

# Impactos da Política Fiscal e das Instituições Sobre o Crescimento Econômico: Uma análise de dados em painel dinâmico

Fernanda Cigainski Lisbinski<sup>1</sup> 

<sup>1</sup> Doutoranda em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo (ESALQ-USP). Mestre em Economia e Desenvolvimento pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: fernanda.lisbinski@usp.br

## RESUMO

O presente trabalho objetiva investigar os efeitos da política fiscal e das instituições no crescimento econômico. Para isso, utilizou dados disponíveis na base de dados da OCDE — Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico — para 44 países, compreendendo o período de 2009 a 2018. A estimativa se deu por meio da abordagem dos *Generalised Method of Moments (GMM-System)*. Verificou-se impacto positivo e estatisticamente significativo do agregado de despesas do governo e da agregação de outras variáveis fiscais e instituição no PIB *per capita*. Além disso, verificou-se que as instituições desempenham um papel muito importante no crescimento do PIB *per capita*. Ademais, constatou-se que todos os resultados encontrados nesta pesquisa estão de acordo com a teoria que trata do modelo de Solow, a qual preconiza que o coeficiente do PIB inicial deve ser negativo, interpretado como convergência condicional, enquanto o investimento é positivo e o crescimento populacional é negativo.

## PALAVRAS-CHAVE

Crescimento do PIB *per capita*, Políticas governamentais, Modelo de Solow

## Impacts of Fiscal Policy and Institutions on Economic Growth: A Dynamic Panel Data Analysis

### ABSTRACT

This paper aims to investigate the effects of fiscal policy and institutions on economic growth. It uses data available in the Organization for Economic Cooperation and Development database for 44 countries and the period from 2009 to 2018. The estimation used the Generalised Method of Moments (GMM-System) approach. The results indicated a long relationship between fiscal policy, institution, and economic growth. There was a positive and statistically significant impact on the aggregate of government expenditures and the aggregation of other fiscal variables and institutions in GDP per capita. In addition, the results showed that institutions play a vital role in GDP growth per capita. Moreover, all the results in this research follow the theory that deals with the Solow model, which recommends that the initial GDP coefficient should be negative, interpreted as conditional convergence, while investment is positive and population growth is negative.

### KEYWORDS

GDP growth per capita, Government policies, Solow model

## CLASSIFICAÇÃO JEL

E02, E62, E13,

## 1. Introdução

A busca pelo alto e sustentado crescimento econômico é o principal objetivo de todos os países. Vários são os fatores econômicos e não econômicos que determinam a natureza e a taxa desse crescimento em uma nação. As políticas fiscais são alguns desses fatores, com um papel fundamental e positivo para o crescimento econômico, proporcionando um macro ambiente estável e propício para o investimento. No tocante à economia política, a política fiscal é vista como um instrumento para mitigar flutuações de curto prazo da produção e do emprego. Através da variação em gastos do governo ou tributação, a política fiscal visa alterar a demanda agregada para aproximar a economia do seu potencial de produção. A política fiscal não foi uma causa de crise nem um determinante crítico de crescimento econômico, no entanto seu papel no período pré-crise e no pós-crise em alguns países (países da América Latina, América do Norte e Europeus) foi crucial, principalmente em termos de sua contribuição para o crescimento econômico (Abdullah et al., 2009).

Mais recentemente, o papel do quadro institucional tem sido objeto de estudos como um dos determinantes do crescimento econômico de longo prazo e do aumento da renda *per capita* dos países. Instituições são geralmente definidas como as restrições impostas pelos seres humanos, e determinam seu padrão comportamental social (North, 1990). Sabe-se que as instituições já influenciavam o crescimento econômico desde o século XVIII, no entanto, acredita-se que isso ocorria muito antes desse período. Diante disso, o papel das instituições como um determinante do crescimento econômico permaneceu ofuscado por muito tempo devido ao foco em outros determinantes, como aspectos físicos, capital humano e avanço tecnológico (Nawaz, 2015).

Alguns pesquisadores (North, 1990; Rodrik et al., 2004; Law e Demetriades, 2006; Abdullah et al., 2009; Nawaz, 2015) em seus estudos concluíram que o quadro institucional de um país desempenha um papel crucial na determinação e no desempenho de crescimento econômico desse. Além disso, constataram a existência de uma relação positiva entre instituições e crescimento econômico.

É importante destacar que o papel das regras e normas legais deve também garantir que as ações do governo não prejudiquem, mas influenciem o funcionamento do crescimento econômico. Regras e normas podem aumentar a eficiência das políticas fiscais e aumentar a eficiência do sistema fiscal. As instituições também podem garantir a estabilidade de políticas fiscais, evitando erros provocados pelas mudanças de déficit orçamentário, de leis tributárias e de programas de despesas. Assim, as políticas fiscais e as instituições governamentais parecem desempenhar um papel extremamente importante, criando políticas e instituições que minimizem a desigualdade de renda e maximizem o investimento, proporcionando um maior crescimento econômico (Abdullah et al., 2009; Nawaz, 2015).

Diante disso, o objetivo deste trabalho consiste em investigar os efeitos da política fiscal e das instituições no crescimento das economias de uma amostra de países em

sua maioria pertencentes à OCDE – Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico – compreendendo o período de 2009 a 2018. Como objetivos específicos tem-se: examinar a relação de longo prazo entre política fiscal, instituições e crescimento econômico; investigar o papel de instituições sobre o crescimento econômico; e verificar se as instituições exigem fatores complementares para influenciar o crescimento econômico.

Justifica-se a presente pesquisa pela importância da política fiscal e das instituições no incentivo a investimentos internos e externos a uma economia, afetando diretamente o PIB e, conseqüentemente, o crescimento dessa, pois governos com um sistema de arrecadação de receitas e de realização de despesas bem definidos, cumprindo com a estabilização macroeconômica, a redistribuição da renda e a alocação de recursos, tendem a estimular a produtividade, contribuindo para o aumento do PIB, do investimento, do crescimento e do desenvolvimento econômico. Ressalta-se que a política fiscal tem o papel de proporcionar estabilidade econômica, controlar a dívida pública, estimular a produção e o consumo e gerar emprego, impactando diretamente os resultados de investimentos e orçamentos pessoais, organizacionais e públicos. Do mesmo modo, as instituições, definidas por North (1990) como as “regras do jogo”, são de extrema importância para garantir o direito de propriedade e a segurança jurídica necessária para investimentos e desenvolvimento de uma economia. Este trabalho visa mostrar que políticas fiscais com um sistema de arrecadação tributário e orçamentos de gastos do governo estáveis, transparentes e aplicados de maneira correta (infraestrutura, educação, saúde e segurança), além de regras bem definidas e seguras, podem impactar positivamente no crescimento econômico de um país.

A hipótese desta pesquisa consiste no fato de que há uma longa relação entre política fiscal, instituição e crescimento econômico e que as variáveis relacionadas às políticas fiscais e às instituições apresentam impacto positivo e estatisticamente significativo sobre o PIB *per capita*.

Assim, este estudo utilizou como metodologia os *Generalised Method of Moments* (GMM) desenvolvidos para modelos de dados em painel dinâmicos, primeiramente por Arellano e Bond (1991) e, posteriormente, Arellano e Bover (1995) desenvolvem o *GMM-System*, sendo o método de estimação adotado nesta pesquisa. Este trabalho se diferencia dos demais, ao visar a análise do impacto das instituições e da política fiscal no crescimento econômico adotando um modelo *GMM-System* estimado em um estágio e dois estágios, utilizando como base do modelo variáveis relacionados ao modelo do crescimento econômico de Solow aumentado, adicionando variáveis de política fiscal e de instituição, variáveis padrão do modelo de Solow, algo ainda não tratado pela literatura acadêmica brasileira.

Por fim, além desta introdução, o artigo apresenta outras quatro seções: a segunda, que consiste na revisão de literatura com as principais contribuições da literatura acadêmica sobre o assunto. Posteriormente, apresenta-se a metodologia apli-

cada neste estudo. Na seção seguinte, apresentam-se os resultados e as discussões do trabalho. E, ao final, as conclusões são encontradas.

