



**INSTITUTO BRASILEIRO DE ENSINO, DESENVOLVIMENTO E PESQUISA - IDP  
MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA, POLÍTICAS PÚBLICAS E  
DESENVOLVIMENTO**

**CRESCIMENTO ECONÔMICO E INVESTIMENTO PÚBLICO EM  
INFRAESTRUTURA DE TRANSPORTES NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE  
CAUSALIDADE TEMPORAL**

**CAMILA ARAÚJO SOARES DA SILVA**

**Brasília/DF  
2022**

**Camilla Araújo Soares da Silva**

**Crescimento Econômico e Investimento Público em Infraestrutura de Transportes no  
Brasil: Uma Análise de Causalidade Temporal**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP), como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento.

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha

Brasília/DF

2022

Camilla Araújo Soares da Silva

Crescimento Econômico e Investimento Público em Infraestrutura de Transportes no Brasil:  
Uma Análise de Causalidade Temporal

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP), como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento. Aprovado em: \_\_\_\_/\_\_\_\_/\_\_\_\_

Banca Examinadora:

**Prof. Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha – Professor Orientador**  
Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP)

**Prof. Dr. Thiago Costa Monteiro Caldeira**  
Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP)

**Prof. Dr. Daniel Rodrigues Aldigueri**  
Ministério da Infraestrutura

Brasília/DF

2022

## **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, estimou-se modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas (ARDL), nos quais foi aplicado o teste de causalidade de Granger. Todos os resultados apontaram para uma relação de bicausalidade de Granger. Investimentos em infraestrutura de transportes incrementam o crescimento econômico do local, este crescimento gera uma maior demanda por bens e serviços públicos em infraestrutura, impulsionando mais investimentos no setor. As análises e resultados deste estudo podem auxiliar os gestores públicos na tomada de decisão acerca da alocação de recursos públicos.

### **Palavras-Chave**

Investimento público em transportes. Crescimento econômicos. Teste de causalidade de Granger.

## **ABSTRACT**

The aim of the present study is to investigate the direction of the causality relationship between public transportation spendings and economic growth in Brazil and its states covering the period 1995-2021, using the Granger causality test in bivariate structures. All the results of Granger causality suggest a bidirectional flow for public transportation investments and economic growth. In other words, investments in transport infrastructure increase the local economic growth, which, in turn, generates a greater demand for public goods and services in infrastructure, boosting more investments in the sector. The answer to this question could provide a basis and better rationale for the policymaker in their investment decision-making process.

### **Keywords**

Public investment in transport. Economic growth. Granger causality test.

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

## Sumário

1. Introdução .....	6
1.1 Contextualização do Tema .....	6
1.2 Problema de Pesquisa .....	7
1.3 Hipóteses da Pesquisa.....	7
1.4 Objetivos Geral e Específicos.....	8
1.4.1 Objetivo Geral .....	8
1.4.2 Objetivos Específicos .....	8
1.5 Delimitação do Escopo do Estudo.....	8
1.6 Justificativa do Tema: Relevância.....	8
1.7 Organização do Estudo.....	9
2. Referencial Teórico .....	9
2.1 Literatura internacional e nacional .....	9
2.2 Contribuição à Literatura.....	12
3. Metodologia.....	13
3.1 Estacionariedade: Testes de Raízes Unitárias .....	13
3.2 Causalidade de Granger Bivariada .....	18
4. Plano Amostral, Descrição das Variáveis e Tratamento dos Dados.....	20
5. Análise dos Resultados .....	21
6. Considerações Finais e Implicações de Política .....	33
Apêndice.....	35
Referências .....	65

## 1. Introdução

### 1.1 Contextualização do Tema

Conforme levantamento realizado pelo Observatório da Política Fiscal do FGV IBRE no Brasil, o percentual de gastos realizados exclusivamente pelo Governo Federal com investimento saiu da casa dos 0,64% do Produto Interno Bruto (PIB) ao ano registrado de 2009-2014 para uma média de 0,29%, de 2015 a 2020. Quando também considerados os investimentos realizados pelos Estado e Municípios, esse índice alcança 2,2% do PIB na média dos seis anos encerrados em 2014 e cai para 1,3% nos seis anos entre 2015-2020 (MONTEIRO, 2022).

