entre o nível da dívida pública e o crescimento para países desenvolvidos. Por outro lado, o estudo apontou para uma relação negativa e significativa entre a dívida pública externa e o crescimento econômico, não sendo evidenciada a presença de uma relação não-linear (em formato de U invertido), para países em desenvolvimento.

Apurar o impacto de níveis elevados de dívida pública e o crescimento econômico de longo prazo foi o objeto de estudo do artigo de Kumar e Woo (2010). A análise se baseou em um painel de economias avançadas e emergentes ao longo de 1970 a 2007, e buscou testar os efeitos lineares e não-lineares sobre o crescimento do PIB e de seus componentes (investimento, produtividade do trabalho, estoque de capital). Os resultados empíricos confirmam a relação inversa entre dívida inicial e crescimento do produto. Também foram evidenciadas relações de não-linearidade, com níveis mais altos de dívida inicial tendo proporcionalmente maior efeito negativo no crescimento subsequente: para uma dada dívida inicial, um aumento de 10% no índice de endividamento em países com índice de endividamento acima de 90% está associado a um declínio no crescimento de 0,19%, enquanto um aumento idêntico no índice de endividamento no grupo de 30 a 60% está associado a um declínio em crescimento de cerca de 0,11 por cento. Por fim, a análise dos componentes do crescimento sugere que o efeito adverso da dívida sobre o crescimento é reflexo dos impactos indiretos que promovem sobre a produtividade do trabalho, principalmente devido à redução investimento e menor crescimento do capital social.

Mencinger, Aristvnik e Verbic (2014) exploraram o mecanismo de transmissão em relação ao impacto no curto prazo da dívida pública sobre o crescimento para países da União Europeia, no período de 1980 a 2010. Suas conclusões sugerem que em baixos níveis de dívida pública, o impacto sobre o crescimento é positivo, ao

passo em que, há uma reversão na relação após um dado limite, prevalecendo um efeito negativo no crescimento. O ponto de reversão a partir do qual o efeito positivo da dívida pública acumulada se inverte, situou-se entre 80% e 94% para os estados-membros "antigos" e entre 53% e 54%, para a amostra com os “novos” estados-membros.

Resultado semelhante havia sido obtido por Checherita e Rother (2010). Os autores encontraram evidências de um impacto não-linear da dívida pública no crescimento do PIB per capita entre doze países da área do Euro. O ponto limiar neste caso situou-se em níveis de dívidas constantes na faixa entre 90% a 100% do PIB. Adicionalmente, foi constatado que os déficits orçamentários do governo estão linearmente e negativamente associados à taxa de crescimento da produção real e potencial, cujos efeitos negativos podem ser gerados por meio dos canais da poupança privada, do investimento público, da produtividade total dos fatores e das taxas de juros nominais e reais de longo prazo.

Em Patillo, Poirsin e Ricci (2011), também foi verificada a presença de relação não-linear ou côncava para a dívida externa e o crescimento do PIB. Sua análise empírica abrangeu 93 países em desenvolvimento para os anos de 1969 a 1998, e fez uso de dados em painel dinâmico e com efeitos fixos. As estimações demonstraram que o efeito da dívida externa sobre o PIB pode ser positivo até o limiar de 40%, após o qual se torna negativo. Do mesmo modo, o indicador que relaciona a dívida externa como proporção das exportações sugere que a partir do limiar entre 160% a 170%, o endividamento passa a causar efeitos negativos ao crescimento.

O estudo de Minea e Parent (2012) constatou a desaceleração do crescimento do produto em níveis de dívidas acima de 90% do PIB, porém essa queda não seria tão profunda como em Reinhart e Rogoff (2010). Além disso, com uso de um modelo econométrico PSTR (*Panel Smooth Threshold Regression*) o estudo encontrou que, apesar do crescimento econômico reduzir à medida que a dívida pública aumenta, essa queda é dada por uma taxa decrescente.

A hipótese de Reinhart e Rogoff (2010) foi suportada parcialmente pelo estudo de Tourinho e Sangoi (2017). O trabalho abrangeu dados de 83 países entre 1983 a 2013 e indicou que, no ponto médio da amostra, uma redução de 10 p.p. (pontos percentuais) no nível da dívida, aumentaria a taxa anual de crescimento do PIB per capita em 0,126 p.p.

A discussão foi reduzida ao nível intranacional em Simões, Ferreira e Campos (2018), que testaram o efeito não-linear da dívida pública sobre o crescimento

econômico brasileiro. Os resultados do trabalho indicam para um efeito não-linear entre as variáveis para o Brasil, apontando que quando a relação dívida/PIB ultrapassa o limiar de 61,30%, ela começa a afetar negativamente o crescimento econômico.

Quanto à restrita literatura voltada à América Latina e Caribe, pode-se citar o estudo de Ourives (2007), que por meio de painel dinâmico GMM com dados para os anos de 1990 a 2000, encontrou que a evolução da dívida pública e o desenvolvimento do mercado de títulos têm impactos significantes e economicamente elevados sobre o crescimento econômico da região. Nesse caso, o custo do serviço da dívida, medido pelos pagamentos de juros realizados aos setores domésticos e aos não residentes pela utilização do capital emprestado, mostrou possuir uma relação negativa com o crescimento, ao tempo em que relação inversa foi vista para o desenvolvimento do mercado de títulos públicos, medido pela capitalização do mercado de títulos públicos em termos do PIB.

2.3 METODOLOGIA E DADOS DA PESQUISA

Para analisar e estimar empiricamente as relações entre os níveis de endividamento e o crescimento econômico das economias latino-americanas, foi desenvolvida análise econométrica por meio de um conjunto de dados de 19 países da região que abrangem o período de 1990 a 2018⁵.

A análise empírica adotada neste trabalho utiliza a metodologia de dados em painel (*panel data*), indicada para a combinação de dados de corte transversal e de séries temporais conforme aqui proposto. Não obstante, a literatura tem citado uma série de vantagens para o uso de dados em painel (Hisao, 2006; Verbeek, 2004): *i*) inferência mais precisa nos parâmetros do modelo; *ii*) controle da heterogeneidade individual; *iii*) controle do impacto das variáveis omitidas; *iv*) capacidade de estudar relações dinâmicas; *v*) permitir análises de séries de tempo não-estacionárias.

Foram adotadas diferentes metodologias de estimativas, com uso de painel de efeitos fixos (*Fixed Effects*) e de estimadores dinâmicos GMM (*Generalized Method of Moments*) conforme propostas de Arellano e Bond (1991) e Blundell e Bond (1998)⁶. Para os modelos dinâmicos, foram verificados se os erros são correlacionados com as

⁵ Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Equador, El Salvador, Guatemala, Haiti, Honduras, México, Nicarágua, Panamá, Paraguai, Peru, República Dominicana, Uruguai e Venezuela.

⁶ Foram adotados estimadores robustos para a matriz de variância-covariância dos estimadores dos coeficientes da regressão a fim de corrigir eventuais problemas relacionados à heterocedasticidade.

séries e a validade dos instrumentos incorporados, por intermédio dos testes de Bond e Sargan, ambos sugeridos por Arellano e Bond (1991). Tais metodologias foram empregadas com sucesso em estudos anteriores que abordaram tema correlato a essa pesquisa – Schclarek (2005), Kumar e Woo (2010), Patillo, Poirsin e Ricci (2011), Checherita e Rother (2010) e Mencinger, Aristvnik e Verbic (2014). Destarte, conforme pontua Schclarek (2005), o uso de painel, notadamente de efeitos fixos, permite controlar os efeitos específicos não observados dos países e reduzir os vieses nas estimativas dos coeficientes, ao tempo em que o estimador GMM controla a potencial endogeneidade sobre as variáveis explicativas.

As regressões foram estimadas empregando especificação que segue padrões semelhantes ao adotado por Checherita e Rother (2010) e Mencinger, Aristvnik e Verbic (2014), cujas formulações permitem capturar os impactos lineares e não-lineares da dívida pública sobre o crescimento, de acordo com a equação geral:

$$g_{it+k} = \alpha + \beta \ln(g)_{it} + \gamma_1 \text{debt}_{it} + \gamma_2 \text{debt}_{it}^2 + \delta X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde g_{it+k} é a taxa de crescimento do PIB per capita do país i no tempo $t+k$, $\ln(g)_{it}$ é o logaritmo do nível inicial da variável do PIB per capita, debt_{it} são as variáveis de indicadores de endividamento que captam os efeitos lineares sobre a variável dependente, e debt^2 é sua função quadrática que captura os efeitos não-lineares⁷, $X_{i,t}$ é um vetor de variáveis relacionadas ao crescimento e de controle, μ_i , são efeitos fixos não observados por países, v_t são os efeitos fixos do tempo e $\varepsilon_{i,t}$ o termo de erro aleatório.

Assim como em Padoan, Sila e Van Den Noord (2012) e de modo similar a Checherita e Rother (2010), a variável dependente é a média móvel sobreposta à frente de k anos das taxas de crescimento anuais do PIB entre o ano t e $t + k$. Neste caso, k assumirá os valores 1 e 5, permitindo distinguir os diferentes efeitos a curto e longo prazo das variáveis explicativas sobre o crescimento. Essa composição ainda tem o propósito de enfrentar possível endogeneidade relativa à causalidade reversa e simultaneidade entre o crescimento do PIB e a dívida pública. Paralelamente, eventual

⁷ Além da observação do parâmetro gerado, o ponto de inflexão (turning point) deverá ser calculado a partir do máximo da função quadrática e revelar o ponto em que a direção do efeito da dívida sobre o produto é revertido, de tal modo: tomando debt como as variáveis de dívida pública, os pontos de inflexão são calculados por $-\gamma_1/2\gamma_2$.

endogeneidade restante deve ser atacada por meio das técnicas utilizadas nas estimativas que fazem uso de variáveis instrumentais.

As variáveis dependentes deste trabalho (g_{it+k}) são a taxa de crescimento do PIB ($gpib$) e do PIB per capita ($gpibc$). Para as variáveis que representam a dívida pública ($debt_{it}$) foram utilizados sete indicadores distintos: (i) dívida bruta do governo (db); (ii) estoque de dívida externa (de); (iii) dívida externa do governo central ($de2$); (iv) dívida líquida do governo central (dl); (v) pagamentos de juros em fração das despesas ($jdep$); (vi) serviço total da dívida ($spnb$); (vii) e, dívida de curto-prazo em fração das reservas ($dcpr$). Os regressores $X_{i,t}$ são formados ainda por um conjunto de variáveis diversas associadas ao desenvolvimento e crescimento econômico: (a) a renda per capita inicial ($gpcinicial$), com fins de controlar a convergência condicional da renda; (b) a formação bruta de capital fixo ($fbcf$); (c) a poupança bruta ($poup$); (d) a taxa de crescimento populacional ($cpopu$); (e) a taxa de inflação ($infla$); (f) o grau de abertura de economia ($abert$); (g) o tamanho do governo (gov); (h) população urbana ($urban$); e, (j) reservas totais ($reser$).

A Tabela 1 descreve todas as variáveis empregadas nos modelos estimados e indica as fontes dos dados da pesquisa. Os dados foram coletados junto ao Banco Mundial na base inserida no *World Development Indicators* e *International Debt Statistics*, à CEPAL (Comissão Econômica para América Latina e Caribe) e ao FMI em suas bases *World Economic Outlook* e *Government Finance Statistics*.

Tabela 1 – Descrição e fonte dos dados

Abreviatura da Variável	Descrição	Fonte
Variáveis dependentes		
<i>gpib</i>	Taxa de crescimento anual do PIB	Banco Mundial (World Development Indicators)
<i>gpibc</i>	Taxa de crescimento anual do PIB per capita	Banco Mundial (World Development Indicators)
Variáveis Explicativas para a Dívida Pública (<i>debt</i>)		
<i>db</i>	Dívida bruta do governo central (% do PIB) ⁸	FMI (Government Finance Statistics); CEPAL
<i>de</i>	Estoque de dívida externa (% PNB)	Banco Mundial (International Debt Statistics)
<i>de2</i>	Dívida externa do governo central (% PIB)	CEPAL
<i>dl</i>	Dívida líquida do governo (% PIB)	FMI (WEO – World Economic Outlook)
<i>jdep</i>	Pagamento de juros (% das despesas do governo)	FMI (Government Finance Statistics)

⁸ A variável utilizou de duas fontes de dados dada a incompletude de cada uma isoladamente para o período amostral. A junção tem o fim de garantir maior grau de liberdade.

<i>spnb</i>	Serviço total da dívida (% do PNB)	Banco Mundial (International Debt Statistics)
<i>dcpr</i>	Dívida de curto prazo (% das reservas cambiais)	Banco Mundial (International Debt Statistics)
Variáveis de crescimento e de controle		
<i>gpcinicial</i>	PIB per capita inicial (no tempo t)	Banco Mundial (World Development Indicators)
<i>fbcf</i>	Formação bruta de capital fixo (% anual)	Banco Mundial (World Development Indicators)
<i>poup</i>	Poupança nacional bruta (em % do PIB)	FMI (WEO – World Economic Outlook)
<i>cpopu</i>	Crescimento populacional (% anual)	Banco Mundial (World Development Indicators)
<i>infla</i>	Inflação de preços ao consumidor	FMI (WEO – World Economic Outlook)
<i>abert</i>	Grau de abertura da economia medido pela soma das exportações e importações (em % do PIB)	FMI (WEO – World Economic Outlook)
<i>gov</i>	Tamanho do governo - medido pelas despesas com consumo do governo (em % do PIB)	Banco Mundial (World Development Indicators)
<i>urban</i>	População Urbana (% do total)	Banco Mundial (World Development Indicators)
<i>reser</i>	Reservas totais (% da Dívida Externa)	Banco Mundial (World Development Indicators)

Fonte: Elaboração própria

2.4 RESULTADOS DA PESQUISA

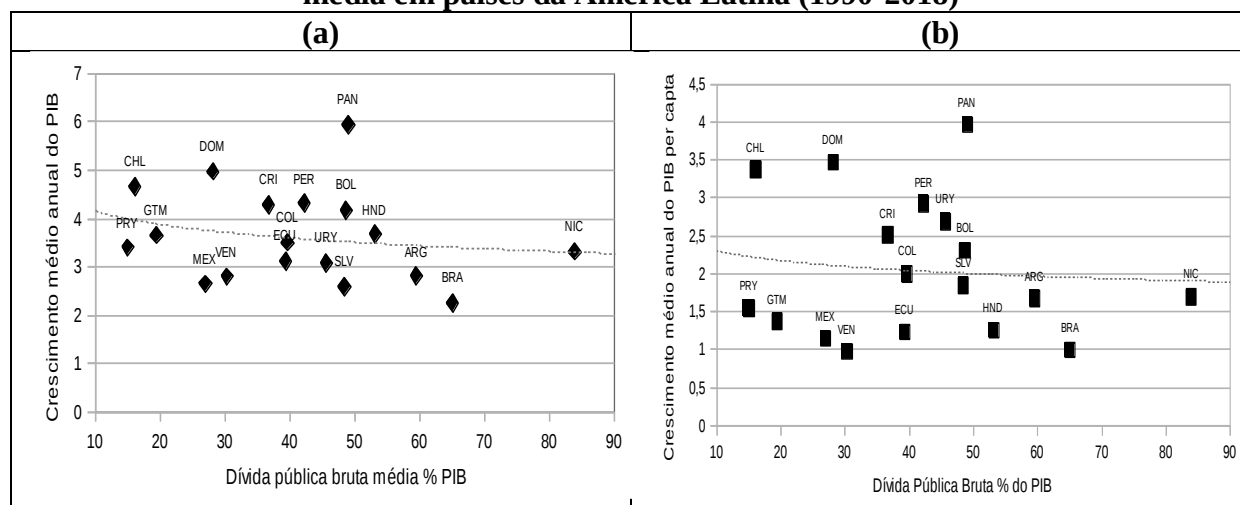
2.4.1 Análise preliminar dos dados

Antes de partir para a apresentação dos resultados das estimativas dos modelos, é feita discussão preliminar sobre fatos estilizados relacionados às informações sobre a dívida pública e o crescimento econômico para os países que fazem parte da pesquisa. É possível observar, mediante a conexão entre taxa de crescimento do PIB e os indicadores de dívida pública, que há uma aparente correlação entre ambas as variáveis, sugerindo que níveis de endividamento mais elevados estão associados a menores taxas de crescimento do produto.

A Figura 1 apresenta um gráfico de dispersão da dívida pública bruta média do governo central (em % do PIB) e o correspondente crescimento médio do PIB em termos absolutos e per capita. É bastante nítido que países mais endividados cresceram menos, em média, do que seus pares mais equilibrados. Exemplificando, duas das maiores economias da região, Brasil e Argentina, tiveram uma dívida bruta média de aproximadamente de 65% e 59,60% do PIB e cresceram a uma média anual de 2,26% e 2,81% ao ano, respectivamente. Por outro lado, o Chile e a Colômbia, com dívidas de cerca de 16,09% e 39,65% do PIB, cresceram próximos a 4,67% e 3,5% ao ano. O mesmo se verifica quando são contrapostos os dados de dívida bruta e crescimento do

PIB per capita, ou seja, países mais endividados cresceram menos que aqueles com menores dívidas no período, em média.

Figura 1. Crescimento médio do PIB e do PIB per capita dado a dívida bruta média em países da América Latina (1990-2018)



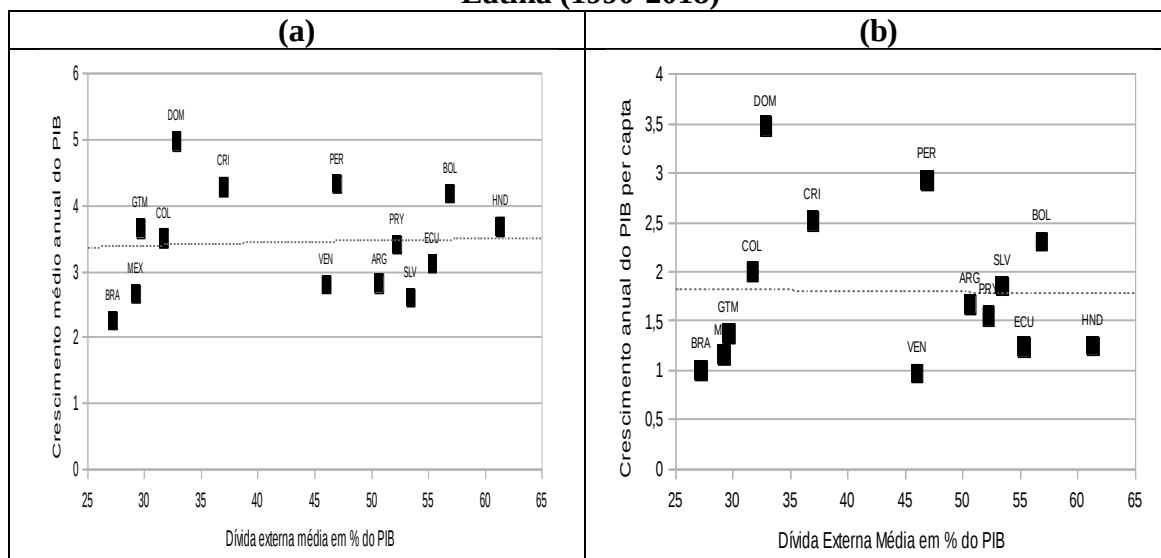
Fonte: Elaboração própria. O quadro (a) na figura 1 se refere ao crescimento médio anual do PIB em termos absolutos e o quadro (b) em termos per capita.

Também é possível verificar que há sinais da existência de uma relação inversa entre o crescimento do produto e a dívida externa a partir da Figura 2, embora não seja tão nítida e forte quanto a que é vista para a dívida bruta. Países como a Colômbia, Guatemala e República Dominicana, com dívidas que giraram, em média, em torno de 31,70%, 29,69% e 32,87% do PIB, cresceram a médias anuais de 3,5%, 3,65% e 4,97%. Ao tempo em que, Paraguai, Argentina e Equador, com dívidas em torno de 52,25%, 50,66%, 55,34%, tiveram uma expansão média de 3,4%, 2,81% e 3,12%, respectivamente. Países importantes como Brasil e México, contudo, fugiram à regra, pois ainda que com dívidas externas médias relativamente mais baixas não apresentaram trajetórias de crescimento expressivas. A análise pode ser estendida para quando se confronta a dívida externa e o crescimento do produto em termos per capita, em que também é possível afirmar uma tendência, mesmo tênue, de menor crescimento para países mais endividados.

Ademais, pode-se observar que os efeitos da dívida bruta do governo central ou da dívida externa bruta, são distintos sobre os países o que, por sua vez, pode se dever ao peso da dívida externa no total da dívida pública e consequente vulnerabilidade externa da economia. Utilizando o Brasil como exemplo novamente, tem-se que a dívida externa bruta foi, em média, de aproximadamente 27,23%, o que corresponde a uma parcela inferior à metade da dívida bruta mobiliária total. Complementarmente, a

parcela da dívida externa que se refere ao governo central no Brasil foi em média de 7,57% do PIB, ao mesmo tempo em que o país guardou reservas equivalentes a 43,65% da dívida externa total, em média, sendo credor líquido do resto do mundo. Deste modo, a dívida interna parece ser mais determinante nos resultados do crescimento daquele país.

Figura 2. Crescimento médio do PIB e dívida externa média em países da América Latina (1990-2018)

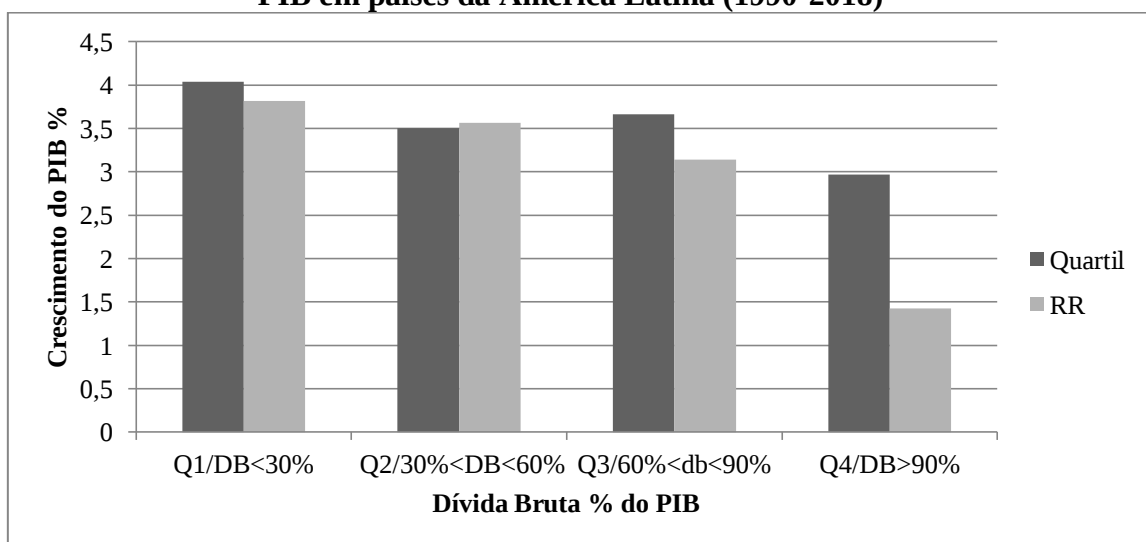


Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa. O quadro (a) na figura 1 se refere ao crescimento médio anual do PIB em termos absolutos e o quadro (b) em termos per capita.

Em seguida, os dados foram compilados e segregados para medir o crescimento médio dos países de acordo com quatro categorias de endividamento para a dívida bruta e externa – abaixo de 30%, entre 30% e 60%, entre 60% e 90% e acima de 90% - assim como feito em Reinhart e Rogoff (2010). Adicionalmente, foi medido o crescimento médio do produto para os quartis da dívida: o primeiro quartil medindo 23,66% do PIB; o segundo entre 23,66% e 36,15%; o terceiro entre 36,15% e 50,85%; e, o último, acima de 50,85%, para o caso da dívida bruta; para a dívida externa os quartis são de 28,74%, de 28,74% a 37,84%, de 37,84% a 58,66% e acima deste último.

A categorização complementar dos níveis de dívida por quartis carrega algumas vantagens: primeiro, porque separa os níveis de dívida de acordo com os valores exatamente observados e não de forma arbitrária; segundo que a análise de comparação se torna mais robusta, pois é feita sobre o mesmo número de observações, evitando conferir pesos diferentes e conclusões enviesadas sobre a amostra.

Figura 3. Crescimento anual do PIB e dívida bruta do governo central em % do PIB em países da América Latina (1990-2018)



Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa

A Figura 3 apresenta a taxa média anual de crescimento para os quatro diferentes níveis de dívida bruta dos governos nacionais seguindo os critérios propostos por Reinhart e Rogoff (2010), aqui denotados por RR, e para os quartis da dívida. Os dados mais uma vez confirmam a sinalização anterior de que existe uma relação negativa entre as variáveis. Verifica-se uma relevante queda do nível de crescimento do produto quando se comparam os períodos em que os países apresentam níveis endividamento abaixo de 30% do PIB e aqueles em que possuem níveis elevados situados acima de 90%: o crescimento médio declina de 3,81% ano para apenas 1,41% ao ano, ou seja, cai à metade⁹.

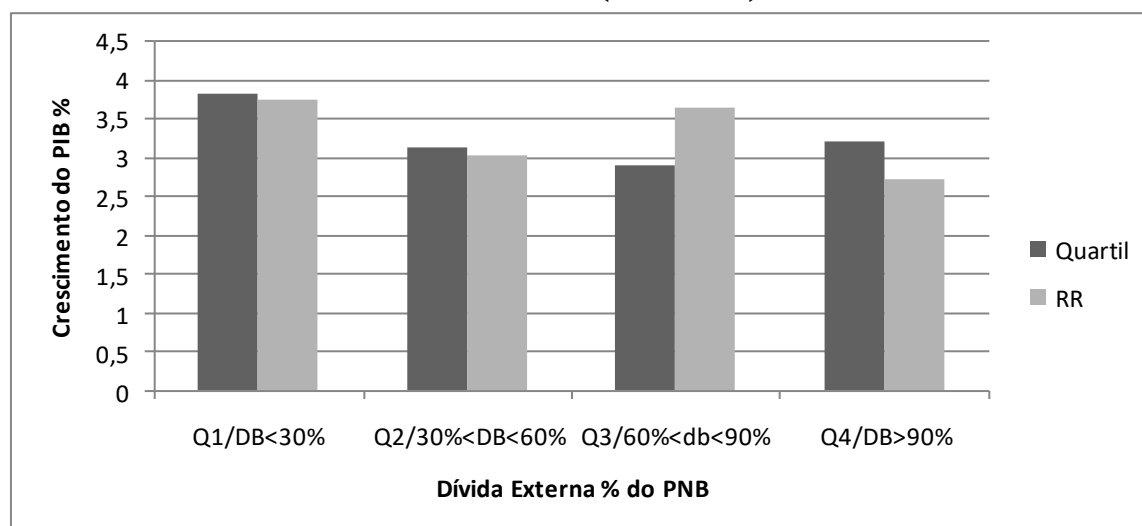
Quando se observam os valores para os quartis da dívida, também se sustenta a afirmativa de que há relação negativa entre a dívida e o crescimento. No entanto, esta relação se dá de forma mais branda em comparação à anterior. Pode ser observado que há uma redução do crescimento de 4,04% ao ano para cerca de 2,97%, dos níveis mais baixos aos mais elevados de endividamento, ou seja, uma diferença de crescimento, a menor, superior a 26% ao ano.

A Figura 4 mostra a mesma estrutura de comparação, porém agora para a dívida externa. Também fica patente que níveis mais elevados de endividamento se associam a menores crescimentos do produto, mas esse efeito é menos relevante do que aquele visto para a dívida bruta. Nesse caso, para o primeiro quartil dado por dívida de

⁹ Frisa-se que os dados para o quadrante referente às dívidas acima de 90% do PIB são limitados a apenas 17 observações de 04 países, enquanto que para níveis abaixo de 30% conta com 199 observações para os 19 países.

até 28,74%, o crescimento é, em média, de 3,84% anuais. E para o último quartil, com dívidas acima de 58,66%, a taxa decresce para 3,22%, queda de 16%. Essa redução é um pouco mais forte entre as faixas RR, com queda de cerca de 27% na taxa de crescimento médio – de 3,74% para 2,72%.

Figura 4. Crescimento anual do PIB e dívida externa em % do PIB em países da América Latina (1990-2018)



Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa

A pesquisa estende os indicadores de endividamento para além da dívida bruta e externa. O Quadro 2 apresenta o comparativo entre crescimento e níveis de endividamento, de acordo com os quartis, para todos os indicadores adotados na pesquisa, incluindo os já discutidos: dívida bruta do governo central; dívida externa; dívida externa do governo central, dívida líquida; participação do pagamento de juros sobre as despesas do governo; custo do serviço total da dívida pública; e as dívidas de curto prazo em fração das reservas cambiais.

Também para os demais indicadores de endividamento é possível notar que existe uma correlação negativa com a taxa de crescimento dos países analisados. As taxas de crescimento médio entre os quartis menores e maiores se comportam da seguinte forma para esses indicadores, em média: para a dívida externa do governo central a taxa de crescimento é reduzida em cerca de 2% ao ano; para a dívida líquida a queda comparativa é superior a 14% a cada ano; para a fração do pagamento de juros sobre as despesas do governo o decréscimo fica próximo a 17,79%; em relação ao custo do serviço total da dívida a redução é de quase 14%; e, por fim, para as dívidas de curto prazo, ocorre uma perda anual média de aproximadamente 11,24%.

Quadro 2. Média de crescimento do PIB de acordo com os Quartis de indicadores de dívida para países da América Latina (1990-2018)

<i>db</i>				
	q1	q2	q3	q4
quartis	23,66	36,15	50,85	>q3
<i>gpi</i>	4,04	3,50	3,67	2,97
<i>de</i>				
quartis	28,74	37,84	58,66	>q3
<i>gpi</i>	3,84	3,13	2,92	3,22
<i>de2</i>				
quartis	10,70	17,70	28,30	>q3
<i>gpi</i>	3,42	3,97	3,56	3,35
<i>dl</i>				
quartis	10,75	24,09	37,91	>q3
<i>gpi</i>	3,84	4,02	3,94	3,29
<i>jdep</i>				
quartis	6,50	10,11	15,47	>q3
<i>gpi</i>	4,44	3,56	3,64	3,65
<i>spnb</i>				
quartis	3,18	4,74	6,38	>q3
<i>gpi</i>	3,31	3,64	3,31	2,85
<i>dcpr</i>				
quartis	23,64	45,44	81,27	>q3
<i>gpi</i>	3,38	3,73	2,94	3,00

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

A análise preambular buscou identificar, tal qual RR, a associação entre níveis de endividamento e crescimento econômico comparando-se a média histórica das observações desses indicadores, mas com foco nos países da América Latina. Os resultados, por um lado, permitem dar suporte à ideia de RR de que níveis maiores de endividamento estão associados a taxas de crescimento menores, a partir de uma relação não-linear. Por outro lado, o ponto limiar de endividamento a partir do qual as economias entrariam em estagnação, encontra-se além dos 90% de relação dívida/PIB apontados pelos autores. Naturalmente que aqui não se discutiu até que ponto essa relação é causal, ou seja, se é o crescimento que causa baixos níveis de endividamento ou se são os níveis altos de dívida que causam baixo crescimento. Essa questão será mais bem enfrentada no próximo tópico, quando se buscará estimar as relações entre endividamento e crescimento adotando-se métodos de controle de endogeneidade e simultaneidade.

2.4.2 Resultados das estimações para o curto prazo

Parte-se agora para as apresentações dos resultados das estimações do modelo proposto, iniciando com aquele relacionado aos efeitos de curto prazo dos indicadores da dívida sobre o crescimento. A Tabela 2 apresenta os resultados das estimações para as variáveis dependentes, crescimento do PIB em termos absolutos (*gpib*) ou per capita (*gpibc*), utilizando como variável independente de endividamento a dívida bruta (*db*) e as demais variáveis explicativas já anunciadas no trabalho, cujas estimativas foram feitas por painel de efeitos fixos e dinâmico (GMM).

Os resultados tanto para o produto absoluto quanto em termos per capita são bastante próximos. Primeiro, observa-se uma forte significância estatística para os parâmetros da dívida bruta, tanto o que capta os efeitos lineares quanto o termo quadrático, nas estimativas (1), (2), (4) e (5). Segundo, os sinais dos coeficientes apontam para uma relação côncava entre a dívida bruta e o crescimento. Isso demonstra que, conforme a dívida se amplia, a taxa com que o produto cresce se reduz até um ponto em que essa taxa passa a ser negativa. Esse ponto, conforme as estimações, está situado entre 220,27% e 265,98% do PIB para o crescimento do PIB absoluto e entre 216,15% e 281,06% para o PIB per capita. O fato de que o produto responde de forma não-linear à dívida bruta, também foi descrito por Kumar e Woo (2010), Checherita e Rother (2010) e Mencinger, Aristvnik e Verbic (2014). Mas, o ponto segundo o qual a taxa de crescimento passa a ser negativa foi expressivamente mais baixa para esses estudos.