## 2. Revisão da literatura

A literatura empírica mais recente, principalmente a baseada em regressões de dados de painel, mostrou que o crescimento econômico é significativamente afetado por políticas fiscais e por normas institucionais. Analisar como as instituições se encaixam em uma teoria do crescimento econômico depende não apenas da compreensão do conceito de instituições, mas também de outros aspectos dessa teoria (direito de propriedade, externalidades, segurança jurídica, contratos e outros aspectos). Sendo assim, nesta pesquisa, apresentam-se algumas contribuições da literatura acadêmica sobre essa relação entre crescimento econômico e instituições e crescimento econômico e política fiscal.

North (1990), em sua obra *“Institutions, institutional change and economic performance”*, argumentou serem as instituições de um país que determinam o seu desempenho econômico de longo prazo, definindo como o sistema político/econômico opera. North (1990) identificou a aplicação dos direitos de propriedade no governo, de modo que os regulamentos impostos são os determinantes mais importantes do desempenho econômico. Segundo North (1990), as instituições têm um efeito significativo na produtividade total dos fatores do sistema econômico do país.

Heller (1997) argumentou em sua pesquisa que, à medida que os países abrem seus regimes de capital, a postura fiscal deve se tornar mais cautelosa do que quando o capital está imóvel. Esses influxos estimulariam a atividade econômica, como resultado, a arrecadação de impostos aumentaria e o saldo fiscal, com despesas inalteradas, iria melhorar. No entanto, a contração da política fiscal é desejável, a fim de limitar as pressões expansionistas na economia, para reduzir a liquidez no mercado financeiro e para limitar a valorização da taxa de câmbio que é causada pela entrada de capitais. Segundo o autor, determinar a posição real da política fiscal é mais difícil em um regime de capital aberto, com regras fiscais mais concretas e transparentes.

Gerson (1998) pesquisou estudos teóricos e empíricos sobre o efeito das variáveis de política fiscal (despesas do governo, programas e impostos) sobre o crescimento econômico. Ele concluiu que a escolaridade e o *status* de saúde pública têm efeitos positivos e significativos no crescimento da renda *per capita*; as economias abertas ao comércio internacional crescem mais rápido do que as fechadas, de modo que as políticas fiscais que encorajam a abertura devem encorajar o crescimento; gastos do governo em infraestrutura física normalmente aumentam a produtividade do setor privado e promovem o crescimento da produção; gastos em defesa e serviços sociais para manter a estrutura social podem aumentar o crescimento da produção se contribuírem para a estabilidade política; e o investimento também parece ser relativamente insensível às mudanças na taxa de retorno, especialmente nos países em

desenvolvimento.

Zagler e Dürnecker (2003) pesquisaram a literatura sobre política fiscal e crescimento econômico. Eles apresentaram uma estrutura unificadora para a análise de implicações de longo prazo para o crescimento dos gastos e das receitas do governo. Eles descobriram que o nível de despesas com educação e a taxa de crescimento do investimento em infraestrutura pública, exibem um impacto positivo na taxa de crescimento da economia.

Rodrik et al. (2004) estimaram as respectivas contribuições de instituições, geografia e comércio na determinação dos níveis de renda em todo o mundo, usando variáveis instrumentais desenvolvidas para instituições e comércio. Os resultados indicaram que a qualidade das instituições supera a qualidade das demais variáveis analisadas. Quando as instituições são controladas, as medidas convencionais da geografia têm, na melhor das hipóteses, efeitos diretos fracos sobre as receitas, embora tenham um forte efeito indireto ao influenciar a qualidade das instituições. Da mesma forma, uma vez que as instituições são controladas, o comércio é quase sempre insignificante e muitas vezes entra na equação de renda com o sinal negativo.

Chen e Gupta (2006) examinaram os fatores estruturais que poderiam impactar o crescimento econômico. Os autores utilizam dados em painel com observações agrupadas em uma seção transversal ao longo de um período de tempo. Eles começaram com uma especificação de regressão de crescimento linear e, em seguida, estenderam para contabilizar os termos de interação. Os termos de interação foram entre uma variável para medir a abertura e os vários fatores estruturais tais como educação, profundidade financeira, gastos públicos com educação e saúde e taxa de inflação. A partir disso, eles concluíram que a interação dos termos entre abertura e gastos do governo em saúde e educação e entre abertura e profundidade financeira apresentara coeficientes positivos. Constatou-se, portanto, que, nas economias em que o governo gasta mais em educação e saúde e com uma estrutura do sistema financeiro relativamente desenvolvida, a abertura comercial terá um efeito positivo no crescimento.

Law e Demetriades (2006) usaram a técnica de dados de painel dinâmicos para 43 países em desenvolvimento durante 1980–2001. Os resultados encontrados fornecem evidências que sugerem que a abertura comercial e as instituições são determinantes e importantes no desenvolvimento financeiro. A abertura, em termos de comércio e fluxos de capital, é particularmente potente na promoção do desenvolvimento financeiro em países de renda média, mas muito mais fraca em países de renda baixa.

Abdullah et al. (2009) analisaram os efeitos da política fiscal e das instituições no crescimento das economias asiáticas. Para isso, utilizaram um estimador de painel dinâmico, com uma abordagem GMM. Os autores examinaram dois diferentes canais através dos quais a política fiscal pode afetar o crescimento econômico de longo prazo na Ásia. O primeiro canal é quando utilizam variáveis agregando despesas do governo com saúde, educação e segurança e uma variável para instituições e outra variável

relacionada à agregação de outras despesas fiscais e instituição para analisar como as políticas fiscais afetam o PIB real *per capita*. E o segundo canal é determinar o papel das instituições no PIB *per capita*. O resultado de dados do painel dinâmico, especialmente GMM-System, estabeleceu uma longa relação entre política fiscal, instituição e crescimento econômico. Os autores encontraram um impacto positivo e estatisticamente significativo do agregado de despesas do governo e agregação de outras variáveis fiscais e instituições no PIB *per capita*. Além disso, descobriram que as instituições desempenham um importante papel no real PIB *per capita*.

Alm e Rogers (2011) analisaram quais os fatores influenciam o crescimento econômico do estado. Os autores usaram dados estaduais (e locais) anuais para os anos de 1947 a 1997 para os quarenta e oito estados contíguos dos Estados Unidos, para estimar os efeitos de inúmeros fatores, incluindo políticas de impostos e despesas, sobre o crescimento econômico do estado. O trabalho usou uma regressão de distância ortogonal (ODR) para tratar a provável presença de erro de medição em muitas das variáveis. Os resultados indicaram que a correlação entre as políticas de tributação estaduais (e estaduais e locais) costuma ser estatisticamente significativa, mas também bastante sensível ao conjunto de regressores específicos e ao período; em contraste, os efeitos das políticas de despesas são muito mais consistentes. Assim, os autores observaram evidências de que a orientação política de um estado tem efeitos consistentes e mensuráveis sobre o crescimento econômico; e uma orientação política mais “conservadora” está associada a taxas mais baixas de crescimento econômico.

Nawaz (2015) examinou o impacto das instituições no crescimento econômico usando dados em painel para 56 países, compreendendo o período de 1981–2010. Esses impactos foram examinados ao nível agregado para a amostra representativa mundial, bem como para a amostra desagregada pelo nível de desenvolvimento dos países. A autora estimou o painel estático usando o modelo de efeitos fixos e o painel dinâmico usando o sistema GMM. A análise empírica confirma uma relação positiva entre instituições e crescimento econômico. O impacto positivo do controle da corrupção, da burocracia qualitativa e eficaz e da situação desejável da lei e da ordem sobre o crescimento econômico é maior nos países de alta renda em comparação com os de baixa renda. O impacto do perfil de investimento é mais estimulante no crescimento dos países em desenvolvimento do que nas economias desenvolvidas. O ponto crucial da análise é que as instituições são de fato importantes na determinação do crescimento econômico de longo prazo. Também está estabelecido que as instituições desempenham um papel importante na determinação do crescimento nas economias desenvolvidas em relação às economias em desenvolvimento, isso se deve ao fato de que diferentes países exigem diferentes conjuntos de instituições para garantir o crescimento econômico de longo prazo.