Especificamente sobre investimento público em infraestrutura, Rocha aponta 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. Afirmar 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 (ROCHA, 2022).

A redução do investimento público brasileiro vem contextualizada em um período de crescimento lento da economia global, em razão da crise sanitária causada pela COVID-19, projetando-se, para 2022, crescimento global de 4.4%, ainda em razão do surgimento e da necessidade de controle de novas variantes (FMI, 2022a). Especificamente sobre o Brasil, a Secretaria de Política Econômica (SPE) do Ministério da Economia revisou o crescimento do PIB real em 2022 para 2,7%, superando a projeção anterior de 2,0%, conforme divulgado no Boletim Macrofiscal da SPE do último mês de setembro.

O FMI alerta que as medidas adotadas pelos países para combater os efeitos da pandemia causada pela COVID-19 geraram um aumento de endividamento público sem precedentes, defendendo a necessidade de retorno aos limites estabelecidos em suas regras fiscais (FMI, 2022b).

Ocorre que processos de ajuste fiscal tendem a estar associados à diminuição do investimento público, criando uma política fiscal pro-cíclica, impactando negativamente o crescimento econômico (ORAIR; SIQUEIRA, 2018; ANDRADE; BACCIOTTI, 2020).

Em períodos de recessão econômica, os investimentos públicos são importantes instrumentos de política econômica (ROCHA, 2022). Assim, diversos países vêm adotando ações de investimento público para a retomada da economia (OH, KANG, JEONG, 2021; U.S. GOVERNMENT, 2021; KINKARTZ, 2022; RAI, 2022; ROCHA, 2022).

Nesse sentido, os impactos dos investimentos públicos na economia brasileira devem ser investigados, fornecendo subsídios para a melhor alocação de recursos e a formulação de políticas públicas.

## 1.2 Problema de Pesquisa

Qual é 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?

## 1.3 Hipóteses da Pesquisa

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.

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 real, podem ser usados para estimular o crescimento econômico (GADELHA, 2011; MAGAZZINO, 2012; BENAVIDES; VEMEGAS-MARTÍNEZ; SANTIAGO, 2013).

A existência de uma relação de bicausalidade entre crescimento econômico e investimentos públicos ( $y_t \leftrightarrow ip_t$ ) corrobora a prevalência conjunta das hipóteses mencionadas anteriormente.

Por fim, a ausência de causalidade entre crescimento econômico e investimentos públicos ( $y_t \leftrightarrow ip_t$ ) postula a inexistência de relação entre as variáveis analisadas.

## **1.4 Objetivos Geral e Específicos**

### **1.4.1 Objetivo Geral**

O presente estudo tem por objetivo geral analisar a relação de causalidade 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. Para tanto, será investigado se os investimentos públicos federais no setor de infraestrutura de transportes possuem efeitos em relação ao produto do Brasil e das suas unidades federadas.

### **1.4.2 Objetivos Específicos**

Em termos de objetivos específicos, realiza-se inicialmente uma rigorosa análise de estacionariedade nas séries temporais em estudo, considerando-se a presença de quebras estruturais. Em seguida, estima-se modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas (*Autoregressive Distributed Lag Models – ARDL*) expandidos por 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.

## **1.5 Delimitação do Escopo do Estudo**

A pesquisa avaliará 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.