O resultado contraria o limiar de 90% encontrado por RR, confirmando o que já havia sido verificado nos resultados preliminares. Assim, ainda que o crescimento do produto seja afetado por altas cargas de dívida bruta, os níveis atuais – dívida bruta média de 41,90% do PIB em 2018 nos países selecionados - de endividamento alcançados pelos países da América Latina estão em patamares muito inferiores ao limiar encontrado que acarreta taxas de decrescimento e ainda mais daquele que poderia ser o ponto que geraria a redução do produto¹⁰.

A Tabela 3 apresenta os resultados das estimações utilizando como variável independente de endividamento a dívida externa total (*de*). Primeiro, é possível ver que as relações e parâmetros são muito próximos quando se comparam os resultados para o PIB em termos absolutos ou per capita, assim como ocorreu para a dívida bruta.

¹⁰ Para o cálculo da média a foi considerado o indicador de 2015 para a Venezuela, pois era o último disponível na base de dados.

Segundo, os parâmetros para a dívida externa apresentam forte significância estatística para todas as estimações, com valores bastante aproximados entre eles.

Tabela 2. Efeitos de curto prazo da dívida bruta sobre o produto

Variáveis/Estim/Inst rum.	GPIB (1)	GPIB (2)	GPIB (3)	GPIBPC (4)	GPIBPC (5)	GPIBPC (6)
	EF	GMM AB	GMM BB	EF	GMM AB	GMM BB
gpcinicial	-0,00130** (0,05)	-0,00181*** (0,00)	-0,00080*** (0,00)	-0,00133** (0,04)	-0,00187*** (0,00)	-0,00083*** (0,00)
db	0,075807*** (0,00)	0,1038362*** (0,00)	0,08536*** (0,00)	0,0747641*** (0,00)	0,102673*** (0,00)	0,08482*** (0,00)
db²	-0,0001425*** (0,00)	-0,0002357** (0,05)	-0,00016 (0,13)	-0,0001334*** (0,00)	-0,0002375** (0,04)	-0,00016 (0,12)
fbcf	0,02199 (0,20)	0,00006 (0,99)	-0,00016 (0,13)	0,02188 (0,20)	-0,00023 (0,99)	-0,01458 (0,49)
poup	0,15959** (0,03)	0,09571 (0,15)	0,17026*** (0,00)	0,15756** (0,03)	0,09566 (0,15)	0,16829*** (0,00)
cpopu	-0,38650 (0,66)	0,21062 (0,83)	-0,09093 (0,91)	-1,4191 (0,13)	-0,80101 (0,43)	-1,14729 (0,16)
infla	-0,05638*** (0,00)	-0,08987*** (0,00)	-0,07163*** (0,00)	-0,05575*** (0,00)	-0,09258*** (0,00)	-0,07463*** (0,00)
abert	0,00033 (0,98)	0,02936 (0,15)	0,03070* (0,08)	-0,00005 (0,99)	0,02845 (0,16)	0,03091* (0,07)
gov	-0,08891 (0,38)	-0,15320 (0,15)	-0,10531 (0,21)	-0,08884 (0,37)	-0,16668* (0,10)	-0,11788 (0,15)
urban	0,13766 (0,30)	0,25266*** (0,01)	0,06421 (0,34)	0,14083 (0,29)	0,26415*** (0,00)	0,07312 (0,27)
reser	0,02829 (0,13)	0,04697*** (0,01)	0,02545** (0,04)	0,02790 (0,13)	0,04729*** (0,00)	0,02571** (0,04)
CONST	-3,10843 (0,67)	-10,10742 (0,11)	-2,85651 (0,55)	-3,04757 (0,67)	-10,12518* (0,10)	-2,93967 (0,53)
I1		0,10619 (0,28)	0,10300 (0,24)		0,10318 (0,29)	0,10148 (0,25)
I2		-0,05719 (0,33)	-0,12054*** (0,01)		-0,05771 (0,32)	-0,12156*** (0,01)
Ponto de inflexão da dívida	265,98	220,27	266,75	280,22	216,15	265,06
n° de obs.	265	236	253	265	236	253
r² within	0,2134			0,2260		
r² between	0,0441			0,0518		
r² overall	0,0575			0,0670		
Estatística F	210,85			184,27		
P>F (p-valor)	0,0000			0,0000		
Wald chi2		83,30	117,40		87,27	122,27
Prob > chi2		0,0000	0,0000		0,0000	0,0000
AR(1) test (prob > z)		0,0016			0,0017	0,0014
AR(2) test (prob > z)		0,7972			0,7754	0,5635
Teste de Sargan		237,2042	317,6466		238,0107	318,7042
Prob>Chi2		0,1428	0,0007		0,1347	0,0006

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa utilizando-se do software Stata 12 para estimação das regressões. Nota: os p-valores estão entre parênteses: os sobrescritos *, ** e *** indicam nível de significância de 10%, 5% e 1%. Os parâmetros que apresentaram significância estatística estão em negrito. Os modelos são identificados com o rótulo FE quando estimados por efeitos fixos, GMM AB quando estimados por painel dinâmico de Arellano-Bond e GMM BB por painel dinâmico Blundell-Bond.

Depois, também é confirmada a existência de uma relação não-linear entre o crescimento do produto e a dívida externa, correspondendo ao que havia sido observado em Patillo, Poirsin e Ricci (2011). O ponto de virada a partir da qual a taxa de crescimento do produto passa a ser negativa é de uma dívida externa situada entre 283,77% a 293,33% do PIB para o produto em termos absoluto ou de 277,11% a 291,75% para o produto per capita, a depender do método de estimação considerado.

Tabela 3. Efeitos de curto prazo da dívida externa total sobre o produto

Variáveis/Estim/Instru m.	GPIB (1)	GPIB (2)	GPIB (3)	GPIBPC (4)	GPIBPC (5)	GPIBPC (6)
	EF	GMM AB	GMM BB	EF	GMM AB	GMM BB
gpcinicial	-0,00155*** (0,01)	-0,00215*** (0,00)	-0,00069*** (0,01)	-0,00157*** (0,01)	-0,00219*** (0,00)	-0,00072*** (0,00)
de	0,0916974*** (0,00)	0,113965*** (0,00)	0,0856335*** (0,00)	0,0898011*** (0,00)	0,1149485*** (0,00)	0,0868222*** (0,00)
de²	-0,0001584*** (0,00)	-0,0002008*** (0,00)	-0,0001457*** (0,00)	-0,0001539*** (0,00)	-0,0002074*** (0,00)	-0,0001531*** (0,00)
fbcf	0,03175* (0,08)	-0,00419 (,78)	-0,01512 (0,48)	0,03137* (0,08)	-0,00510 (0,81)	-0,01597 (0,45)
poup	0,14209** (0,05)	0,09254 (0,22)	0,16511*** (0,00)	0,14051** (0,05)	0,08597 (0,18)	0,15816*** (0,00)
cpopu	-2,24023** (0,03)	-2,14462*** (0,00)	-0,88706 (0,28)	-3,24947*** (0,00)	-2,87686*** (0,00)	-1,76289** (0,03)
infla	0,00013 (0,56)	0,00125 (0,40)	0,00103 (0,34)	0,00010 (0,62)	0,00111 (0,29)	0,00091 (0,39)
abert	-0,02466 (0,32)	-0,00509 (0,86)	0,00798 (0,64)	-0,024527 (0,31)	-0,00604 (0,760)	0,00768 (0,65)
gov	0,05367 (0,61)	-0,00043 (0,99)	0,00723 (0,93)	0,05147 (0,62)	-0,00955 (0,92)	-0,00163 (0,98)
urban	0,05102 (0,72)	0,13352 (0,28)	-0,00723 (0,91)	0,05556 (0,69)	0,14468 (0,14)	0,00146 (0,98)
reser	0,05330*** (0,00)	0,07503*** (0,00)	0,03588*** (0,00)	0,05226*** (0,00)	0,07559*** (0,00)	0,03670*** (0,00)
CONST	3,62939 (0,62)	-0,36289 (0,95)	0,65710 (0,89)	3,60827 (0,61)	-0,85953 (0,88)	0,29805 (0,95)
l1		0,16255* (0,10)	0,13666 (0,12)		0,16805* (0,08)	0,14227* (0,10)
l2		-0,04689 (0,54)	-0,12366*** (0,00)		-0,04318 (0,45)	-0,12234*** (0,00)
Ponto de inflexão da dívida	289,44	283,77	293,86	291,75	277,11	283,54
n° de obs.	273	242	259	273	242	259
r² within	0,2071			0,2185		
r² between	0,0566			0,0767		
r² overall	0,0355			0,0427		
Estatística F	606,09			288,76		
P>F (p-valor)	0,0000			0,0000		
Wald chi2		91,07	115,51		94,40	119,30
Prob > chi2		0,0000	0,0000		0,0000	0,0000
AR(1) test (prob > z)		0,0019	0,0019		0,0018	0,0019
AR(2) test (prob > z)		0,9363	0,3842		0,8839	0,3957
Teste de Sargan		244,8553	315,8601		245,7329	317,282
Prob>Chi2		0,0793	0,0008		0,0737	0,0007

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa utilizando-se do software Stata 12 para estimação das regressões. Nota: os p-valores estão entre parênteses; os sobrescritos *, ** e *** indicam nível de significância de 10%, 5% e 1%. Os parâmetros que apresentaram significância estatística estão em negrito. Os modelos são identificados com o rótulo FE quando estimados por efeitos fixos, GMM AB quando estimados por painel dinâmico de Arellano-Bond e GMM BB por painel dinâmico Blundell-Bond.

Assim, também para a dívida externa, há uma distância considerável entre os resultados das estimações e o ponto limite de 90% sugeridos em RR. Além disso, dado que a dívida média em 2018 para os países contidos na amostra foi de 43,64%, muito aquém do ponto de inflexão e do limite gerador do decrescimento do produto encontrado nos resultados, é possível dizer que o endividamento externo não parece ser, no momento, um fator determinante para conter o crescimento na região, que mostra ter superado o grave colapso da dívida externa vivenciado na década de 1980¹¹.

¹¹ Para a Venezuela foi calculado o valor da dívida externa de 2015 que era o último dado disponível. Não foram computados no cálculo valores para as dívidas de Chile, Panamá e Uruguai por ausência de dados. A dívida externa total média para todo o período foi de 50,46% do PNB.

O fato de que a dívida externa não tem sido um entrave decisivo para o crescimento dos países da América Latina pode ser confirmado pelos resultados postados na Tabela 4, que mede o efeito do componente de endividamento exclusivamente público (*de2*). Conforme se pode verificar, no curto prazo, mais dívida externa pode ser capaz de favorecer o produto. Conquanto, os parâmetros lineares em todas as estimativas mostraram-se robustos estatisticamente e com sinais positivos, ao tempo em que o termo quadrático não foi validado. Esse resultado diverge do que foi relatado por Schclarek (2005), que embora também não tenha encontrado uma relação não-linear entre a dívida externa e o crescimento para países em desenvolvimento, apontou uma relação linear negativa.

Tabela 4. Efeitos de curto prazo da dívida externa pública sobre o produto

Variáveis/Estim/Instrum.	GPIB	GPIB	GPIB	GPIBPC	GPIBPC	GPIBPC
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	EF	GMM AB	GMM BB	EF	GMM AB	GMM BB
gpcinicial	-0,00136*** (0,01)	-0,00198*** (0,00)	-0,00047 (0,13)	-0,00138*** (0,01)	-0,00201*** (0,00)	-0,00051* (0,10)
de 2	0,18104** (0,03)	0,17404*** (0,01)	0,15683*** (0,01)	0,17883** (0,03)	0,17319*** (0,01)	0,15451*** (0,01)
de 2²	-0,00100 (0,27)	-0,00074 (0,29)	-0,00057 (0,37)	-0,00099 (0,26)	-0,00074 (0,282)	-0,00056 (0,37)
fbcf	0,02244 (0,26)	-0,000766 (0,74)	-0,00966 (0,66)	0,02240 (0,26)	-0,00074 (0,74)	-0,00965 (0,66)
poup	0,18073** (0,02)	0,144467** (0,03)	0,20075*** (0,00)	0,17865** (0,02)	0,14526** (0,02)	0,20179*** (0,00)
cpopu	-1,15162 (0,29)	-0,61699 (0,59)	-1,03204 (0,25)	-2,20425** (0,05)	-1,6111 (0,16)	-2,10577** (0,02)
infla	-0,04985 (0,14)	-0,10895*** (0,00)	-0,08571*** (0,00)	-0,04932 (0,14)	-0,10833*** (0,001)	-0,08536*** (0,00)
abert	-0,01618 (0,52)	0,00566 (0,78)	0,02609 (0,15)	-0,01591 (0,51)	0,00489 (0,81)	0,02553 (0,15)
gov	0,05968 (0,58)	-0,05580 (0,57)	-0,07426 (0,34)	0,05727 (0,59)	-0,05901 (0,54)	-0,07804 (0,94)
urban	0,11559 (0,31)	0,24600** (0,02)	-0,00260 (0,94)	0,11739 (0,29)	0,24720*** (0,01)	0,00507 (0,94)
reser	0,04313** (0,03)	0,05980*** (0,00)	0,03130** (0,03)	0,04264** (0,03)	0,05927*** (0,01)	0,03141** (0,03)
CONST	-2,83815 (0,66)	-8,1198 (0,21)	0,96592 (0,84)	-2,66685 (0,68)	-7,92124 (0,21)	0,69741 (0,88)
l1		0,12611 (0,22)	0,05299 (0,57)		0,12708 (0,22)	0,05502 (0,55)
l2		-0,0762 (0,20)	-0,14633*** (0,00)		-0,07379 (0,22)	-0,14511*** (0,00)
Ponto de inflexão da dívida	-	-	-	-	-	-
nº de obs.	242	217	234	242	217	234
r² within	0,2150			0,2220		
r² between	0,0572			0,0851		
r² overall	0,0423			0,0555		
Estatística F	28,65			71,86		
P>F (p-valor)	0,0000			0,0000		
Wald chi2		83,82	124,20		87,34	125,38
Prob > chi2		0,0000	0,0000		0,0000	0,0000
AR(1) test (prob > z)		0,0012	0,0013		0,0012	0,0013
AR(2) test (prob > z)		0,9107	0,4552		0,9396	0,4610
Teste de Sargan		219,3525	296,8673		219,1713	296,9114
Prob>Chi2		0,2193	0,0019		0,2218	0,0019

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa utilizando-se do software Stata 12 para estimação das regressões. Nota: os p-valores estão entre parênteses; os sobrescritos *, ** e *** indicam nível de significância de 10%, 5% e 1%. Os parâmetros que apresentaram significância estatística estão em negrito. Os modelos são identificados com o rótulo FE quando estimados por efeitos fixos, GMM AB quando estimados por painel dinâmico de Arellano-Bond e GMM BB por painel dinâmico Blundell-Bond.

Em razão dos países da América Latina terem mantido uma média de 20,85% de dívida externa pública em termos do PIB, ao tempo em que sustentaram reservas que somaram médias de 33,65% da dívida externa total ao longo do período, demonstra que têm, de um modo geral, obtido êxito quanto à sustentabilidade do endividamento com o exterior. A combinação de baixo endividamento externo com reservas em volumes consideráveis pode ser a explicação para o fato de que, no curto prazo, seria possível expandir o produto com captação de poupança externa via endividamento. Ademais, cumpre registrar que as estimativas para todos os indicadores de endividamento relatados, tiveram coeficientes estatisticamente significantes e positivos para os níveis de reservas.

Tabela 5. Efeitos de curto prazo do pagamento de juros sobre o produto

Variáveis/Estim/Instrum.	GPIB (1)	GPIB (2)	GPIB (3)	GPIBPC (4)	GPIBPC (5)	GPIBPC (6)
	EF	GMM AB	GMM BB	EF	GMM AB	GMM BB
gpcinicial	-0,00135* (0,08)	-0,00196*** (0,00)	-0,00090*** (0,00)	-0,00138* (0,07)	-0,00198*** (0,00)	-0,000912*** (0,00)
jdep	0,169998*** (0,01)	-0,04368 (0,77)	0,08544 (0,45)	0,169281*** (0,01)	-0,05097 (0,73)	0,08041 (0,47)
jdep²	-0,001681*** (0,01)	0,00647 (0,13)	0,00283 (0,31)	-0,0016835*** (0,00)	0,00673 (0,11)	0,00297 (0,29)
fbcf	0,028888 (0,38)	-0,016945 (0,54)	-0,2231 (0,38)	0,02876 (0,18)	-0,017466 (0,52)	-0,22343 (0,38)
poup	0,09116 (0,38)	-0,01842 (0,83)	0,04141 (0,56)	0,08841 (0,38)	-0,02035 (0,81)	0,03921 (0,57)
cpopu	-1,40403 (0,38)	-0,15941 (0,90)	-1,43607 (0,17)	-2,42965* (0,07)	-1,09857 (0,39)	-2,44693** (0,02)
infla	-0,00053 (0,20)	-0,00044 (0,77)	-0,00096 (0,53)	-0,00054 (0,18)	-0,00046 (0,76)	-0,00098 (0,51)
abert	-0,00946 (0,20)	0,02363 (0,40)	0,03800* (0,08)	-0,00941 (0,70)	0,02406 (0,38)	0,03867* (0,07)
gov	0,05025 (0,70)	-0,07546 (0,59)	0,02133 (0,83)	0,05011 (0,69)	-0,08158 (0,56)	0,01580 (0,87)
urban	0,08789 (0,60)	0,31333** (0,02)	0,00562 (0,95)	0,09181 (0,57)	0,31247** (0,02)	0,00646 (0,94)
reser	0,02971 (0,21)	0,034174** (0,06)	0,01687 (0,25)	0,02920 (0,21)	0,03223* (0,08)	0,01550 (0,29)
CONST	2,21246 (0,81)	-9,24317 (0,29)	4,60513 (0,48)	2,19419 (0,80)	-8,73431 (0,32)	4,87112 (0,57)
I1		0,23211** (0,05)	0,183599* (0,08)		0,23484** (0,05)	0,18463 (0,13)
I2		-0,05504 (0,43)	-0,11836** (0,03)		-0,05170 (0,46)	-0,11573** (0,06)
Ponto de inflexão da dívida	50,56	-	-	50,27	-	-
nº de obs.	223	195	211	223	195	211
r² within	0,1215			0,1346		
r² between	0,1884			0,1323		
r² overall	0,0695			0,00654		
Estatística F	-			-		
P>F (p-valor)	-			-		
Wald chi2		42,40	71,51		45,22	73,74
Prob > chi2		0,0001	0,0000		0,0000	0,0000
AR(1) test (prob > z)		0,0024	0,0029		0,0024	0,0030
AR(2) test (prob > z)		0,8841	0,3578		0,9186	0,3815
Teste de Sargan		185,907	253,0611		185,2254	252,6828
Prob>Chi2		0,3857	0,0159		0,3992	0,0166

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa utilizando-se do software Stata 12 para estimação das regressões. Nota: os p-valores estão entre parênteses; os sobrescritos *, ** e *** indicam nível de significância de 10%, 5% e 1%. Os parâmetros que apresentaram significância estatística estão em negrito. Os modelos são identificados com o rótulo FE quando estimados por efeitos fixos, GMM AB quando estimados por painel dinâmico de Arellano-Bond e GMM BB por painel dinâmico Blundell-Bond.

A Tabela 5 apresenta as estimações utilizando a participação do pagamento de juros em relação às despesas totais do governo (*jdep*) como indicador de endividamento. Para as estimativas (1) e (4) os estimadores foram estatisticamente significantes com parâmetros que apontam para a não-linearidade da relação. Novamente, os resultados entre o produto absoluto e per capita são muito aproximados. O ponto de inflexão para o pagamento de juros atinge o patamar próximo a 50% do PIB, após o qual a taxa de crescimento do produto deixa de ser decrescente para ser negativa. Esse resultado indica que não apenas o grau de endividamento é importante, mas também, o quanto esse endividamento custa em pagamento de juros.

Destaca-se ainda, que também em relação a esse indicador os países da América Latina mostram estarem seguros, pois que, em média, consumiram cerca de 10,50% das suas despesas totais com pagamento de juros em 2018¹². Contudo, o fato de apenas os modelos estimados com efeitos fixos terem referidos estimadores consistentes torna necessário adotar cautela na validade dos resultados, uma vez que é possível que tenham sido afetados por endogeneidade.

A Tabela 6 descreve os resultados para os efeitos da dívida de curto prazo (*dcpr*) sobre o crescimento do produto absoluto e per capita. Todos os estimadores para endividamento apresentaram significância estatística. Os parâmetros são bastante próximos e apontam para uma relação negativa entre as dívidas de curto prazo e o crescimento no curto prazo. Frisa-se que, embora o termo quadrático apresente sinal positivo, o que é contraditório, o seu peso é muito pequeno frente ao termo linear, não sendo suficiente para superar o efeito nocivo que a dívida de curto prazo gera sobre o crescimento. O resultado, portanto segue o esperado, apontando que não somente o patamar de endividamento influencia o desempenho econômico, mas também o perfil desse endividamento, sendo provável que países com dívidas de prazos alongados registrem mais crescimento.

Os resultados das estimativas para a dívida líquida do governo (*dl*) e para o serviço total da dívida (*spnb*) não apresentaram significância estatística, o que sugere que seus efeitos podem ter sido inibidos pelos demais indicadores que se mostraram relevantes para o crescimento entre os países latino-americanos, no curto prazo.

¹² Os dados utilizados para o cálculo da média para a Bolívia e Honduras foram de 2007 e 2015, respectivamente, devido a indisponibilidade de dados para 2018. Por falta de dados, não constaram no cálculo para a média valores para Equador, El Salvador, Guatemala, Haiti, Panamá e Venezuela.

Tabela 6. Efeitos da dívida de curto prazo sobre o produto no curto prazo

Variáveis/Estim/Instrum.	GIPIB (1)	GIPIB (2)	GIPIB (3)	GIPIBPC (4)	GIPIBPC (5)	GIPIBPC (6)
	EF	GMM AB	GMM BB	EF	GMM AB	GMM BB
gpcinicial	-0,00162*** (0,00)	-0,00207*** (0,00)	-0,00098*** (0,00)	-0,00164*** (0,00)	-0,00209*** (0,00)	-0,00101*** (0,00)
dcpr	-0,0148491** (0,03)	-0,012415*** (0,00)	-0,012037*** (0,00)	-0,0146144** (0,03)	-0,0123166*** (0,00)	-0,0118045*** (0,00)
dcpr ²	0,0000102*** (0,01)	0,000009*** (0,00)	0,0000089*** (0,00)	0,00001*** (0,01)	0,0000087*** (0,00)	0,0000085*** (0,00)
fbcf	0,02995 (0,13)	-0,00058 (0,98)	-0,00201 (0,92)	0,02968 (0,13)	-0,00113 (0,96)	-0,00268 (0,90)
poup	0,10416 (0,24)	0,05549 (0,43)	0,11303* (0,06)	0,10290 (0,24)	0,05109 (0,43)	0,10652* (0,07)
cpopu	-1,10673 (0,18)	-0,77514 (0,47)	-1,1437 (0,18)	-2,13388*** (0,01)	-1,67071 (0,11)	-2,17599*** (0,01)
infla	0,00016 (0,58)	0,00126 (0,27)	0,00147 (0,19)	0,00014 (0,62)	0,00114 (0,31)	0,00137 (0,21)
abert	-0,02313 (0,15)	0,00223 (0,91)	0,01696 (0,34)	-0,02314 (0,14)	0,00221 (0,91)	0,01691 (0,34)
gov	-0,01911 (0,87)	-0,12713 (0,25)	-0,04787 (0,58)	-0,01996 (0,86)	-0,14312 (0,18)	-0,06120 (0,48)
urban	0,12942 (0,24)	0,26451*** (0,01)	0,04308 (0,55)	0,13272 (0,21)	0,27343*** (0,00)	0,05107 (0,48)
reser	0,00762 (0,75)	0,01979 (0,22)	-0,00129 (0,92)	0,0075 (0,75)	0,01871 (0,24)	-0,00112 (0,93)
CONST	5,27639 (0,35)	-1,34177 (0,84)	6,31306 (0,22)	5,22002 (0,34)	-1,53535 (0,81)	6,16804 (0,23)
l1		0,13967 (0,17)	0,084065 (0,35)		0,14049 (0,17)	0,008874 (0,32)
l2		-0,10438* (0,08)	-0,16585*** (0,00)		-0,10448* (0,08)	-0,16541*** (0,00)
Ponto de inflexão da dívida						
nº de obs.	273	242	259	273	242	259
r ² within	0,1385			0,1509		
r ² between	0,0598			0,0612		
r ² overall	0,0372			0,0403		
Estatística F	45,16			16,29		
P>F (p-valor)	0,0000			0,0000		
Wald chi2		48,45	75,54		50,88	77,62
Prob > chi2		0,0000	0,0000		0,0000	0,0000
AR(1) test (prob>z)		0,0034	0,0031		0,0034	0,0031
AR(2) test (prob>z)		0,5679	0,0957		0,5859	0,0960
Teste de Sargan		246,5282	327,9754		247,5355	329,4448
Prob>Chi2		0,0689	0,0002		0,0633	0,0001

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa utilizando-se do software Stata 12 para estimação das regressões. Nota: os p-valores estão entre parênteses: os sobrescritos *, ** e *** indicam nível de significância de 10%, 5% e 1%. Os parâmetros que apresentaram significância estatística estão em negrito. Os modelos são identificados com o rótulo FE quando estimados por efeitos fixos, GMM AB quando estimados por painel dinâmico de Arellano-Bond e GMM BB por painel dinâmico Blundell-Bond.

2.4.3 Resultados das estimações para o longo prazo

Nesta seção, passa-se a destrinchar os resultados das estimações para o efeito de longo prazo da dívida pública sobre o crescimento do produto. Seguindo a mesma sequência da seção anterior a primeira medida a ser discutida é a dívida bruta (*db*), cujas estimações estão descritas na Tabela 7. O primeiro ponto a ser destacado é que há um conflito nos resultados entre as estimações (1) e (4) perante a (2) e (5) – as estimativas (3) e (6) são descartadas, pois não tiveram os instrumentos validados. Os sinais e valores dos parâmetros apontam que, conforme a dívida cresce a variação da taxa de crescimento é retraída e passa a ser negativa em um patamar pouco superior aos

190% do PIB. Por outro lado, as outras duas estimações – (2) e (5) – apontam para uma relação linear e positiva entre o nível de dívida e o produto.

Tabela 7. Efeitos de longo prazo da dívida bruta sobre o produto

Variáveis/Estim/Inst rum.	GPIB	GPIB	GPIB	GPIBPC	GPIBPC	GPIBPC
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	EF	GMM AB	GMM BB	EF	GMM AB	GMM BB
gpcinicial	-0,00148*** (0,00)	-0,00095*** (0,00)	-0,00035*** (0,00)	-0,00154*** (0,00)	-0,00100*** (0,00)	-0,00367*** (0,00)
db	0,0499675*** (0,00)	0,02264*** (0,00)	0,02274*** (0,00)	0,0491872*** (0,00)	0,02426*** (0,00)	0,02327*** (0,00)
db²	-0,0001309** (0,06)	-0,00003 (0,30)	-0,0003 (0,34)	-0,0001266* (0,06)	-0,00004 (0,20)	-0,00003 (0,29)
fbcf	0,03806*** (0,00)	0,01376*** (0,00)	0,00320 (0,43)	0,03741*** (0,00)	0,01350*** (0,00)	0,00267 (0,51)
poup	0,02665 (0,41)	0,00230 (0,91)	0,02548 (0,16)	0,02816 (0,37)	0,00582 (0,77)	0,02773 (0,12)
cpopu	-2,09355* (0,07)	-1,39236*** (0,00)	-0,95872*** (0,00)	-2,95790*** (0,01)	-1,68009*** (0,00)	-1,21065*** (0,00)
infla	-0,00696 (0,40)	0,00834 (0,36)	0,00571 (0,51)	-0,00834 (0,32)	0,00708 (0,42)	0,00299 (0,73)
abert	0,02019 (0,16)	0,00934 (0,15)	0,00938* (0,09)	0,01972 (0,15)	0,00955 (0,13)	0,00997** (0,07)
gov	-0,07354* (0,10)	0,00181 (0,95)	0,01122 (0,63)	-0,07867* (0,07)	-0,00212 (0,94)	0,00386 (0,86)
urban	0,11735 (0,25)	0,06099** (0,04)	0,00279 (0,88)	0,13235 (0,18)	0,07262*** (0,01)	0,00977 (0,61)
reser	0,01258 (0,27)	0,01026** (0,03)	0,00179 (0,63)	0,01252 (0,26)	0,01067** (0,02)	0,00151 (0,68)
CONST	3,51653 (0,61)	2,42706 (0,22)	2,29698 (0,12)	2,77128 (0,68)	1,56446 (0,42)	1,76032 (0,25)
l1		0,78585*** (0,00)	0,87604*** (0,00)		0,772137*** (0,00)	0,88074*** (0,00)
l2		-0,26875*** (0,00)	-0,29727 (0,00)		-0,27268*** (0,00)	-0,30896*** (0,00)
Ponto de inflexão da dívida	190,86			194,26		
nº de obs.	232	204	220	232	204	220
r² within	0,4952			0,5347		
r² between	0,0352			0,0664		
r² overall	0,0608			0,0950		
Estatística F	16,35			16,35		
P>F (p-valor)						
Wald chi2		684,96	989,79		726,01	1015,34
Prob > chi2		0,0000	0,0000		0,0000	0,0000
AR(1) test (prob>z)		0,0047	0,0058		0,0046	0,0060
AR(2) test (prob>z)		0,6873	0,7501		0,7618	0,8345
Teste de Sargan		206,3721	249,436		206,4696	249,0596
Prob>Chi2		0,1136	0,0208		0,1127	0,0216

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa utilizando-se do software Stata 12 para estimação das regressões. Nota: os p-valores estão entre parênteses: os sobrescritos *, ** e *** indicam nível de significância de 10%, 5% e 1%. Os parâmetros que apresentaram significância estatística estão em negrito. Os modelos são identificados com o rótulo FE quando estimados por efeitos fixos, GMM AB quando estimados por painel dinâmico de Arellano-Bond e GMM BB por painel dinâmico Blundell-Bond.

Comparando esses resultados àqueles mencionados para o curto prazo, vemos algumas disparidades importantes. De logo, é interessante notar que, no longo prazo, a penalização da dívida sobre o crescimento é maior. Isso pode ser observado tanto por meio dos valores dos parâmetros das variáveis linear e quadrática da dívida, onde se verifica que há uma queda expressiva no fator linear e pouca alteração do termo quadrático – o parâmetro para *db* cai de 0,75807 para 0,499675 e *db²* passa de 0,0001425 para 0,0001309, para GPIB –, quanto por meio do ponto de inflexão que cai substantivamente.

Depois, mesmo assumindo como válidas as estimações (2) e (5) no que concerne ao efeito linear e positivo da dívida bruta sobre o crescimento, quando se comparam os valores desses parâmetros àqueles encontrados para o curto prazo, com o mesmo método econométrico, verifica-se que eles caem acentuadamente. Além disso, uma diferença fundamental a ser destacada é que, no longo prazo, o estoque de capital (*fbcf*) e o crescimento populacional (*cpopu*) passam a ter efeitos estatísticos significativos sobre o produto, com o primeiro tendo impacto positivo e o inverso no segundo, consoante ao esperado pela teoria.