Noman e Khudri (2015) estudaram o impacto das políticas fiscais e monetárias no crescimento econômico de Bangladesh. Os dados foram coletados em escala anual e se referem ao período de 1979–1980 a 2012–2013. Os autores utilizaram como meto-

dologia: diagrama linear, matriz de correlação, modelos de regressão linear múltipla e análise de tendência em variáveis fiscais (receitas e despesas do governo) e monetárias (taxa de câmbio, taxa de juros, inflação, moeda ampla e moeda estreita). Os resultados apontaram que a moeda estreita, a moeda ampla, a taxa de câmbio, as receitas e as despesas do governo têm correlação positiva com o crescimento econômico. Já a taxa de inflação e a taxa de juro dos depósitos têm impacto negativo no crescimento econômico. Os resultados revelaram ainda que houve flutuação na tendência da taxa de juros e da taxa de inflação ao longo do período observado e uma queda drástica ocorreu na moeda estreita entre os anos 1999–2000 e 2001–2002. As tendências de alta foram observadas em moeda ampla, taxa de câmbio, receita e despesa do governo. Por fim, o estudo concluiu que a taxa de câmbio, taxa de juros, taxa de inflação, receita e despesas do governo são variáveis significativas que afetam o crescimento econômico em Bangladesh.

Tan et al. (2020) analisaram o impacto das políticas monetárias e fiscais no crescimento econômico na Malásia, em Cingapura e na Tailândia compreendendo o período de 1980 a 2017. A abordagem utilizada foi a *Autoregressive distributed lag* (ARDL) empregada para determinar o relacionamento de longo prazo. Além disso, uma gama de modelos econométricos, como método de *Fully Modified Least Squares* (FMOLS), *Canonical Cointegration Regression* (CCR) e método de *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS), são aplicados para verificar a robustez. As principais conclusões desse estudo demonstram que: a taxa de juros teve um impacto negativo sobre o crescimento econômico em três países selecionados; os gastos do governo tiveram um impacto negativo sobre o crescimento econômico na Malásia e em Cingapura, mas tiveram um impacto positivo na Tailândia; e a política monetária é mais eficaz na Malásia e em Cingapura, enquanto a política fiscal é mais eficaz na Tailândia.

Destaca-se que o modelo utilizado segue a abordagem de Abdullah et al. (2009) e Nawaz (2015), analisando uma amostra de 44 países, compreendendo o período de 2009 a 2018.

### 3. Metodologia

#### 3.1 O Modelo Econométrico Utilizado

Seguindo Hoeffler (2002), no modelo do crescimento econômico de Solow, o crescimento da produção por trabalhador depende da produção inicial por trabalhador ( $y(0)$ ), do nível inicial de tecnologia ( $A(0)$ ), da taxa de progresso tecnológico ( $g$ ), da taxa de poupança ( $s$ ), da taxa de crescimento da força de trabalho ( $n$ ), da taxa de depreciação ( $\delta$ ) e da participação do capital na produção ( $\alpha$ ). Assim, conforme o modelo, uma alta taxa de poupança afetará positivamente o crescimento da produção por trabalhador, enquanto o alto crescimento da força de trabalho (corrigido pela taxa de progresso tecnológico e pela taxa de depreciação) terá um efeito negativo sobre o crescimento em produção por trabalhador. Diante disso, o modelo básico de Solow pode ser descrito

da seguinte maneira:

$$\ln(y(t)) - \ln(y(0)) = \ln(y(0)) + \ln(A(0)) + gt + \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta) \quad (1)$$

Em que  $y(t)$  representa um logaritmo da produção por trabalhador no período  $t$ . O modelo de Solow apresenta sua versão aumentada, na qual o investimento em capital humano é um determinante adicional do crescimento da produção por trabalhador. Esse pode ser descrito pela seguinte equação:

$$\begin{aligned} \ln(y(t)) - \ln(y(0)) = \ln(y(0)) + \ln(A(0)) + gt + \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_h) \\ - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta) \end{aligned} \quad (2)$$

Em que  $s_k$  e  $s_h$  representam a proporção do investimento em produção e em capital humano, respectivamente. As Equações (1) e (2), foram muito utilizadas em análises empíricas de Mankiw et al. (1992), Islam (1995) e Caselli et al. (1996). Neste trabalho, utilizou-se um modelo simples que visa analisar como fatores relacionados com a política fiscal e com as instituições afetam o crescimento econômico, para isso, utiliza-se como base o modelo desenvolvido por Abdullah et al. (2009). O modelo desenvolvido por Abdullah et al. (2009) utiliza uma estrutura de contabilidade de crescimento convencional e a função de produção assume a forma neoclássica padrão, além disso os autores inseriram uma variável de interação nos modelos visando captar os efeitos da política fiscal e das instituições no Modelo 1 e no Modelo 2, descritos abaixo:

Modelo 1:

$$\begin{aligned} \ln(Y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(GSED_{it}) + \beta_2 \ln(OVG_{it}) + \beta_3 \ln(INST_{it}) + \beta_4 \ln(GSED_{it} \times INST_{it}) \\ + \beta_5 \ln(E_{kit}) - \beta_6 \ln(n + g + \delta) + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

Modelo 2:

$$\begin{aligned} \ln(Y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(GSED_{it}) + \beta_2 \ln(OVG_{it}) + \beta_3 \ln(INST_{it}) \\ + \beta_4 \ln(OVG_{it} \times INST_{it}) + \beta_5 \ln(E_{kit}) - \beta_6 \ln(n + g + \delta) + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

Em que  $Y_{it}$  é o PIB *per capita* do país;  $GSED_{it}$  é um agregado de variáveis de despesas do governo (saúde, educação e defesa);  $OVF_{it}$  é um agregado de outras variáveis

fiscais (somatório de outras despesas, menos saúde, educação e defesa, tais como: assuntos econômicos, proteção social, proteção ambiental, habitação, lazer, cultura, religião e serviços públicos gerais);  $E_{kit}$  é o capital físico;  $(n + g + \delta)$ :  $n$  é a taxa de crescimento populacional,  $g$  é a taxa de crescimento da tecnologia e  $\delta$  é a taxa de depreciação;  $INST_{it}$  é um indicador de instituição obtido pela média de indicadores (corrupção, burocracia, sistemas legais e propriedade privada, regulação e liberdade comercial);  $(GSED_{it} \times INST_{it})$  e  $(OVF_{it} \times INST_{it})$  são variáveis de interação entre o agregado de variáveis de despesas do governo e instituições e o agregado de outras despesas fiscais e instituições, respectivamente;  $i$  refere-se aos países e  $t$  refere-se ao tempo;  $\varepsilon_{it}$  é um termo de erro;  $\beta_0$  é a constante do modelo, enquanto  $\beta_1$  a  $\beta_6$  são os coeficientes do modelo.

### 3.2 Dados em Painel Dinâmico

Os dados em painel (ou longitudinais) são um tipo especial de dados que são combinados e apresentam uma série de tempo para cada integrante do corte transversal do conjunto de dados criado (Woldridge, 2016). Segundo Greene (2008), a principal vantagem ao utilizar dados em painel sob *cross – section* é que esses permitem ao pesquisador maior flexibilidade ao modelar diferentes comportamentos entre os indivíduos. Woldridge (2016) afirma que o principal benefício é que os dados em painel permitem múltiplas observações sobre as mesmas unidades e permitem o controle sobre certas características não observáveis dos indivíduos, algo que ao utilizar dados do tipo *cross – section* ou *time – series* não seria possível. Além disso, o autor afirma que a utilização de dados em painel permite explorar a importância das defasagens do comportamento ou dos resultados ao tomar decisões.

Neste trabalho, o modelo econométrico que será estimado seguirá uma abordagem de dados em painel, visto que essa abordagem permite uma maior flexibilidade ao modelar as diferenças. Para Baltagi (2005), esse tipo de estrutura possibilita a utilização de mais observações, aumenta a variabilidade dos dados, diminui a colinearidade, aumenta os graus de liberdade e provoca maior eficiência nas estimações do modelo. Segundo Hoeffler (2002), em um modelo de dados em painel, pode-se explicitamente considerar os efeitos específicos permanentes não observados dos países,  $\eta_i$ . Assim, o modelo de dados em painel pode ser descrito da seguinte forma:

$$y_{i,t} = \alpha + \beta y_{i,t-1} + \gamma x_{it} + \eta_i + v_{it} \quad (5)$$

Em que  $y_{it}$  representa a taxa de crescimento do PIB real *per capita*;  $y_{i,t-1}$  é o nível inicial do PIB real *per capita*;  $t$  representa o período de tempo  $t = 2, \dots, T$ . Assim,  $y_{it}$  pode refletir a taxa média de crescimento ao longo de uma série de períodos determinados, com  $y_{i,t-1}$  sendo o nível do PIB real *per capita* do início desse período, e  $x_{it}$  pode ser medido tanto no início de cada período ou como uma média ao longo dos anos dos períodos analisados (Hoeffler, 2002).

