

# **CRESCIMENTO ECONÔMICO E INVESTIMENTO PÚBLICO EM INFRAESTRUTURA DE TRANSPORTES NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE CAUSALIDADE TEMPORAL<sup>o</sup> <sup>oo</sup>**

*ECONOMIC GROWTH AND PUBLIC INVESTMENT IN TRANSPORT INFRASTRUCTURE IN BRAZIL: A TEMPORAL CAUSALITY ANALYSIS*

*Sérgio Ricardo de Brito Gadelha\**  
*Camilla Araújo Soares da Silva\*\**

*recibido: 12 febrero 2023 – aprobado: 10 agosto 2023*

---

## **Resumo**

O objetivo do presente estudo é investigar a direção da causalidade entre investimentos públicos federais no setor de infraestrutura de transportes e crescimento econômico no Brasil e nos Estados/Distrito Federal, no período de 1995 a 2021. Foi analisada a estacionariedade das séries temporais, considerando-se a presença de quebras estruturais. Em seguida, foram estimados modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas (ARDL). Os resultados econométricos obtidos indicaram a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre as variáveis analisadas. Em termos de implicações de políticas, investimentos em infraestrutura de transportes incrementam o crescimento econômico, e este crescimento gera uma maior demanda por bens e serviços públicos em infraestrutura, impulsionando mais investimentos no setor.

---

<sup>o</sup> Silva, C. A. S. & Gadelha, S. R. B. (2025). Crescimento econômico e investimento público em infraestrutura de transportes no brasil: uma análise de causalidade temporal. *Estudios económicos*, 42(84), pp. 185-210. DOI: 10.52292/j.estudecon.2025.3907

<sup>oo</sup> As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade dos autores, não expressando necessariamente a visão e o posicionamento da Secretaria do Tesouro Nacional ou do Ministério da Fazenda. Quaisquer erros remanescentes ou omissões no presente estudo são de exclusiva responsabilidade dos autores.

\* Secretaria do Tesouro Nacional; Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa, Brasil. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4685-8438>. E-mail: [sergio.gadelha@idp.edu.br](mailto:sergio.gadelha@idp.edu.br)

\*\* Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa, Brasil. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3620-207X>. E-mail: [camillaasds@gmail.com](mailto:camillaasds@gmail.com)

*Palavras-chave:* investimento público em transportes, crescimento econômico, teste de causalidade de Granger.

*Classificação JEL:* E52, E62, H50, H60.

### **Abstract**

The aim of the present study is to investigate the direction of causality between federal public investments in the transport infrastructure sector and economic growth in Brazil and in the States/Federal District, in the period from 1995 to 2021. The stationarity of the time series was analyzed, considering them whether the presence of structural breaks. Then, autoregressive and distributed lag models (ARDL) were estimated. The econometric results obtained indicated the existence of a Granger bicausality relationship between the analyzed variables. In terms of policy implications, investments in transport infrastructure boost economic growth, this growth generates greater demand for public goods and services in infrastructure, driving more investment in the sector.

**Keywords:** public investment in transport, economic growth, Granger causality test.

*JEL classification:* E52, E62, H50, H60.

## INTRODUÇÃO

O investimento público tem sido apontado como uma das formas para aumentar o Produto Interno Bruto (PIB) de uma economia, tanto no curto prazo, ao se estimular a demanda agregada de uma economia, quanto no longo prazo, por meio do aumento do potencial de oferta da economia (FMI, 2014). Entretanto, os níveis de investimentos públicos tem diminuído em diversos mercados emergentes e economias em desenvolvimento nos últimos anos. Características estruturais, incluindo envelhecimento populacional, assim como o aumento de gastos com benefícios previdenciários, saúde pública e outras despesas obrigatórias, os quais geram efeitos *crowding-out* nos investimentos públicos, têm sido identificados como uma das fontes dessa tendência secular em diversos países (Schuknecht & Zemanek, 2018). Além disso, em períodos de recessão econômica ou de ajustes fiscais, a relação entre investimento público em proporção do consumo agregado tende a ser reduzida, impactando negativamente o crescimento econômico, e este comportamento tem sido observado em países em desenvolvimento (Easterly & Servén, 2003; Serven, 2007; Orair & Siqueira, 2018; Bamba et al., 2020; Andrade & Bacciotti, 2020). Em períodos de recessão econômica, os investimentos públicos são importantes instrumentos de política econômica (Rocha, 2022).

No caso do Brasil, conforme levantamento realizado pelo Observatório da Política Fiscal do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV IBRE), o percentual de gastos realizados pelo Governo Federal com investimentos variou de uma média de 0.64% do Produto Interno Bruto (PIB) ao ano, registrado no período de 2009 a 2014, para uma média de 0.29%, de 2015 a 2020. Quando também considerados os investimentos realizados pelos entes subnacionais (Estados, Distrito Federal e Municípios), esse índice alcança 2.2% do PIB na média dos seis anos encerrados em 2014, e logo após, reduz para 1.3% nos seis anos entre 2015 e 2020 (Monteiro, 2022). Acerca do investimento público em infraestrutura, no período de 2014 a 2020, houve uma contração de 56.1%, passando de 74.3 bilhões para 32.6 bilhões. Nesse mesmo período, os investimentos privados passaram de 114.2 bilhões para 91.5 bilhões. Nota-se que o Brasil vem reduzindo seu estoque de infraestrutura, uma vez que o percentual de investimento abaixo de 2.5% do PIB não é capaz de impedir a depreciação dos ativos (Rocha, 2022)<sup>1</sup>. De fato, ao longo de vários anos, o crescimento econômico brasileiro tem sido impulsionado pelo consumo privado, enquanto o investimento tem sido ajustado

---

<sup>1</sup> Entretanto, deve-se ressaltar que, sob hipóteses específicas, 2.5% do PIB é insuficiente para a manutenção de investimentos em infraestrutura com base em custo de oportunidades e assumindo não haver investimento privado.

devido às necessidades de consolidação fiscal. Como resultado, tem-se observado crescimento estagnado da produtividade total dos fatores, ao passo que o estoque de capital tem atingido patamares mínimos. Além disso, uma base tributária limitada devido ao baixo crescimento econômico se torna um obstáculo a esse crescimento na medida que o Estado não consegue destinar recursos suficientes para o financiamento de investimentos públicos.

Em média, os mercados emergentes e economias em desenvolvimento gastam de 5% a 7% do PIB por ano em infraestrutura, enquanto o Brasil gastou menos de 2% do PIB na última década (Raiser et al., 2017). Esse declínio, impulsionado pela queda do investimento público que não foi suficientemente compensado por investidores privados, deixou lacunas significativas em todos os setores de infraestrutura, com necessidades atuais de investimento total próximas a 3.7% do PIB ao ano para fechar a lacuna de infraestrutura até 2030 (Andrés et al., 2022).

É relevante destacar que eixos logísticos importantes para o desenvolvimento econômico do país não apresentam retorno econômico capaz de atrair a iniciativa privada (Bertussi & Ellery Junior, 2012; Rocha, 2022). O modo de transportes rodoviário ilustra bem essa questão, mesmo após um intenso programa de concessões, cerca de 98.6% da malha brasileira possui gestão pública (Rocha, 2022). No setor de infraestrutura, há uma relação de complementariedade entre os investimentos públicos e privados (Bertussi & Ellery Junior, 2012; Rocha, 2022). Rocha (2022) afirma que seriam necessários investimento anuais, públicos e privados, de cerca de R\$ 300 bilhões nos próximos 10 anos para suprir os gargalos na infraestrutura do país.

No Brasil, embora haja muitas rodovias concedidas, a qualidade das estradas é uma preocupação generalizada, com destaque de uma frota existente de mais de 2 milhões de caminhões pesados, com idade média de quase 15 anos, aumentando os custos de manutenção e poluição (Andrés et al., 2022).

De fato, as novas concessões rodoviárias aumentaram desde 2019, com mais 7 trechos leiloados, correspondendo a 0.5% do PIB em investimentos privados. Além disso, outros empreendimentos estão em fase de licitação, por exemplo, a rodovia que liga Belo Horizonte a Governador Valadares, em Minas Gerais, ou foram leiloados recentemente, como o trecho norte do Rodoanel de São Paulo. No entanto, melhorar a qualidade das estradas existentes e fechar as lacunas de conexão exigirão esforços adicionais. De acordo com algumas estimativas da Confederação Nacional de Transportes, o estado atual da rede rodoviária pode ter aumentado os

custos gerais de transporte em até 33.1% em 2022, refletindo adversamente na competitividade do Brasil e no preço dos produtos (CNT, 2022).