Tabela 8. Efeitos de longo prazo da dívida externa total sobre o produto

Variáveis/Estim/Ins- trum.	GPIB (1)	GPIB (2)	GPIB (3)	GPIBPC (4)	GPIBPC (5)	GPIBPC (6)
	EF	GMM AB	GMM BB	EF	GMM AB	GMM BB
<i>gpcinicial</i>	-0,00149*** (0,00)	-0,00102*** (0,00)	-0,00040*** (0,00)	-0,00155*** (0,00)	-0,00105*** (0,00)	-0,00043*** (0,00)
<i>de</i>	0,0510799*** (0,00)	0,0303343*** (0,00)	0,023048*** (0,00)	0,0493477*** (0,00)	0,0298415*** (0,00)	0,0224191*** (0,00)
<i>de</i> ²	-0,0000888*** (0,01)	-0,0000489*** (0,02)	-0,0000364*** (0,01)	-0,000084*** (0,01)	-0,0000473*** (0,00)	-0,0000353*** (0,01)
<i>fbcf</i>	0,04323*** (0,00)	0,01573*** (0,00)	0,00433 (0,30)	0,04231*** (0,00)	0,01508*** (0,00)	0,00385 (0,35)
<i>poup</i>	0,03407 (0,28)	0,00487 (0,81)	0,02255 (0,24)	0,03535 (0,26)	0,00774 (0,70)	0,02465 (0,18)
<i>cpopu</i>	-2,90290*** (0,01)	-1,90317*** (0,00)	-0,98473*** (0,00)	-3,77295*** (0,00)	-2,29550*** (0,00)	-1,32134*** (0,00)
<i>infla</i>	0,00010 (0,56)	0,00001 (0,97)	-0,00007 (0,82)	0,00003 (0,83)	-0,00005 (0,85)	-0,00012 (0,68)
<i>abert</i>	0,00594 (0,62)	0,00026 (0,96)	0,00103 (0,85)	0,00602 (0,60)	0,00038 (0,95)	0,00146 (0,78)
<i>gov</i>	0,01093 (0,77)	0,03124 (0,27)	0,04088* (0,06)	0,00438 (0,90)	0,02512 (0,36)	0,031230 (0,15)
<i>urban</i>	0,06050 (0,48)	0,03126 (0,30)	0,00219 (0,91)	0,07603 (0,36)	0,04216 (0,16)	0,00907 (0,65)
<i>reser</i>	0,01850* (0,09)	0,01790*** (0,00)	0,00750* (0,07)	0,01797* (0,08)	0,01733*** (0,00)	0,00670* (0,10)
CONST	7,26487 (0,23)	4,92909*** (0,01)	2,30858 (0,13)	6,51734 (0,26)	4,3343** (0,03)	2,10748 (0,16)
<i>l1</i>		0,82298*** (0,00)	0,93594*** (0,00)	-0,00155*** (0,00)	0,81925*** (0,00)	0,93657*** (0,00)
<i>l2</i>		-0,31925*** (0,00)	-0,32869*** (0,00)	0,04934*** (0,00)	-0,32336*** (0,00)	-0,33581*** (0,00)
Ponto de inflexão da dívida	287,61	310,16	316,59	293,69	315,44	317,55
n° de obs.	240	210	226	240	210	226
r² within	0,4941					
r² between	0,0399					
r² overall	0,0596					
Estatística F	1097,88			216,92		
P>F (p-valor)	0,0000			0,0000		
Wald chi2		695,20	969,90		736,18	1009,03
Prob > chi2		0,0000	0,0000		0,0000	0,0000
AR(1) test (prob>z)		0,0052	0,0061		0,0052	0,0061
AR(2) test (prob>z)		0,5916	0,8000		0,5523	0,7812
Teste de Sargan		203,4635	252,1012		202,8992	252,1276
Prob>Chi2		0,1430	0,0156		0,1494	0,0156

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa utilizando-se do software Stata 12 para estimação das regressões. Nota: os p-valores estão entre parênteses: os sobrescritos *, ** e *** indicam nível de significância de 10%, 5% e 1%. Os parâmetros que apresentaram significância estatística estão em negrito. Os modelos são identificados com o rótulo FE quando estimados por efeitos fixos, GMM AB quando estimados por painel dinâmico de Arellano-Bond e GMM BB por painel dinâmico Blundell-Bond.

A próxima relação observada é dada para os impactos da dívida externa total (*de*), que se encontra descrita na Tabela 8. Todas as estimativas relatam valores estatisticamente significativos para os indicadores de endividamento e apontam para uma relação não-linear sobre o produto, seja em termos absoluto ou per capita.

Comparando esses resultados com os observados para o curto prazo destaca-se o seguinte: embora não haja uma diferença expressiva em relação ao ponto de inflexão, há uma queda considerável nos valores dos parâmetros, de modo que uma opção por uma política fiscal expansiva via endividamento externo tende a ter menores resultados no produto no longo prazo; o nível de reservas mantém significância estatística, mas perde força de impacto no longo prazo; ganha relevância a formação bruta de capital fixo (*fbcf*) e a taxa de crescimento populacional (*cpopu*), assim como verificado nas estimativas para a dívida bruta.

Tabela 9. Efeitos de longo prazo da dívida externa pública sobre o produto

Variáveis/Estim/Inst rum.	GPIB (1)	GPIB (2)	GPIB (3)	GPIBPC (4)	GPIBPC (5)	GPIBPC (6)
	EF	GMM AB	GMM BB	EF	GMM AB	GMM BB
gpcinicial	-0,00137*** (0,00)	-0,00105*** (0,00)	-0,00056*** (0,00)	-0,00144*** (0,00)	-0,00108*** (0,00)	-0,00058*** (0,00)
de2	0,08265** (0,03)	0,03206 (0,14)	0,01023 (0,62)	0,08297** (0,02)	0,03466 (0,11)	0,01009 (0,62)
de2²	-0,00035 (0,31)	-0,00006 (0,76)	0,00012 (0,57)	-0,00037 (0,27)	-0,0009 (0,65)	0,00011 (0,60)
fbcf	0,04009*** (0,00)	0,01690*** (0,00)	0,00705* (0,10)	0,03963*** (0,00)	0,01662*** (0,00)	0,00635 (0,14)
poup	0,05564* (0,08)	0,01523 (0,47)	0,02205 (0,25)	0,05626* (0,08)	0,01860 (0,37)	0,02431 (0,20)
cpopu	-1,86978** (0,05)	-0,74563* (0,10)	-0,48453 (0,21)	-2,83944*** (0,00)	-1,26622*** (0,00)	-0,85688** (0,03)
infla	0,03769** (0,04)	0,01661* (0,08)	0,01507* (0,09)	0,03483** (0,06)	0,01515 (0,11)	0,01392 (0,11)
abert	0,01330 (0,38)	0,00371 (0,57)	0,00092 (0,87)	0,01338 (0,37)	0,00317 (0,62)	0,00088 (0,88)
gov	0,03889 (0,21)	0,02169 (0,44)	0,04621** (0,03)	0,03161 (0,29)	0,01544 (0,58)	0,03555* (0,10)
urban	0,12872* (0,07)	0,11624*** (0,00)	0,04575** (0,07)	0,13934** (0,05)	0,12125*** (0,00)	0,04927** (0,05)
reser	0,01267 (0,28)	0,01072** (0,04)	0,00489 (0,27)	0,01305 (0,27)	0,01092** (0,03)	0,00422 (0,33)
CONST	0,13005 (0,98)	-1,40580 (0,54)	0,18189 (0,91)	-0,12826 (0,98)	-1,49013 (0,51)	0,19056 (0,91)
l1		0,75492*** (0,00)	0,86437*** (0,00)		0,75556*** (0,00)	0,87799*** (0,00)
l2		-0,28491*** (0,00)	-0,27378*** (0,00)		-0,28981*** (0,00)	-0,28902*** (0,00)
Ponto de inflexão da dívida	-	-	-	-	-	-
nº de obs.	209	185	201	209	185	201
r² within	0,5356			0,5479		
r² between	0,0434			0,0950		
r² overall	0,0627			0,1052		
Estatística F	21,33			30,34		
P>F (p-valor)	0,0000			0,0000		
Wald chi2		602,34	902,71		620,26	909,69
Prob > chi2		0,0000	0,0000		0,0000	0,0000
AR(1) test (prob>z)		0,0058	0,0063		0,0058	0,0060
AR(2) test (prob>z)		0,7632	0,8050		0,8303	0,8554
Teste de Sargan		196,7598	233,3337		197,008	232,5914
Prob>Chi2		0,0949	0,0314		0,0928	0,0339

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa utilizando-se do software Stata 12 para estimação das regressões. Nota: os p-valores estão entre parênteses: os sobrescritos *, ** e *** indicam nível de significância de 10%, 5% e 1%. Os parâmetros que apresentaram significância estatística estão em negrito. Os modelos são identificados com o rótulo FE quando estimados por efeitos fixos, GMM AB quando estimados por painel dinâmico de Arellano-Bond e GMM BB por painel dinâmico Blundell-Bond.

A Tabela 9 apresenta os resultados para a dívida externa pública no longo prazo. A análise, em linhas gerais, mantém o que foi discutido para o curto prazo, ou seja, há uma relação positiva entre a dívida externa do governo e o crescimento do produto. Porém, aqui também se nota queda no valor do parâmetro linear (*de2*) demonstrando a redução nos efeitos produzidos sobre o produto de eventuais políticas expansivas por meio de endividamento externo do governo. Outro indicativo de que no longo prazo há perda na força do impacto de estímulos causados por meio da dívida externa está no fato de que as estimativas (2), (3), (5) e (6), não demonstraram significância estatística para a variável, ao contrário do que foi visto no curto prazo.

Tabela 10. Efeitos de longo prazo do pagamento de juros sobre o produto

Variáveis/Estim/Instrum.	GPIB (1)	GPIB (2)	GPIB (3)	GPIBPC (4)	GPIBPC (5)	GPIBPC (6)
	EF	GMM AB	GMM BB	EF	GMM AB	GMM BB
gpcinicial	-0,00130** (0,03)	-0,00087*** (0,00)	-0,00032*** (0,00)	-0,00137** (0,02)	-0,00091*** (0,00)	-0,00035*** (0,00)
jdep	0,1376454** (0,02)	-0,02507 (0,55)	0,04786 (0,20)	0,1368579** (0,02)	-0,01825 (0,65)	0,05510 (0,13)
jdep²	-0,0015264*** (0,00)	0,00290*** (0,01)	0,00122 (0,21)	-0,0015345*** (0,00)	0,00265** (0,02)	0,0094 (0,32)
fbcf	0,04541*** (0,00)	0,01583*** (0,00)	0,00662 (0,16)	0,04476*** (0,00)	0,01573*** (0,00)	0,00637 (0,17)
poup	0,00236 (0,96)	-0,03271 (0,18)	-0,01927 (0,36)	0,00115 (0,98)	-0,03026 (0,21)	-0,01792 (0,39)
cpopu	-2,75774* (0,06)	-1,40035*** (0,00)	-1,48032*** (0,00)	-3,63473** (0,02)	-1,81035*** (0,00)	-1,86908*** (0,00)
infla	-0,00027 (0,30)	-0,0016 (0,68)	-0,00044 (0,27)	-0,00032 (0,21)	-0,00015 (0,70)	-0,00043 (0,27)
abert	0,01480 (0,22)	0,00860 (0,27)	0,01278** (0,05)	0,01478 (0,20)	0,00793 (0,30)	0,012141* (0,06)
gov	0,05615 (0,29)	0,04457 (0,24)	0,08495*** (0,00)	0,05136 (0,31)	0,03655 (0,34)	0,07666*** (0,00)
urban	0,03650 (0,69)	0,05760 (0,13)	-0,03199 (0,21)	0,05306 (0,54)	0,06610* (0,08)	-0,02767 (0,28)
reser	0,00248 (0,85)	0,00368 (0,50)	-0,0045 (0,29)	0,00261 (0,84)	0,00376 (0,48)	-0,00445 (0,28)
CONST	8,65973 (0,21)	3,14572 (0,22)	4,98292*** (0,01)	7,84825 (0,25)	2,8565 (0,26)	4,93571*** (0,01)
l1		0,84426*** (0,00)	0,88907*** (0,00)		0,84135*** (0,00)	0,89163*** (0,00)
l2		-0,29755*** (0,00)	-0,30924*** (0,00)		-0,30000*** (0,00)	-0,31288*** (0,00)
Ponto de inflexão da dívida	45,08			44,59		
nº de obs.	196	169	184	196	169	184
r² within	0,4191			0,4613		
r² between	0,3141			0,2156		
r² overall	0,1990			0,1778		
Estatística F	-					
P>F (p-valor)	-			-		
Wald chi2		536,69	830,28	-	574,60	859,03
Prob > chi2		0,0000	0,0000		0,0000	0,0000
AR(1) test (prob>z)		0,0085	0,0082		0,0082	0,0079
AR(2) test (prob>z)		0,8241	0,7937		0,8423	0,8013
Teste de Sargan		163,6592	202,7525		164,1922	204,0075
Prob>Chi2		0,3013	0,0984		0,2912	0,0883

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa utilizando-se do software Stata 12 para estimação das regressões. Nota: os p-valores estão entre parênteses: os sobrescritos *, ** e *** indicam nível de significância de 10%, 5% e 1%. Os parâmetros que apresentaram significância estatística estão em negrito. Os modelos são identificados com o rótulo FE quando estimados por efeitos fixos, GMM AB quando estimados por painel dinâmico de Arellano-Bond e GMM BB por painel dinâmico Blundell-Bond.

Também impende registrar que outros indicadores passam a ter significância estatística. O investimento em capital (*fbcf*), a taxa de poupança (*poup*) e a produtividade – assumindo o grau de urbanização (*urban*) como *proxy* – passam a gerar impactos positivos sobre o produto no longo prazo, enquanto o crescimento populacional provoca o oposto, seguindo o postulado teórico dos modelos clássicos de crescimento.

Os resultados para o longo prazo dos efeitos do pagamento de juros sobre o produto não diferem muito dos encontrados para o curto prazo, conforme se observa nas estimações trazidas pela Tabela 10. De modo semelhante ao que foi visto para as variáveis de endividamento precedentes, no longo prazo, a punição por maiores comprometimentos com pagamento de juros é abreviada, ou seja, o ponto de inflexão para o comprometimento com pagamento de juros passa a situar-se próximo a 45%.

Tabela 11. Efeitos da dívida de curto prazo sobre o produto no longo prazo

Variáveis/Estim/Instrum.	GPIB (1)	GPIB (2)	GPIB (3)	GPIBPC (4)	GPIBPC (5)	GPIBPC (6)
	EF	GMM AB	GMM BB	EF	GMM AB	GMM BB
gpcinicial	-0,00148*** (0,01)	-0,00095*** (0,00)	-0,00048*** (0,00)	-0,00154*** (0,01)	-0,00099*** (0,00)	-0,00051*** (0,00)
dcpr	-0,00278 (0,37)	-0,00015 (0,90)	0,00038 (0,77)	-0,00282 (0,35)	-0,00017 (0,89)	0,00031 (0,81)
dcpr²	0,000002 (0,19)	9,09e-07 (0,32)	4,91e-07 (0,59)	0,000002 (0,17)	9,09e-07 (0,29)	5,29e-07 (0,55)
fbcf	0,04301*** (0,00)	0,01135*** (0,01)	0,00221 (0,61)	0,04223*** (0,00)	0,01097*** (0,01)	0,00183 (0,67)
poup	0,02608 (0,51)	0,00377 (0,87)	0,0163 (0,42)	0,02716 (0,48)	0,00532 (0,81)	0,017975 (0,35)
cpopu	-2,2268** (0,03)	-1,39821*** (0,00)	-0,91588*** (0,00)	-3,11057*** (0,00)	-1,67849*** (0,00)	-1,20584*** (0,00)
infla	-0,00002 (0,91)	0,00001 (0,96)	-0,00012 (0,72)	-0,00008 (0,68)	-0,00005 (0,87)	-0,00017 (0,59)
abert	0,00636 (0,38)	-0,00138 (0,84)	0,00152 (0,79)	0,00621 (0,37)	-0,00144 (0,83)	0,00174 (0,75)
gov	0,00222 (0,96)	0,03142 (0,31)	0,04515** (0,05)	-0,00418 (0,92)	0,026115 (0,39)	0,03549 (0,12)
urban	0,09986 (0,28)	0,06400** (0,05)	0,029503 (0,16)	0,11457 (0,20)	0,074212** (0,02)	0,035107* (0,09)
reser	-0,00230 (0,86)	0,00535 (0,29)	-0,00074 (0,85)	-0,00221 (0,86)	0,00541 (0,27)	-0,00111 (0,78)
CONST	6,89485 (0,21)	3,12767 (0,16)	1,83564 (0,28)	6,15884 (0,26)	2,56713 (0,24)	1,70283 (0,31)
l1		0,92893*** (0,00)	0,99319*** (0,00)		0,92754*** (0,00)	0,99486*** (0,00)
l2		-0,31635*** (0,00)	-0,33335*** (0,00)		-0,32250*** (0,00)	-0,34100*** (0,00)
Ponto de inflexão da dívida						
nº de obs.	240	210	226	240	210	226
r² within	0,3548			0,4004		
r² between	0,0540			0,0975		
r² overall	0,0658			0,0963		
Estatística F	89,19			13,24		
P>F (p-valor)	0,0000			0,0000		
Wald chi2		570,22	864,45		604,06	899,87
Prob > chi2		0,0000	0,0000		0,0000	0,0000
AR(1) test (prob>z)		0,0058	0,0061		0,0056	0,0059
AR(2) test (prob>z)		0,6652	0,6217		0,7127	0,6497
Teste de Sargan		205,2272	254,0363		204,8862	253,5765
Prob>Chi2		0,1246	0,00127		0,1280	0,0133

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa utilizando-se do software Stata 12 para estimação das regressões. Nota: os p-valores estão entre parênteses: os sobrescritos *, ** e *** indicam nível de significância de 10%, 5% e 1%. Os parâmetros que apresentaram significância estatística estão em negrito. Os modelos são identificados com o rótulo FE quando estimados por efeitos fixos, GMM AB quando estimados por painel dinâmico de Arellano-Bond e GMM BB por painel dinâmico Blundell-Bond.

Também é possível perceber que quando se controla o crescimento para esse indicador de endividamento, no longo prazo, também passam a ganhar significância estatística as variáveis para o capital físico (*fbcf*) e o crescimento populacional (*cpopu*), com valores e sinais dos parâmetros muito parecidos com os identificados nas estimativas para os demais indicadores de endividamento, ratificando a proeminência do investimento em capital físico como combustível para impulsionamento do produto no longo prazo. Todavia, assim como para o curto prazo, a divergência entre os resultados das estimativas para esta variável impõe reservas na sua validação imediata.

Por fim, a Tabela 11 apresenta os resultados das estimações para os efeitos de longo prazo da dívida de curto prazo sobre o produto. O que se destaca nesse caso é a perda de relevância desse indicador sobre o crescimento do produto no longo prazo. Além disso, é reforçado o papel do capital físico e do crescimento populacional como forças importantes a explicar o desempenho de longo prazo do crescimento das economias da América Latina.

2.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho engendrou uma investigação empírica dos efeitos da dívida pública sobre a taxa de crescimento do produto para um painel de 19 países da América Latina, abrangendo o período de 1990 a 2018. Foram medidos os impactos de curto e de longo prazo abrangendo sete indicadores de endividamento, testado a direção com que afetam o crescimento e calculados os pontos limiares sobre os quais se torna nefasta a ultrapassagem da dívida.

Os resultados mostram que a evolução e o patamar da dívida pública guardam relação estatisticamente significativa com o desempenho do crescimento tanto no curto como no longo prazo para os países da região. Evidenciam que, de um modo geral, padrões elevados de endividamento desaceleram o crescimento das economias. Indicam ainda, que não somente os níveis de dívida bruta e externa importam nos resultados de crescimento, mas também o quanto esses níveis cobram em termos de juros para seu financiamento e o perfil que assumem em termos de prazo de vencimento. Também apontam que no longo prazo, os danos causados por dívidas elevadas são maiores, ao mesmo tempo em que, tornam-se relevantes os fatores capital fixo e crescimento populacional, para explicar o desempenho econômico.

O trabalho revela a existência de relação côncava entre as dívidas bruta e externa total e a taxa de crescimento econômico, no curto e longo prazo, assim como observado em estudos anteriores de Kumar e Woo (2010), Checherita e Rother (2010), Mencinger, Aristvnik e Verbic (2014) e Patillo, Poirsin e Ricci (2011). Isso significa que, conforme os níveis de dívida aumentam, a taxa com que o produto cresce se reduz até o ponto em que se torna negativa.

Os pontos limiares calculados para o tamanho da dívida pública destoam consideravelmente do ponto limite de 90% estipulado em Reinhart e Rogoff (2010). Também superam expressivamente os valores descritos em trabalhos anteriores, o que reforça a relevância da aplicação do estudo para a região, que demonstra possuir características próprias que a distinguem e afetam as relações entre as variáveis que são objetos da análise.

A dívida externa pública aparenta ter deixado de ser um empecilho ao crescimento na América Latina, como o fora no passado. Não obstante, os resultados apontam, inclusive, que é possível obter uma maior taxa de crescimento por meio de dívida externa pública. O fato dos países terem mantido reservas cambiais que correspondem a mais de um terço do total da dívida externa (incluindo a parcela da dívida privada), combinadas com dívidas externas públicas com média situada pouco acima dos 20% do PIB ao longo do período, são sintomas que podem justificar esse resultado.

Os gastos com pagamento de juros da dívida possuem uma relação não-linear com o crescimento. O ponto de viragem, a partir da qual a taxa de crescimento do produto passa a ser negativa, foi calculado em aproximadamente 50% e 45% do PIB no curto e longo prazo. Considerando que os países tiveram uma média de gastos com juros que representaram 12,08% do total de suas despesas ao longo do período e mantêm uma média próxima aos 10% para o último ano da amostra, é possível afirmar, também em relação a esse indicador, que os países da América Latina estão seguros em relação à sustentabilidade de sua dívida pública.

Foi constatado ainda que o perfil da dívida em termos de prazo de vencimento dos contratos é relevante para explicar os resultados de crescimento para a região. Países que tenham participação maior de dívidas com menor o prazo de vencimento tendem a crescer menos, sendo desejável o alongamento do prazo. Por outro lado, a dívida líquida do governo e o serviço total da dívida não apresentaram significância estatística, sugerindo que seus efeitos podem ter sido suprimidos pelos

demais indicadores que se mostraram relevantes para o crescimento entre os países latino-americanos.

Por fim, é possível asseverar que, dados os níveis recentes de endividamento, os resultados sugerem que os países da América Latina estão colocados numa posição relativamente segura e confortável. Assim, em sendo necessário, há margem de espaço para a adoção de estímulos fiscais via endividamento interno, externo ou ambos, com escopo na promoção do crescimento do produto, no curto prazo. Não se deve obliterar, porém, que esse caminho não se mostra sustentável no longo prazo, face suas consequências sobre a taxa de juros, com subsequentes efeitos sobre o nível de investimento, repercutindo sobre a produtividade, competitividade e o crescimento. Além disso, uma economia que sustente o crescimento por meio de uma trajetória de endividamento exagerado deve ser penalizada por menor grau de confiança em sua capacidade de honrar seus compromissos, com efeitos corrosivos sobre o custo da dívida, com credores que tendem a exigir juros maiores e reduzir o prazo dos vencimentos, sem contar com o não menos deletério caminho do financiamento inflacionário.

Embora o trabalho tenha atingido seu escopo, podem-se destacar algumas limitações e fendas para pesquisa futura. Primeiro, é possível que os resultados apresentassem melhor robustez com dados de maior frequência, sem lacunas, com tratamento de possíveis impactos dos eventos aberrantes na amostra e controle de efeitos cíclicos sobre o produto. Segundo, ficou demonstrado que o perfil da dívida é relevante nos resultados, ficando em aberto o aprofundamento de como é composto o estoque da dívida: se vinculado à variação cambial, à inflação, se é pré-fixado ou pós-fixado. Por fim, a pesquisa poderia ser ampliada para incluir os canais pelos quais a dívida pública afeta indiretamente o crescimento do produto.

REFERÊNCIAS

ARELLANO, M; BOND, S. Some tests of specifications for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, v. 58, 1991.

AUERBACH, A. J.; GORODNICHENKO, Y. Fiscal Multipliers in recession and expansion. *NBER, Working Paper*, n. 17447, 2011.

BLANCHARD, O.; SUMMERS, L. Hysteresis Unemployment, *European Economic Review*, 31, p. 288-295, 1987.

BLUNDELL, R; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, v, 87, 1998.

CHECHERITA, C.; ROTHER, P. The impact of high and growing government debt on economic growth: an empirical investigation for the Euro area. *ECB working paper*, n. 1237, 2010.

DE LONG, B; SUMMERS, L. Fiscal policy in depressed economy. BPEA, Spring, 2012.

HERDON, T.; ASH, M.; POLLIN, R. Does high public debt consistently stifle economic growth? A critique of Reinhart and Rogoff. *Political Economic Research Institute*, n. 322, 2013.

HSIAO, C. Panel data analysis – advantages and challenges. Institute of Economic Policy Research – *IEPR Working Paper*, v. 06, n. 49, 2006.

HUIDROM, et al. Do fiscal multipliers depend on fiscal positions? Policy Research Working Paper, 7724, jun. 2016.

IMF. Fiscal Monitor: a fair shot. Washington, abr., 2021. Disponível em <<https://www.imf.org/en/Publications/FM/Issues/2021/03/29/fiscal-monitor-april-2021>> Acesso em 12 de julho de 2021.

IMF. World Economic Outlook Update, June, 2020a. Disponível em <<https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2020/06/24/WEOUpdateJune2020>> Acesso em 06 de julho de 2020.

IMF. World Economic Outlook: A Long and Difficult Ascent. Washington, DC, Oct., 2020b. Disponível em <<https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2020/09/30/world-economic-outlook-october-2020>> Acesso em 14 de dezembro de 2020.

KUMAR, M. S.; WOO, J. Public Debt and Growth. International Monetary Fund, *IMF Working Papers* v. 10, n.174, jul., 2010.

MENCINGER, J.; ARISTOVNIK, A.; VERBIC, M. The impact of growth public debt on economic growth in the European Union. *Institute for Economic Research*, Working Paper n. 80, 2014.

MINEA, A., PARENT, A. Is High Public Debt Always Harmful to Economic Growth? Reinhart and Rogoff and Some Complex Nonlinearities. *CERDI Working Paper*, n. 18, 2012.

OURIVES, L. H. C. Estratégias de crescimento e padrão de endividamento: uma análise de painel dinâmico para países da América Latina e do Caribe. *Revista ANPEC*, v.7, p. 71-97, 2007.

PADOAN, P. C.; SILA, U; VAN DEN NOORD, P. Avoiding Debt Traps: Financial Backstops and Structural Reforms. *OECD Jornal: Economic Studies*, v. 1, 2012.

PATILLO, C.; POIRSIN, H.; RICCI, L. A. External debt and growth. *Review of Economics and Institutions*, v. 2, n. 3, 2011.

PIRES, Manoel C. de C. *Política fiscal e ciclos econômicos: teoria e a experiência recente*. Rio de Janeiro: Elsevier, FGV, 2017.

REINHART, C.; ROGOFF, K. Growth in a time of debt. *American Economic Review: Paper and Proceedings*, n. 100, 2010.

SCHCLAREK, C. A. Debt and economic growth in developing and industrial countries. *Department of Economics, Lund University Working Papers*, n. 34, 2005.

SIMÕES, J. E. M.; FERREIRA, R. T. ; CAMPOS, R. H. C. Dívida pública e crescimento econômico no Brasil: há um kink?. In: II Congresso Internacional de Desempenho do Setor Público. Florianópolis: Anais do II Congresso Internacional de Desempenho do Setor Público, v. 01, 2018, p. 01-19.

TOURINHO, Octávio A.F.; SANGOI, R. Dívida Pública e Crescimento Econômico: Testes da Hipótese de Reinhart e Rogoff. *Economia Aplicada (Impresso)*, v. 21, p. 427-468, 2017.

VERBEEK, M. A guide to modern econometrics. 2. ed. West Sussex: John Wiley & Sons ltd, 2004.

WORLD BANK. Global Economic Prospects, June 2020. Washington, DC: World Bank, 2020. Disponível em: <<https://www.worldbank.org/en/publication/global-economic-prospects>> Acesso em: 06 de julho de 2020. DOI: 10.1596/978-1-4648-1553-9

CAPÍTULO 3: CICLOS POLÍTICOS, INSTITUIÇÕES E RESULTADOS FISCAIS NA AMÉRICA LATINA

INTRODUÇÃO

O equilíbrio fiscal e orçamentário é um dos principais preceitos difundidos para solidez e estabilidade das economias a fim de garantir crescimento econômico sustentável. Déficits orçamentários persistentes, provocados por políticas fiscalmente irresponsáveis são considerados como um grave problema a restringir a eficiência das políticas econômicas com efeitos deletérios sobre o emprego, o investimento e a inflação.

Há um crescente interesse na literatura econômica em examinar como os ambientes político-institucionais estão relacionados às decisões orçamentárias adotadas pelos distintos governos. Em vista disso, modelos econômicos têm sido elaborados a fim de incorporar os fatores políticos e institucionais que afetam as decisões e escolhas orçamentárias dos governos. Dentre esses modelos, podem-se destacar os formulados por Nordhaus (1975 e 1989), Rogoff (1987) e Rogoff e Silbert (1998) que desenvolveram e ampliaram o arcabouço teórico e aplicado da linha de pesquisa conhecida como ciclos políticos econômicos (*political business cycles*) ou ciclos políticos orçamentários (*political budget cycles*)¹³.

Os distintos modelos teóricos de CPE (Ciclos Políticos Econômicos) possuem como essência comum, a conexão das políticas econômicas e seus consequentes resultados, a interesses eleitorais e de projetos de poder político. Admite-se que os governantes manipulam os instrumentos econômicos a fim de demonstrar capacidade aos cidadãos/eleitores, em razão de que estes últimos tendem a eleger aqueles que podem oferecer melhor desempenho econômico. Dado o contexto político-eleitoral competitivo e livre, a economia funciona de forma induzida por meio de ciclos econômicos politicamente motivados, de modo que, nos períodos iniciais dos governos os gestores tendem a praticar políticas mais restritivas e, ao contrário, adotar práticas expansionistas na época próxima aos fins dos mandatos.

¹³ Além dos modelos citados e adotados como base teórica neste trabalho, alguns outros são reconhecidos como referências para o campo de pesquisa, tais quais os propostos por: Downs (1957), MacRae (1977), Hibbs (1977), Tuft (1978), Alesina e Tabellini (1987a), Alesina (1987), Roubini e Sachs (1988), Persson e Tabellini (1989), Larrain e Assael (1994) e Persson, Tabellini e Roland (2007).

O desiderato principal do presente estudo é examinar empiricamente a presença de ciclos políticos orçamentários como fundamento para o comportamento fiscal dos países da América Latina, usando dados em painel para o período de 1990 a 2017. Os aspectos que serão relacionados à política fiscal são expandidos para além das variáveis puramente econômicas, mas serão associados a fatores políticos e institucionais.

Assim, procurando contribuir com novos apontamentos à literatura, buscar-se-á verificar se os governos da região manipulam os gastos públicos como medida de sinalizar competência diante dos eleitores para com isso ampliarem as chances de vitória eleitoral dos candidatos/partidos no poder. Desse modo, a principal hipótese a ser testada neste trabalho é a de que os governos empregam políticas fiscais expansionistas próximos às eleições e restritivas no início dos mandatos, de modo que os resultados fiscais se comportam de forma cíclica acompanhando o calendário eleitoral. Secundariamente, serão verificados quanto os indicadores políticos e institucionais afetam os resultados fiscais. Nesse caso, as variáveis força parlamentar do governo, estágio democrático, estabilidade política e ideologia partidária, serão inseridas como fatores explicativos desses resultados. Espera-se que países com democracias mais bem estabelecidas, gozem de melhores indicadores fiscais.

A pesquisa conecta o desempenho de agregados econômicos fundamentais ao comportamento de despesas públicas e indicadores fiscais, junto a variáveis que representam aspectos políticos-institucionais, cuja interrelação demonstra, conforme os resultados, ser capaz de explicar o desempenho econômico para os países estudados. A interligação desses aspectos, da forma aqui desenvolvida, com a inserção de indicadores e variáveis pouco exploradas, permitem obter implicações relevantes e incorpora avanços à literatura, especialmente à voltada à América Latina.

Para abordar as questões propostas e atingir os objetivos delineados neste trabalho, o texto está organizado da seguinte forma: na próxima seção é feita revisão nos trabalhos empíricos já realizados no Brasil e no exterior acerca do tema; na terceira seção é exposta a metodologia indicando-se o modelo econométrico adotado e os dados que foram utilizados na pesquisa; na quarta parte os resultados das estimações são apresentados e discutidos; em seguida é apresentada a conclusão com as considerações sobre os resultados encontrados no trabalho.

3.2. ESTUDOS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PRESENTES NA LITERATURA

Estudos que abordam CPE vêm sendo desenvolvidos desde a década de 1970 e têm expandido seu enfoque para questões que envolvem sistemas e regras eleitorais, composição e fragmentação política dos governos e fatores institucionais diversos.

Fatores relacionados aos sistemas eleitorais (presidencialismo ou parlamentarismo) e a coesão política dos governos nacionais, medida através do controle majoritário ou o tamanho da coalizão do governante nos poderes executivo e legislativo, foram abordados em Roubini e Sachs (1988), que concluíram que países com governos mais fracos, indicados como aqueles com prazo de mandato mais curto e presença de muitos partidos na coalizão tendem a exibir maiores déficits.

Para além do lado puramente fiscal, estudos têm averiguado os ciclos políticos econômicos na evolução do produto, do desemprego e da taxa de inflação. Alesina e Roubini (1990) realizaram esse teste em painel para 18 países da OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico), com dados do período de 1960 a 1987, tendo confirmado o previsto na teoria em relação ao comportamento da inflação que apresentou tendência crescente em anos pós-eleitorais, possivelmente em decorrência de políticas monetárias e fiscais oportunistas e expansivistas. Também foram observados em relação à inflação efeitos partidários estatisticamente significativos para os países em regimes bi-partidários, sendo os países governados por partidos considerados de direita mais estáveis em relação à inflação.

Dentro dessa linha de pesquisa, o trabalho de Larraín e Assael (1995) confirmou a existência de CPE na oferta monetária, no produto e na política cambial para o Chile no período de 1939 a 1989, ou seja, constatarem incrementos significativos na oferta monetária, na atividade econômica, e na inflação, antes das eleições presidenciais do país. Também foi encontrado por López, Galló e Fresard (2002), evidências de CPE no produto, na política monetária e nos gastos públicos para a Colômbia.