## **1.6 Justificativa do Tema: Relevância**

No Brasil, a relação de causalidade entre investimentos públicos e crescimento econômico é tema não consensual no atual debate acadêmico, mas com importantes implicações de política econômica. Em relação à necessidade de reforma do regime fiscal



brasileiro, surge a questão da diminuição dos investimentos públicos e eventuais medidas que devem ser adotadas para reverter essa situação (PINTO, 2021; CAMBRAIA; GREGGIANIN; VOLPE, 2020; CARVALHO, 2020; COURI, BIJOS, 2022; ROCHA, 2022; SALTO, TINOCO, PINTO, 2022).

Entretanto, é preciso avaliar se, de fato, ao longo dos anos, os investimentos públicos contribuíram para o crescimento econômico do país. Como já apontado, no Brasil, foram realizados estudos acerca dos efeitos das despesas públicas no PIB (GADELHA, 2011; GADELHA; DIVINO, 2013, ORAIR; SIQUEIRA, 2018, ANDRADE; BACCIOTTI, 2020).

Ocorre que é importante apontar 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.

A escolha dos investimentos públicos federais em infraestrutura de transportes se baseia no papel relevante que esse tipo de infraestrutura possui com a atividade econômica dos países.

Assim, o presente trabalho buscar contribuir com uma visão mais detalhada dos impactos dos investimentos públicos federais em infraestrutura de transportes e o crescimento econômico do Brasil e das suas unidades federadas.

## **1.7 Organização do Estudo**

Após esta introdução, o presente estudo encontra-se dividido da seguinte forma: a segunda seção apresenta o referencial teórico. Na terceira seção, é apresentada a metodologia do trabalho. Em seguida, descreve-se os dados e o tratamento feito nas variáveis. A quarta seção apresenta os resultados do modelo econométrico estimado, com a sua respectiva análise. Por fim, a quinta seção trata das considerações finais e implicações de políticas à luz dos resultados obtidos, bem como apresenta sugestões de pesquisas futuras.

## **2. Referencial Teórico**

### **2.1 Literatura internacional e nacional**

O comportamento entre gasto público e desenvolvimento econômico é tema estudado ao redor do mundo há várias décadas. Os resultados encontrados são diversos, variando conforme o país ou a natureza da despesa pública.

Ghate e Zak (2002) estudaram a dinâmica do crescimento e posterior diminuição dos gastos governamentais nos Estados Unidos, através de um modelo de crescimento geral e equilibrado. Foram utilizados dados anuais do período de 1929 a 2000.

Foram encontrados os seguintes resultados: a) as políticas públicas consideradas ótimas sob o ponto de vista político podem ser prejudiciais à economia; b) os ciclos produzidos pelo modelo são oriundos da política fiscal adotada; c) a adoção da política fiscal gera transferências excessivas que causam o aumento do estado do bem-estar social.

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 produto da economia. Utilizando o teste de cointegração de Johansen e o teste de causalidade de Granger, em estruturas multivariadas, encontrou os seguintes resultados: a) no longo prazo, há uma prevalência keynesiana nos investimentos públicos; b) é válida a hipótese dos efeitos não keynesianos da política fiscal nas despesas previdenciárias e amortização da dívida; c) a teoria wagneriana dos gastos públicos prevalece nas transferências governamentais; e d) há relação de bicausalidade de Granger entre o PIB real e as demais despesas correntes.

Com o objetivo de contribuir com a literatura acerca da lei de Wagner na Itália, Magazzino (2012) estudou a relação entre o PIB real e 5 tipos de despesas anuais orçamentárias do governo italiano, no período de 1960-2008. As propriedades de suas séries temporais foram definidas através de diversos testes de raiz unitária (ADF, DF-GLS, PP e KPSS). O autor aponta que é possível a obtenção de 4 resultados: a) hipótese neutra, quando inexistente causalidade entre gasto e PIB; b) hipótese wagneriana; c) hipótese keynesiana; e d) hipótese *feedback*, existe um fluxo de causalidade bidirecional entre PIB e gasto público.