Uma vez que a taxa de crescimento do período analisado na Equação (5) é um logaritmo da diferença do PIB *per capita*, pode-se apresentar o seguinte modelo de painel dinâmico:

$$y_{i,t} = \alpha + \beta^* y_{i,t-1} + \gamma x_{it} + \eta_i + v_{it} \tag{6}$$

Onde  $\beta^* = (\beta + 1)$ . Dessa forma, o presente trabalho utilizou-se do método de estimação *Generalized Method of Moments* (GMM), trabalhando com dados em painel. Destaca-se que, para uma apresentação mais robusta e precisa, estimou-se o modelo GMM em um e dois estágios, possibilitando eventuais comparações.

### 3.3 Dados e Variáveis do Modelo

Os dados utilizados para a estimação dos resultados do modelo são de fontes secundárias. Dessa forma, esses foram obtidos na base de dados do *World Bank*, OCDE e *Fraser Institute*. Para a composição da variável  $(n + g + \delta)$ , considerou-se  $(g + \delta)$  constantes ao longo do tempo entre os países, e somadas apresentam o valor de 0,05 seguindo os trabalhos de Islam (1995), Mankiw et al. (1992), Caselli et al. (1996) e Abdullah et al. (2009). Para  $n$ , considerou-se a taxa de crescimento populacional nos países ao longo do período analisado. A variável *INST* foi obtido pela média dos indicadores relacionando a corrupção, burocracia, sistemas legais e propriedade privada, regulação e liberdade comercial disponíveis pelo *Fraser Institute*. Para a composição da variável *E* (formação de capital físico), utilizou-se a taxa de crescimento anual da formação bruta de capital dos países. No Quadro 1, apresenta-se a síntese das informações referentes às variáveis do modelo:

**Quadro 1.** Descrição das variáveis do modelo

Variável	Descrição	Fonte	Sinal Esperado
$Y_{i,t}$	PIB <i>per capita</i> dos países	<i>World Bank</i>	Variável Dependente
$Y_{it-1}$	PIB <i>per capita</i> dos países com uma defasagem	<i>World Bank</i>	(-)
$GSED_{it}$	Despesas do governo com saúde, educação e segurança	OCDE	(+)
$OVF_{it}$	Outras despesas fiscais (não inclui despesas com saúde, educação e segurança)	OCDE	(+)
$(n + g + \delta)$	$n$ é a taxa de crescimento populacional, $g$ é a taxa de crescimento da tecnologia e $\delta$ é a taxa de depreciação	<i>World Bank</i>	(-)
$INST_{it}$	Indicador de instituições Obtido pela média dos indicadores (corrupção, burocrática, sistemas legais e propriedade privada, regulação e liberdade comercial)	<i>Fraser Instituto</i>	(+)
$GSED_{it} \times INST_{it}$	É uma interação entre o agregado das variáveis de despesas do governo e instituições	OCDE	(+)
$OVF_{it} \times INST_{it}$	É uma interação entre o agregado das variáveis outras despesas fiscais e instituições	OCDE	(+)

Fonte: Elaborado pela autora, 2021.

O período de análise compreende os anos de 2009 a 2018. Escolheu-se o período inicial de 2009 que se refere ao período pós-crise financeira internacional, e o período de 2018 que se refere aos dados mais recentes disponíveis nas bases de dados pesquisadas. A amostra compreende 44 países sendo eles: África do Sul, Alemanha, Austrália, Áustria, Brasil, Bélgica, Canadá, Chile, China, Colômbia, Coreia, Costa Rica, Dinamarca, Eslovênia, Espanha, Estados Unidos, Estônia, Finlândia, França, Grécia, Hungria, Índia, Indonésia, Islândia, Irlanda, Israel, Itália, Japão, Letônia, Lituânia, Luxemburgo, México, Noruega, Nova Zelândia, Países Baixos, Polônia, Portugal, Reino Unido, República Eslovaca, República Checa, Rússia, Suécia, Suíça e Turquia. A amostra escolhida se refere aos dados dos países disponíveis pela base de dados da OCDE.

### 3.4 O Modelo *Generalized Method Of Moments (GMM)* Para Dados De Painel Dinâmico

O estimador GMM utilizado neste trabalho foi o proposto por Arellano e Bond (1991), conhecido como estimativa em duas etapas, é construído em dois estágios. Primeiramente, diferenciaram-se os regressores e/ou instrumentos do modelo de dados de painel dinâmico para controlar os efeitos não observados; em seguida, utilizaram-se valores de observações defasados das variáveis explicativas do lado direito em níveis como seus instrumentos. Ao utilizar a variável dependente defasada e outros regressores endógenos, os níveis defasados são dotados de  $t-2$  e anteriores. Se existem regressores predeterminados, todos os seus níveis defasados são usados como instrumentos. Considerando a especificação do modelo de dados do painel, temos:

$$y_{it} - y_{(i,t-1)} = (\beta^* - 1)y_{(i,t-1)} + \gamma x_{it} + u_{it} \quad (7)$$

$$u_{it} = \eta_i + v_{it} \quad (8)$$

Em que  $y_{it}$  é o logaritmo da variável dependente;  $x_{it}$  é o conjunto de outras variáveis endógenas;  $u_{it}$  são os efeitos específicos do tempo;  $\eta_i$  são os efeitos específicos do país e  $v_{it}$  é o termo de erro. Para  $i = 1, \dots, N$ ,  $t = 2, \dots, T$ . O único regressor  $x_{it}$  é correlacionado com  $\eta_i$  e predeterminado com respeito a  $\varepsilon_{it}$ , o que significa que  $E(x_{it} + v_{(it+s)}) = 0$  para  $s = 0, \dots, T - t$ , mas  $E(x_{it} + v_{(it+s)}) \neq 0$  para  $r = 1, \dots, t - 1$ . Um estimador comumente utilizado é o GMM desenvolvido por Arellano e Bond (1991). Em primeira diferença, este modelo é dado por:

$$\Delta y_{it} = \beta^* \Delta y_{(it-1)} + \gamma \Delta x_{it} + \Delta u_{it}; \quad t = 2, \dots, T \quad (9)$$

Após contabilizar os efeitos específicos de tempo e agrupar todas as variáveis em um vetor  $x$ , as Equações (7), (8) e (9) podem ser reescritas da seguinte forma:

$$\Delta y_{it} = \beta^* \Delta y_{(it-1)} + \gamma \Delta x_{it} + \Delta \eta_{it} + \Delta v_{it} \quad (10)$$

A estimativa dos efeitos entre os países é baseada em uma regressão no tempo médio dado. A fim de extrair um determinado país com efeitos específicos  $\eta_i$  não observados, que são fonte de inconsistência nas estimativas, e a fim de obter uma estimativa consistente de  $\beta^*$  como  $N \rightarrow \infty$  para  $T$  fixo, é necessário tomar a primeira diferença da Equação (6):

$$y_{it} - y_{(it-1)} = \beta^* (y_{(i,t-1)} - y_{(it-2)}) + \gamma (x_{it} - x_{(it-1)}) + (v_{it} - v_{(it-1)}) \quad (11)$$

Uma vez que a variável dependente é defasada e o termo de erro são diferenciados, os termos passam a ser correlacionados, e a estimativa por OLS (*Ordinary Least Squares*) da Equação (11) não produzirá estimativa consistente de  $\beta^*$ , mesmo se o regressor  $x_{it}$  for estritamente exógeno (Arellano e Bond, 1991; Abdullah et al., 2009).

Assim, Arellano e Bond (1991) sugeriram um estimador GMM muito eficiente quando os instrumentos são fracos, porque fazem uso das informações contidas nas diferenças. Já Blundell e Bond (1998) sugeriram o uso de variáveis nível, além do uso de diferenças. Essa combinação de restrições de momento para diferenças e em níveis resultam em um estimador chamado de estimador GMM-System desenvolvido por Arellano e Bond (1991).

Seguindo Arellano e Bond (1991) e Hoeffler (2002), podem-se usar valores do  $x_{it}$  predeterminados utilizando a defasagem de um período ou mais como instrumentos válidos na primeira equação de crescimento diferenciado. Diante disso, pode-se tratar o investimento como uma variável endógena. Isso significa que estamos permitindo a correlação entre o investimento atual e choques atuais no PIB, bem como retornos de choques anteriores ao PIB, ou seja, os instrumentos válidos na equação diferenciada são valores do  $x_{it}$  endógeno defasado em dois períodos ou mais.