Todavia, um questionamento tem sido feito: qual é a relação de causalidade entre investimentos públicos federais no setor de infraestrutura de transportes e crescimento econômico no Brasil?

É possível testar quatro hipóteses norteadoras desta pesquisa, e que estão associadas à relação entre investimentos públicos federais no setor de infraestrutura de transportes e crescimento econômico. A primeira hipótese trata da existência de uma relação de causalidade unidirecional do crescimento econômico para os investimentos públicos ( $y_t \rightarrow ip_t$ ), sendo consistente com a Lei de Wagner (Wagner, 1911), em que o crescimento econômico estimula os investimentos públicos. Segundo a hipótese wagneriana, os gastos públicos são considerados como sendo uma variável comportamental, ou seja, endógenos, postulando que o crescimento da atividade econômica causa um aumento nas atividades governamentais (Magazzino, 2012; Yu et al., 2012; Benavides et al., 2013; Irandoust, 2019).

A segunda hipótese está associada à existência de uma relação de causalidade unidirecional dos investimentos públicos para o crescimento econômico. Se essa relação for positiva ( $ip_t \rightarrow y_t$ ), há evidências que dão suporte à hipótese keynesiana, sendo um indicativo de que os investimentos públicos estimulam o crescimento econômico. A teoria keynesiana tradicional afirma que a política fiscal tem um efeito positivo sobre o nível de atividade econômica, através do multiplicador de investimentos públicos. Logo, os investimentos públicos são considerados um instrumento exógeno de política econômica, causando mudanças no nível agregado do Produto Interno Bruto (PIB) real, podem ser usados para estimular o crescimento econômico (Gadelha, 2011; Magazzino, 2012; Yu et al., 2012; Irandoust, 2019).

A terceira hipótese destaca a existência de uma relação de bi-causalidade entre crescimento econômico e investimentos públicos ( $y_t \leftrightarrow ip_t$ ), corroborando a prevalência conjunta das hipóteses mencionadas anteriormente (Kumo, 2012; Yu et al., 2012; Beyzatlar et al., 2014). Por fim, a última hipótese se refere à ausência de causalidade entre crescimento econômico e investimentos públicos ( $y_t \nleftrightarrow ip_t$ ), postulando a inexistência de relação de causalidade, no sentido de precedência temporal, entre as variáveis analisadas.

Em relação aos estudos no Brasil sobre a relação entre investimentos (públicos e privados) e crescimento econômico, sem a utilização da causalidade de Granger, deve-se destacar o estudo de De Borja Reis et al. (2019), que investigaram a

relação de efeitos *crowding in* de complementariedade ou efeitos *crowding out* de substituição entre os investimentos público e privado no Brasil de 1982 a 2013, a partir da estimação de um modelo vetorial autorregressivo com mecanismo de correção de erros (VECM). Os resultados obtidos evidenciaram a presença de efeitos *crowding in*, corroborando a abordagem pós-keynesiana. O efeito *crowding in* é justificado pelos seguintes motivos: efeitos dos investimentos sobre a demanda agregada via multiplicador keynesiano e via expansão do mercado interno (principalmente proporcionado pela infraestrutura); efeitos sobre a oferta de capital privado devido à redução dos custos de produção, aumento da produtividade e mudanças estruturais facilitadas por políticas públicas.

Quanto aos estudos brasileiros que usaram causalidade de Granger, Gadelha (2011) investigou se no Brasil, no período de 1980 a 2008, a política fiscal possuía efeitos wagnerianos, keynesianos ou não keynesianos em relação ao PIB da economia. Utilizando o teste de cointegração de Johansen e o teste de causalidade de Granger, em estruturas multivariadas, encontraram-se os seguintes resultados: (i) prevalência da hipótese keynesiana nos investimentos públicos, de modo que aumentos nos investimentos públicos contribuem para estimular o crescimento econômico; (ii) efeitos não keynesianos da política fiscal nas despesas previdenciárias e amortização da dívida pública, de modo que contrações fiscais nesses grupos de despesa devem provocar efeitos expansionistas no PIB real; (iii) hipótese wagneriana dos gastos públicos nas transferências governamentais, evidenciando-se a relação de causalidade entre o crescimento econômico e o repasse de recursos federais aos demais entes da federação; (iv) relação de bi-causalidade de Granger entre as demais despesas correntes e o PIB real.

O presente estudo tem por objetivo geral analisar a relação de causalidade, no sentido de precedência temporal, entre gastos com investimentos públicos federais em infraestrutura de transportes e crescimento econômico do Brasil e dos estados brasileiros, no período de 1995 a 2021. Portanto, no presente estudo será investigado se os investimentos públicos federais no setor de infraestrutura de transportes possuem efeitos temporais em relação ao produto do Brasil e das suas unidades federadas.

Em termos de objetivos específicos, realiza-se uma rigorosa análise de estacionariedade nas séries temporais em estudo, considerando-se a presença de quebras estruturais. Em seguida, estimam-se modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas (*Autoregressive Distributed Lag Models* – ARDL) considerando-se a presença de quebras estruturais. Por fim, analisa-se a relação de causalidade entre

as variáveis por meio do teste de causalidade de Granger (1969) aplicado nos modelos ARDL estimados.

Analisar a relação de causalidade entre investimentos públicos e crescimento econômico é tema relevante ao atual debate acadêmico, mas com importantes implicações de política econômica, dado que o novo arcabouço fiscal no Brasil em análise pelo Congresso Nacional prevê um patamar mínimo de recursos públicos a serem alocados em investimentos públicos, independentemente do ciclo econômico. Além disso, destaca-se a discussão relacionada à diminuição dos investimentos públicos e eventuais medidas que devem ser adotadas para reverter essa situação (Couri & Bijos, 2022, Rocha, 2022, Pinto, Salto & Tinoco, 2022). É preciso avaliar se, de fato, ao longo dos anos, os investimentos públicos contribuíram para o crescimento econômico do país. Sobre o tema, já foram realizados estudos acerca dos efeitos das despesas públicas no PIB (Gadelha, 2011; Gadelha & Divino, 2013, Orair & Siqueira, 2018, Andrade & Bacciotti, 2020), mas os resultados não são consensuais. Por fim, deve-se destacar que os investimentos públicos são uma espécie de despesa pública que abarca vários tipos de ações. Avaliar uma categoria desse tipo de gasto oferece uma perspectiva mais detalhada quanto à sua dinâmica com o crescimento econômico, fornecendo subsídios para a melhor alocação de recursos e a formulação de políticas públicas.

Todavia, o presente estudo apresenta as seguintes delimitações. Em primeiro lugar, o foco deste estudo é analisar a relação de causalidade entre os investimentos públicos federais no setor de transportes (aeroportos, portos, hidrovias, navegação, ferrovias e rodovias), realizados especificamente pelo Ministério da Infraestrutura, e o PIB dos estados brasileiros, no período de 1995 a 2021. Além disso, destaca-se que o presente trabalho não possui a pretensão de analisar outros tipos de investimentos em infraestrutura de transportes, como os investimentos privados e os investimentos realizados pelos entes subnacionais. O foco do presente estudo é analisar os impactos do investimento público federal no crescimento econômico, tanto a nível nacional, quanto a nível dos Estados e do Distrito Federal.

Destacam-se as seguintes contribuições do presente estudo. Em primeiro lugar, abordam-se os impactos dos investimentos públicos em infraestrutura de transportes no crescimento econômico do país e dos seus estados. Em segundo lugar, realiza-se uma análise desses investimentos desagregados por Estado e Distrito Federal (DF), o que permite ter uma visão mais detalhada da dinâmica entre os investimentos federais em transportes e o crescimento econômico das unidades federadas.

Deve-se lembrar que um melhor planejamento, incluindo uma coordenação mais estreita entre os governos federal e subnacionais, poderá fortalecer o investimento em infraestrutura de transportes. Por fim, na literatura internacional, pesquisas demonstram que a infraestrutura de transportes impacta no crescimento econômico de um país de diversas maneiras: a) aumento da demanda por bens e serviços; b) redução dos custos com frete e passagens; c) incentivos à produção local, ao facilitar o acesso a novos mercados (Yu et al., 2012; Farhadi, 2015; Berg et al., 2017).