As instituições por meio de regras e restrições legislativas à formulação e execução orçamentária foram associadas à disciplina fiscal na América Latina – dados de 1980 a 1992 para 20 países - em estudo desenvolvido por Alesina et al (1996).

Persson e Tabellini (2002), também investigaram os efeitos dos sistemas políticos sobre o comportamento de variáveis fiscais, a fim de testar a existência de

CPE, em estudo abrangendo 60 democracias com dados para o intervalo de 1960 a 1998. Os resultados demonstram que, embora o comportamento de CPE esteja presente de um modo geral, os diferentes sistemas eleitorais, sejam eles majoritários ou proporcionais, são responsáveis por significativas diferenças em seu desenvolvimento. Os resultados apontam que apenas os países que adotam eleições majoritárias promovem corte de gastos durante os anos eleitorais, além de terem reduzidos mais os impostos do que países com sistemas proporcionais. Além disso, apenas as democracias proporcionais ampliam os gastos com assistência social antes de eleições, mantendo essas despesas para o ano pós-eleitoral, enquanto que somente os regimes presidenciais adiam ajustes impopulares da política fiscal (reduzem os gastos) para depois das eleições.

Block (2002) estimou os efeitos eleitorais nas políticas governamentais, para um corte transversal de 44 países da África Subsaariana. Sua conclusão aponta que nos anos eleitorais dos países africanos, os déficits fiscais, consumo do governo, gastos públicos aumentam em proporção do PIB. Sua estimativa pontual sugere que o déficit fiscal do governo aumenta 1,2 ponto percentual em anos eleitorais.

Segundo achados de Brender e Drazen (2004), as regras eleitorais e a maturidade da democracia são fatores importantes na explicação dos ciclos político-orçamentários. Analisando um conjunto de países divididos entre aqueles caracterizados como democracias novas e antigas, verificou-se que é nestes últimos que os déficits públicos comportam-se conforme o período eleitoral, sendo maiores próximos às eleições. Além disso, quando comparados os países que utilizam sistemas de votação majoritários ou proporcionais para formação do parlamento, a manipulação do déficit público foi estatisticamente significativo apenas naqueles que adotam o último sistema.

Dentro dessa linha, Shi e Svensson (2006) testaram a presença do ciclo político orçamentário, considerando 85 países para o período 1975-1995, confirmando que os governos experimentam déficits mais altos em anos eleitorais, sendo que esse comportamento é significativamente mais elevado e estatisticamente mais robusto em países em desenvolvimento comparados aos desenvolvidos. Além disso, verificaram que diferenças institucionais podem explicar parte da diferença no tamanho dos ciclos políticos orçamentários entre os países.

Os ciclos políticos orçamentários também veem sendo testados na esfera subnacional, com resultados relativamente mais robustos em comparação com os dados nacionais. Em estudo aplicado por Drazen e Eslava (2003) para os estados da Colômbia,

em que ficou demonstrado que as eleições regionais causaram impactos positivos e significativos sobre as despesas totais e os gastos com investimentos, ao passo que provocaram retração nas transferências e despesas correntes (queda de cerca de 30% e 5%, respectivamente), sendo que o efeito positivo sobre o montante do investimento (crescimento de 22%) suplanta os depressivos sobre aqueles últimos, fazendo com que os gastos no agregado se expandam em anos de eleição (crescimento de 5%).

Resultados similares foram encontrados no trabalho elaborado Gámez e Ibarra-Yúnez (2009) analisaram as despesas dos estados mexicanos no quartel de 1997 a 2004, por meio da estimação de um painel com efeitos fixos. Os resultados mostraram que os governos tendem a expandir os gastos em anos eleitorais e reluzir nos anos imediatamente seguintes à eleição sendo esses efeitos mais nítidos para gastos totais e subsídios.

Com foco nos países de baixa renda - 68 países para o período de 1990 a 2010 - Ebeke e Olçer (2013) investigaram o comportamento das variáveis fiscais durante e após as eleições. Os resultados indicaram que, durante os anos eleitorais, o consumo dos governos aumentou significativamente levando a maiores déficits fiscais. Nos dois anos seguintes às eleições, o ajuste fiscal assumiu a forma de maior ampliação da receita sobre os impostos comerciais e cortes no investimento, sem cortes significativos sobre o consumo do governo.

Barisik e Barris (2017) analisaram a relação entre os déficits orçamentários e a governança para 123 países em desenvolvimento por meio de dados em painel, para os períodos de 2002 e 2014. Os resultados sugeriram que os indicadores globais de governança que expressam responsabilidade, estabilidade política e qualidade regulatória possuem importante significância estatística com déficits orçamentários observados.

Safdar e Padda (2017), também abordaram o problema de investigar empiricamente os fatores econômicos e institucionais que influenciam o déficit orçamentário, mas voltado ao Paquistão. Os resultados indicam que a inflação e a abertura comercial estão positivamente relacionadas ao déficit orçamentário, enquanto que a estabilidade política pode resultar em redução no déficit.

Bougharriou, Benayed e Gabsi (2018) investigaram o efeito da democracia na dívida pública para uma amostra de 16 países árabes no período 2002 a 2013, por meio de um painel dinâmico. Os resultados sugerem que a democracia possui um efeito significativo, mas não-linear sobre dívida pública. O efeito é positivo apenas para um

valor mais baixo da democracia, mas se torna negativo quando a democracia atinge certo limiar. Sugerem como implicações que a democracia cobra por maiores dispêndios do governo e os países árabes devem estar atentos, principalmente nos estágios iniciais da democratização, às consequências macroeconômicas prejudiciais que esse movimento poderia ter nas finanças públicas.

Analisando as políticas fiscais e os resultados eleitorais, no período de 1995 a 2013, para os estados brasileiros, Guerra, Paixão e Leite Filho (2018), constataram que os gastos públicos são ampliados nos anos eleitorais em comparação com os demais anos dos mandatos, cujas expansões ocorrem de forma mais contundentes em algumas funções despesas específicas, quais sejam, despesas de capital, investimentos, obras e urbanismo. Diferindo do pressuposto da teoria do ciclo político partidário, os autores concluíram pela ausência de diferença que distinga significativamente grupos com distintos perfis ideológicos na condução da política fiscal dos Estados no Brasil.

Os poucos estudos voltados à América Latina revelaram a importância de fatores políticos e institucionais nos resultados fiscais obtidos pelos países da região. Amorim Neto, Blanco e Borsani (2001) estimaram um painel por mínimos quadrados generalizados para 10 países do continente americano, para as décadas de 1980 a 1990. Os resultados apontaram que os déficits públicos dos países são afetados por motivações políticas e ideológicas: políticas fiscais centralizadas, governos estáveis e majoritários geram déficits mais baixos; enquanto governos compostos muitos partidos e anos eleitorais geram déficits mais altos.

Em Acosta e Coppedge (2001), demonstrou-se que os gastos governamentais para seis países da América Latina podem ser parcialmente explicados pela complexa interação de variáveis políticas: o tamanho do partido do presidente, seu grau de disciplina, sua lealdade ao presidente, níveis de polarização ideológica e a posição ideológica do presidente.

Borsani (2001) analisou as eleições e o desempenho macroeconômico na América Latina no período de 1979 e 1998. Com um painel contendo 13 países, concluiu que nos anos posteriores às eleições são registrados menores crescimento do produto e aumento na taxa de desemprego, sinalizando, ao menos parcialmente, a existência de ciclos políticos.

3.3. DADOS E ASPECTOS METODOLÓGICOS

Para analisar e estimar empiricamente as relações entre os fatores políticos-institucionais sobre o desempenho fiscal das economias latino-americanas foi encetada análise econométrica por meio de um painel com dados de 19 países da região, com abrangência para o período de 1990 a 2017, perfazendo uma amostra com o total de 513 observações¹⁴. Os dados foram coletados junto ao Banco Mundial na base inserida no *World Development Indicators* e *International Debt Statistics*, à Comissão Econômica para América Latina e Caribe (*Cepalstat*), Fundo Monetário Internacional em suas bases *World Economic Outlook* e *Government Finance Statistics – GFS*, ao Banco Inter-Americano de Desenvolvimento (*Database of Political Institutions*) e junto ao *Polity IV Project*.

Para proceder à análise empírica das questões levantadas neste trabalho, foi utilizada a metodologia de dados em painel (*panel data*). O uso de dados em painel se justifica, pois, para o objetivo proposto neste trabalho não seria adequado o uso exclusivo de dados em corte transversal (*cross-section*), nem de dados de séries temporais, tanto porque não se permitiria observar o impacto do tempo nas variáveis como, também, as diferenças entre distintos indivíduos da amostra (países).

A adoção da técnica de dados em painel apresenta uma série de benefícios em comparação a outros métodos, dentre os quais é possível citar (Hisao, 2006; Hisao, 2003 apud Baltagi, 2005; Verbeek, 2004): i) inferência mais precisa nos parâmetros do modelo - os dados do painel geralmente contêm mais graus de liberdade, menor multicolinearidade, maior variabilidade e eficiência que os dados transversais; ii) controle da heterogeneidade individual – os dados de séries temporais (*time series*) e cortes transversais (*cross-section*) não controlam a heterogeneidade correndo o risco de resultados tendenciosos; iii) controle do impacto das variáveis omitidas - os dados de painel contêm informações sobre a dinâmica intertemporal e a individualidade das entidades, permitindo controlar os efeitos de variáveis ausentes ou não observadas; iv) capacidade de estudar relações dinâmicas - distribuições transversais que parecem relativamente estáveis ocultam uma infinidade de mudanças, painéis permitem a estimativa de relações intertemporais, ciclo de vida e modelos intergeracionais.

¹⁴ Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Equador, El Salvador, Guatemala, Haiti, Honduras, México, Nicarágua, Panamá, Paraguai, Peru, República Dominicana, Uruguai e Venezuela.

O primeiro modelo utilizado no estudo visa capturar a presença de ciclos político-econômicos sobre os agregados econômicos, despesas públicas e indicadores fiscais e segue padrões semelhantes ao executado por Gámez e Ibarra-Yúnez (2009) e Guerra, Paixão e Leite Filho (2018), cuja análise é feita por meio de Painel com efeitos fixos ou variáveis¹⁵. O modelo básico adotado para estimar as regressões apresenta a seguinte especificação geral:

$$Y_{i,t} = \sum b_k F_{i,t-k} + \sum c X_{i,t} + d ELEC_t + M_i + E_{i,t} \quad (1)$$

onde $Y_{i,t}$ é o agregado econômico/indicador fiscal do país i no tempo t , $X_{i,t}$ é um vetor de variáveis de controle, $ELEC_{i,t}$ são variáveis eleitorais, M_i são efeitos fixos não observados por países, e $E_{i,t}$ o termo de erro aleatório.

As regressões foram realizadas utilizando-se as seguintes variáveis dependentes representando os agregados econômicos e fiscais¹⁶: (i) taxa de inflação (INFLA); (ii) taxa de desemprego (DESEMP); (iii) taxa de crescimento do PIB real (DPIB); (iv) log da oferta monetária real (M2); (v) taxa de câmbio real (CÂMBIO); (vi) gastos totais do governo (GTOT); (vii) gastos correntes do governo (GCOR); (viii) gastos de capital do governo (GCAP); (ix) arrecadação tributária (TRIB); (x) gastos com subsídios e transferências (SUB); (xi) aquisição de capital fixo (GACAPF); (xii) resultado primário em fração do PIB (RPP); (xiii) resultado global/operacional em fração do PIB (RGP); (xiv) dívida bruta em fração do PIB (DB); (xv) dívida externa do governo central em fração do PIB (DEG).

Dentre as variáveis eleitorais, foram definidas três *dummies* para identificar e representar o ciclo eleitoral para as eleições nacionais: DPRE = 1 no ano pré-eleitoral e 0 caso contrário; DPOS = 1 se primeiro ano pós-eleitoral e 0 caso contrário; DPPOS = 1 se é o segundo ano após a eleição e 0 caso contrário. Neste caso, utilizam-se, os anos eleitorais (DE) como *dummy* de referência ou comparação de modo que receberá o valor zero, enquanto que as demais variáveis qualitativas que representam o ciclo eleitoral recebem o valor um.

¹⁵ As escolhas dos modelos estimados foram feitas a partir do resultado do Teste de Hausman. Essa estratégia também foi adotada em Arif e Hussain (2018) e Barisik e Baris (2017). Além disso, foram adotados estimadores robustos para a matriz de variância-covariância dos estimadores dos coeficientes da regressão a fim de corrigir eventuais problemas relacionados à heterocedasticidade.

¹⁶ Os dados indicados em termos reais foram transformados por meio do índice anual de preços ao consumidor geral, base de 2010, calculado pela CEPAL. Todas as variáveis relacionadas aos gastos do governo estão calculadas em valores reais e foram transformadas em log e foram coletadas junto a CEPAL.

As variáveis de controle utilizadas foram escolhidas com base na literatura existente sobre o tema da pesquisa¹⁷: participação do comércio internacional, em porcentagem do PIB (COMER); percentual da população urbana (URBAN); População total entre as idades de 15 e 64 anos como porcentagem da população total (POP1564); e, população com 65 anos ou mais como porcentagem da população total (POP65).

O segundo modelo estimado empregou especificação empírica seguindo padrões semelhantes ao adotado por Bougharriou, Benayed e Gabsi (2018) e Arif e Hussain (2018), tendo como objetivo verificar os efeitos da democracia e padrões político-institucionais sobre a política fiscal na América Latina. O modelo básico utilizado para estimar as regressões apresenta a seguinte especificação geral:

$$Y_{i,t} = \Sigma b_k F_{i,t-k} + \Sigma c X_{i,t} + \alpha DEM_{it} + \beta DEM_{it}^2 + \Sigma d INST_{it} + M_i + E_{i,t} \quad (2)$$

onde $Y_{i,t}$ é o indicador fiscal do país i no tempo t , $X_{i,t}$ é um vetor de variáveis de controle, DEM_{it} ¹⁸ é o nível de democracia do país i no período t , $\Sigma d INST_{it}$ é um vetor de variáveis que representam o arcabouço político-institucional do país i no período t , M_i , são efeitos fixos não observados por países, e $E_{i,t}$ o termo de erro aleatório.

Os indicadores fiscais utilizados como variáveis dependentes na Equação (2), são os mesmos daqueles adotados no modelo anterior, mas com duas modificações: o acréscimo da variável dívida externa total em fração do PIB (DET); as demais variáveis fiscais são medidas em proporção do PIB. Do mesmo modo, as variáveis de controle são idênticas em ambos os modelos.

O vetor $\Sigma d INST_{it}$ é formado pelas seguintes variáveis: (a) restrições institucionais (XCONST¹⁹); (b) maioria absoluta do executivo no parlamento (MABS²⁰); (c) regulamentação da participação política da população (PARREG²¹); (d) tempo de democracia (DURABLE²²); (e) partidos de esquerda (ESQ²³).

¹⁷ Vide Brender e Drazen (2004); Bougharriou, Benayed e Gabsi (2018); Persson e Tabellini (2002); Vergne (2011); Gámez e Ibarra-Yúnez (2009); Tujula e Wolswijk (2004); e, Drazen e Eslava (2003).

¹⁸ Como medida do nível de democracia dos países foi adotado o índice Polity2 presente em Marshall, Gurr e Jagers (2017). O índice Polity2 varia de -10 a 10, com valores mais altos refletindo países mais democráticos. Os casos em que houve interrupção de mandatos, intervalo ou transições de regime foram classificados com valor 0.

¹⁹ Índice presente em Marshall, Gurr e Jagers (2017). O índice varia de 01 (autoridade ilimitada) a 07 (autoridade restrita).

²⁰ Variável *dummy* que registra o valor 01 quando o executivo possui maioria no parlamento e 0 em caso contrário. Essa variável foi coletada no banco de dados de instituições políticas do Banco Mundial e se refere especificamente à variável denotada por “Allhouse”. Para mais detalhes ver Cruz, Keefer e Scartascini (2021).

As variáveis DEM e DEM² visam captar os efeitos linear e não-linear que o índice de democracia exerce sobre a política fiscal, com a expectativa de que em seus estágios iniciais a democracia cobra por maiores dispêndios do governo, assim como constatado em Bougharriou, Benayed e Gabsi (2018)²⁴.

A variável que representa as restrições institucionais (XCONST) computa o arcabouço limitativo aos poderes decisórios dos chefes executivos. Sua inclusão permite testar a tese de Roubini e Sachs (1988) de que os governos mais fracos tendem a exibir maiores déficits. Essa lógica também se aplica à variável maioria absoluta (MABS).

Espera-se que quanto maior a regulamentação da participação política da população (PARREG), mais a política fiscal tende a caminhar de maneira estável e equilibrada, resultando em menores déficits, seguindo o que foi apontado em Amorim Neto, Blanco e Borsani (2001) e Safdar e Padda (2017). Quando a disputa política é feita por meio de grupos políticos relativamente estáveis e duradouros que competem regularmente nas eleições, atuam sem uso da coerção, mas com respeito às regras eleitorais estabelecidas, pode-se presumir que haja uma política fiscal menos instável.

A variável que registra o tempo de democracia (DURABLE) computa os anos consecutivos em que o regime adotado pode ser considerado democrático. Conforme visto em Brender e Drazen (2004), o tempo de maturidade da democracia pode ser um fator a influir na condução da política fiscal. É razoável supor, portanto, que países onde a democracia encontra-se consolidada, as instituições estejam fortalecidas e as transições de governo ocorram de forma pacífica, vivenciem políticas fiscais menos voláteis e governos mais disciplinados fiscalmente.

A variável que representa os partidos de esquerda (ESQ) testa a ideia comumente aceita de que os governos que possuem essa filiação ideológica são mais propensos a adotar políticas fiscais populistas em comparação a partidos de filiação de direita ou posicionados ao centro. Hibbs (1977) e Alesina (1987), por exemplo,

²¹ Índice presente em Marshall, Gurr e Jagers (2017). O índice varia de 01 (não regulamentado) a 05 (regulamentado).

²² Número de anos desde a adoção do regime democrático. Presente em Marshall, Gurr e Jagers (2017).

²³ Variável *dummy* que registra o valor 01 quando o partido do executivo é classificado como de orientação de esquerda e 0 em caso contrário. Essa variável foi coletada no banco de dados de instituições políticas do Banco Mundial e se refere especificamente à variável denotada por “Execrlc”. Para mais detalhes ver Cruz, Keefer e Scartascini (2021).

²⁴ Além da observação do parâmetro gerado, o ponto de inflexão (*turning point*) deverá ser calculado a partir do máximo da função quadrática e revelar o ponto em que a direção do efeito da dívida sobre o produto é revertido, de tal modo: tomando DEM e DEM² como as variáveis de democracia, os pontos de inflexão são calculados por $-\beta/2\alpha$. O ponto de anulação, indicando aquele em que se anulam os efeitos lineares e não lineares é calculado por $-\beta/\alpha$.

assumem a tese de que os governos geridos por partidos de esquerda são mais expansionistas e coniventes com a inflação do que aqueles administrados por agremiações de direita²⁵.

3.4. RESULTADOS EMPÍRICOS

3.4.1 Ciclos político-econômicos

A Tabela 1 apresenta os resultados das estimações que buscam averiguar a presença de ciclos político-econômicos no comportamento das variáveis dependentes relacionadas a indicadores econômicos fundamentais, quais sejam: taxa de inflação (INFLA); taxa de desemprego (DESEMP); taxa de crescimento do PIB real (DPIB), oferta monetária (M2) e taxa de câmbio real (CÂMBIO). Os resultados, dispostos nas colunas de (1) a (5), não confirmam, plenamente, o que seria esperado pela teoria oportunista, que prevê movimentos cíclicos para aquelas variáveis seguindo o calendário eleitoral. Ou seja, em períodos finais de mandato haveria expansão da oferta monetária, com reflexo no aumento da inflação, o crescimento do produto e queda na taxa de desemprego, ao passo em que, os anos iniciais de mandatos seriam de relativa austeridade e estabilidade na oferta de moeda e do nível de preços. Esse comportamento é visto parcialmente para inflação e crescimento do produto.

A equação (1), voltada à inflação, encontrou efeito estatisticamente significativo da variável *dummy* DPPOS. Isso indica que a taxa de inflação nos segundos anos de mandato são expressivamente inferiores àsquelas sucedidas em anos de eleição presidencial. Registra-se também, que os sinais para as demais *dummies* que representam o CPE – DPRE e DPOS – seguem de acordo com os princípios da teoria, ou seja, de que também nesses anos, haveria um menor crescimento nos preços, comparando-se aos anos eleitorais. Para essas duas últimas *dummies*, porém, os parâmetros não apresentaram significância estatística no nível de 10%, embora as estatísticas *t* margeiem os valores para aceitar a significância neste nível.

²⁵ Alesina, Mirrlees e Neumann (1989), analisando dados de economias desenvolvidas concluíram que a diferença nos resultados econômicos reais sob diferentes governos é em sua maioria transitória e concentrada no início de mandato. Os partidos conservadores começam seus mandatos com crescimento abaixo da média, aumento do desemprego cíclico, e redução da inflação, com o inverso ocorrendo para partidos à esquerda.

Tabela 1 - Efeitos dos ciclos político-econômicos nos agregados econômicos da América-Latina (1990-2017)

Variáveis/Estim.	INFLA	DESEMP	DPIB	M2	CÂMBIO
	EA	EF	EF	EA	EF
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DPRE	-89,02182 (0,140)	0,05268 (0,549)	-0,15261 (0,671)	-0,00668 (0,705)	-1,19279 (0,466)
DPOS	-94,55821 (0,117)	0,06198 (0,390)	-0,74665** (0,053)	-0,00328 (0,704)	0,070079 (0,788)
DPPOS	-105,0128*** (0,092)	-0,06158 (0,607)	0,00409 (0,990)	0,00288 (0,759)	0,57892 (0,837)
POPU1564	-36,00596 (0,155)	-0,26566 (0,136)	0,10893 (0,396)	0,04641* (0,004)	4,56017*** (0,073)
POP65	-31,02814 (0,144)	-0,80210 (0,154)	-0,74147** (0,019)	0,20629* (0,000)	-1,74294 (0,652)
COMER	-0,23941 (0,858)	0,01306 (0,459)	0,04699* (0,002)	0,00377 (0,114)	-0,77859** (0,031)
URBAN	9,69692 (0,152)	0,30226** (0,017)	0,06377 (0,265)	-0,01802 (0,222)	-1,99895 (0,135)
CONST	1875,905 (0,126)	6,5998 (0,361)	-5,60524 (0,215)	2,23690* (0,005)	20,3767 (0,808)
n° de obs.	528	493	528	377	319
r ² within	0,0438	0,1287	0,0580	0,6642	0,2050
r ² between	0,0372	0,0761	0,1839	0,0040	0,2175
r ² overall	0,0335	0,0527	0,0482	0,0028	0,0131
Estatística F		2,29	4,29		2,48
P>F (p-valor)		0,0743	0,0060		0,0701
Wald	6,57			64,52	
WaldP>chi2	0,4754			0,0000	
Teste de Hausman	9,73	27,13	14,98	5,68	114,49
Prob>Chi2	0,2045	0,0003	0,0362	0,5780	0,0000

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de resultados do trabalho, utilizando-se o software Stata12 para a estimação da regressão dos dados. Notas: Os p-valores estão entre parênteses. Os parâmetros que apresentaram significância estatística estão em negrito com os símbolos *, ** e ***, representando significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os modelos são identificados por EA quando estimados por efeitos aleatórios e EF quando por efeitos fixos.

Não se constatou, por outro lado, a presença de ciclo político-econômico sobre a taxa de desemprego (DESEMP), consoante se verifica na regressão para a equação (2). Esse resultado se conflita com o pressuposto presente na teoria de que os anos eleitorais são de expansão do produto, com efeitos invertidos para a taxa de inflação, que tende a subir, e a taxa de desemprego, que deve reduzir. É possível que isso se dê ao fato de que, o crescimento eventualmente percebido nos anos eleitorais, não difira de forma tão relevante em relação aos demais períodos ou que os impulsos gerados sejam racionalmente percebidos como provisórios, não importando em mais contratações para as empresas, que podem inclusive adotar jornada extraordinária ao invés de optar por novas contratações. Esse resultado, combinado com o primeiro, dialoga com o achado em Alesina e Roubini (1990), onde apesar de se constatar um salto inflacionário antes das eleições, não confirmou efeitos sobre o crescimento ou o emprego, sugerindo-se que os instrumentos de política monetária e fiscal podem ser manipulados, mesmo que essas políticas não pareçam afetar a atividade econômica real.

Assim como constatado em Borsani (2001), verifica-se que há uma desaceleração no crescimento do produto nos primeiros anos de mandato, representando uma queda de cerca de 0,74% comparando-se com os anos eleitorais, conforme se observa na equação (3). Isso coaduna com a ideia de que enquanto se busca impulsionar o crescimento no final do mandato com vistas à obtenção de retorno eleitoral, os anos iniciais das gestões governamentais tendem a ser de ajuste e maior rigor no aspecto fiscal e/ou monetário. Por outro lado, não há diferença estatisticamente significativa para o comportamento do produto entre os anos eleitorais e os segundos e terceiros anos de mandato. Nesse caso, é preciso ter cautela para afirmar que há, de fato, evidências para confirmar que os governantes da região conseguem induzir o crescimento econômico em anos eleitorais, como uma medida eleitoreira e populista. O que é possível inferir é que os primeiros anos de mandato são aqueles em que há, de fato, uma queda na atividade econômica, se comparado com os demais, que poderia decorrer de um maior conservadorismo fiscal e monetário. Outro fator que pode justificar esse resultado é a incerteza dos agentes econômicos quanto à política econômica que pode ser adotada em novos governos, cuja incerteza pode gerar em adiamento de investimentos, com reflexo na atividade econômica, até que se trace um diagnóstico do que se pode esperar do governo ao longo do mandato.

Ao contrário do esperado teoricamente e do que é relatado nos estudos de López, Galló e Fresard (2002) e Larraín e Assael (1995), não há evidência de que haja influência das eleições sobre a oferta monetária. O avanço no aprimoramento institucional na condução dos Bancos Centrais dos países da região, alguns dos quais passaram a adotar o regime de metas de inflação e a conferir autonomia na condução da política monetária, podem ser razões a explicar esse resultado.

Por fim, também ficou demonstrado que a taxa de câmbio real não segue o caminho dos ciclos político-econômicos na América Latina. Caso houvesse um comportamento populista ou oportunista dos governantes da região, com excessiva intervenção na economia em anos eleitorais, isso poderia refletir nas expectativas dos agentes que poderiam cobrar maiores juros para comprar a dívida pública, fuga de divisas, aumento da inflação, e, por consequência, ocasionar depreciação cambial. A regressão (5) demonstra que isso não vem ocorrendo.

O próximo passo é verificar a presença de ciclos políticos orçamentários (CPO), ou seja, se a política fiscal é pautada pelo calendário eleitoral. A motivação para isso é que há vários estudos, notadamente voltados a entes subnacionais (estados e

municípios), que demonstram que tende a ocorrer expansão nas despesas em anos eleitorais e maior controle de gastos em inícios de mandato²⁶. A Tabela 2 apresenta estimações feitas com seis componentes fiscais: (1) gastos totais (GTOT); (2) gastos correntes (GCOR); (3) gastos de capital (GCAP); (4) arrecadação tributária (TRIB); (5) subsídios e transferências correntes (SUB); e, (6) aquisição de capital físico (GACAPF).

Tabela 2 - Ciclos político-orçamentários na América-Latina (1990-2017)

Variáveis/Estim.	GTOT	GCOR	GCAP	TRIB	SUB	GACAPF
	EF	EF	EF	EF	EA	EF
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DPRE	0,00414 (0,686)	0,00042 (0,967)	0,01969 (0,391)	0,00545 (0,552)	-0,00968 (0,699)	0,03032*** (0,072)
DPOS	-0,00088 (0,91)	0,00200 (0,813)	-0,01410 (0,500)	0,01109*** (0,069)	-0,009286 (0,483)	-0,00862 (0,559)
DPPOS	0,00409 (0,697)	0,00197 (0,853)	-0,00197 (0,901)	0,01560*** (0,095)	-0,007831 (0,620)	0,01608 (0,385)
POPU1564	0,01494** (0,057)	0,01479 (0,103)	0,01574 (0,355)	0,02038* (0,008)	0,00029 (0,982)	0,02181 (0,199)
POP65	0,13414* (0,000)	0,12171* (0,000)	0,16954* (0,003)	0,11712* (0,000)	0,09787* (0,002)	0,16577* (0,007)
COMER	-0,00024 (0,761)	-0,00036 (0,674)	0,00079 (0,653)	0,00127 (0,169)	0,00180 (0,173)	-0,00076 (0,735)
URBAN	0,00186 (0,734)	0,00413 (0,589)	-0,00094 (0,924)	0,00273 (0,542)	0,02399** (0,019)	-0,01802 (0,138)
CONST	3,41772* (0,000)	3,23566 (0,000)	2,42252* (0,000)	2,8988* (0,000)	2,29378* (0,000)	3,40377* (0,000)
n° de obs.	520	520	520	520	499	413
r ² within	0,5575	0,5168	0,3773	0,5891	0,4622	0,3203
r ² between	0,0358	0,0702	0,0009	0,0444	0,2168	0,1469
r ² overall	0,0519	0,0858	0,0108	0,0618	0,2140	0,0454
Estatística F	26,18	15,10	17,08	24,01		10,24
P>F (p-valor)	0,000	0,000	0,000	0,000		0,000
Wald					94,66	
WaldP>chi2					0,000	
Teste de Hausman	-8,40	81,93	12,34	-4,71	4,22	-87,00
Prob>Chi2	-	0,000	0,0899	-	0,75	-

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de resultados do trabalho, utilizando-se o software Stata12 para a estimação da regressão dos dados. Notas: Os p-valores estão entre parênteses. Os parâmetros que apresentaram significância estatística estão em negrito com os símbolos *, ** e ***, representando significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os modelos são identificados por EA quando estimados por efeitos aleatórios e EF quando por efeitos fixos.

Examinando os resultados, vê-se que não há evidências de que os governos utilizem o expediente de amplificar despesas em períodos eleitorais para obterem vantagens junto ao eleitorado, isso porque não há diferença estatística entre o nível de gastos totais, correntes ou de capital ao longo do mandato. Também não ficou constatado que os governos sejam mais generosos na concessão de subsídios fiscais (SUB) em anos eleitorais, seja visando estimular a produção, seja atendendo a interesses de grupos com influência política e/ou econômica.

²⁶ Guerra, Paixão e Leite Filho (2018), Gámez e Ibarra-Yúnez (2009), Sakurai e Gremaud (2007), Sakurai e Gremaud (2007) e Jula e Jula (2007) são exemplos.

Em contrapartida, verifica-se que a arrecadação tributária reage seguindo a lógica dos CPO. Os dois anos seguintes ao período eleitoral, ou seja, os anos iniciais de mandatos são de elevação no recolhimento de tributos pelos governos. Isso está em conformidade com a ideia de que os primeiros anos dos mandatos são momentos em que os governantes procuram organizar as finanças, para permitir financiar as despesas e mostrar resultados em fins de gestão, quando se busca evitar adotar medidas impopulares como aquelas que visam aumentar impostos, sob o risco de sofrer prejuízos eleitorais. Quando se observa que os primeiros anos de mandato são aqueles em que ocorre alta na arrecadação de impostos e queda na atividade, relativamente ao ano eleitoral, fica atestado que há influência das eleições nas escolhas de gestão econômica e em seus resultados. Essa constatação tem concordância direta com o que foi relatado em Ebeke e Olçer (2013).

Tabela 3 - Estimações para ciclos político-econômicos sobre resultados fiscais e endividamento público (1990-2017)

Variáveis/Estim.	RPP	RGP	DB	DEG
	EF	EF	EF	EF
	(1)	(2)	(3)	(4)
DPRE	0,14656 (0,253)	0,17075 (0,150)	-1,880034 (0,292)	-0,37167 (0,634)
DPOS	0,46888* (0,001)	0,42488* (0,003)	-1,87380 (0,294)	-0,01280 (0,990)
DPPOS	0,3911** (0,019)	0,437378** (0,026)	-1,73158 (0,354)	0,56467 (0,521)
POPU1564	-0,11027 (0,310)	0,02389 (0,831)	3,21647 (0,253)	1,01602 (0,608)
POP65	-0,88315* (0,002)	-0,80729* (0,002)	-4,51464 (0,376)	-4,83960 (0,083)
COMER	0,04763* (0,003)	0,05422* (0,001)	0,35676*** (0,086)	0,13030 (0,404)
URBAN	0,09522** (0,035)	0,029601 (0,574)	-0,98854 (0,352)	0,16694 (0,807)
CONST	2,65684 (0,519)	-3,99119 (0,351)	-82,10223 (0,406)	-30,47382 (0,676)
nº de obs.	518	520	503	462
r ² within	0,2188	0,2023	0,0881	0,0656
r ² between	0,0411	0,0068	0,0125	0,0334
r ² overall	0,0108	0,0077	0,0240	0,0262
Estatística F	7,98	14,55	0,74	
P>F (p-valor)	0,000	0,000	0,6441	0,91
Wald				0,5209
WaldP>chi2				
Teste de Hausman	104,69	46,19	13,41	13,17
Prob>Chi2	0,000	0,000	0,0593	0,0682

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de resultados do trabalho, utilizando-se o software Stata12 para a estimação da regressão dos dados. Notas: Os p-valores estão entre parênteses. Os parâmetros que apresentaram significância estatística estão em negrito com os símbolos *, ** e ***, representando significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os modelos são identificados por EA quando estimados por efeitos aleatórios e EF quando por efeitos fixos.