Os resultados demonstraram que os gastos com pagamento de juros, empréstimos para produção e investimentos são cointegrados, compartilhando uma tendência de longo prazo. O teste de causalidade de Granger apontou que a teoria wagneriana está presente no pagamento de juros, no longo prazo e, no curto prazo, nas despesas decorrentes de relações de trabalho. Por sua vez, observou-se a causalidade no sentido keynesiano, no curto prazo, nos gastos com pagamento de juros, empréstimos para produção e investimentos públicos. Logo, o estudo demonstrou que há uma prevalência da teoria keynesiana nos gastos do governo

italiano. Essa constatação é relevante para uma avaliação acerca da natureza dos gastos para estimular o crescimento econômico de longo prazo.

Gadelha e Divino (2013) exploraram o comportamento cíclico da política fiscal no Brasil, nos anos de março de 2002 a julho de 2011. Com dados mensais que abarcaram o período de 2002 a julho de 2011, realizaram estimações GMM em modelos estáticos e dinâmicos.

O modelo dinâmico captou os efeitos da rigidez orçamentária nas decisões de política fiscal. Além do mais, constatou-se a pro-ciclicidade da política fiscal brasileira, através da relação positiva e estatisticamente relevantes entre a razão despesas governamentais/PIB e o hiato do produto.

Irandoost (2019) examinou a aplicabilidade da lei de Wagner em 12 países da OCDE, entre os anos de 1995 e 2015. Para tanto, utilizou o teste de causalidade de Granger em *bootstrap panel*, que através da dependência *cross-seccional*, heterogeneidade e quebras estruturais entre os países para determinar a estrutura de causalidade.

Os resultados obtidos apontam para: a) causalidade unidirecional do PIB per capita para os gastos governamentais no Reino Unido, França, Holanda, Irlanda e Finlândia; b) causalidade unidirecional dos gastos reais governamentais per capita para o PIB na Noruega; c) bicausalidade entre as duas variáveis, na Espanha e Itália; e d) neutralidade entre as variáveis, na Alemanha, Bélgica, Suécia e Dinamarca. Entretanto, o autor destaca que não houve evidência que apoiem gastos governamentais para incentivar o crescimento econômico.

Com o intuito de conhecer a relação entre gasto público e crescimento econômico no México, Benavides *et al.* (2013) testam a aplicabilidade da lei de Wagner e da teoria keynesiana, para o período entre 1950 e 2009. Utilizaram o modelo VAR, com testes de cointegração e causalidade de Granger. Os resultados mostraram que os indicadores relativos ao crescimento econômico e gasto público se cointegram. As evidências encontradas validam a lei de Wagner no México em detrimento da teoria keynesiana. O estudo realizado pelos autores apresenta dados que podem auxiliar os formuladores de política fiscal do México para o enfrentamento de crises econômicas.

De uma forma mais detalhada sobre os tipos de investimentos públicos, Kumo (2012) pesquisou a relação de causalidade de Granger entre crescimento econômico, investimentos em infraestrutura e emprego na África do Sul, entre os anos de 1960 e 2009, através do modelo autorregressivo vetorial (VAR) com e sem quebras estruturais. Os

resultados indicaram que uma relação de bicausalidade de Granger entre crescimento econômico e investimentos em infraestrutura.

Ademais, o autor constatou bicausalidade entre os investimentos em infraestrutura e emprego no setor público e causalidade unidirecional do emprego do setor privado para o crescimento econômico.

Especificamente sobre investimentos na área de transportes, Beyzatlar *et al.* (2014) analisaram a relação de causalidade de Granger, através dados de painel, entre renda e transportes em 15 países da União Europeia, no período de 1970 a 2008. Ao invés de considerar transportes como estoque de capital ou investimento público, transportes foi considerado como todas as facilidades que fazem bens, serviços e pessoas se movimentarem. Assim, as variáveis utilizadas foram o PIB *per capita* e transporte terrestre de mercadorias em toneladas/km *per capita*. Os resultados demonstraram a preponderância da causalidade de Granger bidirecional, com uma forte ligação entre nível de desenvolvimento e transportes.