Após esta introdução, o presente estudo encontra-se dividido da seguinte forma. Na segunda seção, é apresentada a abordagem metodológica utilizada no presente estudo, destacando-se os testes de raízes unitárias e o teste de causalidade de Granger (1969). Na terceira seção, descrevem-se os dados a serem utilizados, assim como o tratamento a ser feito nas variáveis. A quarta seção apresenta os principais resultados relacionados à análise de causalidade, no sentido de precedência temporal, implementada neste estudo. Por fim, a última seção apresenta as considerações finais e implicações de políticas à luz dos resultados obtidos, bem como apresenta sugestões de pesquisas futuras.

## I. METODOLOGIA

### I.1. Estacionariedade: testes de raízes unitárias

Em estudos envolvendo dados de séries temporais, analisar a estacionariedade das variáveis em estudo é procedimento padrão que precisa ser feito antes de se realizar estimações de modelos econométricos ou implementações de outros testes estatísticos.

Os testes tradicionais de raízes unitárias possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se enviesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de raiz unitária, mesmo quando a série é estacionária. O trabalho pioneiro de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias. Foram considerados três modelos de quebra estrutural. O Modelo A, que é conhecido como modelo *crash*, permite a mudança de um período no nível. O Modelo B, que permite a existência de uma quebra na tendência da série de tempo. O Modelo C, que é conhecido como *changing growth path*, inclui mudança de um período em ambos nível e tendência.

Pesquisas posteriores adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados. Nesse contexto, Vogelsang e Perron (1998)

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

Por sua vez, Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne et al. (2002, 2003) propõem que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos e expõem uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível é acrescentada ao termo determinístico do processo gerador de dados. Os termos determinísticos são extraídos por mínimos quadrados generalizados (GLS) e, em seguida, aplica-se um teste ADF às séries ajustadas. Valores críticos do teste encontram-se tabulados por Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002).

## I.2. Causalidade de Granger bivariada

A causalidade de Granger se baseia na ideia de que o futuro não pode causar o passado. Assim, se a variável  $x_t$  causa a variável  $y_t$ , as variações de  $x_t$  devem ocorrer antes das variações de  $y_t$ . Essa causalidade, no sentido de precedência temporal, da variável  $x_t$  para a variável  $y_t$  é avaliada testando a hipótese nula de que os coeficientes da variável  $x_t$  em todas as suas defasagens são, simultaneamente, estatisticamente iguais a zero na equação em que  $y_t$  é a variável dependente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável  $x_t$  Granger-causa a variável  $y_t$  (Gujarati & Poter, 2011).

Numerosos métodos econométricos têm sido usados para análise de dados de séries temporais para avaliar as dinâmicas de curto e de longo prazo. Visando realizar a análise bivariada de causalidade de Granger, foram estimados modelos ARDL para pares de variáveis, no intuito de determinar o impacto da infraestrutura de transporte no crescimento econômico. A abordagem ARDL foi introduzida por Pesaran e Shin (1998), e posteriormente estendida por Pesaran et al. (2001).

Ao examinar a relação entre infraestrutura em transportes e desenvolvimento no Paquistão no período de 1971 a 2017, por meio do Teste de Causalidade de Granger (1969), Alam et al. (2021) demonstraram que a infraestrutura de transporte tem um impacto positivo no desenvolvimento econômico no longo prazo, bem como destacaram os principais benefícios do uso de modelos ARDL

em detrimento de outros métodos, como cointegração (Engle & Granger, 1987; Johansen & Juselius, 1990).

Primeiro, as técnicas de cointegração exigem que todas as variáveis sejam integradas da mesma ordem, enquanto a técnica ARDL fornece resultados válidos, sejam as variáveis  $I(0)$  ou  $I(1)$ , ou mutuamente cointegradas, e fornece resultados muito consistentes e eficientes em amostra grande ou pequena (Pesaran et al., 2001). Segundo, o modelo ARDL captura o processo de geração de dados a partir de uma estrutura de modelagem geral, assumindo um número suficiente de defasagens (Laurenceson & Chai, 1998). Terceiro, todas as variáveis são consideradas endógenas, e se calculam as estimativas de curto e de longo prazo por meio da técnica de transformação linear de uma só vez.

Por sua vez, Mohmand et al. (2021) investigaram a relação de causalidade entre crescimento econômico, infraestrutura em transporte, consumo de combustível no setor de transporte e emissões de carbono no Paquistão para o período de 1971 a 2017. Os resultados obtidos a partir da estimação de modelos ARDL indicaram uma relação de causalidade de Granger unidirecional da infraestrutura em transporte, crescimento econômico e consumo de combustível para emissões de gases CO<sub>2</sub>, implicando um aumento nas emissões como um resultado do crescimento econômico e melhorias na infraestrutura.

Em resumo, a modelagem ARDL é abrangente e permite capturar a dinâmica do sistema, sem incorrer no viés de omissão de defasagens relevantes. Além disso, não impõe a restrição de que todas as equações tenham o mesmo número de defasagens em cada variável, como ocorre na estimação de modelos vetoriais autorregressivos (Modelos VAR). Contudo, a causalidade bivariada pode ser afetada por omissão de variável no sistema, por exemplo, investimento privado e emprego, que atuam como ferramentas contracíclicas.

O Teste de Causalidade de Granger pressupõe que as informações relevantes para a previsão das variáveis preditivas,  $x_t$  e  $y_t$ , estão contidas nos dados das séries históricas dessas variáveis. Dessa forma, uma série de tempo estacionária  $y_t$  causa, no sentido de Granger, outra série estacionária  $x_t$ , se melhores previsões estatisticamente significantes de  $x_t$  podem ser obtidas ao incluir valores defasados de  $y_t$  aos valores defasados de  $x_t$ . Em outras palavras, dizer que a variável  $y_t$  Granger-causa  $x_t$  significa que o conteúdo informacional de uma série ajuda a prever a outra. Entretanto, outros processos podem estar causando  $y_t$  e  $x_t$  com defasagens distintas ou  $y_t$  é o resultado da antecipação da variação de  $x_t$ .

Considere que as variáveis  $x_t$  e  $y_t$  sejam estacionárias em nível, isto é,  $I(0)$ , e considere o par de modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas (ARDL):

$$y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{11}(i)y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{12}(i)x_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (1)$$

$$x_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^l \alpha_{21}(i)y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_{22}(i)x_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad (2)$$

Onde  $\alpha_{11}(i)$ ,  $\alpha_{12}(i)$ ,  $\alpha_{21}(i)$ ,  $\alpha_{22}(i)$  são coeficientes a serem estimados;  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são constantes;  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{xt}$  são erros ou processos ruídos brancos, possuindo média condicional zero e variância finita.

Nas equações (1) e (2), a hipótese nula  $H_0: \alpha_{12}(i) = 0$  significa que  $x_t$  não Granger-causa  $y_t$ , ao passo que a hipótese alternativa  $H_A: \alpha_{12}(i) \neq 0$  significa que  $x_t$  Granger-causa  $y_t$ . Alternativamente, a hipótese nula  $H_0: \alpha_{21}(i) = 0$  significa que  $y_t$  não Granger-causa  $x_t$ , ao passo que a hipótese alternativa  $H_A: \alpha_{21}(i) \neq 0$  significa que  $y_t$  Granger-causa  $x_t$ . Com base nessas hipóteses, são possíveis 4 resultados para cada par de variáveis.

## II. DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DOS DADOS

O presente estudo utiliza dados anuais no período de 1995 a 2021<sup>2</sup> das seguintes variáveis econômicas e fiscais, nos âmbitos federal e estadual: investimento público federal em infraestrutura no setor de transportes, PIB e população. As variáveis nominais foram deflacionadas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)<sup>3</sup>.

Os dados dos investimentos públicos foram fornecidos pelo Ministério da Infraestrutura, correspondendo ao total das despesas de investimentos e inversões financeiras realizados no setor de transportes por esse ministério, exceto despesas

<sup>2</sup> O argumento dos efeitos wagnerianos dos gastos públicos se baseia nos efeitos da atividade econômica sobre a base tributária da economia. Além disso, deve-se considerar, também, que diferentes investimentos públicos são beneficiados por financiamento regional.