As estimativas dadas para aquisição de capital fixo (GACAPF), apontaram para efeito com significância estatística do calendário eleitoral, indicando que nos anos

pré-eleitorais, há um volume maior de gastos para esse tipo de despesa do que nos anos eleitorais²⁷. Esse resultado é, a princípio, contrário ao esperado, pois que segundo a teoria, os anos eleitorais deveriam ser de maiores impulsos nos gastos ante os demais. Contudo, esse é um tipo de despesa que se qualifica na categoria de despesas de capital, que pela sua natureza requer um período maior de maturação para que apresentem resultados. Assim, é possível que haja uma antecipação nessas despesas visando atingir a conclusão de sua entrega justamente no ano seguinte, quando há eleições e findam-se os mandatos. Outrossim, segundo formulado em Rogoff (1987), ao contrário dos dispêndios com consumo do governo e na arrecadação de tributos, os eleitores observam os investimentos do governo com uma defasagem.

Ainda analisando como a gestão fiscal dos países da região latino-americana é influenciada pelo cronograma político-eleitoral, são incluídos quatro outros indicadores fiscais como variáveis dependentes. A Tabela 3 apresenta regressões feitas às seguintes medidas fiscais: (1) resultado primário em fração do PIB (RPP); (2) resultado global ou operacional em fração do PIB (RGP); (3) dívida bruta em fração do PIB (DB); e, (4) dívida externa do governo central em fração do PIB (DEG).

Pela tabela 3 é possível asseverar que há repercussão do componente eleitoral sobre a evolução dos resultados fiscais. Novamente, nos dois anos iniciais de mandatos o resultado primário (RPP) é positivamente afetado em 0,46 e 0,39 pontos percentuais, em comparação aos anos de fim de mandato. Resultado semelhante é encontrado para o resultado global (RGP), para qual o cálculo obtido foi de que os dois primeiros anos de governo apresentam valores de 0,42 e 0,43 pontos percentuais superiores, respectivamente, aos anos de fim de gestão. Esses resultados, junto com os verificados para o comportamento da arrecadação tributária (TRIB), comungam com aqueles encontrados em Ebeke e Olçer (2013), onde ficou exposto que os anos eleitorais tendem a ser de maiores déficits fiscais, ao passo em que nos dois anos seguintes às eleições, o ajuste fiscal assume a forma de maior ampliação da receita sobre os impostos. No tocante ao sacrifício fiscal ocorrido nos anos eleitorais, os achados nas estimações também harmonizam com o relatado em Block (2002) e Shi e Svensson (2006).

Em contraposição, não é possível afirmar que as dívidas bruta (DB) e externa (DEXT) evoluem conforme o CPE. Isso, a princípio, se conflita com os

²⁷ Compra de máquinas, equipamentos, ferramentas ou instalações, etc.

resultados imediatamente anteriores, pois que, havendo um melhor resultado fiscal, tenderia a ocorrer melhora nos indicadores de endividamento. Porém, tal resultado pode ser justificado pelo fato de que os indicadores formam uma razão, dada pelo volume de endividamento em proporção do PIB. Conforme foi visto anteriormente, nos primeiros anos de governo, o crescimento do produto (DPIB) tende a desacelerar. Essa queda pode compensar a melhora no resultado fiscal, mantendo a proporção inalterada. Além disso, fatores como a composição do endividamento, que pode ser formada por maior volume de compromissos para o curto ou longo prazo, com pagamentos atrelados ao dólar ou à moeda local, com assunção de taxas de juros fixas ou variáveis, influenciam o comportamento desses indicadores, de tal modo que o incremento registrado no resultado fiscal nos anos iniciais dos mandados, pode não ter força suficiente para promover a queda na razão dívida/PIB.

3.4.2. Democracia, desenho político-institucional e resultados fiscais

Uma vez confirmado que nas economias latino-americanas alguns de seus agregados econômicos e resultados fiscais são afetados pelo calendário eleitoral, consoante postulado pela teoria dos ciclos político-econômicos, sobreleva-se a importância de se entender qual o peso que o arcabouço político-institucional exerce sobre a política fiscal dos países da região. Para atingir este propósito, incluem-se nesta análise outras variáveis explicativas aos resultados fiscais.

A Tabela 4 apresenta as estimações feitas, considerando os aspectos relacionados ao padrão democrático e quadro político-institucional e seus efeitos sobre as seguintes medidas fiscais: (1) gasto total do governo em fração do PIB (GTOTP); (2) gasto total do governo em despesas correntes em fração do PIB (GCORP); (3) gasto total do governo em despesas de capital em fração do PIB (GCAPP); (4) arrecadação tributária em fração do PIB (TRIBP); (5) gastos do governo com subsídios e transferências em fração do PIB (SUBP); e, gastos do governo com bens e serviços em fração do PIB (BESP).

As regressões possibilitam afirmar que o estágio de democracia (DEM) dos países provoca efeitos estaticamente significativos nos resultados fiscais e despesas públicas, cuja relação ocorre de forma não-linear confirmando o que foi relatado em Bougharriou, Benayed e Gabsi (2018). Uma variação unitária no grau de democracia ocasiona um ajuste positivo da ordem de 0,41% sobre os gastos totais, de 0,45% sobre

os gastos de capitais, de 0,41% nas receitas tributárias e de 0,21% sobre as despesas de bens e serviços, respectivamente. Por outro lado, o termo quadrático da democracia (DEM^2) aponta por uma relação negativa com os mesmos componentes de despesas de 0,09%, 0,06%, 0,06% e de 0,01%, na mesma sequência.

Tais resultados indicam que países em processo de solidificação democrática, tendem a custear a obtenção de representatividade e aceitação popular por meio de uma maior presença do Estado, ou seja, de maiores gastos e tributos para financiá-los. Conforme progride a democracia e o que ela produz em termos de institucionalidade, avança o setor privado no produto e há queda no tamanho proporcional do Estado.

Tabela 4 - Estimações para efeitos da democracia e do desenho político-institucional sobre as despesas públicas (1990-2017)

Variáveis/Estim.	GIOTP	GCORP	GCAPP	TRIBP	SUBP	BESP
	EA	EF	EA	EA	EF	EF
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DEM	0,41675** (0,050)	0,05445 (0,801)	0,45954** (0,048)	0,41677** (0,050)	0,03193 (0,877)	0,21101* (0,000)
DEM²	-0,09566* (0,011)	-0,03568 (0,149)	-0,06707** (0,011)	-0,06527* (0,011)	-0,02250 (0,298)	-0,01910* (0,002)
XCONST	0,00480 (0,983)	0,3014 (0,152)	-0,08364 (0,847)	0,00487 (0,982)	0,21363 (0,200)	-0,07077 (0,214)
PARREG	-0,07331 (0,852)	-0,40309 (0,183)	0,03710 (0,847)	-0,07329 (0,852)	-0,48796*** (0,059)	0,00635 (0,889)
DURABLE	0,08572*** (0,094)	0,03322 (0,46)	0,05739*** (0,102)	0,08572*** (0,094)	0,02294 (0,655)	0,00260 (0,775)
DURABLE²	-0,00109** (0,045)	-0,00040 (0,555)	-0,00093** (0,026)	-0,00109** (0,045)	-0,00052 (0,438)	-0,00042*** (0,001)
ESQ	0,73035 (0,130)	-0,10548 (0,812)	0,07486 (0,816)	0,73026 (0,130)	0,11111 (0,792)	0,07407 (0,231)
MABS	-0,00051 (0,654)	-0,00153 (0,151)	0,00164* (0,001)	-0,00051 (0,654)	-0,0000003 (0,997)	0,00061** (0,024)
POP1564	0,00770 (0,961)	0,07798 (0,707)	0,09156 (0,418)	0,00770 (0,961)	-0,04568 (0,815)	-0,01408 (0,673)
POP65	0,88117** (0,023)	1,16059** (0,044)	0,66692* (0,009)	0,88115** (0,023)	1,48447** (0,025)	0,23545** (0,027)
COMER	0,05338* (0,000)	0,01490 (0,232)	0,00793 (0,467)	0,05339* (0,000)	0,01460*** (0,097)	0,00275 (0,431)
URBAN	0,11413** (0,043)	0,07892 (0,277)	-0,05567 (0,201)	0,11415** (0,043)	-0,00436 (0,953)	0,03255* (0,011)
CONST	-3,74612 (0,550)	-2,3964 (0,782)	-2,00816 (0,621)	-3,74766 (0,550)	0,08402 (0,991)	-0,92634 (0,519)
n° de obs.	509	509	509	509	495	474
r² within	0,5467	0,3742	0,3515	0,5693	0,3840	0,2897
r² between	0,3396	0,4001	0,0023	0,3673	0,4046	0,0427
r² overall	0,3987	0,3949	0,0333	0,4250	0,4152	0,0664
Estatística F					102,95	
P>F (p-valor)					0,0000	
Wald	4579,23	172,09	16442,09	6011,38		31363,80
WaldP>chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000		0,0000
Teste de Hausman	5,98	-	9,71	5,99	21,28	39,76
Prob>Chi2	0,9169	-	0,6414	0,9167	0,0478	0,0001
Ponto de Inflexão	2,17	-	3,42	3,19	-	5,5
Ponto de Anulação	4,35	-	6,85	6,38	-	11

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de resultados do trabalho, utilizando-se o software Stata12 para a estimação da regressão dos dados. Notas: Os p-valores estão entre parênteses. Os parâmetros que apresentaram significância estatística estão em negrito com os símbolos *, ** e ***, representando significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os modelos são identificados por EA quando estimados por efeitos aleatórios e EF quando por efeitos fixos.

Registra-se que a média do índice democrático para a região latino-americana no ano de 2017 (último ano da amostra) foi de 7,21 pontos²⁸. Levando em conta os pontos de inflexão e de anulação calculados para o efeito dessa variável, pode-se afirmar que, em média, os países atingiram um nível de democracia que limita o avanço do tamanho do Estado em termos de participação de seus gastos e receitas no produto. Porém, ainda há margem para ascensão democrática na maior parte dos países, cuja materialização pode resultar em maior prevalência do setor privado e, consequente, queda relativa das despesas e receitas públicas na economia.

Por outro lado, governos que gozam de ampla maioria no parlamento (MABS) enfrentam poucos obstáculos para promoverem maiores despesas. Com isso em vista é possível compreender que, nesses casos, os dispêndios com bens e serviços (BESP) e os gastos de capital (GCAPP), sejam ligeiramente maiores, em torno de 0,0006% e 0,0016% em fração do PIB.

A regulamentação da participação política da população (PARREG) mostra possuir uma relação inversa e estatisticamente significativa com os gastos com subsídios e transferências (SUBP)²⁹. Esse resultado é coerente com a ideia de que naquelas regiões onde há grupos políticos coesos, estáveis e duradouros, os governos não sejam tentados a despejar subsídios acriticamente para favorecer segmentos particulares, mas adotem uma postura de maior rigor nessas concessões.

Outra relevante conclusão que as regressões permitem chegar é a de que não apenas o nível de democracia importa, mas também a sua perenidade. Ou seja, a estabilidade e maturidade democrática, que envolvem questões como interrupções, golpes, deposições de mandatos, transições entre chefes de governo segundo as regras eleitorais previamente definidas e aceitas pelos grupos políticos contendores e pela própria sociedade. Destarte, as regressões demonstram que, de forma similar ao índice de democracia (DEM), há uma relação não-linear entre a duração democrática (DURABLE) e variáveis de gastos públicos. Assim, em períodos em que as economias estão iniciando um processo de construção e consolidação democrática, tende a ocorrer aumento na participação dos gastos públicos sobre o PIB. Isso deve ocorrer em razão da

²⁸ Chile, Costa Rica e Uruguai se destacam positivamente com o grau máximo de 10 e a Venezuela do lado inverso com índice de -3.

²⁹ Um país que registre essa participação plenamente regulamentada – índice 05 – deve ter, portanto, um gasto voltado a subsídios e transferências em fração do PIB cerca de 1,56% inferior, comparado àquele com autoridade irrestrita – índice de 01.

busca por legitimidade dos governantes e do regime, por meio da maior oferta de serviços públicos à população.

Com efeito, a regressão (1) para Gastos Totais do Governo (GTOTP), aponta que o parâmetro linear para a duração democrática (DURABLE) produz uma elevação nas despesas em 0,085% do PIB, enquanto que o quadrático (DURABLE²) registra retração nos gastos em 0,0010%. Com base nesses parâmetros, a partir do 39º ano de duração democrática – o que na amostra apenas Colômbia e Costa Rica superaram³⁰ – passaria a ocorrer reversão na direção do crescimento dos gastos. As regressões (3) e (4) relacionadas aos Gastos de Capital (GCAPP) e Receitas Tributárias (TRIBP), registram os parâmetros lineares para a duração democrática (DURABLE) de 0,4595% e 0,4167%, e termos quadráticos de -0,0670% e -0,652%, consecutivamente. Para estes dois últimos casos, o ponto de inflexão da perenidade democrática calculado para estas variáveis dependentes é de 30 e 39 anos. Por último, os gastos com bens e serviços (BESP) são afetados negativamente pela duração da democracia (DURABLE). Conforme o regime se prolonga, é reduzida a participação desse tipo de despesa no tamanho do PIB.

Por fim, salienta registrar que não foi detectada evidência de que haja diferenciação no tamanho da participação dos gastos públicos sobre o PIB, a partir do matiz ideológico do governo. Sucumbe o conceito de que partidos de esquerda são mais “populistas” e, com isso, promovem o “inchaço” do tamanho do Estado. Tal assertiva comunga com o aventado em Guerra, Paixão e Leite Filho (2018), que pugnaram não haver diferenças de condução da política fiscal dos Estados no Brasil, entre grupos com distintos perfis ideológicos.

A Tabela 5 apresenta os resultados das estimações que buscam averiguar os efeitos da democracia e do quadro político-institucional para as variáveis dependentes Dívida Bruta (DB), Dívida Externa do Governo (DEG), Dívida Externa Total (DET), Resultado Primário (RPP) e Resultado Global (RGP), cujos resultados estão dispostos nas colunas de (1) a (5), respectivamente.

O primeiro resultado que se destaca é o de que o padrão de democracia pode, de fato, ser um fator relevante a ordenar a forma como os países lidam com o gerenciamento da dívida pública. Os dados mostram que há uma relação linear e

³⁰ A Colômbia registrou 60 e a Costa Rica 98 anos de duração democrática em 2017. Honduras e Bolívia com 35, Argentina com 34, Brasil e Uruguai com 32 anos, são os que reportam maior duração em sequência.

negativa da ordem 5,87%, entre o índice democrático (DEM) e a dívida bruta (DB). Da mesma forma, ocorre para a dívida externa governamental (DEG), onde o parâmetro é negativo em torno de 3,54%³¹.

Tabela 5 - Estimações para efeitos da democracia e do desenho político-institucional sobre indicadores de endividamento e desempenho fiscal (1990-2017)

Variáveis/Estim.	DB	DEG	DET	RPP	RGP
	EF	EF	EA	EA	EF
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DEM	-5,87874***	-3,54580***	-9,31477	-0,025238	0,13986
	(0,103)	(0,101)	(0,112)	(0,935)	(0,567)
DEM²	0,37657	0,28112	0,52832	-0,00796	-0,00947
	(0,232)	(0,156)	(0,131)	(0,767)	(0,708)
XCONST	5,29035***	1,35791	10,50086	0,24009	-0,03403
	(0,087)	(0,406)	(0,348)	(0,393)	(0,883)
PARREG	-7,72125*	-1,38021	-6,37876	-0,07181	0,03018
	(0,003)	(0,176)	(0,487)	(0,788)	(0,918)
DURABLE	-0,05716	-0,61491	0,91319	0,00202	-0,03132
	(0,886)	(0,126)	(0,0383)	(0,940)	(0,222)
DURABLE²	-0,00040	0,00158	-0,01561	0,00050	0,00067
	(0,941)	(0,724)	(0,271)	(0,398)	(0,112)
ESQ	-4,81097	-3,47682	-28,37546	0,58904	0,75823*
	(0,148)	(0,317)	(0,276)	(0,114)	(0,018)
MABS	0,00469	0,01018	0,00172	0,00058	-0,00032
	(0,666)	(0,180)	(0,933)	(0,655)	(0,750)
POP1564	2,02774	1,64644	6,97070	-0,11853	0,03806
	(0,356)	(0,409)	(0,284)	(0,296)	(0,753)
POP65	-0,79504	-1,8791	-4,58572	-0,99146*	-0,86199*
	(0,785)	(0,546)	(0,261)	(0,001)	(0,010)
COMER	0,33313**	0,14734	0,16173	0,04563*	0,05031*
	(0,038)	(0,346)	(0,432)	(0,005)	(0,003)
URBAN	-0,35322	0,03406	-1,53693	0,07033	0,00074
	(0,623)	(0,959)	(0,435)	(0,208)	(0,989)
CONST	-61,10763	-61,90886	-256,7828	4,69963	-2,56853
	(0,510)	(0,427)	(0,325)	(0,241)	(0,572)
n° de obs.	493	452	425	507	509
r² within	0,1182	0,1301	0,0512	0,2341	0,2183
r² between	0,0142	0,0036	0,0223	0,1095	0,0263
r² overall	0,0541	0,0279	0,0372	0,0007	0,0015
Estatística F		670,74		537,88	107,06
P>F (p-valor)		0,0000		0,0000	0,0000
Wald	2591,66		30,47		
WaldP>chi2	0,0000		0,0035		
Teste de Hausman	15,35	61,22	9,33	206,98	31,63
Prob>Chi2	0,2228	0,0000	0,6746	0,0000	0,0016

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de resultados do trabalho, utilizando-se o software Stata12 para a estimação da regressão dos dados. Notas: Os p-valores estão entre parênteses. Os parâmetros que apresentaram significância estatística estão em negrito com os símbolos *, ** e ***, representando significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os modelos são identificados por EA quando estimados por efeitos aleatórios e EF quando por efeitos fixos.

Esses resultados se conflitam com o descrito por Bougharriou, Benayed e Gabsi (2018), o que pode sugerir que a democracia na América Latina encontra-se em estágio mais avançado do que a da região árabe objeto daquele estudo. Isso porque, embora aqui também tenha ficado demonstrado que há uma cobrança por maior participação dos gastos públicos em níveis inferiores de padrões democráticos, cuja cobrança caminha no sentido inverso a partir de determinado estágio mais avançado, isso evolui dentro de um controle do endividamento público para a região Latina.

³¹ Frisa-se que o parâmetro DEM voltado à dívida externa total (DET), ficou muito próximo da aceitação a um nível de 10% de significância e indica uma relação negativa de 9,31%.

Em segundo lugar, deve-se realçar que as restrições institucionais (XCONST), possuem efeito positivo sobre o patamar de dívida bruta nas economias dos países latino-americanos. Quanto maior a restrição sobre a autoridade do executivo em exercer livremente suas escolhas políticas e executá-las, maior tende a ser o nível de endividamento dos países. Um aumento unitário no índice que computa essa restrição é capaz de provocar uma elevação de 5,29% no nível da dívida bruta. Em democracias multipartidárias como é o caso da maior parte dos países da região, tende a haver instabilidades políticas frequentes que requerem muito esforço de negociação do governante para manter maioria parlamentar e prosseguir com suas ações de governo. Essas instabilidades políticas podem resultar em incertezas econômicas que tendem a provocar aumento de juros com reflexos sobre a dívida pública. Essa relação tem correspondência com o argumento levantado em Roubini e Sachs (1988) de que os governos mais fracos tendem a exibir maiores déficits.

Também pode ser afirmado que a regulamentação da participação política da população (PARREG) possui uma relação inversa e fortemente significativa estatisticamente com a dívida bruta (DB), de modo que um aumento no nível dessa regulamentação pode reduzir o endividamento em expressivos 7,72%, o que pode compensar os efeitos da limitação de autoridade (XCONST) verificada previamente, que também é uma característica de nações com regimes mais plurais e democráticos. Aqui é possível dizer que quando se tem um ambiente onde grupos políticos relativamente estáveis e duradouros competem de forma não violenta e respeitando as regras legais, e onde as transições de poder ocorrem sem rupturas, há reflexos sobre o endividamento público, com seu controle e redução.

Por último, é possível afirmar que os governos geridos por partidos de esquerda na América Latina não são mais sequiosos por expansão fiscal via endividamento, como predominantemente se convencionou julgar, do que aqueles comandados por filiações ideológicas enquadradas como de centro ou de direita. Isso fica evidente quando o parâmetro da variável *dummy* que representa os partidos de esquerda (ESQ) não registrou significância estatística para os níveis de dívida bruta ou externa. Muito ao contrário, o que os dados demonstram é que os partidos de esquerda são capazes de apresentar resultado global (RGP) superior em cerca de 0,75% do PIB, do que os governos de outras bandeiras ideológicas³².

³² Registra-se o parâmetro positivo em 0,58% para o resultado primário (RPP), com *t-valor* tangenciando o nível de aceitação a 10% de significância.

3.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho definiu como escopo verificar, através de modelagem econométrica por dados em painel, se há evidências empíricas da presença de Ciclos Político-Econômicos e efeitos de fatores políticos-institucionais, na condução da política fiscal e nos resultados macroeconômicos dos países da América Latina para o período de 1990 a 2017.

Os resultados evidenciaram, de um modo geral, que alguns dos resultados macroeconômicos e fiscais caminham conforme o CPE e são afetados pela estrutura político-institucional montada pelos países.

Foi observado que os períodos de início de mandato/governo são caracterizados por redução no crescimento relativo do PIB, desaceleração da inflação, melhora na arrecadação de tributos e dos resultados fiscais. Isso sinaliza que, os inícios de mandato, são os momentos em que os governantes buscam encetar a organização das finanças públicas, de modo a permitir um afrouxamento dessas medidas de ajuste ao fim da gestão, quando então são evitadas ações restritivas e impopulares.

Ao mesmo tempo, não foi testemunhado efeitos de CPE sobre a taxa de emprego, oferta monetária ou taxa de câmbio. O que sugere que eventuais esforços visando impelir, de modo oportunista, a criação de emprego próximo à fase eleitoral não tem obtido êxito, ou seja, o emprego não tem respondido ao CPE. Quanto à oferta monetária e taxa de câmbio, os resultados podem ser interpretados como um importante sinal de que os bancos centrais da região têm se pautado pelo papel de controle da inflação estabilizando os meios de pagamento ao longo do tempo, e, adotado o câmbio flutuante ou de bandas cambiais.

Também ficou patenteado que não há evidências de que os governos utilizem o expediente de amplificar despesas, de forma generalizada, em períodos eleitorais. De fato, somente nos gastos voltados à aquisição de capital fixo, é que se verificou significância estatística do calendário eleitoral, indicando que há um impulso desse tipo de despesa nos anos pré-eleitorais. Em razão de se tratar de um tipo de gasto que prescinde de um tempo maior para maturação para que possa revelar resultados, pode-se deduzir que essas despesas são antecipadas com o desiderato de que a conclusão de sua entrega ocorra justamente no ano seguinte, quando há eleições e findam-se os mandatos. Esses achados são relevantes e demonstram que os países latino-americanos não têm conduzido sua política de gastos de forma aleatória. Na

verdade, a escolha pela propulsão dos gastos em capital fixo na fase pré-eleitoral, embora possa vir a ter como pano de fundo a busca por apoio eleitoral imediato, é a melhor escolha visando ganhos de produtividade e crescimento de longo prazo.

O nível de democracia e sua durabilidade revelou possuir um papel fortemente significativo e não-linear sobre as despesas públicas. O efeito é positivo apenas para padrões incipientes de democracia, mas se torna negativo quando o nível democrático ou de sua duração atinge um limite superior. Justifica-se essa relação em razão da busca por legitimidade por parte dos governantes, que o fazem por meio da maior oferta de serviços públicos à população a demandar dispêndios maiores. Por outro lado, o nível de democracia atualmente em vigor na maior parte dos países da região, encontra-se em um ponto onde sua ampliação é capaz de arrefecer o tamanho do Estado na economia e ceder espaço à iniciativa privada sobre o PIB. Em sentido inverso, governos que gozam de maioria irrestrita no parlamento, são propensos a serem mais perdulários, notadamente em gastos de capital e com bens e serviços.

O padrão de democracia não somente gera efeitos sobre o padrão de gastos, mas também sobre o tamanho do endividamento público. Neste caso, ficou evidenciado que o avanço dos índices de democracia pode resultar em controle e redução da dívida pública, mas aqui a relação é inversa e linear. O patamar de endividamento é afetado por outras características do arcabouço político-institucional dos países. Restrições institucionais ao poder decisório do executivo, podem servir como fonte de instabilidade e fragilidade e redundar em maior nível de dívida bruta. Enquanto que a ampliação da regulamentação da participação política da população, de modo a oferecer ambientes de disputa de poder com grupos políticos estáveis e que permitam a alternância pacífica dos governos, é capaz de contribuir para o rebaixamento do endividamento.

A ideia predominante aceita de que partidos de esquerda são caracterizados por governos mais irresponsáveis fiscalmente do que os geridos por executivos comandados por partidos de filiação ideológica identificada como de centro ou direita, é refutada. O que ficou realçado é que ocorre o contrário na América Latina. Executivos comandados por partidos de esquerda são capazes de apresentar resultado global/operacional superior aos governos administrados por outras bandeiras ideológicas.

A partir do compilado dos resultados obtidos na análise é permitido obter como implicação que o avanço da democracia na América Latina é capaz de conter o

tamanho da participação do Estado nas economias da região, gerar a estabilidade necessária para a redução da dívida pública e melhora do desempenho fiscal.

REFERÊNCIAS

ACOSTA A. M.; COPPEDGE M. Political determinants of fiscal discipline in Latin America, 1979–1998. Presented at Annu. Meet. Latin Am. Stud. Assoc., Washington, set. 2001.

ALESINA, A. et al. Budget institutions and fiscal performance in latin america. **Journal of Development Economics**. v, 59, n.2, p. 253-273, 1999.

_____. et al. Political instability and economic growth. **Journal of Economic Growth**, v, 1, n. 2, p. 189-211, jun. 1996.

_____; ROUBINI, N. Political cycles in OECD economies. **NBER Working Paper**. n. 3478, out. 1990.

_____; MIRRLESS, J.; NEUMANN, M. J.T. Politics and business cycles in industrial economies. *Economic Policy*, v. 4, n. 8, abr. 1989.

_____; TABELLINI, G. A positive theory of fiscal deficits and government debt in a democracy. **NBER Working Paper**. n. 2308, jul. 1987a.

_____. Macroeconomic Policy in a Two-Party System as a Repeated Game. **Quartely Jornal of Economics**, v. 102, p. 651-78, 1987b.

AMORIM NETO, O.; BLANCO, F. ; BORSANI, H. The Political Determinants of Public Deficits in Latin America (1980-1998). In: XXV Encontro Anual da ANPOCS, 2001, Caxambu, 2001.

ARIF, A.; HUSSAIN, M. Economic, political and institutional determinants of budget deficits volatility: a panel data analysis. **International Journal of Economics and Business Administration**, [S.L], v. 06 , n. 3, p. 98-114, 2018.

BALTAGI, B. **Econometric analysis of panel data**. 3 ed. John Wiley & Sons Ltd. West Sussex, 2005.

BARISIK, S.; BARIS, A. Impacto of governance on budget deficit in developing countries. **Theoretical and Applied Economics**. v. 24, n. 2(611), p. 111-130, 2017.

BECK, A. et. al. New tools in comparative political economy: the database of political institutions. **The World Bank Economic Review**, v. 15, n. 1, p. 165–176, 2001.

BORSANI, H. Eleições e desempenho macroeconômico na América Latina (1979-1998). *DADOS – Revista de Ciências Sociais*, Rio de Janeiro, v. 44, n. 3, p. 481-512, 2001.

BOUGHARRIOU, N; BENAYED, W; GABSI, F. B. How does democracy affect public debt? Evidence from the arab world. **Economics Discussion Papers**, n. 2018-54, jul. 2018.

BRENDER, A.; DRAZEN, A. How do budget deficits and economic growth affect reelection prospects? evidence from a large panel of countries. **American Economic Review**, v. 98, n. 5, p. 2203-20, dez. 2008.

BRENDER, A.; DRAZEN, A. Political budget cycles in new versus established democracies. **NBER Working Paper**, n. 10538, jun. 2004.

BLOCK, S. Political business cycles, democratization, and economic reform: the case of Africa. **Journal of Development Economics**, 67: 205- 228, 2002.

CRUZ, C.; KEEFER, P.; SCARTASCINI, C.; **Database of political institutions: changes and variable definitions**. Washington, DC: Inter-American Development Bank Research Department, jan., 2021.

DOWNS, A. **An economic theory of democracy**. New York: Harper Collins Publischers, 1957.

DRAZEN, Allan; ESLAVA, Marcela. The political business cycle in Colombia on the national and regional level. **Archivos de Economía** 003616, Departamento Nacional de Planeación, 2003.

EBEKE, C.; ÖLÇER, D. Fiscal policy over the election cycle in low-income countries. **IMF Working Paper**, jun. 2013.

GREENE, William. H. **Econometric Analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 2000.

HIBBS Jr, D. A. Political Parties and Macroeconomic Policy. **American Political Science Review**, v. 71, p. 1467-1487, 1977.

IFERE, E. O.; OKOI, O. B. Political economy of fiscal deficits in a democracy. **EconomiA**, v. 19, p. 12-23, out. 2017.

GÁMEZ Cesáreo; IBARRA-YÚNEZ, Alejandro. El ciclo político oportunista y el gasto de los estados mexicanos. **Gestión y Política Pública**, v. 38, n. 1, 1º sem., 2009.

GUERRA, DANIEL; PAIXAO, A. N.; LEITE FILHO, P. A. M. Os Ciclos Político-Econômicos e os Gastos dos Estados no Brasil: 1995-2013. **DADOS - REVISTA DE CIÊNCIAS SOCIAIS**, v. 61, p. 695-734, 2018.

JULA, D.; JULA, N. *Political budget cycles in the Romanian regions*. Institute for Economic Forecasting, University of Bucharest, Bucharest, p. 1-18, (2007).

KRAEMER, Moritz. Electoral budget cycles in Latin America and the Caribbean: incidence, causes and political futility. **IDB Working Paper**, n. 291, ago. 1997.

LARRAÍN, F.; ASSAEL, P. Cincuenta años de ciclo político-económico em Chile. **Cuadernos de Economía**, v. 32, n. 96, p. 129-150, 1995.

_____. El ciclo político-económico: teoría, evidencia y extensión para uma economía abierta. **Cuadernos de Economía**, v. 31, n. 92, abr. 1994.

LÓPEZ, M.; GALLÓN, S.; FRESARD, C. El Ciclo Político-Económico en Colombia, 1925-1999. **Lecturas de Economía**, v. 56, n 56, p. 7–30, 2002.

MACRAE, D. A political model of the business cycle. **Journal of Political Economy**. v. 85, n. 2, p. 239 – 264, 1977.

MARSHALL, M. G.; GURR, T. R.; JAGGERS, K. **POLITY IV PROJECT: Dataset Users' Manual**. Center for Systemic Peace, jul. 2017.

NORDHAUS, W. The Political Business Cycle. **Review of Economic Studies**, n. 42, p.169-190, 1975.

_____. Alternative approaches to the political business cycles. **Brookings Papers on Economic Activity**, n. 2, v. 1–49, 1989.

PERSSON, T; TABELLINI, G.; ROLAND, G; Electoral rules and government spending in parliamentary democracies. **Quarterly Journal of Political Science**, p. 1-34, 2007.

_____; _____. Do Electoral Cycles Differ Across Political Systems? **Working paper, IIES**, Stockholm University, 2002.

ROGOFF, K. Equilibrium Political Budget Cycles. **National Bureau of Economic Research, Working Paper** nº 2428, Cambridge, p. 1-35, 1987.

_____; SILBERT, Anne. “Election and Macroeconomic Policy Cycles”. *Review of Economic Studies*, v. 55, n. 1, p.1-16, 1988.

ROUBINI, N.; SACHS, J. Political and Economic Determinants of Budget Deficits in the Industrial Democracies. **European Economic Review**. Set, 1988.

SAFDAR, F.; PADDA, I. Impact of Institutions on Budget Deficit: The Case of Pakistan. NUML **International Journal of Business & Management**, v, 12, n, 1. Jun. 2017.

SAKURAI, S. N. Ciclos Políticos nas Funções Orçamentárias dos Municípios Brasileiros: Uma Análise para o Período 1990-2005 via Dados Em Pannel. **Estudos Econômicos**, v. 49, n 1, jan/mar., p. 39-58, 2009.

_____; GREMAUD, A. P. Political business cycles: evidencias empíricas para os municípios paulistas (1989 – 2001). **Economia Aplicada**, v. 11, n. 1, p. 27-54, 2007.