Blundell e Bond (1998) mostraram que a utilização de estimadores baseados em defasagem e em níveis com instrumentos para as diferenças atuais tende a ter um desempenho insatisfatório quando as séries estão próximas de um passeio aleatório. Neste caso, os instrumentos são apenas fracamente correlacionados com as variáveis endógenas, e o estimador GMM é provável apresentar imprecisão (Hoeffler, 2002). Assim, os autores sugeriram estimar um sistema combinando com dois conjuntos de equações. Um conjunto de equações é a equação diferenciada (11).

Ao usar níveis defasados de  $v_{it}$  e  $x_{it}$  como instrumentos, conforme discutido para a primeira estimativa de GMM diferenciada, o outro conjunto de equações no sistema é a equação ao nível, a qual é a Equação (10), desde que  $x_{it}$  satisfaça:

$$E(\Delta x_{it}\eta_i) = 0 \quad (12)$$

E as condições iniciais satisfaçam a restrição:

$$E(\Delta x_{i2}\eta_i) = 0 \quad (13)$$

Assim, Arellano e Bover (1995) propuseram os estimadores de  $\Delta y_{(it-1)}$  e  $\Delta x_{it}$  como instrumentos na equação ao nível. Supõe-se que a Equação (10) permite que  $x_{it}$  ao nível seja correlacionado com a especificação não observada dos efeitos dos países,  $\eta_i$ , mas requer que as mudanças em  $x_{it}$  não sejam correlacionadas com  $\eta_i$ .

### 3.5 O Tratamento Econométrico Adotado

A consistência dos estimadores GMM depende se os valores das variáveis explicativas são instrumentos válidos na estimação da regressão. Para verificar isso, consideraram-se dois testes de especificação sugeridos por Arellano e Bond (1991) e Arellano e Bover (1995). O primeiro é o teste de Sargan de identificação excessiva de restrições, o qual testa a validade geral dos instrumentos. Assim, ao rejeitar hipótese nula, tem-se um modelo falho. O segundo teste é o teste de Hansen, o qual examina a hipótese nula de que o termo de erro não é serialmente correlacionado. Como com o teste de Sargan, a especificação do modelo é suportada quando a hipótese nula não é rejeitada. Na especificação do sistema, deve-se testar se o termo de erro diferenciado (isto é, o resíduo da regressão em diferença) é correlacionado em série de segunda ordem. Nas séries de segunda ordem, a presença de correlação do residual diferenciado indicaria que o termo de erro original é serialmente correlacionado e segue um processo de média móvel pelo menos de ordem um. Isso rejeitaria a adequação dos instrumentos propostos (e exigiria defasagens de ordem superior a serem usados como instrumentos) (Arellano e Bond, 1991; Arellano e Bover, 1995).

As estatísticas de teste de AR (1) e AR (2) testam para a presença de correlação serial nos resíduos diferenciados de primeira e segunda ordem, respectivamente. Eles são assintoticamente normalmente distribuídos em  $N(0, 1)$  sob a hipótese de nenhuma correlação serial (Arellano e Bond, 1991). Primeiro, espera-se que a autocorrelação do AR (1) seja negativamente significativa; já o teste de autocorrelação AR (2) de segunda ordem, não é significativo, esse é o ponto crucial no que diz respeito à validade dos instrumentos.

Destaca-se, ainda, que foi realizado o teste de raiz unitária para verificar a estacionariedade das variáveis. Nesta pesquisa, utilizou-se o teste LLC, desenvolvido por Levin et al. (2002). Neste teste, a hipótese nula aponta para a presença de raiz unitária na série, isto é, as variáveis não apresentam estacionariedade. Destaca-se que é necessário que o modelo seja estacionário para que os resultados da regressão e dos testes realizados apresentem confiabilidade e concisão, eliminando qualquer

possibilidade de regressões espúrias (Woldridge, 2016).

Por fim, na pesquisa, optou-se por apresentar, para fins de análise, os resultados encontrados a partir do modelo OLS e do modelo GMM-System. Para a escolha do melhor estimador OLS, foram realizados os testes de Chow escolhendo entre o método de regressão *pooled* e o modelo de FE (*Fixed Effects*), no qual a não rejeição da hipótese nula indica que o melhor modelo de dados em painel seria o *pooled*; o teste de Breusch Pagan para a escolha entre os modelos *pooled* e de RE (*Random Effects*), no qual a não rejeição da hipótese nula indica que a melhor forma de estimação de dados em painel seria o modelo *pooled* (Breusch e Pagan, 1980); e o teste de Hausman para a verificar o melhor modelo entre os modelos de FE e RE, no qual a não rejeição da hipótese nula indica que o melhor modelo seria o RE (Hausman, 1978). Realizaram-se, ainda, no modelo OLS, os testes de Wooldridge para verificar a ausência de autocorrelação, no qual a não rejeição da hipótese nula indica que as séries do modelo em painel não apresentam autocorrelação de primeira ordem (Woldridge, 2016), e o teste de Wald para verificar a homoscedasticidade dos resíduos, onde a não rejeição da hipótese nula indica que o modelo é homocedástico, enquanto a hipótese alternativa indica que os resíduos do modelo são heterocedástico (Woldridge, 2016; Wald, 1943).

**Quadro 2.** Testes Realizados no Modelo

Testes realizados	Hipótese do Teste
Sargan	$H_0$ : Modelo Válido (instrumentos eficientes) $H_1$ : Rejeita-se o Modelo (instrumentos ineficientes)
Hansen	$H_0$ : Ausência de autocorrelação $H_1$ : Presença de autocorrelação
Chow	$H_0$ : Modelo <i>Pooled</i> $H_1$ : Modelo de Efeitos Fixos
Teste de Hausman	$H_0$ : Modelo de Efeitos Aleatórios $H_1$ : Modelo de Efeitos Fixos
LM de Breusch pagan	$H_0$ : Modelo <i>Pooled</i> $H_1$ : Modelo Efeitos Aleatórios
Teste de Wooldridge	$H_0$ : Ausência de autocorrelação $H_1$ : Presença de autocorrelação
Teste de heterocedasticidade (Teste de Wald)	$H_0$ : Não há heterocedasticidade $H_1$ : Há heterocedasticidade
Teste de Raiz unitária (LLC)	$H_0$ : Presença de raiz unitária $H_1$ : Ausência de raiz unitária

Fonte: Elaborado pela autora, 2021.

Após a apresentação do procedimento econométrico adotado, parte-se para a apresentação e para a análise dos resultados encontrados.

#### 4. Apresentação e análise dos resultados encontrados

O teste de raiz unitária realizado para verificar se as variáveis são estacionárias (Apêndice 1), utilizando variáveis ao nível, revelou que todas as variáveis utilizadas na estimação do modelo se apresentaram estacionárias ao longo do tempo, sendo assim, os resultados da regressão e dos testes realizados apresentam confiabilidade

e concisão, eliminado qualquer possibilidade de regressões espúrias.

Para o sistema GMM, o estimador de duas etapas é sempre mais eficiente do que o estimador de uma etapa. No entanto, estudos de Monte Carlo mostram que o ganho de eficiência é pequeno e o estimador de duas etapas converge apenas lentamente à sua distribuição assintótica. Em amostras finitas, os erros padrão assintóticos associados ao estimador GMM de duas etapas podem ser seriamente inclinados para baixo (Blundell e Bond, 1998), enquanto as estimativas em OLS, segundo Hoeffler (2002), apresentam um coeficiente  $\beta$  com viés para cima. Portanto, nesta pesquisa, prefere-se relatar as estimativas pelo método OLS e estimativas do modelo GMM—*System* em uma etapa e em duas etapas para fins de comparação.

Os testes realizados para especificação do modelo OLS (Apêndice A), indicaram que o melhor estimador é o método de efeitos fixos. Os resultados dos modelos estimados pelo formato OLS e GMM-*System* foram realizados no formato robusto para corrigir problemas de heterocedasticidade encontrados.

Sendo assim, na Tabela (1) e na Tabela (2), apresentam-se os resultados dos modelos propostos na Equação (1) e na Equação (2), respectivamente, visando captar os efeitos das instituições e das políticas fiscais no crescimento do PIB *per capita* considerada uma variável *proxy* para captar o crescimento econômico.