Com esse mesmo escopo, Yu *et al.* (2012) pesquisaram a relação de causalidade entre investimento em infraestrutura de transportes e crescimento econômico na China, no âmbito nacional e regional. Realizaram o teste de causalidade de Granger e cointegração, utilizando séries temporais referentes ao período de 1978 a 2008.

Os achados da pesquisa demonstram: a) uma causalidade unidirecional de Granger no sentido do crescimento econômico para infraestrutura de transporte, no nível federal; b) na região leste chinesa, a existência de bicausalidade de Granger; e, c) nas regiões oeste e central de baixa renda, uma causalidade unidirecional de Granger no sentido do crescimento econômico para infraestrutura de transporte. Os autores concluem que um incremento na infraestrutura de transportes não é suficiente para estimular o crescimento econômico nas regiões chinesas menos desenvolvidas.

## 2.2 Contribuição à Literatura

O presente estudo contribui para a literatura que trata da relação entre gastos governamentais e crescimento econômico, ao abordar uma espécie de investimento público e a sua dinâmica com o crescimento econômico do país e dos seus estados.

Diversas propostas sobre estímulos à economia pela realização de investimentos públicos estão sendo discutidas. Foram realizados, por exemplo, estudos acerca dos impactos

dos gastos públicos na economia brasileira (GADELHA, 2011; GADELHA; DIVINO, 2013, ORAIR; SIQUEIRA, 2018, ANDRADE; BACCIOTTI, 2020).

Nesse sentido, foram abordados os efeitos dos investimentos públicos na nossa economia. Todavia, não se identifica debates aprofundados especificamente sobre os impactos dos investimentos públicos em infraestrutura de transportes no crescimento econômico do país.

Além do mais, o presente trabalho apresenta uma análise desses investimentos desagregados por Estado/DF, o que permite ter uma visão mais detalhada da dinâmica entre os investimentos federais em transportes e o crescimento econômico das unidades federadas.

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 (HONG; CHU; WANG, 2011; FARHADI, 2015, BERG *et al.*, 2017). As evidências empíricas da existência de uma relação de bicausalidade de Granger entre crescimento econômico e investimento público em infraestrutura de transportes, tanto no âmbito nacional como no estadual, contribuem para a literatura ao fornecer uma análise detalhada da relação entre essas duas variáveis, subsidiando os formuladores de políticas públicas na alocação dos recursos públicos, em um cenário de restrição orçamentária e de necessidade de corte de gastos públicos.

### 3. Metodologia

#### 3.1 Estacionariedade: Testes de Raízes Unitárias

Para ser possível o trabalho com as séries temporais, utilizou-se um conjunto de testes de estacionariedade, tanto lineares quanto com quebras estruturais. Foram aplicados os testes de raiz unitária modificados de Dickey-Fuller ( $ADF^{GLS}$ ) e de Phillips-Perron ( $MZ_{\alpha}^{GLS}$ ), propostos por Elliot, Rottemberg e Stock (1996), assim como Ng e Perron (2001), os quais superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979, 1981), Said e Dickey (1984) e de Phillips e Perron (1988).

As modificações no teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e de Said e Dickey (1984) se fundamentam em dois aspectos centrais: (a) a extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS) é ineficiente, e; (b) a

importância de uma seleção apropriada à ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

Para o primeiro caso, Elliot, Rotemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) a fim de extrair a tendência estocástica da série. Para tanto, emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística  $ADF^{GLS}$  como sendo a estatística  $t$  para testar a hipótese nula  $H_0: \beta_0 = 0$ , de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa  $H_A: \beta_0 < 0$ , de que a série é estacionária. A regressão estimada por mínimos quadrados ordinários é determinada por:

$$\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (1)$$

na Equação (1),  $\tilde{y}_t$  define a série com tendência removida por mínimos quadrados generalizados,  $\Delta$  o operador de primeiras diferenças e  $e_{tk}$  o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico.