SHI, M.; SVENSSON, J. Political budget cycles: Do they differ across countries and why? **Journal of Public Economics**, v. 90, p. 1367– 1389, 2006.

STEIN, E.; TALVI, E.; GRISANTI, A. Institutional arrangements and fiscal performance: the latin american experience. **National Bureau of Economic Research**, *Working Paper* nº 6358, Cambridge, p. 1-35, jan. 1998.

VERBEEK, M. A guide to modern econometrics. 2. ed. West Sussex: John Wiley & Sons ltd, 2004

VERGNE, Clemence. Democracy, elections and allocation of public expenditure in developing countries. **Halshs**, n. 00564572, 2011.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à Econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 2014.

CAPÍTULO 4: MULTIPLICADORES FISCAIS NA AMÉRICA LATINA: HÁ EFEITOS DO NÍVEL DE ENDIVIDAMENTO?

INTRODUÇÃO

A política fiscal é uma importante alternativa para o enfrentamento de períodos econômicos recessivos, pois pode ser capaz de funcionar como instrumento anticíclico, estabilizar a demanda agregada e criar condições, inclusive, para aumento do nível de crescimento potencial. Por outro lado, as expansões fiscais podem se revelar contracionistas caso reduzam a confiança dos consumidores e investidores na sustentabilidade fiscal da medida. Isso porque quando o aumento de gasto não consegue ser compensado pela arrecadação, a diferença necessita ser financiada por endividamento ou emissão de moeda. Tal providência pode resultar em elevação das taxas de juros, afetando a capacidade de refinanciamento futuro do governo e o risco-retorno dos investimentos privados, que podem vir a cair e derrubar o crescimento econômico. Além disso, os governos poderão ser pressionados a majorar os impostos futuros ou a reduzirem os seus dispêndios a fim de atender à restrição orçamentária intertemporal. É possível ainda, que a política monetária seja acionada para conter riscos de expansão inflacionária, restringindo crédito e amortecendo o efeito multiplicador desejado.

Assim, a eficácia da política fiscal em ativar a atividade econômica, o tamanho do multiplicador fiscal, é dependente da política monetária e da capacidade de financiamento do setor público. Os efeitos multiplicadores são maiores quando as condições monetárias são acomodáticas (a taxa de juros não aumenta em decorrência da expansão fiscal) e se a posição fiscal do país após o estímulo é sustentável (Spilimbergo, Symansky e Schindler, 2009). Torna-se essencial entender como é que as economias reagem a políticas de estímulos fiscais, para que se possa identificar a oportunidade de utilizá-la.

Este trabalho busca estimar a potência dos impulsos fiscais promovidos sobre os tributos e gastos do governo na dinâmica da produção em economias latino-americanas. Com uso de modelo PSVAR (*Panel Structural Vector Autoregression*) são estimados os multiplicadores fiscais para diferentes componentes de despesas, considerando-se distintas conjunturas da economia - alto/baixo endividamento -,

visando discernir qual o melhor caminho para a alocação de recursos fiscais projetando o estímulo da atividade econômica para países da região. Buscar-se-á medir a capacidade de resposta dos governos de países latino-americanos, por meio de políticas de expansão e estímulos fiscais, ao arrefecimento da economia. É esperado, que em países com baixo nível de endividamento, a política fiscal seja mais eficaz em promover crescimento.

Embora a literatura venha se debruçando sobre os efeitos multiplicadores dos gastos, ainda há um espaço para discussão, notadamente em razão dos diferentes impactos calculados nos trabalhos. Não obstante, existem indicativos de que a eficácia da política fiscal pode variar de acordo com o estado da economia, sendo mais efetiva em momentos de queda da atividade e política monetária passiva, seguindo os postulados do modelo proposto em De Long e Summers (2012) e estudos empíricos de Auerbach e Gorodnichenko (2011a e 2011b) e Baum, Ribeiro e Weber (2012). Além disso, a posição fiscal do país tem sido apontada com um fator a restringir a potência da política fiscal, conforme se observa em Huidrom et al. (2016) e Ilzetzki, Mendonza, e Végh (2011). Por fim, o estágio de desenvolvimento econômico, também tem sido relatado como um condicionante da eficácia fiscal consoante dito em Ilzetzki e Végh (2008).

Face os aprendizados obtidos com a literatura, não se deve adotar como dado os valores calculados dos multiplicadores fiscais, voltados majoritariamente para os países desenvolvidos, como válidos para a América Latina. Considerando que essas economias possuem características econômicas próprias e compartilhadas, nível de desenvolvimento próximo e um peso do Estado na economia relevante, torna-se imperioso estimar os efeitos dos gastos direcionados a esses países, a fim de que se possa auxiliar nas decisões de políticas econômicas. A literatura é carente de estudos voltados a avaliar os efeitos de políticas fiscais para a região abrangida neste trabalho.

Desta feita, este trabalho busca contribuir à literatura incorporando novos elementos ao debate em torno dos multiplicadores fiscais, incluindo países preteridos ou pouco estudados, utilizando componentes de despesas desagregadas e, correlacionando o quadro de endividamento enfrentado à eficácia da política fiscal³³. Os estudos, de um modo geral, têm dedicado a análise dos multiplicadores em gastos na forma agregada, ou no máximo dividindo-os por categorias econômicas, não havendo a decomposição

³³ Os estudos presentes na literatura são voltados majoritariamente às despesas restritas aos gastos totais, correntes e de capital e dirigidos a outros grupos de países.

das despesas da forma que é feita neste trabalho, cuja separação possibilita aprofundar os choques fiscais em grupos de natureza de despesas distintas.

A seção seguinte discute o modelo teórico proposto Long e Summers (2012) que relaciona a eficácia da política fiscal à conjuntura econômica vigente. Em seguida, é feita uma sucinta revisão da literatura relacionada aos multiplicadores dos gastos públicos. Após é descrita a metodologia adotada no trabalho. A seção 4.5 faz a análise preliminar dos dados e apresenta os resultados empíricos da pesquisa. Ao final são tecidas considerações a respeito dos resultados obtidos com recomendações de políticas e indicados caminhos para pesquisa futura.

4.2. REFERENCIAL TEÓRICO

Para que se possa produzir uma análise consistente da efetividade da política fiscal em gerar crescimento do produto, é indispensável que o estado da economia seja considerado na avaliação. O acionamento de estímulos fiscais em economias aquecidas ou sobre-endividadas tende a gerar pouco efeito positivo sobre o produto³⁴. Não obstante, tais estímulos podem ocasionar efeitos inflacionários, que devem resultar em respostas da política monetária sobre a taxa de juros, com consequências para o financiamento da dívida pública e para o próprio produto. Assim, deve-se atentar que o multiplicador fiscal possui grandezas diferentes e eficácias distintas a depender do quadro econômico vigente.

Em economias deprimidas, com excesso de capacidade produtiva ou estoques, amplo desemprego cíclico, produto transitando abaixo do potencial ou desemprego elevado e taxas de juros de curto prazo em seu limite inferior, o impulso fiscal pode ser capaz de acelerar o crescimento. Esse parece ser, de um modo geral, o quadro vivenciado pela América Latina ao longo dos últimos anos, agravado pela pandemia causada pelo Coronavírus com sabidas e nocivas consequências no mundo, em todos os campos.

Essa discussão em torno da política fiscal em um contexto de economia em recessão foi apresentada e modelada em De Long e Summers (2012). O modelo

³⁴ Baum, Ribeiro e Weber (2012), por exemplo, encontraram evidências empíricas que sustentam a afirmação.

demonstra, em síntese, que, sob certas condições, impulsos fiscais possuem efeito multiplicador positivo e relevante, sendo até mesmo autofinanciável.

4.2.1 Modelo teórico

Um impulso temporário para compras do governo ΔG_t expande a demanda agregada ΔY_t por meio do multiplicador fiscal de curto prazo μ . Nesse caso,

$$\Delta Y_t = \mu \Delta G_t \quad (1)$$

O financiamento da expansão de gastos do governo G_t deve ser custeado via aumento da dívida pública ΔD – considerando que a opção por ampliar tributação fica descartada devido ao seu efeito multiplicador que caminha em direção contrária ao que se busca com o impulso fiscal. Com o multiplicador μ e uma alíquota de imposto τ , o aumento necessário na dívida pública para financiar os gastos é de:

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

Por (2), fica assumido que a necessidade de financiamento via endividamento é menor do que o montante do impulso fiscal, pois que o efeito multiplicador faz com que a maior produção corrente carregue a arrecadação de impostos, fazendo com que os custos decorrentes do aumento de gastos do governo sejam ao menos parcialmente cobertos.

Considerando uma taxa de crescimento de longo prazo anual de g e uma taxa de juros de empréstimo do endividamento do governo medida por r , a dívida assumida decorrente da expansão fiscal ΔD , impõe um custo de financiamento anual em termos de pontos percentuais do PIB de:

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

Desta feita, para que a relação dívida/PIB se mantenha estável, o aumento no superávit primário deve ser suficiente para igualar a diferença entre as taxas de crescimento da dívida e do PIB multiplicados pelo incremento da dívida. Pode-se

afirmar ainda por (3), que é possível, quando a taxa de juros r é relativamente baixa e próxima à taxa de crescimento de longo prazo g ou quando o multiplicador μ é superior a 1, e na ausência de restrição do lado da oferta, que a expansão fiscal possa terminar por resultar em redução do endividamento relativo.

É preciso considerar ainda o efeito da histerese sobre a economia. Uma economia em depressão, e, portanto, com desemprego elevado ou acima da taxa natural, pode ser responsável pelo prolongamento do descolamento entre a taxa de desemprego efetiva e a natural ou ainda, pelo deslocamento para cima da própria taxa natural. Blanchard e Summers (1987), por exemplo, apresentaram a ideia de que a histerese macroeconômica, ou seja, a persistência do desemprego ou dos efeitos prolongados dos choques sobre o desemprego, explicam o padrão de desemprego elevado enfrentado pela Europa nas décadas de 1970-1980, e sugeriram que políticas expansionistas que elevem o nível de emprego podem render benefícios permanentes sobre a renda e o emprego.

Além disso, conforme lembra Pires (2017), o conceito de histerese também pode ser aplicado sobre o investimento. Economias em recessão tendem a ter baixas taxas de investimento, que se traduzem em queda na taxa de crescimento, no estoque de capital da economia e leva à redução do PIB potencial, cuja queda pode se arrastar por um período prolongado. Modelos que não consideram o efeito da histerese subestimam os efeitos nocivos de momentos recessivos sobre a economia ao não quantificar de forma apropriada, os benefícios alcançados por uma política fiscal contracíclica, sob determinada conjuntura.

Aplicando o efeito da histerese no modelo e assumindo que no futuro a oferta determina a produção e a economia permanece em equilíbrio, ou seja, a demanda agregada real iguala o produto potencial:

$$\Delta Y_f = \eta \Delta Y_t = \eta \mu \Delta G \quad (4)$$

em que Y_f mede o produto futuro e η é a histerese. Logo, o produto futuro difere do atual por um fator η , que é maior quanto mais profunda for a recessão e menor a cada período de tempo. Ou seja, em uma economia deprimida, uma queda no produto pode prolongar o efeito recessivo e levar a um produto futuro abaixo do potencial presente.

Por outro lado, o efeito multiplicador de uma expansão fiscal sobre o produto é potencializado pela histerese. Além disso, essa expansão fiscal pode gerar um retorno fiscal ao passo que aumenta a arrecadação de tributos futuros em um montante:

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

Isso significa que, na margem, a política fiscal provisória é autofinanciável. Pois o aumento do produto potencial futuro se reflete em receitas tributárias líquidas futuras maiores, que permitem financiar a expansão transitória dos gastos. Isso ocorre desde que:

$$\tau \eta \mu > (r - g)(1 - \mu \tau) , \quad (6)$$

ou, rearranjando:

$$r < g + \tau \eta \mu / (1 - \mu \tau) \quad (7)$$

Se essa condição for satisfeita, a expansão fiscal atual é capaz de melhorar o saldo de endividamento futuro do governo. Nesse caso, a política fiscal expansionista é indicada para superar períodos de recessão econômica, não se justificando a opção pela estratégia da austeridade para todo e qualquer cenário. Com a conjuntura e condições aqui expressas, o corte de gastos provocaria piora e não melhora no quadro fiscal de longo prazo.

4.3. REVISÃO DA LITERATURA

A análise empírica voltada ao estudo de multiplicadores fiscais tem utilizado com frequência, modelos derivados da metodologia VAR (*Vector Autoregression*). Os estudos têm demonstrado, de um modo geral, que os efeitos da política fiscal podem diferir de acordo com o grau de desenvolvimento dos países, padrão de equilíbrio fiscal, do ciclo econômico vivenciado ou do instrumento fiscal utilizado.

Dentre os trabalhos de referência acerca do debate em torno dos multiplicadores fiscais, o artigo de Blanchard e Perotti (2002) tem sido aceito como um dos precursores na modelagem por meio do modelo VAR estrutural. O trabalho

delimitou-se aos Estados Unidos, com dados do período pós-guerra, com uso de multiplicadores fiscais para gastos e tributos do governo e seus componentes cujos resultados foram que: o PIB possui reação imediata entre 0,84/0,90 e atinge um pico de até 0,90/1,29 para gastos do governo e cai em torno de 0,69 até um piso de 0,78/1,33 para tributação; para o consumo privado os multiplicadores foram de 0,33/0,50 para o efeito imediato e com pico de 0,46/1,26; para o investimento privado o efeito inicial dos gastos é nulo e tem efeito pico negativo de 0,98/1,0; exportações reagem a 0,17/0,20, mas caem no pico em 0,37/0,80, com a tributação tendo efeito nulo; e, as importações crescem 0,56/0,64 e caem até 0,49 sob efeito de gastos e não reagem a choques nos tributos.

Em Jha, Mallick e Park (2010), a efetividade de políticas contracíclicas para 10 economias asiáticas em desenvolvimento foi testada por meio de um modelo SVAR (*Structural Vector Autoregression*). Os achados do trabalho foram de que: os choques de despesas expansionistas têm efeito pouco significativo sobre a produção, enquanto choques de receita contracionistas causam efeito negativo com significância estatística; ao passo que, enquanto os cortes de impostos financiados pelo déficit público estimulam a atividade econômica, o impacto dos gastos realizados por meio de déficits é ambíguo. Desse modo, restou a indicação de que cortes de impostos pode ser um instrumento de política anticíclica mais eficaz do que o uso de gastos públicos.

A eficácia do uso de estímulos fiscais para atenuar recessões econômicas, foi testada em Espinoza e Senhadji (2011) para os países componentes do Conselho de Cooperação do Golfo (GCC). Com uso de dados em painel para 30 anos, foram encontradas estimativas para o multiplicador de longo prazo das despesas correntes e de capital, que se situaram na faixa de 0,3 a 0,7 e 0,6 a 1,1, respectivamente.

Por meio de um SVAR (*Structural Vector Autoregression*) com uso de dados em painel, Gonzalez-Garcia, Lemus e Mrkaic (2013), estimaram os multiplicadores para tributos, consumo e investimentos do governo em países componentes da União Monetária do Caribe Oriental (ECCU). Os resultados do trabalho indicam que os multiplicadores para os impostos e despesas de consumo do governo são estatisticamente iguais a zero, enquanto o investimento público tem um multiplicador de longo prazo de 0,6. Tais resultados podem ser indicativos de que as políticas anticíclicas de estímulo ao crescimento devem focar no investimento público, sendo inócuas iniciativas que visem ampliar o consumo do governo ou alterar tributos. Baixos multiplicadores também foram encontrados por Kirchner, Cimadomo e

Hauptmeier (2010) para países do Euro. As estimativas pontuais dos multiplicadores de impacto são 0,55 para a produção, 0,24 para o consumo privado, 0,03 para o investimento privado, de 0,23 para a taxa de juros e de 0,15 para o salário real.

A fim de verificar se os efeitos da política fiscal podem ser distintos a depender do nível de renda dos países, Ilzetzki e Végh (2008) utilizaram dados de 49 nações, separando-os entre os desenvolvidos e em desenvolvimento, utilizando-se de diferentes métodos econométricos. Os resultados apontaram por uma relação causal cointegrada entre o produto e o consumo do governo, sendo a política fiscal pró-cíclica tanto em países desenvolvidos como nos em desenvolvimento. Os multiplicadores fiscais para o consumo do governo se mostraram maiores para países em desenvolvimento. Para estes, o efeito o impacto mais imediato seria de 0,96 a um pico de 1,1, enquanto que para os países desenvolvidos situaram-se entre 0,39 a 0,91.

O artigo de Perotti (2005) utiliza um modelo SVAR (*Structural Vector Autoregression*) para cinco países da OCDE com o objetivo de estimar os efeitos da política fiscal sobre o PIB, a inflação e as taxas de juros. Os efeitos da política fiscal sobre o PIB se mostraram pequenos tanto para o multiplicador de gastos do governo como para os cortes de tributos, sugerindo que políticas contracíclicas podem não surtir resultados.

Para além do estágio de desenvolvimento ou nível de renda, a literatura tem apresentado evidências de que o efeito do multiplicador fiscal pode diferir de acordo com o estado da economia. Baum, Ribeiro e Weber (2012), a partir de um modelo VAR com regimes de *Threshold* aplicados aos países que compõem o G7, demonstraram que os multiplicadores de gastos são expressivamente superiores em períodos recessivos do que em épocas de crescimento - valor de 1,22 e 0,72 para o conjunto dos países nos diferentes estados, mas com considerável diferença entre os países. Além disso, ficou demonstrado que o multiplicador de tributos é consideravelmente inferior ao de gastos, assumindo o valor de 0,35 a -0,04 para a economia em recessão e em crescimento, em sequência.

O trabalho desenvolvido por Auerbach e Gorodnichenko (2011a), aplicou o modelo STVAR (*Smooth Transition Vector Autoregressive*), e confirmou, para a economia norte-americana, que a reação ao impulso fiscal difere segundo o ciclo econômico. A política fiscal é pouco eficiente em épocas de crescimento com o multiplicador situando-se entre 0,0 e 0,5, porém, pode ser eficaz em momentos de desaceleração, quando gira em torno de 1,0 e 1,5. Destaca-se que esses valores diferem

da estimativa pelo método linear que alcançou um multiplicador de cerca de 0,9, o que implica na importância de serem considerados os regimes distintos. Esses resultados foram próximos aos encontrados em Batini, Callegari e Melina (2012), com utilização de metodologia similar para os Estados Unidos, Japão e países europeus selecionados, cujos multiplicadores cumulativos de um ano de consolidações iniciadas durante recessões variaram entre 1,6 e 2,6 para choques de despesas e 0,16 e 0,35 para choques tributários em períodos recessivos.

Também foram encontradas diferenças nas respostas aos impulsos fiscais a depender do estado da economia em trabalho aplicado por Auerbach e Gorodnichenko (2011b) para países da OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico). Aqui também foi demonstrado que o efeito multiplicador dos gastos do governo é superior em períodos recessivos, cuja diferença se restringe não apenas ao produto como a outras variáveis econômicas utilizadas no estudo. Foram levados em conta diversas outras variáveis econômicas: o multiplicador médio dos gastos do governo calculado foi de 2,3 em três anos, enquanto que para o regime de crescimento o valor é nulo para a maioria dos horizontes de tempo; o investimento privado é multiplicado em 1,5 em recessões e reduzido por 1,4 em expansões; o emprego tende a crescer por 0,5% a um choque de 1% nos gastos nos momentos recessivos e não reage para períodos de crescimento; os preços, no curto prazo, reagem com deflação para recessão e inflação no caso contrário; também no curto prazo, há uma resposta positiva das importações e o inverso para as exportações para os choques fiscais.

A literatura empírica tem aberto uma frente para avaliar como o grau de endividamento afeta a efetividade da política fiscal. Huidrom et al. (2016) analisa a relação entre multiplicadores fiscais e posições fiscais por meio de um painel para 34 países, com um modelo IPVAR (*Interacted Panel Vector Autoregressive*). Os efeitos multiplicadores de gastos se mostraram relativamente menores quando os níveis de endividamento dos governos são elevados, sendo superiores à unidade quando se encontram em posições fiscais fortes. Além disso, consoante outros autores, foram verificados multiplicadores maiores durante as recessões frente às expansões do produto. Este resultado está em linha com o reportado em Ilzetki, Mendonza, e Végh (2011), que encontraram que para países endividados – relação dívida/PIB superior a 60% - o multiplicador fiscal é nulo.

Embora os estudos que busquem estimar os efeitos de políticas fiscais para a região latino-americana sejam menos frequentes, alguns trabalhos recentes têm se

voltado para os países do continente. Restrepo (2017) estimou os efeitos de choques fiscais sobre a atividade econômica em oito países latino-americanos e verificou que os multiplicadores fiscais variam significativamente entre os países. Exemplificando, as estimativas para o Brasil do multiplicador de gastos assumiu no pico e em valor cumulativo (08 trimestres), os patamares de 0,59 e 0,81, respectivamente, enquanto para o Chile foram de 1,71 e 1,19 e para a Colômbia entre 1,01 e 1,89.

Garry e Valdivia (2017) também constataram variação entre os níveis de impacto dos impulsos fiscais, para países da América Central. Nesse caso, os multiplicadores calculados foram relativamente baixos: os modelos SVAR indicaram que para cada aumento de ponto percentual nas despesas correntes e despesas de capital, o PIB aumenta (diminui) entre -0,01 e 0,1 pontos percentuais, dependendo do caso de cada país. Por exemplo, se houver um aumento dos gastos públicos em 10% na Costa Rica, então, haverá um aumento do PIB em 1,3 ponto percentual, enquanto em El Salvador atingiria apenas 0,1 ponto percentual.

Também é possível identificar estudos voltados aos multiplicadores fiscais para países isolados da região. Para o caso do Brasil, Matheson e Pereira (2016) também fez uso de um SVAR, para dados de 1999 a 2014, e encontrou que multiplicador de gastos do governo atinge pico em torno de 0,5 de forma imediata, mas tem efeito de curta duração e efeito cumulativo nulo após dois anos.

Vtyurina e Leal (2016), por meio de um TVAR aplicado ao Peru, encontraram evidências do impacto não linear da política fiscal sobre o produto, ou seja, os efeitos de choques de política fiscal sobre a atividade econômica dependem de seu tamanho, direção e momento no que diz respeito ao ciclo econômico. O multiplicador de gastos de capital calculado é de cerca de 0,5 para os primeiros 4 trimestres e gera um efeito cumulativo de 1,1 em regimes de recessão e 0,5 na expansão, ao passo que, os gastos correntes não demonstraram efeitos significativos nos regimes considerados.

Os multiplicadores fiscais do Chile foram calculados por Fornero, Guerra-Salas e Pérez (2019) por meio de um SVAR. O multiplicador do gasto total do governo alcançou a unidade igualmente ao multiplicador de transferências, enquanto os multiplicadores de consumo e investimentos do governo atingiram o valor em torno de 2,0.

4.4. METODOLOGIA E DADOS DA PESQUISA

Com o fim de analisar e estimar os impactos de impulsos fiscais sobre o crescimento econômico das economias latino-americanas foi desenvolvida análise econométrica por meio de um conjunto de dados de 17 países da região que abrangem o período de 1990 a 2017³⁵. Os dados foram coletados junto ao Banco Mundial na base inserida no *World Development Indicators* e *International Debt Statistics*, à Comissão Econômica para América Latina e Caribe (*Cepalsat*) e ao FMI em sua base *World Economic Outlook*.

Foi utilizado um PSVAR (*Panel Vector Autoregression*) para estimar os multiplicadores fiscais de diferentes componentes de gastos do governo. O modelo básico estimado segue especificação similar à adotada em Gonzalez-Garcia, Lemus e Mrkaic (2013) e Ilzetzki e Végh (2008):

$$AY_{i,t} = \sum_{k=1}^K C_k Y_{i,t-k} + B e_{i,t} \quad (8)$$

onde $Y_{i,t}$ é o vetor de variáveis dependentes para o país i no tempo t . O vetor Y inclui os componentes fiscais do governo e o crescimento do PIB real (pib_t), além de variáveis adicionais de controle (exógenas): $Y_{i,t} \equiv [g_t \ r_t \ pib_t]$ (9)

Serão utilizados diferentes componentes fiscais do governo, para além das tradicionalmente adotadas³⁶: gastos totais (g_t); gastos correntes (gc_t); gastos de capital (gk_t), gastos de pessoal (gp_t), gastos com bens e serviços (gbs_t), pagamento de juros (gj_t), subsídios e transferências (gs_t); compra de ativos de capital fixo ($gcakf_t$), outros gastos de capital ($gogk_t$); receitas tributárias (r_t). As demais variáveis adotadas são: o deflator do PIB ($dpib_t$); relação dívida/PIB (div_t), que são incluídas como variáveis exógenas.

A matriz C em (8) representa as restrições contemporâneas entre as variáveis, medindo a resposta das variáveis Y a uma mudança defasada k - t ³⁷ nas variáveis do modelo. B é uma matriz diagonal, tal que o vetor $e_{i,t}$ são perturbações

³⁵ Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Equador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicarágua, Panamá, Paraguai, Peru, República Dominicana e Uruguai. Os dados têm frequência anual.

³⁶ Todas as variáveis fiscais foram linearizadas (em logaritmo natural) e deflacionadas pelo índice de preços ao consumidor local.

³⁷ O número de defasagens utilizadas será determinado por meio do critério de informação de Schwartz, Akaike e Hannan-Quinn.

aleatórias não correlacionadas, contendo choques ortogonais independentes e identicamente distribuídos sobre as variáveis endógenas. Para obter os choques do modelo estrutural, é assumido que há uma relação linear entre os resíduos estimados pela forma reduzida e_t e os choques estruturais u_t :

$$e_t^g = b_1 e_t^y + b_2 u_t^r + u_t^g \quad (9.1)$$

$$e_t^r = a_1 e_t^y + a_2 u_t^g + u_t^r \quad (9.2)$$

$$e_t^y = c_2 e_t^g + c_1 e_t^r + u_t^y \quad (9.3)$$

Isso significa que as variáveis sofrem influências bilaterais entre si. Choques inesperados em gastos do governo (e_t^g) são afetados por erros de previsão do PIB ($b_1 e_t^y$), choques estruturais nos impostos ($b_2 u_t^r$) e choques estruturais nos próprios gastos (u_t^g), e do mesmo modo para as demais variáveis.

Considerando todas as variáveis endógenas, admite-se que elas se influenciam mutuamente com alguns atrasos. Os choques estruturais são identificados a partir do emprego da decomposição de Cholesky, de modo a impor uma estrutura recursiva que limita o impacto contemporâneo de cada variável sobre as demais. A ordem causal assumida na especificação tem como base as adotadas em Blanchard e Perroti (2002), Matheson e Pereira (2016) e Restrepo (2020): $g_t \rightarrow r_t \rightarrow pib_t$. Assume-se que, b_1 e $b_2 = 0$.

Essa identificação pressupõe que um movimento inesperado nos gastos do governo tenha um impacto imediato sobre o produto, enquanto um movimento inesperado no produto influencia os gastos do governo com uma defasagem.

É razoável supor que a política fiscal reaja com atraso ao resultado econômico. Isso pode decorrer em razão das restrições institucionais relacionadas às regras fiscais e ao processo legislativo. A execução fiscal é realizada a partir de limites orçamentários impostos por orçamento definido previamente e, embora possa ser alvo de revisão ao longo do ano, esse procedimento é feito com retardo dado o moroso processo político legislativo. Também é bastante verossímil considerar que a injeção de gastos no governo, seja comprando bens ou contratando serviços, seja com investimentos em infraestrutura, possa gerar efeito mais imediato sobre a demanda agregada.

Por outro lado, supõe-se que mudanças inesperadas nas receitas impactam os gastos do governo com uma defasagem. Isso pode ser justificado, como já frisado,

devido ao fato de que a política fiscal reage com atraso à elevação de receitas, sendo necessário autorização legislativa para que se possa ampliar os gastos.

Com a finalidade de verificar se os efeitos da política fiscal são afetados pelo estado da economia, são realizadas duas estratégias de estimações diferentes: a primeira sem restrição, com dados completos; a segunda comparando os multiplicadores para dados dos países em períodos com o nível de endividamento, medido pela relação dívida bruta/PIB, presentes abaixo da mediana³⁸. A expectativa é a de que os multiplicadores fiscais sejam maiores em países com baixo endividamento.

Os multiplicadores fiscais são calculados a partir das funções impulso-resposta geradas pelos modelos. São calculados os multiplicadores de impacto – dado pelo efeito imediato do choque fiscal sobre o PIB – e de pico – o impacto máximo dentro do horizonte de tempo definido – e seus valores comparados entre as diferentes componentes e para os distintos estados da economia. Com isso, busca-se saber qual o melhor componente fiscal que pode ser utilizado pelos países latino-americanos para gerar crescimento, considerando restrições de oferta e de financiamento à expansão da dívida pública.

4.5. RESULTADOS

Nesta seção inicialmente será apresentada análise descritiva dos dados com a evolução média dos gastos e sua relação com o crescimento dos países em foco, para o período em escopo. Em seguida são apresentados os multiplicadores de gastos para cada um dos componentes de despesa, por meio das funções impulso-resposta, considerando dados gerais e aqueles em momentos de endividamento abaixo dos valores medianos.

4.5.1. Análise preliminar dos dados

Antes de dar início à apresentação dos resultados dos testes de diagnóstico e dos multiplicadores, é importante ter uma visão geral do tamanho dos gastos públicos nas economias da região estudada.

A Tabela 1, descreve a proporção dos componentes de gastos dos governos centrais dos países da amostra em relação ao PIB. A primeira conclusão que se pode

³⁸ Ilzetzki, Mendonza, e Végh (2011), impõem um limite arbitrário de 60% de dívida bruta. Aqui se opta pelo uso da mediana, pois o uso *ad hoc* de um nível de endividamento qualquer poderia não ser representativo para amostra e acarretar perda de graus de liberdade.

extrair do exame dos dados apresentados é a de que o setor público possui um peso relevante na economia latino-americana, pois somente os gastos totais dos governos centrais – excluem-se, portanto, os entes subnacionais – representaram em média 18,56% do PIB ao longo do período. Essa presença, porém, não é uniforme. A Bolívia com 30,76%, o Brasil com 24,62% e o Uruguai com 25,62% se destacam entre aqueles com maior peso dos gastos sobre o produto nacional. Em contrapartida, países como a Guatemala com 13,11%, República Dominicana com 13,70% e o Paraguai com 13,64% foram os que tiveram gastos governamentais em menor proporção na economia.

Outro aspecto que se destaca é o fato de que, as arrecadações tributárias não têm sido suficientes para cobrir o tamanho dos gastos, pois o resultado global (operacional) médio foi de -1,84%. Isso fica claro quando se comparam o percentual de arrecadação em relação ao PIB de 13,43% com o de gastos totais de 18,56%, para a região. Durante o período apenas o Chile conseguiu obter um resultado global médio (operacional) positivo, mas países com menor proporção de gastos como o Paraguai (-0,32) e República Dominicana (-0,71), também se destacam como baixo resultado operacional negativo. Os piores resultados, em média, ficaram com Honduras (-3,79%), Brasil (-3,34%), Costa Rica (-3,30) e Colômbia (-3,21%). Como consequência, países que conseguiram resultados operacionais melhores, mantiveram uma média de endividamento menor do que os demais: o Chile com uma dívida/PIB média de 15,75% e o Paraguai com 15,99% se notabilizam.