Na Tabela (1), observa-se que o coeficiente da variável ( $\ln Y_{n-1}$ ), que se refere à variável dependente PIB do país observado em primeira defasagem, apresentou resultado negativo e significativo em todos os modelos estimados a 1%, de modo que no modelo OLS (1) o impacto foi de -0,69%, no modelo GMM-*System* (*one – step*) (2) o impacto foi de -1,02% e no modelo GMM-*System* (*two – step*), considerado o estimador mais eficiente entre os apresentados, esse impacto foi de -1,01%. Os resultados encontrados ao estimar o segundo modelo proposto na Tabela (2) são muito semelhantes, verifica-se que o coeficiente da variável ( $\ln Y_{n-1}$ ) apresentou resultado negativo e significativo em todos os modelos estimados ao nível de 1%, de modo que no modelo OLS (1) o impacto foi de -0,69%, no modelo GMM-*System* (*one – step*) (2) o impacto foi de -0,99% e no modelo GMM-*System* (*two – step*), esse impacto foi de -0,99%. Segundo Barro (1991), em modelos de crescimento neoclássicos, como o modelo de Solow, a taxa de crescimento *per capita* de um país tende a ser inversamente relacionada ao seu nível inicial de renda *per capita*, isso se deve à convergência condicional como sugerido por Solow em seu modelo de crescimento econômico (Hoeffler, 2002).

As estimativas dos coeficientes para o agregado das despesas do governo com saúde, educação e segurança ( $\ln GSED_{it}$ ), na Tabela (1), demonstraram-se positivamente correlacionadas com a variável dependente e estatisticamente significativas ao nível de 1% em todos os modelos. Dessa forma, no modelo OLS (1) o impacto foi de 0,91%, no modelo GMM-*System* (*one – step*) (2) o impacto foi de 0,11% e no modelo GMM-*System* (*two – step*) esse impacto foi de 0,094%. Ao estimar o segundo modelo proposto, verificou-se, na Tabela (2), que as estimativas dos coeficientes para a va-

**Tabela 1.** Resultados do modelo estimado, variável dependente ( $\ln Y_{it}$ )

Variáveis	OLS		GMM-System		GMM-System	
	(Efeitos Fixos) (1)		<i>(one – step)</i> (2)		<i>(two – step)</i> (3)	
$\ln Y_{n-1}$	-0,69373***		-1,023009***		-1,007887***	
	(0,0261573)		(0,013512)		(0,0150465)	
$\ln GSED_{it}$	0,9065948***		0,11256***		0,094901***	
	(0,0283219)		(0,029524)		(0,022469)	
$\ln OVG_{it}$	0,216311***		0,112683***		0,11967***	
	(0,064375)		(0,023816)		(0,09105)	
$\ln INST_{it}$	1,223558***		0,0799992***		0,1072443***	
	(0,1010014)		(0,0468711)		(0,030398)	
$\ln(GSD_{it} \times INST_{it})$	0,9549498***		0,668013***		0,551437***	
	(0,0534239)		(0,015992)		(0,0154301)	
$\ln E_{kit}$	0,67428***		0,61324*		0,62751*	
	(0,02171)		(0,040615)		(0,03445)	
$\ln(n + g + \delta)$	-0,76731*		-0,160294***		-0,15854***	
	(0,026404)		(0,042866)		(0,022248)	
<i>Const</i>	-9,889867***		0,961306		0,669009	
	(0,05267506)		(0,084386)		(0,0546123)	
N.º Obs.	202					
Testes	Estatística	Prob.	Estatística	Prob.	Estatística	Prob.
Wald	5494,89	0,0000	835630,01	0,0000	1,45e+08	0,0000
Sargan	-	-	70,98	0,220	70,98	0,221
AR (1)	1924,43	0,0000	-2,09	0,037	-1,85	0,065
AR (2)	-	-	0,77	0,444	1,40	0,162
Hansen	-	-	-	-	34,47	0,942

Fonte: Elaborado pela autora, 2021.

Nota: Os testes apontaram que o estimador mais adequado é o método de efeitos fixos. Observou-se ainda a presença de heterocedasticidade nesse modelo, sendo necessário estimá-lo pelo formato robusto para corrigi-lo.

riável ( $\ln GSED_{it}$ ) demonstraram-se positivamente correlacionadas com a variável dependente e estatisticamente significativas ao nível de 1% para os modelos OLS (1) e GMM-System (two – step) (3) e ao nível de 5% no modelo GMM-System (one – step) (2). Dessa forma, no modelo OLS (1) o impacto foi de 0,48%, no modelo GMM-System (one – step) (2) o impacto foi de 0,50% e no modelo GMM-System (two – step) esse impacto foi de 0,53%. Observou-se, portanto, que na segunda equação os resultados encontrados para os modelos GMM-System apresentam impactos econômicos maiores do que os resultados encontrados na estimação para a Equação (1).

No primeiro modelo proposto, os coeficientes estimados para o agregado de outras variáveis fiscais ( $\ln OVG_{it}$ ) na Tabela 1 demonstraram-se positivos e estatisticamente significativos ao nível de 1% em todos os modelos. Assim, no modelo OLS (1) o impacto foi de 0,22%, no modelo GMM-System (one – step) (2) o impacto foi de 0,11% e no modelo GMM-System (two – step), esse impacto foi de 0,12%, e enquanto na segunda estimativa (Tabela 2) os coeficientes estimados para o agregado de outras variáveis fiscais ( $\ln OVG_{it}$ ) são positivos e estatisticamente significativos ao nível de 1% em todos os modelos analisados. Assim, no modelo OLS (1) o impacto foi de 0,93%, no modelo GMM-System (one – step) (2) o impacto foi de 0,52% e no modelo GMM-System (two – step) esse impacto foi de 0,54%. Observa-se que esses resultados se mostraram superiores aos encontrados na estimação para a Equação (1).

Segundo Easterly e Rebelo (1993), os efeitos das políticas fiscais, sobretudo aquelas relacionadas ao investimento público, devem ser positivos, uma vez que este tipo de atividade tende a aumentar a produtividade do setor privado e, com isso, tem-se o aumento da renda *per capita*, promovendo o crescimento econômico, enquanto *deficits* governamentais tendem a reduzir a taxa de poupança e a taxa de crescimento econômico.

Gastos públicos em educação, por exemplo, tendem a aumentar a qualidade do capital humano impactando na tecnologia e na produtividade das indústrias. Além disso, os gastos públicos também podem afetar o volume de trabalho fornecido por meio de seu impacto sobre o estado de saúde. Gastos com o sistema de saúde devem reduzir as doenças e o absenteísmo, levando a um aumento da quantidade de trabalho. Além, é claro, de que a saúde também afeta a qualidade de trabalho e a capacidade dos trabalhadores de adquirir novos conhecimentos e habilidades (Zagler e Dürnecker, 2003).

Verificou-se, na Tabela (1), que as estimativas para os coeficientes da variável de instituições ( $\ln INST_{it}$ ) demonstraram-se positivas e estatisticamente significativas a 1% no modelo OLS (1) e a 5% nos modelos GMM-System (2) e (3). No modelo OLS (1) o impacto foi de 1,22%, no modelo GMM-System (one – step) (2) o impacto foi de 0,079%, e no modelo GMM-System (two – step), considerado o estimador mais eficiente entre os apresentados, esse impacto foi de 0,11%. Portanto, as instituições impactam positivamente no crescimento real do PIB *per capita*, enquanto os resultados do segundo modelo proposto (Tabela 2), verificou-se que as estimativas para os coeficientes

da variável de instituições ( $\ln INST_{it}$ ) são positivas e estatisticamente significativas ao nível de 1% no modelo OLS (1) e ao nível de 5% nos modelos GMM-System estimados. No modelo OLS (1), o impacto foi de 1,22%, no modelo GMM-System (*one – step*) (2) o impacto foi de 0,12%, e no modelo GMM-System (*two – step*), considerado o estimador mais eficiente entre os apresentados, esse impacto foi de 0,17%. Isso reforça que as instituições impactam positivamente no crescimento real do PIB *per capita*.

A interação utilizada, que se refere às variáveis relacionadas às instituições e ao agregado das despesas do governo com saúde, educação e segurança ( $\ln(GSD_{it} \times INST_{it})$ ), na Tabela (1), demonstraram-se positivas e estatisticamente significativas ao nível de 1% em todos os modelos. No modelo OLS (1), o impacto foi de 0,95%, no modelo GMM-System (*one – step*) (2) o impacto foi de 0,67%, e no modelo GMM-System (*two – step*) esse impacto foi de 0,55%.