No tocante ao segundo aspecto, Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores à defasagem  $k$ , quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série, conduzindo os testes de raízes unitárias a importantes distorções.

Esta situação motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (MAIC) à seleção da defasagem autorregressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagem na Equação (1). O MAIC é projetado para selecionar um comprimento de defasagem relativamente longo na presença de uma raiz média-móvel próxima da unidade, a fim de evitar distorções, e um comprimento de defasagem menor na ausência de tal raiz, de modo que o poder do teste não fica comprometido. O teste  $ADF^{GLS}$  usa a estatística  $t$  (mínimos quadrados ordinários) correspondente a  $\beta_0$  na referida Equação.

Ng e Perron (2001) sugeriram que as mesmas modificações propostas também fossem aplicadas ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste  $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$ . Particularmente, as versões modificadas definem os testes  $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$ ,  $\underline{MSB}$  e  $\underline{MZ}_t^{GLS}$ , os quais baseiam-se em:

$$\underline{MZ}_\alpha^{GLS} = (T^{-1}y_T^d - \hat{\lambda}^2) \left( 2T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^d \right)^{-1} \quad (2)$$

$$\underline{MSB} = \left( T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^d / \hat{\lambda}^2 \right)^{1/2} \quad (3)$$

$$\underline{MZ}_t^{GLS} = \underline{MZ}_\alpha^{GLS} \times \underline{MSB} \quad (4)$$

Através de simulações, Ng e Perron (2001) mostraram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder, mas menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais de *Augmented* Dickey e Fuller e Phillips-Perron. Os valores críticos das estatísticas  $ADF^{GLS}$  e  $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$  estão reportados em Ng e Perron (2001), Tabela 1.

Entretanto, mesmo os testes modificados  $ADF^{GLS}$  e  $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$ ,  $\underline{MSB}$  e  $\underline{MZ}_t^{GLS}$  possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se viesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária quando a série é estacionária. Ao lidar com dados de séries temporais, os pesquisadores devem estar atentos a possíveis quebras estruturais. Uma quebra estrutural ocorre quando o comportamento de uma série muda abruptamente em um determinado ponto no tempo. Essas quebras geralmente resultam de choques exógenos, por exemplo, choques de preços de commodities, conflitos, mudanças de política e mudanças de regime cambial e/ou monetário.

Na análise econométrica, uma das principais premissas é que estatísticas descritivas (parâmetros), como a média e o desvio padrão, são relativamente estáveis ao longo do tempo. No entanto, quebras estruturais geralmente distorcem essas estatísticas. Como resultado, os parâmetros podem não mais caracterizar com precisão as propriedades das séries e os métodos econométricos podem gerar estimativas enviesadas e inconsistentes e, como resultado, previsões e estimações ruins. Além disso, Maddala e Kim (1999) explicam que mudanças estruturais afetam os resultados dos testes de raízes unitárias, cointegração e causalidade. Em vista disso, na análise de estacionariedade serão considerados dois testes de raízes unitárias que consideram a presença de quebra estrutural.

O trabalho de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias ao mostrar que um viés existe contra a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária quando a série temporal, sob investigação, é estacionária ao

redor de uma quebra estrutural. Considerou-se 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. E o Modelo C, que é conhecido como o modelo *changing growth path*, inclui mudança de um período em ambos nível e tendência.