<sup>3</sup> A opção por se utilizar o índice de preço ao consumidor para deflacionar a série de investimento em infraestrutura e do PIB reside no fato de que diversas públicas do governo brasileiro utilizam esse método de deflacionamento. Entretanto, uma alternativa seria utilizar a série do deflator do PIB. Ao optar pelo uso do índice de preços ao consumidor, os resultados a serem obtidos neste estudo poderão ser comparados com os dados oficiais.

financeiras. Assim, trata-se de investimentos públicos federais, mas desagregados por Estados e Distrito Federal (DF).

Destaca-se que, nos dados originais, não constavam valores de investimento individualizados para o DF, no ano de 2021. Para contornar essa limitação, foram utilizados os valores pagos em 2021 referentes ao contrato DNIT nº 420/2021, cujo objeto é a conservação e manutenção da BR251-GO E BR251-DF, sendo seus investimentos majoritariamente realizados no DF.

Os dados de PIB estadual foram obtidos no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), a partir de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para os anos de 1995 a 2001, a série foi retropolada pelo IBGE tendo por referência o ano de 2002, admitindo-se que as variações em volume e preço se mantiveram constantes. Os resultados foram devidamente ajustados à série retropolada das Contas Nacionais. A partir de 2002, a série é estimada conforme metodologia descrita na publicação Contas Regionais do Brasil, da Série Relatórios Metodológicos do IBGE<sup>4</sup>.

A primeira variável utilizada é o logaritmo natural do valor real dos investimentos públicos federais no setor de transportes *per capita*:  $ipc_t^i$ ,  $i=Brasil$  ou *um estado brasileiro*. A segunda variável corresponde ao logaritmo natural do PIB real nacional ou estadual *per capita*:  $ypc_t^i$ .

### III. ANÁLISE DOS RESULTADOS

#### III.1. Análise de estacionariedade

Conforme discutido anteriormente, o modelo ARDL pode ser aplicado independentemente de que as variáveis analisadas sejam I(0) ou I(1). Mas, de acordo com Ouattara (2004), as estatísticas F calculadas fornecidas por Pesaran et al. (2001) tornam-se inválidas na presença de variáveis I(2). Logo, a aplicação de testes de raízes unitárias é necessária no método ARDL para confirmar que nenhuma das variáveis é integrada de segunda ordem.

<sup>4</sup> As estimativas do PIB total não são consistentes com o PIB por atividades. O problema se deve à utilização de conceitos distintos: o PIB refere-se a preços de mercado e as atividades a preços básicos. Os dados populacionais foram retirados do IBGE, exceto para os anos de 2019, 2020 e 2021, em que se usou a estimativa de população, uma vez que não se realizou censo demográfico em 2020.

Os testes de Vogelsang e Perron (1998) e Saikkonen e Lütkepohl (2002) identificaram a presença de quebras estruturais endogenamente. Os resultados demonstraram que, em pelo menos um teste com quebra estrutural, as séries analisadas são estacionárias em nível, ou seja, são séries integradas de ordem zero,  $I(0)$ . Como os resultados confirmaram que nenhuma das variáveis é  $I(2)$ , o modelo ARDL pode ser usado para observar a presença de relação de longo prazo entre investimento em infraestrutura de transporte e crescimento econômico.

A partir dos resultados dos testes de raízes unitárias para a União e cada uma de suas unidades federadas, foram construídas variáveis *dummies*, representando quebras estruturais identificadas nas séries temporais. As *dummies* D2001, D2003, D2008-2009, D2014-2016, D2020-2021 representam períodos de recessões econômicas do país já conhecidos na historiografia econômica brasileira, sendo também reportado no relatório do Comitê de Datação do Ciclo Econômico (CODACE) da Fundação Getúlio Vargas<sup>5</sup>. Por sua vez, a D2010 representa o crescimento econômico de 7.6% no ano de 2010. Neste ano, a receita cresceu de forma expressiva, atingindo 23.7% do PIB (Triches & Bertussi, 2017).

Nas séries temporais que alguns Estados apresentaram, observaram-se os anos de 2004, 2005, 2006, 2007, 2013 e 2018 como quebras estruturais. As respectivas *dummies* foram incorporadas ao modelo conforme o respectivo teste. Não foram encontradas explicações para os referidos resultados.

Maddala e Kim (2000) argumentam que a motivação por considerar as quebras estruturais está além dos testes de raiz unitária, uma vez que estas quebras afetam os resultados de todos os procedimentos de inferência estatística e econometria de séries temporais, por exemplo, a cointegração e causalidade. Por essa razão, as quebras estruturais identificadas serão devidamente consideradas no processo de estimação dos modelos ARDL a serem usados para a implementação do teste de causalidade de Granger.

---

<sup>5</sup> Os relatórios do CODACE encontram-se disponíveis no seguinte link: <https://portalibre.fgv.br/codace>

Tabela 1. Resultado dos testes de raízes unitárias (1995 a 2021)

Variáveis	Modelo	Com quebra estrutural endógena (data da quebra é desconhecida)					
		Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
		Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste	Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste
$ypc_t^{Nac}$	C,T	<i>Innovational outlier</i>	2019	-3.80 (4 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-2.93 <sup>(c)</sup> (3 lags)
$ipc_t^{Nac}$	C,T	<i>Innovational outlier</i>	2006	-5.40 <sup>(b)</sup> (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2006	-3.15 <sup>(b)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{AC}$	C,T	<i>Innovational outlier</i>	2006	-4.45 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2007	-3.56 <sup>(a)</sup> (4 lags)
$ypc_t^{AM}$	C,T	<i>Innovational outlier</i>	2009	-4.28 (2 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-3.15 <sup>(b)</sup> (2 lags)
$ypc_t^{AP}$	C,T	<i>Innovational outlier</i>	2004	-5.16 <sup>(c)</sup> (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2003	-4.12 <sup>(a)</sup> (2 lags)
$ypc_t^{PA}$	C,T	<i>Innovational outlier</i>	2009	-6.28 <sup>(a)</sup> (0 lags)	<i>Impulse dummy</i>	2010	-2.76 <sup>(c)</sup> (7 lags)
$ypc_t^{RO}$	C,T	<i>Innovational outlier</i>	2006	-4.60 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2013	-3.61 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{RR}$	C,T	<i>Innovational outlier</i>	2016	-3.66 (4 lags)	<i>Exponential shift</i>	2004	-2.77 <sup>(c)</sup> (4 lags)
$ypc_t^{TO}$	C,T	<i>Innovational outlier</i>	2006	-4.15 (1 lags)	<i>Rational shift</i>	2007	-4.15 <sup>(a)</sup> (3 lags)
$ipc_t^{AC}$	C,T	<i>Innovational outlier</i>	2014	-4.48 (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2001	-3.14 <sup>(b)</sup> (2 lags)

$ipc_t^{AM}$	C, T	Innovational outlier	2017	-4.55 (6 lags)	Rational shift	2005	-3.33 <sup>(b)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{AP}$	C, T	Innovational outlier	2009	-4.87 (0 lags)	Impulse dummy	2001	-2.96 <sup>(a)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{PA}$	C, T	Innovational outlier	2008	-3.43 (0 lags)	Exponential shift	2015	-2.79 <sup>(c)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{RO}$	C, T	Innovational outlier	2017	-4.21 (6 lags)	Impulse dummy	2008	-4.38 <sup>(a)</sup> (6 lags)
$ipc_t^{RR}$	C, T	Innovational outlier	2006	-3.36 (0 lags)	Rational shift	2005	-3.14 <sup>(b)</sup> (4 lags)
$ipc_t^{TO}$	C, T	Innovational outlier	2015	-5.00 <sup>(c)</sup> (5 lags)	Rational shift	2011	-3.77 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{AL}$	C, T	Innovational outlier	2009	-6.27 <sup>(a)</sup> (0 lags)	Rational shift	2010	-3.58 <sup>(a)</sup> (7 lags)
$ypc_t^{BA}$	C, T	Innovational outlier	2009	-5.58 <sup>(b)</sup> (0 lags)	Exponential shift	2010	-2.81 <sup>(c)</sup> (4 lags)
$ypc_t^{CE}$	C, T	Innovational outlier	2005	-8.32 <sup>(a)</sup> (6 lags)	Rational shift	2010	-2.91 <sup>(c)</sup> (3 lags)
$ypc_t^{PB}$	C, T	Innovational outlier	2005	-3.76 (5 lags)	Rational shift	2006	-2.84 <sup>(c)</sup> (4 lags)
$ypc_t^{PE}$	C, T	Innovational outlier	2015	-5.59 <sup>(a)</sup> (6 lags)	Rational shift	2010	-6.46 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{PI}$	C, T	Innovational outlier	2018	-5.58 <sup>(b)</sup> (6 lags)	Rational shift	2014	-3.33 <sup>(b)</sup> (3 lags)
$ypc_t^{MA}$	C, T	Innovational outlier	2013	-3.14 (2 lags)	Impulse dummy	2015	-2.78 <sup>(c)</sup> (4 lags)