Já a interação utilizada e que se refere às variáveis relacionadas às instituições e ao agregado de outras despesas fiscais ( $\ln(OVG_{it} \times INST_{it})$ ), na Tabela (2), demonstraram-se positivas e estatisticamente significativas ao nível de 1% no modelo OLS (1) e ao nível de 5% nos modelos GMM-System (2) (3). Sendo assim, no modelo OLS (1) o impacto foi de 0,95%, no modelo GMM-System (*one – step*) (2) o impacto foi de 0,40% e no modelo GMM-System (*two – step*) esse impacto foi de 0,43%. Demonstrando o impacto positivo e significativo de outras despesas fiscais e instituições no crescimento real do PIB *per capita*.

Segundo Gwartney et al. (2006) a qualidade institucional influencia o crescimento de uma economia por meio de seu impacto com relação tanto ao nível quanto à produtividade do investimento. Assim, os investidores ficarão relutantes em arriscar seu capital quando os direitos de propriedade forem fracos e mal protegidos e, como resultado, eles temem que seus retornos possam ser apropriados por outros. Além disso, as instituições são as bases para o funcionamento do mercado de capitais. Dessa forma, países com instituições de maior qualidade apresentam maior crescimento por unidade de investimento e atraem um nível mais alto de investimento da iniciativa privada, aumentando a parcela do PIB, corroborando os sinais dos coeficientes apresentados ao estimar o modelo.

A variável relacionada ao capital físico (investimento) ( $\ln E_{kit}$ ), na Tabela (1), apresentou coeficientes positivos e estatisticamente significativos a 1% no modelo OLS (1), ao nível de 10% nos modelos GMM-System (2) e (3). Desse modo, no modelo OLS (1) o impacto foi de 0,67%, no modelo GMM-System (*one – step*) (2) o impacto foi de 0,61% e no modelo GMM-System (*two – step*), esse impacto foi de 0,63%. Isso indica que a economia de capital físico (investimento) apresenta efeito significativamente positivo na taxa de crescimento do PIB *per capita* dos países analisados. As estimativas do segundo modelo utilizado (Tabela 2), demonstraram que a variável relacionada ao capital físico (investimento) ( $\ln E_{kit}$ ) apresentou coeficientes positivos e estatisticamente significativos a 1% nos modelos OLS (1) e GMM-System (3) e ao nível de 5% no modelo GMM-System (2). Desse modo, no modelo OLS (1) o impacto foi de 0,67%, no

**Tabela 2.** Resultados do modelo estimado, variável dependente ( $\ln Y_{it}$ )

Variáveis	OLS		GMM-System		GMM-System	
	(Efeitos Fixos) (1)		(one – step) (2)		(two – step) (3)	
$\ln Y_{n-1}$	-0,69278***		-0,9972354***		-0,9981695***	
	(0,0261524)		(0,0125842)		(0,0152045)	
$\ln GSED_{it}$	0,484562***		0,504904**		0,533796***	
	(0,048268)		(0,0197804)		(0,019958)	
$\ln OVG_{it}$	0,9334344***		0,520618***		0,54784***	
	(0,0526726)		(0,0195256)		(0,0208367)	
$\ln INST_{it}$	1,223866***		0,1180717**		0,1684967**	
	(0,079245)		(0,0472784)		(0,0857765)	
$\ln(OVG_{it} \times INST_{it})$	0,9550798***		0,400542**		0,429107**	
	(0,0534166)		(0,0197334)		(0,0225448)	
$\ln E_{kit}$	0,67414***		0,7065**		0,62751***	
	(0,021706)		(0,039914)		(0,03445)	
$\ln(n + g + \delta)$	-0,6993*		-0,160294***		-0,66584***	
	(0,0264)		(0,042353)		(0,023177)	
Const	-9,889867***		0,88072		0,37465	
	(0,5266535)		(0,0838696)		(0,28195)	
N.º Obs.	202					
Testes	Estatística	Prob.	Estatística	Prob.	Estatística	Prob.
Wald	5503,04	0,0000	773072,72	0,0000	6,82e+07	0,0000
Sargan	-	-	68,60	0,341	68,60	0,341
AR (1)	1934,76	0,0000	-2,06	0,039	-1,63	0,103
AR (2)	-	-	0,80	0,424	1,19	0,235
Hansen	-	-	-	-	32,80	0,963

Fonte: Elaborado pela autora, 2021.

Nota: Os testes apontaram que o estimador mais adequado é o método de efeitos fixos. Observou-se ainda a presença de heterocedasticidade nesse modelo, sendo necessário estimá-lo pelo formato robusto para corrigi-lo.

modelo GMM-System (one – step) (2) o impacto foi de 0,71% e no modelo GMM-System (two – step), esse impacto foi de 0,63%. Reforçando que a economia de capital físico (investimento) apresenta efeito significativamente positivo na taxa de crescimento do PIB *per capita* dos países analisados. Barro (1991) taxas mais altas de investimento em capital humano e físico levam ao aumento do PIB *per capita*, justificando o sinal positivo desta variável.

Por fim, com relação à variável  $(\ln(n + g + \delta))$ , referente à taxa de crescimento populacional, da tecnologia e da depreciação, observou-se (na Tabela 1) que os coeficientes apresentaram sinais negativos e estatisticamente significativos ao nível de 1% em todos os modelos. Assim, no modelo OLS (1) o impacto foi de -0,77%, no modelo GMM-System (one – step) (2) o impacto foi de -0,16% e no modelo GMM-System (two – step) esse impacto foi de -0,16%. Na segunda estimativa (Tabela 2), a variável  $(\ln(n + g + \delta))$  também apresentou coeficientes com sinais negativos e estatisticamente significativos ao nível de 10% no modelo OLS (1) e ao nível de 1% nos modelos GMM-System (1) e (2). Assim, no modelo OLS (1) o impacto foi de -0,70%, no modelo GMM-System (one – step) (2) o impacto foi de -0,16% e no modelo GMM-System (two – step) esse impacto foi de -0,66%. Isso indica que a economia de capital físico (investimento) apresenta um efeito significativamente positivo na taxa de crescimento do PIB *per capita* dos países analisados. Os resultados encontrados corroboram o que preconiza o modelo de crescimento neoclássico, o qual prevê que, conforme a população aumenta, o nível de estado estacionário do PIB *per capita* (Abdullah et al., 2009).

Assim, observou-se que a inclusão do termo de interação entre o agregado de despesas do governo e das instituições, e entre o agregado de outras despesas fiscais e instituições como regressores adicionados nas equações de crescimento (Modelo 1 e Modelo 2) não afeta significativamente o sinal ou a magnitude das estimativas; eles não são estimados com menos precisão do que suas contrapartes no Modelo 1 ou Modelo 2. Esses resultados implicam que em economias em que o governo dá mais atenção ao agregado das despesas do governo e ao agregado de outras variáveis fiscais, as instituições terão um efeito positivo sobre o crescimento econômico.

Verificou-se, ainda, que nas estimativas OLS os coeficientes das variáveis do modelo de regressão forneceram estimativas mais altas do que os modelos GMM-System. E que as estimativas dos modelos GMM-System (one – step) e GMM-System (two – step) apresentaram diferenças muito pequenas em seus estimadores e erro padrão, no entanto, cabe ressaltar que o estimador GMM-System (two – step) apresenta maior eficiência.

Os testes de Wald de significância conjunta das variáveis, bem como os testes de autocorrelação e o teste de Sargan confirmaram que o estimador GMM estimado para o Modelo 1 e Modelo 2 na Tabela 1 e Tabela 2 são apropriados. A primeira diferenciação utiliza a correlação serial AR (1) quando o componente da variável no tempo e o termo de erro em níveis são serialmente não correlacionados (Arellano e Bond, 1991). Portanto, o estimador GMM é consistente apenas quando a correlação

de segunda ordem não é significativa, embora a correlação de primeira ordem não precise ser zero (Abdullah et al., 2009). Sendo assim, os testes de correlações seriais de primeira e segunda ordem foram todos satisfeitos.

Desse modo, os resultados encontrados nesta pesquisa estão de acordo com a teoria do modelo de Solow, na qual o coeficiente negativo do PIB inicial, como na maioria das regressões de crescimento publicadas, é interpretado como convergência condicional, enquanto o investimento é positivo e o crescimento populacional é negativo (Barro, 1991; Abdullah et al., 2009). Portanto, pode-se observar que os resultados encontrados pelas estimativas do modelo GMM corroboram a literatura econômica, pois o capital físico apresentou efeito positivo no crescimento real do PIB *per capita*, enquanto o crescimento populacional impactou negativamente no crescimento do PIB real *per capita*.