Tabela 1 - Magnitude dos gastos em proporção do PIB e indicadores econômicos – médias de 1990 a 2017

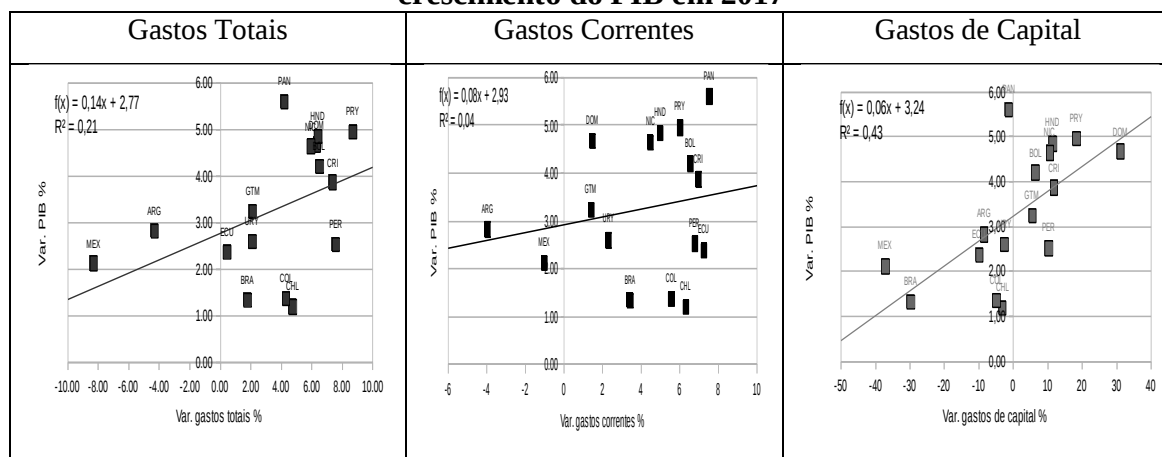
Pais/Variável	Arrecadação tributária	Gasto total	Gastos correntes	Gastos salariais	Compras de bens e serviços	gastos com juros	Subs. e transf. correntes	Outros gastos correntes	Gastos de capital	Compra de ativos de capital fixo	Transf. de capital	Outros gastos de capital	Concessão de emp. menos recuperações	Resultado primário	Resultado global	Dívida Bruta/PIB	% PIB
ARG	13,97	17,07	15,42	2,13	0,78	1,87	9,91	0,03	1,65	0,43	1,06	0,14	0,00	0,48	-1,39	58,4	3,27
BOL	16,63	30,76	21,52	9,62	2,63	1,70	5,98	1,61	9,25	8,17	0,20	0,00	0,00	-1,02	-2,72	50,61	4,31
BRA	19,79	24,62	23,78	4,31	23,78	4,50	10,95	3,93	0,83	3,93	0,04	0,79	0,04	1,14	-3,34	62,06	2,69
CHL	17,10	20,17	16,92	3,87	1,87	1,13	9,98	0,07	3,25	2,18	1,08	0,00	0,00	1,95	0,84	15,75	4,88
COL	11,18	15,88	13,79	2,10	0,74	2,34	8,31	0,28	1,86	1,86	0,00	0,00	0,22	-0,86	-3,21	31,54	3,65
CRI	13,13	16,92	15,38	5,76	0,58	3,23	5,78	0,00	1,52	0,39	1,11	0,01	0,01	-0,06	-3,30	38,09	4,64
DOM	12,04	13,70	9,92	3,50	1,39	1,26	3,60	0,16	3,79	2,26	1,41	0,10	1,41	0,55	-0,71	27,87	5,21
ECU	9,50	17,71	12,05	6,13	1,13	2,37	1,42	0,99	5,66	3,48	2,09	0,10	0,00	0,71	-1,66	39,23	3,47
SLV	13,98	17,92	14,48	6,27	2,32	2,28	3,64	0,00	3,41	2,14	1,28	0,00	0,02	0,29	-1,99	44,71	2,79
GTM	10,64	13,11	9,43	3,64	1,56	1,36	2,73	0,11	3,70	1,32	2,16	0,21	0,00	-0,37	-1,73	20,61	3,64
HND	14,53	20,77	15,72	9,06	2,54	2,03	4,04	0,06	4,79	3,16	1,64	0,00	0,25	-1,76	-3,79	53,32	4,02
MEX	9,27	15,82	13,64	1,47	0,75	1,96	9,24	0,21	2,17	1,73	0,00	0,44	0,00	0,68	-1,29	25,62	2,91
NIC	12,29	16,53	11,63	4,50	2,28	1,40	2,87	0,59	4,83	2,69	2,07	0,06	0,17	0,39	-1,01	85,63	4,39
PAN	9,65	17,69	13,73	4,87	1,25	2,94	4,19	0,38	3,97	3,97	3,97	3,97		1,05	-1,89	49,4	6,36
PRY	9,74	13,64	10,79	5,96	1,08	0,64	3,01	0,09	2,80	2,00	0,77	0,01	0,02	0,31	-0,32	15,99	4,20
PER	14,16	18,02	14,65	4,28	3,52	2,26	4,58	0,00	3,37	2,49	0,00	0,87	0,00	0,60	-1,66	36,34	4,86
URY	20,74	25,26	23,62	4,73	3,35	2,46	12,92	0,14	1,63	1,63	1,63	1,63		0,54	-1,93	42,39	3,20
AMÉR. LATINA	13,43	18,56	15,09	4,84	3,03	2,10	6,07	0,51	3,44	2,58	1,21	0,49	0,14	0,27	-1,83	40,42	4,03

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa. Obs.: O painel é não balanceado, a média foi calculada com os valores disponíveis.

Por último, deve ser registrado que a maior parcela dos gastos foi direcionada para despesas correntes. Apenas 3,44% do PIB, em média, foram destinados a gastos de capital. Isso é particularmente importante, pois a literatura econômica aponta que as despesas relacionadas à ampliação da capacidade produtiva e ganhos de produtividade favorecem o crescimento econômico de longo prazo.

A Figura 1 abaixo destaca a relação entre o crescimento recente das despesas fiscais (totais, correntes e de capital) e a variação do PIB. Para os três componentes de despesa é possível perceber que há uma correlação positiva entre o impulso fiscal e a variação do produto, sendo que esta correlação é mais forte, como esperado, nos gastos de capital, e menor nos gastos correntes. O cálculo dos multiplicadores fiscais irá possibilitar saber quanto exatamente cada um dos impulsos fiscais pode ser capaz de gerar em termos de crescimento do produto.

Figura 1 - Gráficos de dispersão entre a variação das despesas do governo e o crescimento do PIB em 2017



Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

4.5.2 Efeitos do gasto público sobre o crescimento econômico na América Latina

Para analisar os efeitos e eficácia da política fiscal em promover crescimento econômico, é fundamental obter a medida do multiplicador fiscal. É necessário saber o quanto o PIB varia em resposta à variação nos diferentes componentes de gastos para que se possa direcionar adequadamente a política fiscal.

A literatura tem apontado que os multiplicadores fiscais podem ser estimados levando-se em consideração um quadro completo da interação dos choques nas variáveis fiscais por meio de modelos multivariados de painel-VAR (Gonzales *et al.* 2013). Aqui são estimados dezoito modelos - nove para o período total e outros nove

em momentos de baixo endividamento - por meio de PSVAR, considerando nove distintos componentes de despesas fiscais e calculados seus estimadores a partir da geração de funções impulso resposta, seguindo a ordenação das variáveis endógenas previstas na equação (9) ³⁹.

4.5.3 Multiplicadores fiscais gerais

Nesta seção são apresentados os multiplicadores fiscais para a série completa. São gerados os efeitos esperados médios dos choques fiscais sobre o produto, sem que seja imposta nenhuma restrição sobre o panorama fiscal.

Antes de estimar os modelos, todas as séries foram submetidas ao teste de raiz unitária de Im-Pesaran-Shim (2003) e ao teste de Dickey-Fuller (ADF) aumentado do tipo Fisher (Maddala e Wu, 1999) ⁴⁰. O primeiro tem como hipótese nula que todos os painéis possuem raízes unitárias e a hipótese alternativa é de que alguns painéis contêm raízes unitárias. O teste ADF tem como hipótese nula que todos os países contêm raízes unitárias e como hipótese alternativa que ao menos um painel é estacionário. Os testes indicaram que a hipótese nula de presença de raiz unitária em nível não foi rejeitada para todas as séries, mas sim quando aplicada a primeira diferença. Assim, optou-se por usar essas séries em primeira diferença nas estimações.

Complementarmente foram checadas as estabilidades dos modelos estimados por meio do cálculo dos autovalores da matriz dos coeficientes. Essa verificação é particularmente importante, pois conforme explica Lütkepohl (2006), a condição de estabilidade de um processo VAR implica em estacionariedade. Foram calculados os autovalores da matriz de coeficientes dos modelos estimados para cada um dos componentes de gastos, cujos valores são todos menores que um, com exceção dos gastos com subsídios, que em razão disso foi excluído ⁴¹. Assim, é possível afirmar que todos os modelos gerados no trabalho são estáveis.

Os painéis da Figura 2 apresentam a reação do PIB às mudanças em três variáveis fiscais: gastos totais (g_t); gastos correntes (gc_t); e, gastos de capital (gk_t). Cada painel ilustra a resposta da produção a uma mudança de um desvio-padrão na variável

³⁹ O exame das estatísticas de Akaike, Hannan-Quinn e Schwarz não foram unânimes quanto a duração da defasagem não fornecendo uma decisão clara sobre a duração das defasagens, variando de uma a três, a depender da estimação. O exame das estimativas de VAR indica algumas segundas defasagens individualmente significativas e, portanto, estabelecemos uma duração de defasagem de dois para os fins deste exercício.

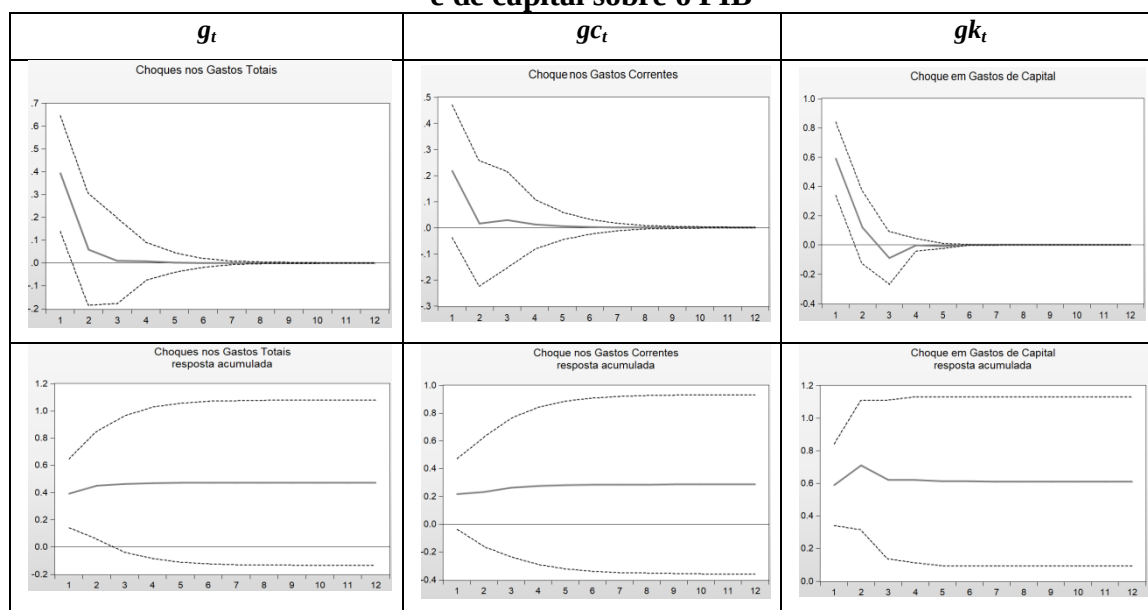
⁴⁰ Os resultados dos testes constam no Anexo I.

⁴¹ Os resultados estão no Anexo II.

fiscal relacionada no horizonte de 12 anos. Na primeira linha estão dispostas as funções impulso-resposta de impacto e na segunda com os efeitos cumulativos.

A partir das funções impulso-resposta contidas na Figura 2 observa-se que o efeito de impacto para os gastos totais (g_t) foi de 0,39 ao passo que o efeito cumulativo atingiu 0,46 até o segundo ano após o choque, mas se esvai logo em seguida. Por outro lado, os efeitos de gastos correntes (gc_t) se mostraram insignificantes sobre a variação do produto. Os efeitos dos gastos de capital (gk_t) se mostraram superiores tanto no impacto mais imediato quanto no seu efeito cumulativo ou de longo prazo. Para esta última fonte de despesas, o efeito de impacto é de 0,59, e o efeito cumulativo é persistente no tempo de 0,61, com pico no segundo ano, quando atinge 0,71⁴².

Figura 2. Funções impulso-resposta dos choques dos gastos totais, gastos correntes e de capital sobre o PIB



Fonte: Elaboração própria

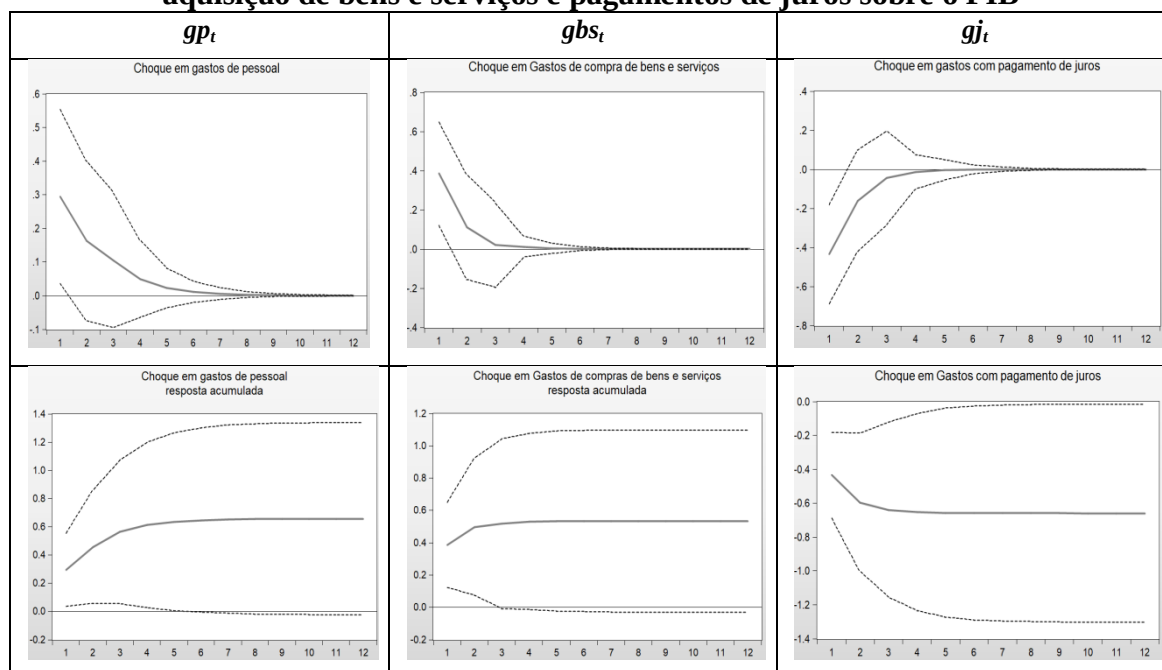
Os resultados seguem em linha com o observado na literatura em Garcia, Lemus e Mrkaic (2013), Vtyurina e Leal (2016), Espinoza e Senhadji (2011) e Matheson e Pereira, ou seja, multiplicadores de gastos correntes baixos ou nulos, multiplicadores para gastos de capital próximos a 0,6 e de gastos totais próximos a 0,5, com curta duração para este último. Destaque-se que esses trabalhos foram aplicados a países em desenvolvimento, como são aqueles que compõem a América Latina. Aqui

⁴² Essa persistência do efeito pode ser sinal do efeito histerese previsto em Blanchard e Summers (1987) e merece investigação futura.

também, os multiplicadores de capital (ou investimentos) geram uma resposta maior e mais prolongada sobre a economia, do que os gastos totais ou correntes.

Não é demais lembrar que as despesas públicas (os gastos totais) são divididas em duas categorias: despesas correntes e de capital. As despesas correntes envolvem aquelas relacionadas ao custeio da máquina pública (gastos de pessoal, material de consumo, serviços de terceiros, etc.) ou as transferências correntes (subvenções sociais ou econômicas). Enquanto as despesas de capital envolvem gastos com investimento (execução de obras de infraestrutura, aquisição de instalações, equipamentos e material permanente) e inversões financeiras, gastos estes que têm o propósito de criar novos bens de capital ou adquirir bens de capital em uso, que se incorporam de forma permanente sobre o patrimônio público. Logo, é plausível esperar que dada a natureza dos gastos de capital, seu efeito seja mais efetivo e consistente no tempo do que as despesas de custeio e dos gastos totais, cuja maior parte é composta por esse último tipo de despesa. Assim, é possível concluir que os gastos públicos devem priorizar o investimento em detrimento do custeio, havendo potencial de melhora no crescimento da América Latina, caso percentual maior dos gastos totais sejam redistribuídos dos gastos correntes em direção aos de capital.

Figura 3. Funções impulso-resposta dos choques dos gastos de pessoal, gastos com aquisição de bens e serviços e pagamentos de juros sobre o PIB



Fonte: Elaboração própria

A Figura 3 apresenta as funções impulso-resposta para três elementos de despesas que se inserem na categoria de despesas correntes: os gastos com pessoal (gp_t), os gastos com aquisição de bens e serviços (gbs_t) e os gastos com pagamentos de juros (gj_t). O impulso em gp_t gera um impacto positivo imediato de 0,30, que se prolonga por até quatro anos e chega até 0,6. O efeito multiplicador para gbs_t tem impacto inicial de 0,39 e chega até 0,50 no ano seguinte, quando essa força se esvai. Por último, o multiplicador de gastos com pagamentos de juros gj_t gera um efeito de curto prazo de -0,43 que decresce e se prolonga até atingir um fundo de -0,66 em cinco anos. O fato deste último elemento de despesa possuir relação inversa aos demais pode ser um fator a explicar a insignificância dos efeitos de impulsos nos gastos correntes agregados sobre o produto porque um efeito pode estar anulando o outro.

A literatura tem centrado a análise dos multiplicadores em gastos na forma agregada. Quando muito, fazem a separação por categorias econômicas como feitas nas primeiras três estimações, não havendo a desagregação de despesas da forma que é feita neste trabalho. Assim, não há comparativo desses resultados com outros na literatura, especialmente voltados à América Latina. Contudo, é possível dizer que esses resultados são coerentes com a teoria econômica e casam com o que foi encontrado previamente. Ou seja, é previsto que impulsos fiscais tenham efeitos positivos, mas que sejam baixos quando direcionados a despesas de custeio. Também é esperado que o pagamento de juros guarde relação negativa com o crescimento do produto, ainda mais quando essas divisas são destinadas a credores externos⁴³.

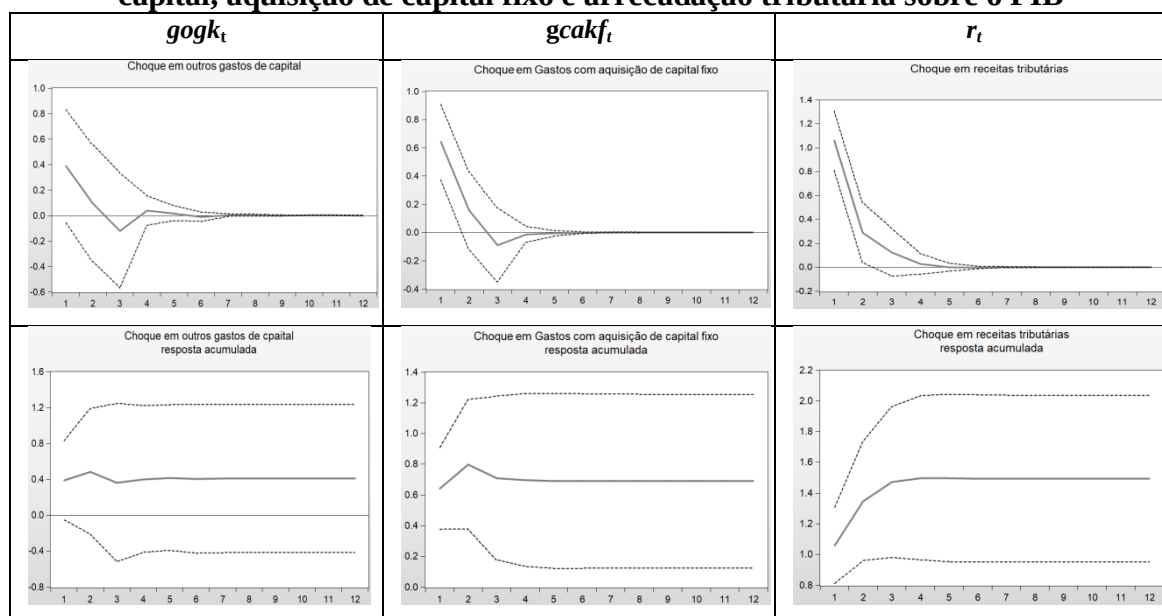
Nesse caso, é possível tirar como indicação que o uso da política fiscal expansionista financiada por endividamento, pode não ser eficaz na América Latina, caso o recurso seja destinado às despesas correntes. Isso no caso em que esse financiamento é feito em condições que exijam um pagamento de curto prazo e que provoque um choque no montante de pagamento de juros de tal modo que o seu efeito negativo suplante o benefício causado pelo incremento de gastos na economia. Porém, nem sempre esse é o caso, os países da América-Latina não têm um histórico recente de alto endividamento, o que tende a possibilitar financiamento da dívida a prazos mais longos. De todo modo, é preferível que, em caso de se optar pelo uso de política contracíclica esta deve ser feita, preferencialmente, sem que se recorra ao endividamento de curto prazo e que os gastos sejam voltados a investimentos públicos.

⁴³ Aqui se abre um caminho de aprofundamento da pesquisa, pois pode ser relevante distinguir os multiplicadores com pagamentos de juros entre credores internos ou externos.

A Figura 4 apresenta as funções impulso-resposta para outros gastos de capital ($gogk_t$) e aquisição de capital fixo ($gcakf_t$) e para a arrecadação de tributos (r_t). A aquisição de capital fixo aqui se refere à compra de máquinas, equipamentos, ferramentas ou instalações. Os outros gastos de capital estão relacionados às inversões financeiras como constituição ou aumento de capital de entidades ou empresas públicas e aquisição de títulos do capital de empresas ou entidade de qualquer espécie já constituída.

O efeito para o impulso de outros gastos de capital ($gogk_t$) sobre a economia se mostrou insignificante. De outra banda, o efeito multiplicador para a aquisição de capital fixo ($gcakf_t$) mostrou efeito significativo, positivo e relevante: o impacto de curto prazo é de 0,64, mas se prolonga e atinge um pico de 0,80 no segundo ano e se estabiliza em 0,69 a partir do quinto ano após o choque. Assim, os gastos voltados a esse fim são os que têm maior capacidade de promover crescimento tanto a curto quanto a longo prazo e deve ser priorizado em políticas fiscais anticíclicas.

Figura 4. Funções impulso-resposta dos choques dos gastos com outras despesas de capital, aquisição de capital fixo e arrecadação tributária sobre o PIB



Fonte: Elaboração própria

Por último, merece destaque o efeito do impulso na arrecadação tributária (r_t) sobre o PIB. Ao contrário do que seria esperado esse efeito se mostrou positivo e elevado: um choque em r_t produz um efeito imediato de 1,06 e se estabiliza em um pico de 1,50 a partir do quarto ano. Seria de se esperar que um choque tributário, ao reduzir a

renda privada disponível produzisse queda no consumo, investimento e, por consequência, na produção, gerando efeito multiplicador negativo. Entretanto, no caso da América Latina isso parece não ocorrer. Assim, não se deve falar em concessão de benefícios tributários transitórios caso se deseje obter um efeito de estabilização da demanda. Uma política fiscal que expanda despesas com aquisição de capital fixo e seja financiada por receitas tributárias e não por empréstimos a juros, se mostra o melhor caminho quando se pretende adotar políticas contracíclicas na região. Além disso, considerando o impacto multiplicador sobre o produto e à arrecadação, o choque de tributos pode também resultar em queda no endividamento⁴⁴.

Registra-se que há relatos na literatura de efeitos positivos de choques de tributos sobre o produto. Penzin e Adamgbe (2019), ao se depararem com essa situação para a Nigéria, justificaram que as receitas fiscais daquele país são amplamente dominadas por impostos relacionados com o petróleo e que a forte correlação entre o preço do petróleo bruto e o crescimento poderia explicar a influência positiva das receitas fiscais.

Jha, Mallick e Park (2010) também encontraram efeitos positivos de choques tributários sobre o PIB para alguns países asiáticos. Como explicação ao resultado, apontam que o canal de transmissão dos tributos sobre os componentes da demanda podem ter efeitos restritos nas economias em desenvolvimento por causa da carga de impostos geralmente mais baixa, bases tributárias fracas e grandes setores informais. Logo, ao contrário de países desenvolvidos com cargas elevadas, em países onde a taxa de imposto já é muito baixa, qualquer corte adicional tem menos probabilidade de ter um efeito significativo, enquanto um choque positivo nas despesas do governo pode ser mais eficaz em termos de impacto na produção. Esse parece ser o caso da América Latina cujos países têm, em geral, alta informalidade e carga tributária inferior aos países que compõem a OCDE ou de superior grau de desenvolvimento econômico-social.

O estudo recente produzido por Gechert e Heimberger (2021) concluiu que cortes de impostos para empresas não geram impacto econômico relevante ou estatisticamente significativo para o crescimento do produto. Mas, considerando o horizonte de curto prazo, reduzir impostos de empresas pode até mesmo vir a ser

⁴⁴ Vide equação (2) do modelo de De Long e Summers (2012).

prejudicial ao crescimento⁴⁵. Ao inverso, a opção pelo aumento de tributos com a utilização da arrecadação extra pelo governo para gastos que estimulem a atividade econômica poderia resultar em crescimento.

Conforme registram Gale e Samwick (2017) a presunção de que cortes de impostos impulsionem o crescimento, nem sempre pode ser verdadeira. Primeiro porque o efeito renda pode compensar o efeito substituição e reduzir a oferta de trabalho. Segundo porque cortes de impostos que não sejam acompanhados por queda nos gastos do governo, podem vir a ser financiados por déficits orçamentários. A consequência esperada de déficits persistentes é o aumento da taxa de juros, redução da poupança nacional, da renda nacional futura, levando a queda do investimento e do crescimento do produto.

Contudo essa avaliação requer um maior aprofundamento. Seria importante obter dados a respeito do perfil tributário dos países da região a fim de saber onde recaem os tributos, sobre a renda, o patrimônio, consumo ou mesmo sobre transações externas e qual o grau de justiça tributária. Os multiplicadores para as diferentes fontes tributárias, provavelmente devem possuir tamanhos e direções diferentes, de modo que esse ponto abre margem para um novo encaminhamento de pesquisa.

4.5.4 Multiplicadores fiscais em períodos de baixo endividamento

Como já pontuado, existe na literatura evidências de que em países que se apresentem com folga fiscal ou capacidade instalada ociosa, os efeitos multiplicadores tendem a serem maiores. Nesta seção as estimações dos multiplicadores são refeitas para períodos de baixo endividamento, aqui entendidos como aqueles em que a proporção da dívida bruta pelo PIB esteja abaixo da mediana em um determinado ponto do tempo.

Em Ilzetzki, Mendonza, e Végh (2011) ficou estabelecido arbitrariamente um ponto limiar de endividamento de 60% do PIB, que se considerou como alto endividamento. A partir dessa premissa, se construiu uma amostra para episódios com valores de endividamento superiores ao limite estabelecido e calculados os multiplicadores para verificar o efeito da fragilidade fiscal. O estudo apontou que o multiplicador de impacto dos gastos de consumo para situações de alto endividamento

⁴⁵ Acosta-Ormaechea e Yoo (2012) demonstram que uma mudança tributária com maior incidência sobre imposto de renda de pessoa jurídica em substituição às contribuições previdenciárias e ao imposto de renda de pessoa física poderia favorecer o crescimento.

foi nulo enquanto o de longo prazo foi de -3. Para dívidas abaixo do limiar o efeito foi nulo tanto no impacto como no longo prazo. Concluem daí que a sustentabilidade da dívida é um fator importante na determinação dos efeitos dos gastos do governo sobre o produto. Isso porque níveis altos de endividamento podem sinalizar a necessidade de ajuste futuro sobre juros, tributos e, em última instância, sobre a renda disponível e a riqueza.

Contudo, os países da América Latina têm um perfil de endividamento e de estrutura econômico-social diferente dos países selecionados no estudo mencionado. A proporção dívida/PIB na região latino-americana tem se mostrado relativamente menor em comparação aos valores observados em países desenvolvidos e mesmo em alguns países em desenvolvimento do leste europeu⁴⁶. Ademais, ainda há um enorme déficit de infraestrutura que se for alvo de investimento seja público ou privado, pode abrir espaço para um relevante *gap* de crescimento. Assim sendo, torna-se relevante observar como as políticas fiscais reagem sob o controle do regime de baixo endividamento de modo a se comparar seus resultados aos alcançados para as estimações lineares.

Aqui também, todas as séries passaram pelos testes de raiz unitária de Im-Pesaran-Shim (2003) e ao teste de Dickey-Fuller (ADF) e pela verificação de estabilidade, sendo convertidas em primeira diferença aquelas que se mostraram integradas de ordem um⁴⁷.

A partir das funções impulso-resposta contidas na Figura 5 observa-se que os efeitos de impacto para os gastos totais (g_t) como para gastos correntes (gc_t) foram próximos – 0,35 para (g_t) e 0,36 para (gc_t) - aos observados no modelo irrestrito, porém, não se mostraram significativos estatisticamente⁴⁸. Já os efeitos dos gastos de capital (gk_t) indicam um efeito de impacto de 0,60, também bastante próximo ao verificado no modelo irrestrito, porém, com curta duração em sua repercussão.

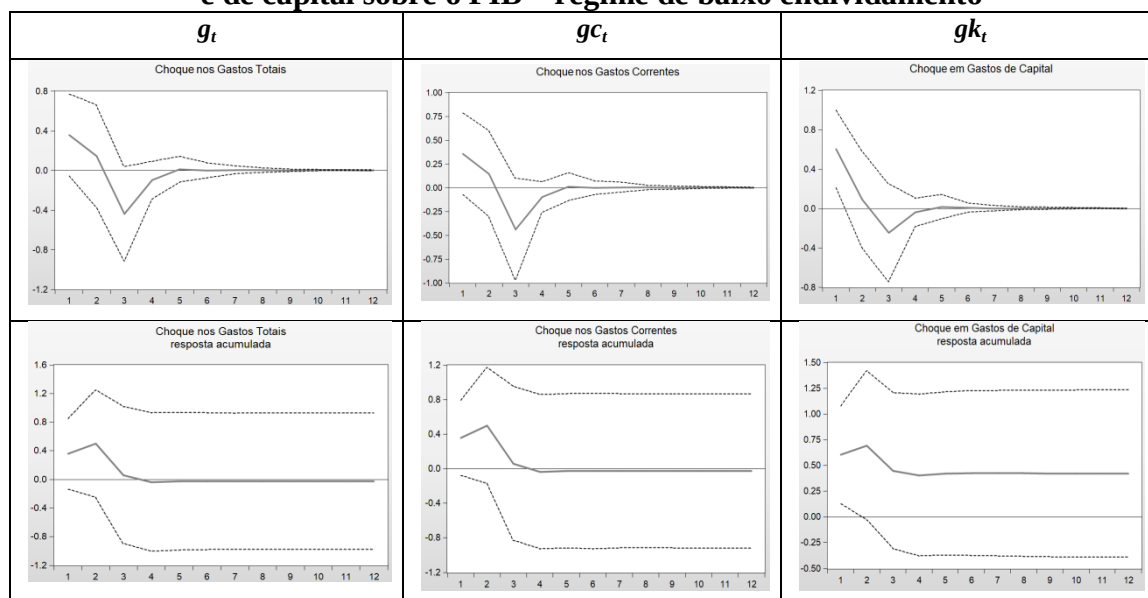
Constata-se então que, ao contrário do que seria esperado, para esses elementos de despesa, não há indicativo de que o endividamento menor seja capaz de permitir que a política fiscal seja mais forte ou eficiente no sentido de ativar o produto e o crescimento econômico a partir de seus impulsos.

⁴⁶ A média da dívida bruta em proporção do PIB ao longo do período foi de 40,42% e a mediana de 36,30 para os países da amostra. Salienta-se, porém, que o cálculo foi feito com dados faltantes.

⁴⁷ Os resultados dos testes constam no Anexo I e II.

⁴⁸ As estimações do modelo VAR, nesses casos, ao contrário do modelo irrestrito, extraíram a variável div_t das estimações, pois que os dados selecionados passaram a ser diretamente controlados por ela.

Figura 5. Funções impulso-resposta dos choques dos gastos totais, gastos correntes e de capital sobre o PIB – regime de baixo endividamento



Fonte: Elaboração própria

A figura 6 apresenta as funções impulso resposta para os gastos com pessoal (gp_t), os gastos com aquisição de bens e serviços (gbs_t) e os gastos com pagamentos de juros (gj_t), em períodos de baixo de endividamento.

O impulso em gp_t gera um impacto positivo imediato de 0,38, que se prolonga por dois anos quando atinge o pico de 0,68. Logo, os resultados também são próximos aos encontrados para o modelo irrestrito, porém, ligeiramente superiores e com efeito de prazo mais curto.

Para o caso do efeito multiplicador para gbs_t , o efeito imediato é de 0,68 que chega até 0,96 até o segundo ano, quando a força é extinta. Nesse caso, é possível perceber que, de fato, para esse tipo de gasto, momentos de baixo endividamento estão ligados à maior força no impacto fiscal sobre o produto, cujo efeito é quase duplicado positivamente.