$ypc_t^{RN}$	C, T	Innovational outlier	2009	-6.35 <sup>(a)</sup> (2 lags)	Rational shift	2010	-3.15 <sup>(b)</sup> (6 lags)
$ypc_t^{SE}$	C, T	Innovational outlier	2009	-6.82 <sup>(a)</sup> (2 lags)	Rational shift	2010	-4.20 <sup>(a)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{AL}$	C, T	Innovational outlier	2010	-3.45 (0 lags)	Rational shift	2011	-2.83 <sup>(c)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{BA}$	C, T	Innovational outlier	2012	-3.31 (1 lag)	Rational shift	2006	-8.78 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ipc_t^{CE}$	C, T	Innovational outlier	2009	-3.84 (0 lags)	Rational shift	2015	-4.84 <sup>(a)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{PB}$	C, T	Innovational outlier	2013	-5.29 <sup>(b)</sup> (6 lags)	-	-	-
$ipc_t^{PE}$	C, T	Innovational outlier	2016	-4.37 (6 lags)	Rational shift	2013	-3.65 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ipc_t^{PI}$	C, T	Innovational outlier	2009	-5.54 <sup>(b)</sup> (0 lags)	-	-	-
$ipc_t^{MA}$	C, T	Innovational outlier	2010	-4.89 (0 lags)	Impulse dummy	2009	-2.89 <sup>(c)</sup> (6 lags)
$ipc_t^{RN}$	C, T	Innovational outlier	2015	-4.55 (6 lags)	Rational shift	2015	-3.34 <sup>(b)</sup> (4 lags)
$ipc_t^{SE}$	C, T	Innovational outlier	2016	-8.25 <sup>(a)</sup> (6 lags)	Rational shift	2016	-3.72 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{PR}$	C, T	Innovational outlier	2009	-4.76 (0 lags)	Rational shift	2007	-3.45 <sup>(b)</sup> (3 lags)
$ypc_t^{RS}$	C, T	Innovational outlier	2004	-4.06 (5 lags)	Rational shift	2007	-3.14 <sup>(b)</sup> (3 lags)

$ypc_t^{SC}$	C, T	Innovational outlier	2009	-3.28 (0 lags)	Rational shift	2015	-2.96 <sup>(c)</sup> (5 lags)
$ipc_t^{PR}$	C, T	Innovational outlier	2018	-3.87 (5 lags)	Rational shift	2014	-2.87 <sup>(c)</sup> (3 lags)
$ipc_t^{RS}$	C, T	Innovational outlier	2017	-3.75 (5 lags)	Rational shift	2017	-4.97 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ipc_t^{SC}$	C, T	Innovational outlier	2015	-8.74 <sup>(a)</sup> (6 lags)	Rational shift	2002	-4.64 <sup>(a)</sup> (2 lags)
$ypc_t^{ES}$	C, T	Innovational outlier	2015	-3.42 (1 lag)	Rational shift	2010	-3.25 <sup>(b)</sup> (4 lags)
$ypc_t^{MG}$	C, T	Innovational outlier	2009	-5.17 <sup>(b)</sup> (2 lags)	Rational shift	2010	-2.98 <sup>(c)</sup> (4 lags)
$ypc_t^{RJ}$	C, T	Innovational outlier	2009	-2.26 (0 lags)	Rational shift	2010	-4.46 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{SP}$	C, T	Innovational outlier	2009	-4.39 (3 lags)	Rational shift	2010	-3.39 <sup>(b)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{ES}$	C, T	Innovational outlier	2011	-4.48 (5 lags)	Rational shift	2010	-3.37 <sup>(a)</sup> (4 lags)
$ipc_t^{MG}$	C, T	Innovational outlier	2016	-3.36 (0 lags)	-	-	-
$ipc_t^{RJ}$	C, T	Innovational outlier	2019	-3.41 (6 lags)	Rational shift	2015	-4.90 <sup>(a)</sup> (4 lags)
$ipc_t^{SP}$	C, T	Innovational outlier	2007	-3.78 (0 lags)	Rational shift	2008	-2.90 <sup>(c)</sup> (6 lags)
$ypc_t^{DF}$	C, T	Innovational outlier	2013	-5.42 <sup>(b)</sup> (5 lags)	Rational shift	2000	-3.70 <sup>(2)</sup> (2 lags)

$ypc_t^{GO}$	C, T	Innovational outlier	2009	-5.34 <sup>(b)</sup> (2 lags)	Rational shift	2010	-3.06 <sup>(b)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{MT}$	C, T	Innovational outlier	2010	-4.18 (1 lag)	Exponential shift	2006	-4.53 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{MS}$	C, T	Innovational outlier	2009	-4.47 (0 lags)	Rational shift	2010	-5.19 <sup>(a)</sup> (7 lags)
$ipc_t^{PF}$	C, T	Innovational outlier	2015	-6.13 <sup>(a)</sup> (6 lags)	Rational shift	2017	-5.33 <sup>(a)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{GO}$	C, T	Innovational outlier	2009	-3.70 (0 lags)	Rational shift	2006	-3.56 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ipc_t^{MT}$	C, T	Innovational outlier	2018	-5.50 <sup>(b)</sup> (5 lags)	Rational shift	2014	-3.02 <sup>(c)</sup> (3 lags)
$ipc_t^{MS}$	C, T	Innovational outlier	2009	-5.05 <sup>(c)</sup> (4 lags)	Rational shift	2012	-6.20 <sup>(a)</sup> (7 lags)

Nota:

1. "Lags" significa defasagens. Tipos de modelo: "C" significa constante; "T" significa tendência determinística. Contagem inicial máxima de 6 defasagens. Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Observações anuais incluídas: 26 (amostra: 1995 a 2021).
2. Os valores críticos do teste de Vogelsang e Perron (1998) são: (i) modelo com constante e tendência determinística/quiebra de intercepto: -5.35 (1%), -4.86 (5%), e -4.61 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística/quiebra de intercepto e de tendência: -5.72 (1%), -5.18 (5%), e -4.89 (10%). (iii) modelo com constante e tendência determinística/quiebra de tendência: -5.06 (1%), -4.52 (5%), e -4.26 (10%). Tipos de quebra: *innovational outlier* e *additive outlier*. Seleção da quebra estrutural: estatística  $t$  de Dickey-Fuller minimizada. Seleção do número ótimo de defasagens: Critério de Informação de Schwarz.
3. Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lütkepohl são (Lanne et al, 2002): (i) modelo com constante: -3.48 (1%), -2.88 (5%), e -2.58 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3.55 (1%), -3.03 (5%), e -2.76 (10%). Tipos de quebra estrutural: *Rational Shift*, *Exponential Shift* e *Impulse dummy*

Fonte: elaboração própria. Uso dos softwares econométricos Eviews e JMULTEI.

### III.2. Análise de causalidade de Granger bivariada

Para se realizar a análise bivariada de causalidade no sentido de Granger, foram estimados modelos ARDL para pares de variáveis. Conforme destacado por Alam et al. (2021), o modelo ARDL é a abordagem mais adequada para se estimar relações de curto e de longo prazo entre infraestrutura em transporte e crescimento econômico, quando o tamanho da amostra é pequeno, como é o caso do presente estudo.

As Tabelas 1 a 6 trazem os resultados da análise da causalidade de Granger bivariada. O teste de causalidade de Granger é sensível ao número de defasagens incluídas nos modelos ARDL, influenciando na direção da causalidade. Por esse motivo, na seleção do número ótimo de defasagem de cada variável nos modelos ARDL estimados, foi considerado o critério de informação de Schwarz.

Observou-se a existência de relação de bicausalidade de Granger entre o PIB real *per capita* e os investimentos públicos federais reais *per capita* no setor de infraestrutura de transportes, com níveis de significância estatística de 1% e 5%. Trata-se de um resultado mais amplo do que a análise feita por Gadelha (2011), que encontrou relação de causalidade unidirecional do investimento público real para o PIB real. Entretanto, diferentemente de Gadelha (2011), neste estudo levaram-se em consideração os efeitos demográficos, uma vez que as variáveis analisadas estão em termos *per capita*.