## 5. Conclusões

Este trabalho investigou os efeitos da política fiscal e das instituições no crescimento econômico. Com uma amostra composta por 44 países e dados de 2009 a 2018, foi construído um painel dinâmico e sua estimativa se deu por meio da abordagem dos *Generalised Method of Moments (GMM-System)*.

Conclui-se que as instituições desempenham um papel importante no desenvolvimento econômico dos 44 países analisados, de modo que a variável demonstrou impacto estatisticamente significativo e positivo no crescimento do PIB *per capita* dos países. Assim, a segurança jurídica dos países com direitos de propriedades bem definidos são incentivos para o investimento e o crescimento econômico do mundo. Além disso, a segurança proporcionada pelas instituições influencia na alocação eficiente da política fiscal.

As estimativas dos coeficientes para o agregado das despesas do governo com saúde, educação e segurança e para o agregado de outras variáveis fiscais demonstraram-se positivamente correlacionadas com a variável dependente e estatisticamente significativas. Dessa forma, os resultados sugerem que investimentos fiscais aumentam a produtividade do setor privado e, com isso, tem-se o aumento da renda *per capita* e do crescimento econômico. Além disso, investimentos em educação e saúde aumentam a qualidade do capital humano e a qualidade e a produtividade do trabalho nas indústrias, provocando um impacto positivo sobre a renda *per capita* e o crescimento econômico.

Concluiu-se, ainda, que a inclusão do termo de interação entre o agregado de despesas do governo e as instituições, e entre o agregado de outras despesas fiscais e as instituições como regressores adicionados nas equações de crescimento (Modelo 1 e Modelo 2) não afeta significativamente o sinal ou a magnitude das estimativas. Assim, foi possível verificar que os resultados da estimativa sugerem que instituições eficientes desempenham um papel significativo ao evitar o afrouxamento fiscal, ao au-

mentarem a eficiência econômica e o crescimento melhorando a política fiscal. Diante disso, a interação entre as instituições e a política fiscal pode melhorar a situação econômica, ao fornecer regras que fortaleçam e melhorem a política fiscal adotada pelo país.

Destaca-se que os resultados encontrados nesta pesquisa estão de acordo com a literatura econômica que versa sobre o modelo de crescimento econômico de Solow, no qual o coeficiente negativo do PIB inicial é interpretado como convergência condicional, enquanto o investimento é positivo e o crescimento populacional é negativo, corroborando os resultados encontrados nesta pesquisa.

Por fim, ressalta-se que como todo modelo econométrico o modelo GMM-System utilizado também apresenta limitações, pois trata-se de um modelo neoclássico estático, não captando muitos aspectos dinâmicos. Diante disso, sugere-se, para pesquisas futuras, a utilização de modelos autorregressivos (AR ou VAR) e, ainda, outras variáveis de interação, que possam captar outros efeitos das políticas fiscais e das instituições, tais como investimento privado e política fiscal ou investimento e instituições, com o objetivo de analisar se as instituições e a política fiscal impactam no investimento interno e externo aos países e em qual magnitude.

## Referências

- Abdullah, H., Habibullah, M. S., e Baharumshah, A. Z. (2009). Effects of fiscal policy and institutions on the economic growth of asian economies: Evidence from dynamic panel data analysis. *International Journal of Management Studies*, 16(1):185–212.
- Alm, J. e Rogers, J. (2011). Do state fiscal policies affect state economic growth? *Public Finance Review*, 39(4):483–526.
- Arellano, M. e Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2):277–297.
- Arellano, M. e Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, 68(1):29–51.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley e Sons LTD, England, 3rd edition.
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The quarterly journal of economics*, 106(2):407–443.
- Blundell, R. e Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1):115–143.
- Breusch, T. S. e Pagan, A. R. (1980). The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The review of economic studies*, 47(1):239–253.

- Caselli, F., Esquivel, G., e Lefort, F. (1996). Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics. *Journal of economic growth*, Página 363–389.
- Chen, P. e Gupta, R. (2006). An investigation of openness and economic growth using panel estimation. Working Paper 22, University of Pretoria.
- Easterly, W. e Rebelo, S. (1993). Fiscal policy and economic growth. *Journal of monetary economics*, 32(3):417–458.
- Gerson, M. P. R. (1998). *The impact of fiscal policy variables on output growth*. International Monetary Fund.
- Greene, W. H. (2008). *Econometric Analysis*. Prentice Hall, New Jersey, 6th edition.
- Gwartney, J. D., Holcombe, R. G., e Lawson, R. A. (2006). Institutions and the impact of investment on growth. *Kyklos*, 59(2):255–273.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, Página 1251–1271.
- Heller, M. P. S. (1997). *Fiscal policy management in an open capital regime*. International Monetary Fund.
- Hoeffler, A. (2002). The augmented solow model and the african growth debate. *Available at SSRN 313705*.
- Islam, N. (1995). Growth empirics: a panel data approach. *The quarterly journal of economics*, 110(4):1127–1170.
- Law, S.-H. e Demetriades, P. (2006). Openness, institutions and financial development. *SSRN Electronic Journal*.
- Levin, A., Lin, C.-F., e Chu, C.-S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1):1–24.
- Mankiw, N. G., Romer, D., e Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 107(2):407–437.
- Nawaz, S. (2015). Growth effects of institutions: A disaggregated analysis. *Economic Modelling*, 45:118–126.
- Noman, S. e Khudri, M. (2015). The effects of monetary and fiscal policies on economic growth in bangladesh. *ELK Asia Pacific Journal of Finance and Risk Management*, 6(3):21–34.
- North, D. C. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge University Press.
- Rodrik, D., Subramanian, A., e Trebbi, F. (2004). Institutions rule: the primacy of institutions over geography and integration in economic development. *Journal of economic growth*, 9:131–165.

Tan, C.-T., Mohamed, A., Habibullah, M. S., e Chin, L. (2020). The impacts of monetary and fiscal policies on economic growth in malaysia, singapore and thailand. *South Asian Journal of Macroeconomics and Public Finance*, 9(1):114–130.

Wald, A. (1943). Tests of statistical hypotheses concerning several parameters when the number of observations is large. *Transactions of the American Mathematical society*, 54(3):426–482.

Woldridge, J. M. (2016). *Introdução a Econometria: uma abordagem moderna*. Cengage Learning, São Paulo.

Zagler, M. e Dürnecker, G. (2003). Fiscal policy and economic growth. *Journal of economic surveys*, 17(3):397–418.

## Apêndice: Testes de raiz unitária e de especificação para a escolha do modelo OLS das Equações (1) e (2).

### A.1. Testes de Raiz Unitária

Variável	Estatística	p-valor
$Y_n$	-10.1143	0.0000
$GSED_{it}$	-7.4787	0.0000
$OVG_{it}$	-15.0549	0.0000
$INST_{it}$	-9.0454	0.0078
$E_{kit}$	-13.1840	0.0000
$(n + g + \delta)$	-16.2477	0.0000

Fonte: Elaborado pela autora, 2021.

### A.2. Testes de especificação para a escolha do modelo OLS mais adequado com relação à Equação (1)

Teste	Estatística	p-valor
Chow	1109.11	0.0000
Breusch Pagan	379.80	0.0000
Hausman	8.33	0.2147
Wooldridge	255.652	0.3647
Wald	2887.17	0.0000

Fonte: Elaborado pela autora, 2021.

Nota: Os testes apontaram que o estimador mais adequado é o método de efeitos fixos. Observou-se ainda a presença de heterocedasticidade nesse modelo, sendo necessário estimá-lo pelo formato robusto para corrigi-lo.

### A.3. Testes de especificação para a escolha do modelo OLS mais adequado com relação à Equação (2)

Teste	Estatística	p-valor
Chow	1109.51	0.0000
Breusch Pagan	379.79	0.0000
Hausman	8.53	0.2017
Wooldridge	258.395	0.2485
Wald	2876.84	0.0000

Fonte: Elaborado pela autora, 2021.

Nota: Os testes apontaram que o estimador mais adequado é o método de efeitos fixos. Observou-se ainda a presença de heterocedasticidade nesse modelo, sendo necessário estimá-lo pelo formato robusto para corrigi-lo.