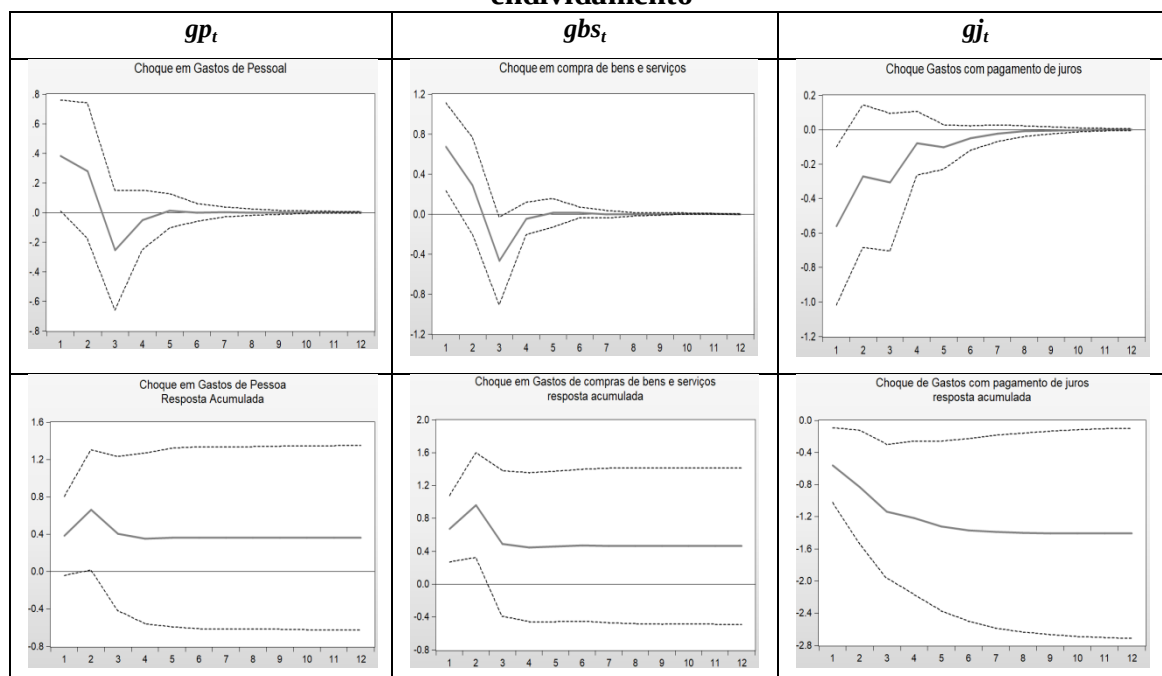
Por último, o multiplicador de gastos com pagamentos de juros gj_t gera um efeito de curto prazo de -0,56 que se estende até alcançar um ponto estável de -1,40 em oito anos. Esses efeitos negativos também são superiores aos aferidos para o modelo irrestrito, de modo que é possível dizer que o grau de endividamento, nesse caso, afeta o modo como a economia reage à política fiscal. Em momentos de dívida baixa, a destinação de recursos para pagamento de juros repercute mais nocivamente sobre o

produto quando se comparados ao efeito médio abrangendo todos os graus de endividamento.

Esse resultado é, a princípio, contraintuitivo, pois seria esperado que em momentos de dívida baixa, a taxa de juros a ser paga por financiamento do governo seja menor, de modo que para uma mesma taxa de juros, um montante maior de recursos possa ser obtido. Com mais recursos, a uma mesma taxa de juros, mais investimentos poderiam ser realizados no país, gerando crescimento.

O efeito para o impulso de outros gastos de capital ($gogk_t$) sobre a economia se mostrou insignificante, assim como no modelo irrestrito. Por outro lado, o efeito multiplicador para a aquisição de capital fixo ($gcakf_t$), revelou um impacto de curto prazo de 0,47 que atinge o ponto máximo de 0,75 quando o efeito é exaurido. Ou seja, para este tipo de despesa os efeitos multiplicadores são menores e mais breves se comparado com o modelo sem restrição de endividamento.

Figura 6. Funções impulso-resposta dos choques dos gastos de pessoal, gastos com aquisição de bens e serviços e pagamentos de juros sobre o PIB – regime de baixo endividamento

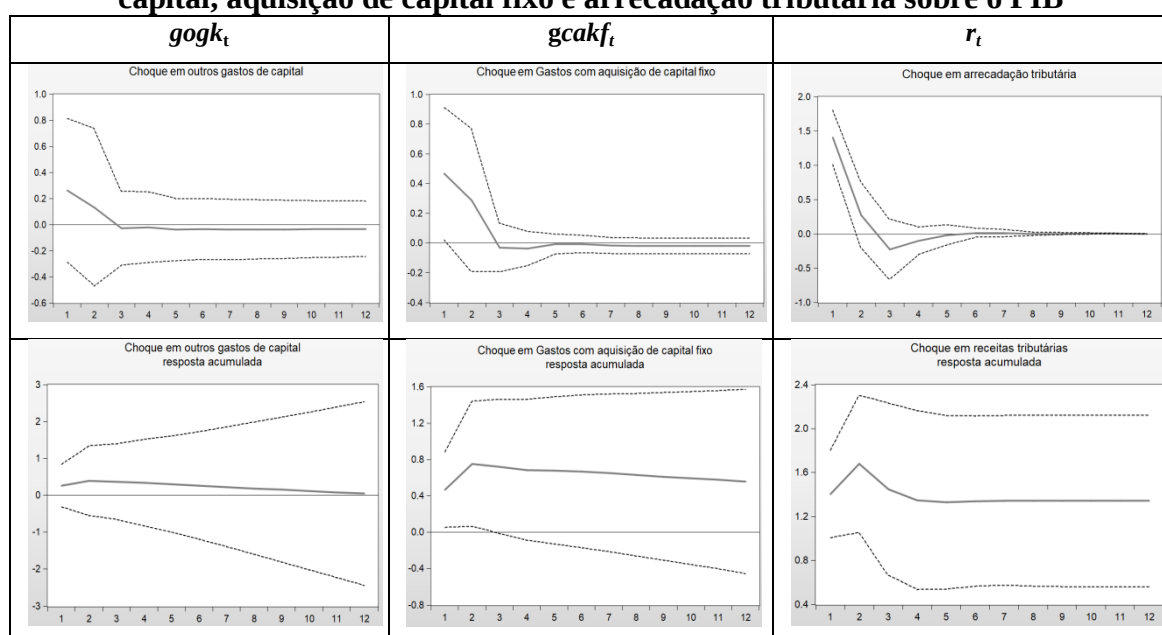


Fonte: Elaboração própria

Finalmente, o efeito do impulso na arrecadação tributária (r_t) sobre o PIB gera um efeito de curto prazo de 1,41 e se estabiliza em 1,34 no longo prazo, a partir do quinto ano. Logo, esse efeito imediato é superior do que o estimado no modelo irrestrito, porém inferior quando se considera o longo prazo.

Por fim, avaliando-se o resultado conjunto entre os modelos gerais (irrestritos) e aqueles com imposição de limitação ao endividamento é possível dizer que, considerando o período analisado, o estágio da dívida na região Latino-Americana não é um limitador da capacidade da política fiscal em gerar multiplicadores nos gastos para a região. Isso fica patente quando se verifica que, os efeitos multiplicadores para os principais componentes de despesas, foram bastante aproximados ou mesmo ligeiramente superiores e com maior persistência, para os modelos gerais do que o modelo com restrição da dívida⁴⁹.

Figura 7. Funções impulso-resposta dos choques dos gastos com outras despesas de capital, aquisição de capital fixo e arrecadação tributária sobre o PIB



Fonte: Elaboração própria

4.6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho definiu como objetivo calcular a força dos multiplicadores fiscais para países da América Latina. Fez-se uso de um modelo PSVAR (*Panel Structural Vector Autoregression*), a partir das formulações utilizadas em Blanchard e Perroti (2002), Matheson e Pereira (2016) e Restrepo (2020). Foram calculados os multiplicadores fiscais para diferentes componentes de despesas, alguns destes

⁴⁹ Esse resultado precisa ser mais bem estudado e abre espaço para aprofundamento da pesquisa. Pois é possível que os períodos de baixo endividamento sejam aqueles em que o crescimento do produto seja maior. Isso porque o endividamento aqui considerado é a relação Dívida/PIB. Logo, é possível que os efeitos do uso da capacidade instalada (o crescimento) estejam se sobrepondo ou reduzindo aquele causado pelo nível de endividamento, sobre o efeito multiplicador de gasto.

ignorados na literatura em geral, considerando um modelo geral e outro que separou a amostra para períodos de baixo endividamento.

Os resultados apontam que os multiplicadores fiscais possuem efeito positivo e significativo na América Latina, cujas potências dependem da escolha política da destinação dos gastos. Os voltados a despesas de capital, ou seja, aqueles relacionados a investimento público geram maiores efeitos imediatos e com prazo prolongado sobre o crescimento, em comparação àqueles virados para gastos correntes.

Além disso, ao contrário do que foi encontrado em Huidrom et al. (2016) e Ilzetzki, Mendonza, e Végh (2011), o padrão de endividamento da América Latina no período pesquisado, não mostrou ser um fator limitador à força dos multiplicadores fiscais.

O efeito de impacto para os gastos totais foi de 0,39 e atinge 0,46 até o segundo ano após o choque, quando finda sua força. Os multiplicadores calculados para gastos de capital foram de 0,59 no curto-prazo, e um efeito persistente de longo-prazo de 0,61, com pico no segundo ano, quando atinge 0,71, cujo poder é ainda superior quando são alocados em aquisição de capital fixo. Por outro lado, os efeitos de gastos correntes se mostraram insignificantes estatisticamente à variação do produto. O efeito multiplicador para gastos com bens e serviços registrou impacto inicial de 0,39 e chega até 0,50 no ano seguinte, quando essa força se esvai. Por último, o multiplicador de gastos com pagamentos de juros gj_t gera um efeito de curto prazo de -0,43 que cresce e se prolonga até atingir um pico de -0,66 em cinco anos, o que pode explicar a insignificância dos efeitos de impulsos nos gastos correntes agregados sobre o produto, já que esta despesa compõe a categoria de gastos correntes. Ao contrário do esperado e do que é relatado majoritariamente na literatura, o impulso na arrecadação tributária mostrou possuir efeito positivo sobre o PIB. O multiplicador de impacto para a arrecadação fiscal foi 1,06, que se estabiliza em um pico de 1,50 a partir do quarto ano e tem repercussões duradouras. Tal resultado tem implicações importantes e inesperadas, abrindo caminho para ser explorado em pesquisa futura.

Frente ao que foi delineado, pôde-se concluir que uma política fiscal que expanda despesas com aquisição de capital fixo e seja financiada por receitas tributárias e não por empréstimos a juros, se apresenta como a melhor opção de política fiscal contracíclica a ser adotada pelos formuladores de políticas na América Latina.

REFERÊNCIAS

- ABRIGO, M. R.; LOVE, I. Estimation of panel vector autoregression in stata. *The Stata Journal*, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, v. 16, n. 3, p. 778–804, 2016.
- ACOSTA-ORMAECHEA, S.; YOO, J. Tax composition and growth: a broad cross-country perspective. *IMF working paper*, out, 2012.
- ANDREWS, D. W.; LU, B. Consistent model and moment selection procedures for gmm estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 101, n. 1, p. 123–164, 2001.
- AUERBACH, A; GORODNICHENO, Y. Measuring the output responses to fiscal policy. *Natural Bureau of Economic Research. NBER working paper*, n. 16.311, 2011a.
- _____; _____. Fiscal multipliers in recession and expansion. *Natural Bureau of Economic Research. NBER working paper*, n. 17.447, 2011b.
- BACHMANN, R.; SIMS, C. Confidence and the transmission of government spending shocks. *NBER working paper*, n. 17.063, 2011.
- BALTAGI, B. *Econometric analysis of panel data*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2008.
- BATINI, N.; CALLEGARI, G.; MELINA, G.; Successful austerity in the United States, Europe and Japan. *IMF working paper*, n. 190, jul., 2012.
- BAUM, A.; RIBEIRO, M.; WEBER, A. Fiscal multipliers and the state of the economy. *IMF working paper*, n. 286, 2012.
- BLANCHARD, O.; SUMMERS, L. Hysteresis Unemployment, *European Economic Review*, n. 31, p. 288-295, 1987.
- _____; PERROTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quartely Journal of Economics*, v. 117, n. 4, p. 1329-1368, 2002.
- CHOI, I. Unit root tests for panel data. *Journal of international money and Finance*, Elsevier, v. 20, n. 2, p. 249–272, 2001.
- DE LONG, B; SUMMERS, L. Fiscal policy in depressed economy. BPEA, Spring, 2012.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2008.
- ESPINOZA, R.; SENHADJI, A. How strong are fiscal multipliers in the GCC? An empirical investigation. *IMF Working Paper*, n. 61, Mar, 2011.
- FORNERO, J.; GUERRA-SALAS, J.; PÉREZ, C. Multiplicadores fiscales en Chile. *Revista de Economía Chilena*, Central Bank of Chile, 22: 58-80, 2019.

GALE, William G.; SAMWICK, Andrew A. *Effects of Income Tax Changes on Economic Growth*, in: Alan J. Auerbach and Kent Smetters, eds., *The Economics of Tax Policy*, Oxford University Press, 2017, pp. 13–39.

GARRY, S.; VALDIVIA, J. An analysis of the contribution of public expenditure to economic growth and fiscal multipliers in Mexico, Central America and Dominican Republic, 1990-2015. ECLAC – Studies and Perspectives Series, n. 173, aug., 2017.

GECHERT, S.; HEIMBERGER, P. Do corporate tax cuts boost economic growth? Macroeconomic Policy Institute (IMK), Working Paper 2021, jun. 2021.

GONZALEZ-GARCIA, J.; LEMUS, Antonio.; MRKAIC, M.; Fiscal multipliers in the ECCU. IMF working paper, n. 117, May. 2013.

GRANGER, C. W. Investigating casual relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, v. 37, n. 3, 1969.

GRUDTNER, Vanessa; ARAGON, Edilean K. da Silva B. Multiplicador dos gastos do governo em períodos de expansão e recessão: evidências empíricas para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*. v. 7, n. 3, pp. 321-345, 2017.

HALL, R. By how much does GDP rise if the government buys more output? *Brooking Papers on Economic Activity*, n. 2, p. 183-231, 2009.

HOLLAND, M. MARÇAL, E. PRINCE, D. Is fiscal policy effective in Brazil? Na empirical analysis. *The Quartely Review of Economics and Finance*, 2019

HUIDRON, R.; KOSE, M.; LIM, J. OHNSORGE, F. Do fiscal multipliers depend on fiscal positions? World Bank Group, Policy Research Working paper, n. 7724, jun., 2016.

ILZETZKI, E.; MENDONZA, E.; VÉGH, C. How big (small) are fiscal multipliers. IMF Working Paper, n. 52, mar., 2011.

_____.; VÉGH, C. Procyclical fiscal policy in developing countries: truth or fiction? NBER Working Paper n. 14191. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research, jul., 2008.

JHAN, Shikha et al. Effectiveness of countercyclical fiscal policy: time-series evidence from developing Asia. ADB Economics Working Paper Series n. 211, aug, 2010.

KAO, C. Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data. *Journal of Econometrics*, v. 90, p. 1-44, 1999.

KIRCHNER, M.; CIMADOMO, J.; HAUPTMEIER, S.; Transmission of government spending shocks in the euro area time variation and driving forces. European Central Bank. Working Paper Series, n. 1219, jul., 2010.

LLEDÓ, Victor; POPLAWSKI-RIBEIRO, Marcos. Fiscal policy implementation in Sub-Saharan Africa. IMF working paper, n. 172, jul. 2011.

LÜTKEPOHL, H. New introduction to multiple time series analysis. Berlin: Springer-Verlag, 2005.

MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, Wiley Online Library, v. 61, n. S1, p. 631–652, 1999.

MATHESON, T.; PEREIRA, J. “Fiscal Multipliers for Brazil” International Monetary Fund. IMF Working Paper n. 79, mar., 2016.

MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics*, v. 24, n. 6, p. 960-992, 2009.

PEROTTI, R. Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. CEPR discussion paper, n. 4842. London: Centre for Economic Policy Research, 2005.

PENZIN, D. J.; ADAMGBE, E. T. Estimation of fiscal multipliers and its macroeconomic impact: the case of Nigeria. Central Bank of Nigeria. *Economic and Financial Review*, v. 52, n. 2, jun. 2019.

PESARAN, M. H. On the interpretation of panel unit root tests. *Economics Letters*, Elsevier, v. 116, n. 3, p. 545–546, 2012.

PIRES, Manoel C. de Castro. *Política fiscal e ciclos econômicos: teoria e experiência recente*. Rio de Janeiro: Elsevier, FGV, 2017.

RAMEY, Valerie, A.; Identifying government spending shocks: It’s all in the timing. *Quarterly Journal of Economics*, n. 126, pp. 1-56, Feb. 2011.

RESTREPO, J. How big are fiscal multipliers in Latin America? International Monetary Fund. IMF Working Paper, n. 17, jan., 2020.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, 1980.

_____; STOCK, J. H.; WATSON, M.W. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, v. 8, n. 1, jan. 1990.

SPIILIMBERGO, A.; SYMANSKY, S.; SCHINDLER, M. Fiscal multipliers. IMF Staff Position Note, may., 2009.

VTYURINA, S.; LEAL, Z. “Fiscal Multipliers and Institutions in Peru: Getting the Largest Bang for the Sol”. International Monetary Fund. IMF Working Paper, n. 144, jul., 2016.

ANEXO I

Testes de Raiz Unitária

Tabela 1.a. - Teste de raiz unitária em painel – modelo linear

Tabela 1a: Teste de Raiz Unitária em Panela - Modelo Linear									
Testes	ADF		IPS		ADF		IPS		Ordem de Integração
	I(0)				I(1)				
Variáveis	est. de teste	p-valor	est. de teste	p-valor	est. de teste	p-valor	est. de teste	p-valor	I (-)
<i>pib_t</i>	142,62	(0,00)	-8,72	(0,00)	-	-	-	-	I(0)
<i>g_t</i>	14,97	(0,99)	3,20	(0,99)	188,21	(0,00)	-11,37	(0,00)	I(1)
<i>gc_t</i>	22,43	(0,93)	3,16	(0,99)	202,86	(0,00)	-12,28	(0,00)	I(1)
<i>gk_t</i>	44,03	(0,11)	-0,44	(0,32)	188,21	(0,00)	-12,13	(0,00)	I(1)
<i>gp_t</i>	13,76	(0,99)	3,74	(0,99)	138,32	(0,00)	-8,37	(0,00)	I(1)
<i>gbs_t</i>	14,19	(0,99)	3,19	(0,99)	167,83	(0,00)	-10,49	(0,00)	I(1)
<i>gj_t</i>	43,00	(0,13)	-0,36	(0,35)	131,20	(0,00)	-8,01	(0,00)	I(1)
<i>gs_t</i>	35,74	(0,38)	0,36	(0,64)	175,59	(0,00)	-10,63	(0,00)	I(1)
<i>gcakf_t</i>	27,63	(0,48)	-0,33	(0,36)	112,38	(0,00)	-8,64	(0,00)	I(1)
<i>gogk_t</i>	21,23	(0,26)	-0,74	(0,22)	99,79	(0,00)	-9,84	(0,00)	I(1)
<i>r_t</i>	18,70	(0,98)	2,62	(0,99)	160,75	(0,00)	-8,11	(0,00)	I(1)
<i>dpib_t</i>	101,09	(0,00)	-6,02	(0,00)	-	-	-	-	I(0)
<i>divt</i>	33,51	(0,49)	-0,77	(0,21)	132,61	(0,00)	-8,11	(0,00)	I(1)

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 2.a. - Teste de raiz unitária em painel – mediana inferior da dívida

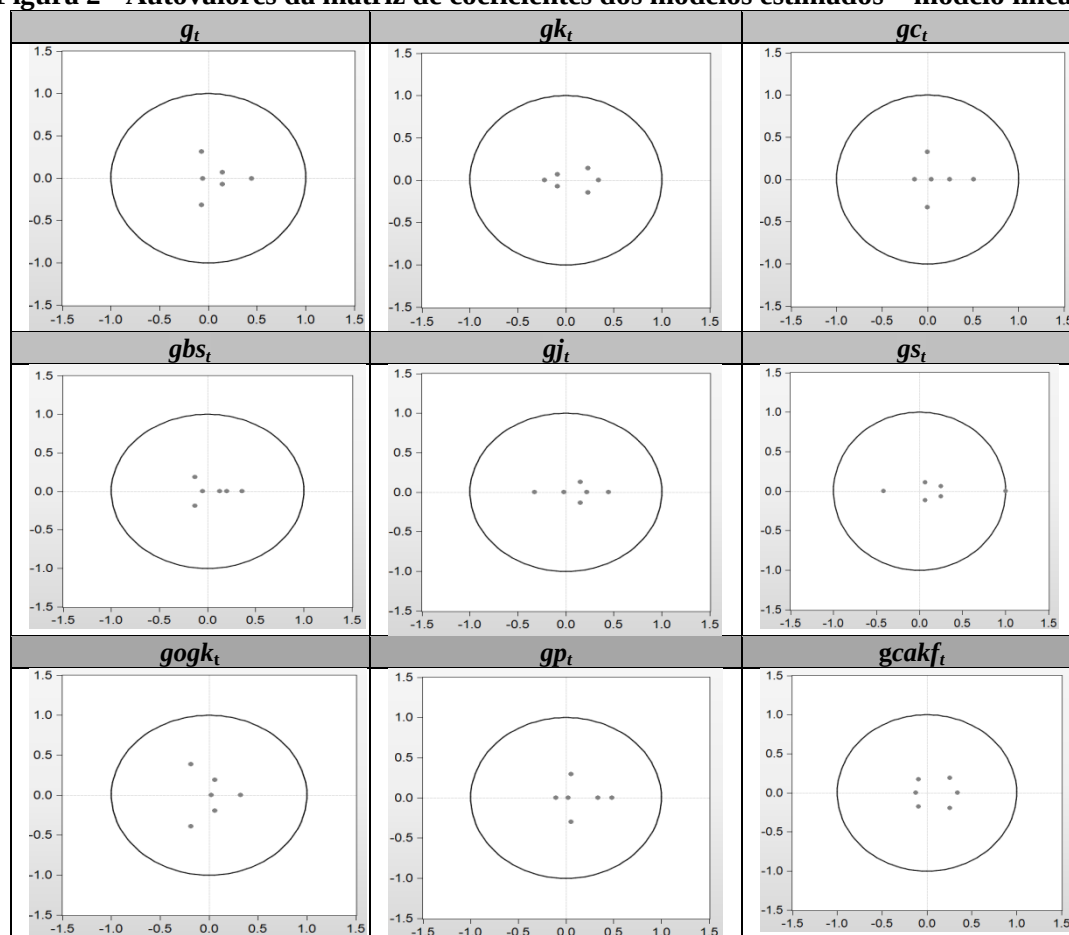
Testes	ADF		IPS		ADF		IPS		Ordem de Integração
	I(0)				I(1)				
Variáveis	est. de teste	p-valor	est. de teste	p-valor	est. de teste	p-valor	est. de teste	p-valor	I (-)
<i>pib_t</i>	54,05	(0,01)	-2,23	(0,01)	-	-	-	-	I(0)
<i>g_t</i>	12,94	(0,98)	2,35	(0,99)	69,33	(0,00)	-3,57	(0,00)	I(1)
<i>gc_t</i>	19,94	(0,98)	2,35	(0,99)	69,33	(0,00)	-3,57	(0,00)	I(1)
<i>gk_t</i>	42,08	(0,02)	-1,09	(0,13)	73,73	(0,00)	-4,00	(0,00)	I(0)/I(1)
<i>gp_t</i>	16,41	(0,92)	1,58	(0,94)	48,24	(0,00)	-2,23	(0,01)	I(1)
<i>gbs_t</i>	14,50	(0,96)	1,64	(0,95)	62,18	(0,00)	-3,16	(0,00)	I(1)
<i>gj_t</i>	28,17	(0,17)	0,31	(0,62)	11,51	(0,64)	0,07	(0,52)	I(2)
<i>gs_t</i>	47,18	(0,00)	-7,42	(0,00)	-	-	-	-	I(0)
<i>gcakf_t</i>	40,12	(0,02)	-6,50	(0,00)	-	-	-	-	I(0)
<i>gogk_t</i>	44,23	(0,00)	-2,86	(0,00)	-	-	-	-	I(0)
<i>r_t</i>	19,92	(0,79)	0,89	(0,81)	74,61	(0,00)	-3,86	(0,00)	I(0)
<i>dpib_t</i>	54,05	(0,00)	-2,23	(0,01)	-	-	-	-	I(0)
<i>divt</i>	14,79	(0,96)	1,59	(0,94)	49,44	(0,00)	-1,65	(0,04)	I(1)

Fonte: Elaboração própria.

ANEXO II

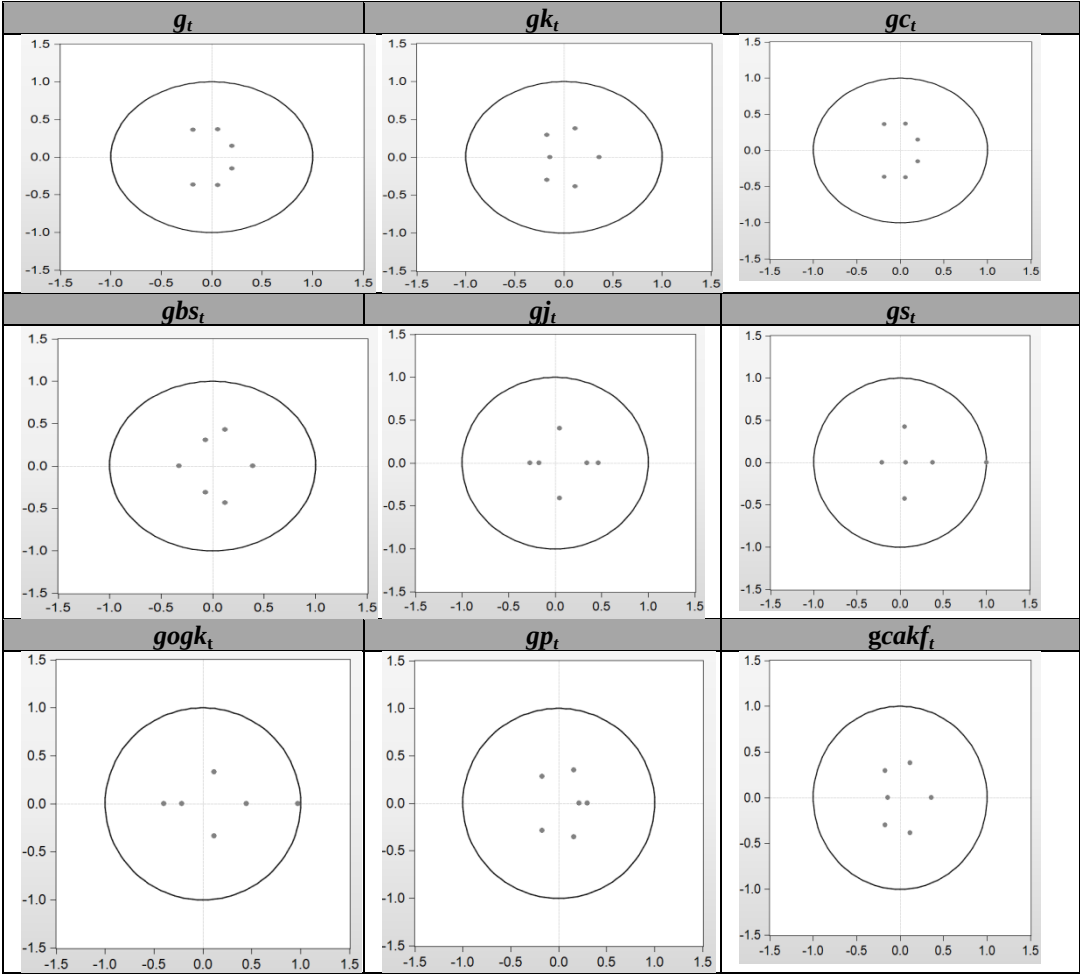
Testes de Estabilidade

Figura 2 - Autovalores da matriz de coeficientes dos modelos estimados – modelo linear



Fonte: Elaboração própria com uso do pacote Eviews 8.

Figura 3 - Autovalores da matriz de coeficientes dos modelos estimados – mediana inferior da dívida



Fonte: Elaboração própria com uso do pacote Eviews 8.

CONCLUSÃO FINAL

O presente estudo estabeleceu como objetivo geral explorar os elementos determinantes para as políticas fiscais em países da América Latina, elaborando a análise dos fatores relacionados a essas políticas a partir de três eixos distintos, mas complementares.

Primeiro foram investigadas as relações existentes entre os níveis de endividamento e o crescimento do produto adotando como ponto de partida a discussão levantada em Reinhart e Rogoff (2010). Os resultados aqui descobertos de um lado dão crédito ao estudo de referência, ao confirmar que, de um modo geral, padrões elevados de endividamento desaceleram o crescimento das economias no curto e no longo prazo. Entretanto, algumas divergências bastante relevantes foram expostas: primeiro, que a relação entre dívida pública e crescimento da economia procede de forma não-linear; segundo, que o ponto limiar aqui calculado a partir do qual o nível de endividamento pode vir a acarretar decréscimo do PIB, destoa consideravelmente – para cima - do exposto naquele trabalho e em outros textos que discorreram sobre o tema.

Outro ponto que merece ser reportado é o de que é necessário dar atenção não apenas ao tamanho da dívida, mas também ao quanto ela exige em pagamento de juros para ser financiada e ao seu perfil no que concerne ao prazo de vencimento. Padrões de endividamento formados por compromissos contratados com juros mais elevados e prazos mais curtos são nocivos ao crescimento.

Diante dos níveis de endividamento observados, os resultados permitem concluir que os países da América Latina estão colocados numa posição relativamente segura e confortável. Com esse quadro em conta, pode-se afirmar que, haveria margem para a adoção de estímulos fiscais via endividamento interno, externo ou ambos, com escopo na promoção do crescimento do produto no curto prazo.

A segunda linha de discussão abordou as relações entre desempenho fiscal e fatores político-institucionais, a fim de avaliar se o comportamento fiscal dos países da América Latina transita por meio de ciclos políticos orçamentários (*political budget cycles*), bem como, o quanto que esse comportamento é explicado pelo arcabouço político-institucional, seguindo os debates propostos em Rogoff (1987) e Roubini e Sachs (1988).

Os resultados obtidos revelaram que parte dos resultados macroeconômicos e fiscais caminha conforme o CPE e são afetados pela estrutura político-institucional disposta pelos países.

Períodos iniciais de mandato/governo são marcados pela retração no crescimento relativo do PIB, abrandamento da inflação, melhora na arrecadação de tributos e nos resultados fiscais. Esse resultado revela nitidamente que as fases iniciais de governo são etapas de maior austeridade as finanças públicas, seguindo o que prediz o modelo oportunista de CPE. Por outro lado, não foi encontrado indícios de que as despesas públicas sejam ampliadas, de forma generalizada, em períodos eleitorais, de modo oportunista.

A estrutura político-institucional goza de influência sobre o padrão de gastos e o tamanho do endividamento público. O nível de democracia e sua perenidade revelou possuir um papel fortemente significativo e não-linear sobre as despesas públicas. Em padrões de democracia fragilizada há uma tendência a maior participação do Estado por meio de gastos públicos. Porém, conforme a qualidade democrática e sua durabilidade atinge um limite superior, as despesas caem relativamente, abrindo espaço para o setor privado. Além disso, o padrão de democracia exerce força impactante sobre o tamanho do endividamento público de tal modo que o avanço dos índices de democracia pode resultar em controle e redução da dívida pública, nesse caso a relação é inversa e linear.

Outras características do aparato político-institucional, como a força do partido no parlamento, restrições ao poder decisório do executivo, regras de participação política ou a ideologia partidária do governante, também se mostraram relevantes sobre os resultados fiscais.

Tais observações conduzem à implicação de que o avanço da democracia na América Latina pode ser capaz de conter o tamanho da participação do Estado, produzir estabilidade para a redução da dívida pública e a melhora do desempenho fiscal nas economias da região.

No último ensaio, foram calculados os multiplicadores fiscais para diferentes componentes de despesas, com vistas a identificar qual a melhor opção para o direcionamento de recursos fiscais visando o estímulo da atividade econômica para a região. Para tanto foi testado se o tamanho do nível de endividamento pode arrefecer/dinamizar o efeito multiplicador dos gastos retomando a discussão elaborada em Huidrom et al. (2016).

Os resultados apontam que os multiplicadores fiscais possuem efeito positivo e significativo na América Latina. Os componentes de despesas voltados a gastos de capital, ou seja, aqueles relacionados a investimento público provocam maiores efeitos imediatos sobre o crescimento, em comparação àqueles voltados para gastos correntes. O componente referente a outros gastos de capital se destaca com multiplicador que atinge um efeito de pico de 0,80 pontos ao passo que o maior efeito nas despesas correntes encontra-se nos gastos com bens e serviços com pico de 0,60 pontos. Gastos com pagamentos de juros, como esperado reportaram multiplicadores negativos, alcançando pico de 0,66 pontos negativos. Ao tempo em que, surpreendentemente foi encontrado efeito positivo no impulso na arrecadação tributária. Além disso, o padrão de endividamento no período pesquisado, não mostrou ser um fator restritivo ao poder dos multiplicadores fiscais.

A avaliação feita a partir do que foi mensurado sobre os efeitos multiplicadores dos gastos é a de que a melhor opção de política fiscal contracíclica a ser adotada pelos formuladores de políticas na América Latina é aquela que opte por expandir despesas com aquisição de capital fixo e que seja financiada por receitas tributárias e não por empréstimos a juros.