Tabela 2. Resultados do Teste de Causalidade de Granger

Hipótese nula	Estatística-F	Valor-p	Direção da causalidade	Modelo ARDL
$ypc_t^{Nac}$ não Granger-causa $ipc_t^{Nac}$	4.21 <sup>(b)</sup>	0.0307	$ypc_t^{Nac} \Rightarrow ipc_t^{Nac}$	ARDL (3.2)
$ipc_t^{Nac}$ não Granger-causa $ypc_t^{Nac}$	2.92 <sup>(b)</sup>	0.0111	$ipc_t^{Nac} \Rightarrow ypc_t^{Nac}$	ARDL (3.1)
$ypc_t^{AC}$ não Granger-causa $ipc_t^{AC}$	8.63 <sup>(a)</sup>	0.0016	$ypc_t^{AC} \Rightarrow ipc_t^{AC}$	ARDL (2.4)
$ipc_t^{AC}$ não Granger-causa $ypc_t^{AC}$	10.70 <sup>(a)</sup>	0.0010	$ipc_t^{AC} \Rightarrow ypc_t^{AC}$	ARDL (2.2)
$ypc_t^{AM}$ não Granger-causa $ipc_t^{AM}$	25.74 <sup>(a)</sup>	0.0005	$ypc_t^{AM} \Rightarrow ipc_t^{AM}$	ARDL (5.6)
$ipc_t^{AM}$ não Granger-causa $ypc_t^{AM}$	41.37 <sup>(a)</sup>	0.0014	$ipc_t^{AM} \Rightarrow ypc_t^{AM}$	ARDL (6.7)
$ypc_t^{AP}$ não Granger-causa $ipc_t^{AP}$	7.68 <sup>(a)</sup>	0.0042	$ypc_t^{AP} \Rightarrow ipc_t^{AP}$	ARDL (2.2)

$ipc_t^{AP}$ não Granger-causa $ypc_t^{AP}$	6.94 <sup>(a)</sup>	0.0089	$ipc_t^{AP} \Rightarrow ypc_t^{AP}$	ARDL (4.2)
$ypc_t^{PA}$ não Granger-causa $ipc_t^{PA}$	71.77 <sup>(a)</sup>	0.0005	$ypc_t^{PA} \Rightarrow ipc_t^{PA}$	ARDL (7.5)
$ipc_t^{PA}$ não Granger-causa $ypc_t^{PA}$	25.91 <sup>(a)</sup>	0.0004	$ipc_t^{PA} \Rightarrow ypc_t^{PA}$	ARDL (3.7)
$ypc_t^{RO}$ não Granger-causa $ipc_t^{RO}$	3.24 <sup>(c)</sup>	0.0586	$ypc_t^{RO} \Rightarrow ipc_t^{RO}$	ARDL (1.2)
$ipc_t^{RO}$ não Granger-causa $ypc_t^{RO}$	9,14 <sup>(a)</sup>	0.0050	$ipc_t^{RO} \Rightarrow ypc_t^{RO}$	ARDL (5.6)
$ypc_t^{RR}$ não Granger-causa $ipc_t^{RR}$	4.30 <sup>(a)</sup>	0.0005	$ypc_t^{RR} \Rightarrow ipc_t^{RR}$	ARDL (1.1)
$ipc_t^{RR}$ não Granger-causa $ypc_t^{RR}$	56.39 <sup>(a)</sup>	0.0001	$ipc_t^{RR} \Rightarrow ypc_t^{RR}$	ARDL (6.5)
$ypc_t^{TO}$ não Granger-causa $ipc_t^{TO}$	9.03 <sup>(b)</sup>	0.0489	$ypc_t^{TO} \Rightarrow ipc_t^{TO}$	ARDL (6.7)
$ipc_t^{TO}$ não Granger-causa $ypc_t^{TO}$	208.75 <sup>(a)</sup>	0.0005	$ipc_t^{TO} \Rightarrow ypc_t^{TO}$	ARDL (6.7)
$ypc_t^{AL}$ não Granger-causa $ipc_t^{AL}$	31.04 <sup>(a)</sup>	0.0000	$ypc_t^{AL} \Rightarrow ipc_t^{AL}$	ARDL (1.4)
$ipc_t^{AL}$ não Granger-causa $ypc_t^{AL}$	8.61 <sup>(a)</sup>	0.0056	$ipc_t^{AL} \Rightarrow ypc_t^{AL}$	ARDL (4.2)
$ypc_t^{BA}$ não Granger-causa $ipc_t^{BA}$	145.65 <sup>(a)</sup>	0.0000	$ypc_t^{BA} \Rightarrow ipc_t^{BA}$	ARDL (3.7)
$ipc_t^{BA}$ não Granger-causa $ypc_t^{BA}$	44.88 <sup>(a)</sup>	0.0000	$ipc_t^{BA} \Rightarrow ypc_t^{BA}$	ARDL (6.4)
$ypc_t^{CE}$ não Granger-causa $ipc_t^{CE}$	25.30 <sup>(a)</sup>	0.0005	$ypc_t^{CE} \Rightarrow ipc_t^{CE}$	ARDL (6.7)
$ipc_t^{CE}$ não Granger-causa $ypc_t^{CE}$	16.71 <sup>(a)</sup>	0.0015	$ipc_t^{CE} \Rightarrow ypc_t^{CE}$	ARDL (6.7)
$ypc_t^{MA}$ não Granger-causa $ipc_t^{MA}$	17.47 <sup>(a)</sup>	0.0194	$ypc_t^{MA} \Rightarrow ipc_t^{MA}$	ARDL (7.7)
$ipc_t^{MA}$ não Granger-causa $ypc_t^{MA}$	114.73 <sup>(a)</sup>	0.0002	$ipc_t^{MA} \Rightarrow ypc_t^{MA}$	ARDL (6.7)
$ypc_t^{PB}$ não Granger-causa $ipc_t^{PB}$	27.96 <sup>(a)</sup>	0.0011	$ypc_t^{PB} \Rightarrow ipc_t^{PB}$	ARDL (5.6)
$ipc_t^{PB}$ não Granger-causa $ypc_t^{PB}$	20.11 <sup>(a)</sup>	0.0023	$ipc_t^{PB} \Rightarrow ypc_t^{PB}$	ARDL (5.6)
$ypc_t^{PE}$ não Granger-causa $ipc_t^{PE}$	50.96 <sup>(a)</sup>	0.0001	$ypc_t^{PE} \Rightarrow ipc_t^{PE}$	ARDL (7.6)
$ipc_t^{PE}$ não Granger-causa $ypc_t^{PE}$	22.41 <sup>(a)</sup>	0.0006	$ipc_t^{PE} \Rightarrow ypc_t^{PE}$	ARDL (5.8)
$ypc_t^{PI}$ não Granger-causa $ipc_t^{PI}$	25.12 <sup>(a)</sup>	0.0000	$ypc_t^{PI} \Rightarrow ipc_t^{PI}$	ARDL (3.2)
$ipc_t^{PI}$ não Granger-causa $ypc_t^{PI}$	5.18 <sup>(b)</sup>	0.0242	$ipc_t^{PI} \Rightarrow ypc_t^{PI}$	ARDL (5.6)
$ypc_t^{RN}$ não Granger-causa $ipc_t^{RN}$	7.79 <sup>(a)</sup>	0.0080	$ypc_t^{RN} \Rightarrow ipc_t^{RN}$	ARDL (4.6)
$ipc_t^{RN}$ não Granger-causa $ypc_t^{RN}$	6.33 <sup>(b)</sup>	0.0220	$ipc_t^{RN} \Rightarrow ypc_t^{RN}$	ARDL (5.5)
$ypc_t^{SE}$ não Granger-causa $ipc_t^{SE}$	17.24 <sup>(a)</sup>	0.0002	$ypc_t^{SE} \Rightarrow ipc_t^{SE}$	ARDL (3.5)

$ipc_t^{SE}$ não Granger-causa $ypc_t^{SE}$	8.13 (a)	0.0037	$ipc_t^{SE} \Rightarrow ypc_t^{SE}$	ARDL (2.2)
$ypc_t^{ES}$ não Granger-causa $ipc_t^{ES}$	62.31 (a)	0.0000	$ypc_t^{ES} \Rightarrow ipc_t^{ES}$	ARDL (4.4)
$ipc_t^{ES}$ não Granger-causa $ypc_t^{ES}$	3.06 (a)	0.0084	$ipc_t^{ES} \Rightarrow ypc_t^{ES}$	ARDL (4.1)
$ypc_t^{MG}$ não Granger-causa $ipc_t^{MG}$	-4.00 (a)	0.0008	$ypc_t^{MG} \Rightarrow ipc_t^{MG}$	ARDL (3.1)
$ipc_t^{MG}$ não Granger-causa $ypc_t^{MG}$	20.78	0.0009	$ipc_t^{MG} \Rightarrow ypc_t^{MG}$	ARDL (5.6)
$ypc_t^{RJ}$ não Granger-causa $ipc_t^{RJ}$	134.90 (a)	0.0000	$ypc_t^{RJ} \Rightarrow ipc_t^{RJ}$	ARDL (4.6)
$ipc_t^{RJ}$ não Granger-causa $ypc_t^{RJ}$	56.73 (a)	0.0001	$ipc_t^{RJ} \Rightarrow ypc_t^{RJ}$	ARDL (5.6)
$ypc_t^{SP}$ não Granger-causa $ipc_t^{SP}$	14.16(a)	0.0002	$ypc_t^{SP} \Rightarrow ipc_t^{SP}$	ARDL (2.3)
$ipc_t^{SP}$ não Granger-causa $ypc_t^{SP}$	15.66 (a)	0.0001	$ipc_t^{SP} \Rightarrow ypc_t^{SP}$	ARDL (3.4)
$ypc_t^{DF}$ não Granger-causa $ipc_t^{DF}$	75.24(a)	0.0000	$ypc_t^{DF} \Rightarrow ipc_t^{DF}$	ARDL (6.5)
$ipc_t^{DF}$ não Granger-causa $ypc_t^{DF}$	13.84 (a)	0.0056	$ipc_t^{DF} \Rightarrow ypc_t^{DF}$	ARDL (6.6)
$ypc_t^{GO}$ não Granger-causa $ipc_t^{GO}$	79.41 (a)	0.0004	$ypc_t^{GO} \Rightarrow ipc_t^{GO}$	ARDL (6.5)
$ipc_t^{GO}$ não Granger-causa $ypc_t^{GO}$	1939.58 (a)	0.0000	$ipc_t^{GO} \Rightarrow ypc_t^{GO}$	ARDL (5.7)
$ypc_t^{MT}$ não Granger-causa $ipc_t^{MT}$	22.69 (a)	0.0000	$ypc_t^{MT} \Rightarrow ipc_t^{MT}$	ARDL (2.1)
$ipc_t^{MT}$ não Granger-causa $ypc_t^{MT}$	30.85(a)	0.0000	$ipc_t^{MT} \Rightarrow ypc_t^{MT}$	ARDL (3.4)
$ypc_t^{MS}$ não Granger-causa $ipc_t^{MS}$	22.49(a)	0.0016	$ypc_t^{MS} \Rightarrow ipc_t^{MS}$	ARDL (3.8)
$ipc_t^{MS}$ não Granger-causa $ypc_t^{MS}$	16.03 (a)	0.0008	$ipc_t^{MS} \Rightarrow ypc_t^{MS}$	ARDL (4.7)
$ypc_t^{PR}$ não Granger-causa $ipc_t^{PR}$	6.69(b)	0.0135	$ypc_t^{PR} \Rightarrow ipc_t^{PR}$	ARDL (5.5)
$ipc_t^{PR}$ não Granger-causa $ypc_t^{PR}$	25.02 (a)	0.0014	$ipc_t^{PR} \Rightarrow ypc_t^{PR}$	ARDL (6.6)
$ypc_t^{RS}$ não Granger-causa $ipc_t^{RS}$	3.47 (b)	0.0419	$ypc_t^{RS} \Rightarrow ipc_t^{RS}$	ARDL (4.4)
$ipc_t^{RS}$ não Granger-causa $ypc_t^{RS}$	7.81(a)	0.0053	$ipc_t^{RS} \Rightarrow ypc_t^{RS}$	ARDL (5.4)
$ypc_t^{SC}$ não Granger-causa $ipc_t^{SC}$	44.85 (a)	0.0001	$ypc_t^{SC} \Rightarrow ipc_t^{SC}$	ARDL (6.6)
$ipc_t^{SC}$ não Granger-causa $ypc_t^{SC}$	7.38(a)	0.0046	$ipc_t^{SC} \Rightarrow ypc_t^{SC}$	ARDL (3.3)

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

Assim, constata-se a existência de um mecanismo de retroalimentação (bicausalidade) em que, por um lado, os investimentos em infraestrutura de transportes impulsionam o crescimento econômico. Com a redução dos custos de transportes, há um incremento na competitividade das empresas e na oferta de empregos e conseqüente maior nível de renda do local, corroborando os postulados keynesianos. Por outro lado, observa-se também que o crescimento econômico estimula os investimentos públicos em infraestrutura de transportes. O crescimento econômico gera riqueza e bem-estar para a população, a qual passa a demandar mais bens e serviços públicos em infraestrutura. Conseqüentemente, o Estado precisa ofertar esses bens e serviços em infraestrutura de transporte para atender essa demanda crescente.

### CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo analisou a relação de causalidade, no sentido de precedência temporal, entre gastos com investimento público federais em infraestrutura de transportes e crescimento econômico do Brasil e dos seus Estados, no período de 1995 a 2021. Os resultados encontrados sugerem que há uma relação de bicausalidade entre os investimentos públicos em transportes e crescimento econômico, evidenciando a prevalência conjunta das hipóteses keynesiana e wagneriana.

Entretanto, os resultados aqui obtidos apresentam limitações por abordar uma relação de causalidade de Granger em uma estrutura bivariada, incorrendo em omissão de variáveis relevantes. Essa limitação pode ser superada por meio de uma abordagem multivariada (modelos VAR).

Como proposta de pesquisas futuras, sugere-se analisar a causalidade entre outras categorias de investimentos públicos federais e crescimento econômico, possibilitando a comparação entre os diferentes tipos de investimentos e sua efetividade ao longo dos anos no Brasil. Além disso, é de conhecimento que múltiplos riscos associados a projetos de infraestrutura em transportes impedem o financiamento de investidores privados. Portanto, futuras pesquisas podem analisar em que medida a redução de riscos associados a projetos de infraestrutura de longo prazo em transporte tem o potencial de atrair mais financiamento privado. Por fim, como a consideração dos efeitos keynesianos tende a ser de demanda e de curto prazo, futuros desdobramentos da pesquisa na área deverão levar em consideração os efeitos colaterais da oferta de longo prazo dos investimentos públicos.

## REFERÊNCIAS

- Alam, K. M., Li, X., Baig, S., Ghanem, O. & Hanif, S. (2021). Causality between Transportation infrastructure and economic Development in Pakistan: An ARDL analysis. *Research in Transportation Economics*, 88, [100974]. <https://doi.org/10.1016/j.retrec.2020.100974>
- Andrade, A. & Bacciotti, R. (2020). A política fiscal no Brasil e a relação com o crescimento econômico. In: F. Salto & J. Pellegrini, (Org). *Contas Públicas no Brasil*. (pp. 57-78). São Paulo: Saraiva Educação.
- Andres, L.A, Fenwick, C., & Biller, S. A. D. (2022). *Brazil Infrastructure Assessment: Synthesis Report*. (World Bank Group, Report No. 174544). <http://documents.worldbank.org/curated/en/099140006292213309/P1745440133da50c0a2630ad342de1ac83>
- Bamba, M., Combes, J. L. & Minea, A. (2020). The effects of fiscal consolidations on the composition of government spending. *Applied Economics*, 52(14), 1517-1532. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1676392>
- Benavides, D. R., Vemegas-Martínez, F. & Santiago, V. L. (2013). La ley de Wagner versus la hipótesis keynesiana: el caso de México, 1950-2009. *Investigación económica*, 72(283), 69-98. [https://doi.org/10.1016/S0185-1667\(13\)72587-6](https://doi.org/10.1016/S0185-1667(13)72587-6)
- Berg, C. N., Deichmann, U., Liu, Y. & Selod, H. (2017). Transport policies and development. *Journal of Development Studies*, 53(4), 465-480. <https://doi.org/10.1080/00220388.2016.1199857>
- Bertussi, G. L. & Ellery Junior, R. (2012). Infraestrutura de transporte e crescimento econômico no Brasil. *Journal of Transport Literature*, 6(4), 101-132. <https://dx.doi.org/10.1590/S2238-10312012000400006>
- Beyzatlar, M. A., Karacal, M. & Yetkiner, H. (2014). Granger-causality between transportation and GDP: A panel data approach. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 63, 43-55. <https://doi.org/10.1016/j.tra.2014.03.001>
- Campbell, J. Y. & Perron, P. (1991). Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. In *NBER Macroeconomics Annual*, 6, pp.141-201. <https://doi.org/10.1086/654163>
- Confederação Nacional dos Transportes - CNT (2022). *Pesquisa CNT de Rodovias 2022*. Acesso em 20 de Junho de 2023. <https://cnt.org.br/documento/6b-24f1b4-9081-485d-835d-c8aafac2b708>
- Couri, D. & Bijus, P. (2022) Subsídios para uma reforma orçamentária no Brasil. In: F. Salto, J. Villaverde & L. Karpuska (Org.). *Reconstrução: o Brasil dos anos 20*. (pp 408-432). São Paulo: Saraiva Educação.

- de Borja Reis, C. F., de Araújo, E. C. & Gonzales, E. O. (2019). Public investment boosted private investment in Brazil between 1982 and 2013. *Journal of Economic Issues*, 53(3), 813-840. <https://doi.org/10.1080/00213624.2019.1644931>
- Easterly, W. & Serven, L. (Eds.). (2003). *The limits of stabilization: infrastructure, public deficits and growth in Latin America*. Washington DC: World Bank Publications. <https://openknowledge.worldbank.org/server/api/core/bitstreams/a3be8393-ac64-5ba0-aac7-17ffa5bea57a/content>
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. <http://dx.doi.org/10.2307/1913236>
- Farhadi, M. (2015). Transport infrastructure and long-run economic growth in OECD countries. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 74, 73-90. <https://doi.org/10.1016/j.tra.2015.02.006>
- Gadelha, S. R. B. (2011). Política fiscal anticíclica, crise financeira internacional e crescimento econômico no Brasil. *Brazilian Journal of Political Economy*, 31(5), 794-812. <https://doi.org/10.1590/S0101-31572011000500006>
- Gadelha, S. R. B. & Divino, J. A. (2013). Uma análise da ciclicidade da política fiscal brasileira. *Estudos Econômicos*, 43 (4), 711-743. <https://doi.org/10.1590/S0101-41612013000400004>
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Gujarati, D. N. & Porter, D. C. (2011). *Econometria Básica*. (5a ed.). México: McGraw Hill. <https://fvela.files.wordpress.com/2012/10/econometria-da-modar-n-gujarati-5ta-ed.pdf>
- Irاندoust, M. (2019). Wagner on government spending and national income: A new look at an old relationship. *Journal of Policy Modeling*, 41(4), 636-646. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2019.02.003>
- Johansen, S. & Juselius, K (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- Kumo, W. L. (2012). *Infrastructure investment and economic growth in South Africa: A granger causality analysis*. (African Development Bank Group, Working paper series No. 160). [https://www.afdb.org/sites/default/files/documents/publications/working\\_paper\\_160\\_-\\_infrastructure\\_investment\\_and\\_economic\\_growth\\_in\\_south\\_africa\\_a\\_granger\\_causality\\_analysis.pdf](https://www.afdb.org/sites/default/files/documents/publications/working_paper_160_-_infrastructure_investment_and_economic_growth_in_south_africa_a_granger_causality_analysis.pdf)

- Lanne, M., Lütkepohl, H. & Saikkonen, P. (2002). Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of time series analysis*, 23(6), 667-685. <https://doi.org/10.1111/1467-9892.00285>
- Lanne, M., Lütkepohl, H. & Saikkonen, P. (2003). Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(1), 91-115. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00036>
- Laurenceson, J. & Chai, J. C. H. (1998). Financial liberalization and financial depth in China. *Savings and Development*, 22(4), 393-413. <http://www.jstor.org/stable/25830668>
- Maddala, G. S. & Kim, I-M. (2000). *Unit roots, cointegration, and structural change. Themes in modern econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511751974>
- Magazzino, C. (2012). Wagner versus Keynes: Public spending and national income in Italy. *Journal of Policy Modeling*, 34(6), 890-905. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2012.05.012>
- Mohmand, Y. T, Mehmood, F, Mughal, K. S. & Aslam, F. (2021). Investigating the causal Relationship between transport infrastructure, economic growth and transport emissions in Pakistan. *Research in Transportation Economics*, 88, [1009742]. <https://doi.org/10.1016/j.retrec.2020.100972>
- Monteiro, S. (2022). *Necessidade de retomada dos investimentos deve influenciar debate sobre futuro do teto de gastos*. [Posteado em blog da Conjuntura Econômica]. <https://ibre.fgv.br/blog-da-conjuntura-economica/artigos/necessidade-de-retomada-dos-investimentos-deve-influenciar>
- Orair, R. O. & Siqueira, F. D. F. (2018). Investimento público no Brasil e suas relações com ciclo econômico e regime fiscal. *Economia e Sociedade*, 27(3), 939-969. <https://doi.org/10.1590/1982-3533.2018v27n3art9>
- Ouattara, B (2004). *Foreign aid and fiscal policy in Senegal*. [Mimeo]. Manchester: University of Manchester.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401. <https://doi.org/10.2307/1913712>
- Pinto, V.; Salto, F. S. & Tinoco, G. (2022). Regras Fiscais e a responsabilidade com as contas públicas. In: F. Salto, J. Villaverde & L. Karpuska (Org.). *Reconstrução: o Brasil dos anos 20*. (pp 385-405). São Paulo: Saraiva Educação.
- Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1998). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In S. Strom (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th century: The Ragnar Frish Centennial Symposium*. (pp. 371-413). Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CCOL0521633230.011>

- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Raiser, M., Clarke, R., Procee, P., Brinceño-Garmendia, C., Kikoni, E., Kizito, J. & Viñuela, L. (2017), *Back to planning: How to close Brazil's infrastructure gap in times of austerity*. (World Bank Group, Report No. 117392-BR). <https://doi.org/10.1596/28286>
- Rocha, I. (2022). Infraestrutura: diagnóstico e propostas. In: F. Salto, J. Villaverde & L. Karpuska (Org.). *Reconstrução: o Brasil dos anos 20*. (pp 434-450). São Paulo: Saraiva Educação.
- Saikkonen, P. & Lütkepohl, H. (2002). Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric theory*, 18(2), 313-348. <https://doi.org/10.1017/S0266466602182053>
- Schuknecht, L. & Zemanek, H. (2018). *Social dominance*. (CESifo Working Papers Series No. 6894). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3164036>
- Servén, L. (2007). *Fiscal rules, public investment, and growth*. (World Bank Group, Policy Research Working Paper No. 4382). <https://documents1.worldbank.org/curated/en/782521468175442672/pdf/wps4382.pdf>
- Triches, D. & Bertussi, L. A. S. (2017). Multicointegração e sustentabilidade da política fiscal no Brasil com regime de quebras estruturais (1997-2015). *Revista Brasileira de Economia*, 71(3), 379-394. <https://doi.org/10.5935/0034-7140.20170018>
- Vogelsang, T. J., & Perron, P. (1998). Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. *International Economic Review*, 39(4), 1073-1100. <https://doi.org/10.2307/2527353>
- Wagner, A. (1911). Staat in nationalökonomischer Hinsicht. *Handwörterbuch der Staatswissenschaften*, 7, 743-745.
- Wagner, A. (1911). Staat in nationalökonomischer Hinsicht. *Handwörterbuch der Staatswissenschaften*, 743-745. (3a ed., Book 7). Jena: Lexis.
- Yu, N., De Jong, M., Storm, S. & Mi, J. (2012). Transport infrastructure, spatial clusters and regional economic growth in China. *Transport Reviews*, 32(1), 3-28. <https://doi.org/10.1080/01441647.2011.603104>

© 2025 por los autores; licencia no exclusiva otorgada a la revista Estudios económicos. Este artículo es de acceso abierto y distribuido bajo los términos y condiciones de una licencia Atribución-No Comercial 4.0 Internacional (CC BY-NC 4.0) de Creative Commons. Para ver una copia de esta licencia, visite <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>