Especificamente, a quebra estrutural é tratada como um evento exógeno, conhecendo-se sua data de ocorrência. Seja  $\tau$  o período anterior à quebra estrutural, de modo que a hipótese nula é que a série  $y_t$  segue um processo de raiz unitária com quebra estrutural no período  $t = \tau + 1$ , contra a hipótese alternativa de que  $y_t$  é estacionária. Em sua forma geral, o denominado modelo (C), considera quebra de intercepto e de tendência e é expresso por:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \mu_1 D_L + \mu_2 D_P + \mu_3 D_T + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

em que a variável *dummy* de impulso  $D_P = 1$  se  $t = \tau + 1$  e zero, caso contrário; variável *dummy* de nível  $D_L = 1$  se  $t > \tau$  e zero, caso contrário; e variável *dummy* de tendência  $D_T = t - \tau$  se  $t > \tau$  e zero, caso contrário;  $a_0$  é o intercepto;  $a_2$  é o coeficiente da tendência determinística  $t$ ; o termo de resíduo é um ruído branco não autocorrelacionado e homocedástico,  $\varepsilon_t \sim i. i. d. (0, \sigma^2)$ ;  $k$  é o número de defasagens escolhido de acordo com os critérios usuais de seleção de defasagens.  $\mu_1, \mu_2, \mu_3$  e  $\beta$  são parâmetros a serem estimados<sup>1</sup>. Os resíduos obtidos na equação em (5) são usados para estimar a equação por meio mínimo quadrados ordinários:

$$e_t = a_1 e_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Sob a hipótese nula de raiz unitária, o valor teórico de  $a_1$  é unitário. Sendo os resíduos independentes e identicamente distribuídos, a distribuição de  $a_1$  dependerá da razão tamanho da amostra pré-quebra/tamanho total da amostra, denotada por  $\lambda = \tau/T$ , em que  $T$  é o número total de observações. Assim sendo, o termo “ $\lambda$ ” determina a fração de quebra

---

<sup>1</sup> A hipótese nula do Modelo C impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (5):  $a_1 = 1, \mu_1 \neq 0, \mu_2 \neq 0$  e  $a_2 = \mu_3 = 0$ , ao passo que a hipótese alternativa, tem-se:  $|a_1| < 1, a_2 \neq 0, \mu_1 = 0, \mu_2 \neq 0$  e  $\mu_3 \neq 0$ . Perron (1989) prevê, ainda, dois casos particulares de mudanças no intercepto (Modelo A) ou na inclinação da série (Modelo B).



no teste de Perron (1989), representando a proporção de observações que ocorreram anteriormente à quebra estrutural, em relação ao número total de observações.

Caso os resíduos sejam correlacionados, deve-se então estimar a Equação (6) na forma do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com seleção apropriada de defasagens para corrigir a autocorrelação. Para essa finalidade, utiliza-se a abordagem do geral para o específico, conforme sugerido por Campbell e Perron (1991), onde se escolhe *a priori* um número máximo de defasagens ( $p_{máximo}$ ), as quais vão sendo eliminadas uma a uma, caso o coeficiente da última defasagem se apresente não significativo.

Todavia, Christiano (1992) criticou a abordagem de Perron (1989) sob o fundamento de que os pontos de quebra não devem ser tratados como exógenos uma vez que a imposição de uma data de quebra envolve uma questão de *data-mining*. Para Christiano (1992), a escolha da data da quebra estrutural está correlacionada com os dados, o que diminui a validade do procedimento proposto por Perron (1989) de seleção exógena da quebra. Pesquisas posteriores mudaram a hipótese de Perron (1989) de que o ponto de quebra é conhecido *a priori* e adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados.

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. O modelo geral é expresso na forma da seguinte equação:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 y_{t-1} + \mu_2 t + \beta_1 D_l + \beta_2 D_p + \beta_3 D_t + \sum_{i=1}^j p_t \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Em que  $y_t$  é a série de dados,  $\mu_0$  o intercepto,  $\mu_2$  o coeficiente de tendência determinística;  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\beta_3$  são parâmetros de quebra a serem estimados;  $D_l$ ,  $D_p$  e  $D_t$  são variáveis *dummies* para a quebra no intercepto, quebra no nível e quebra na tendência, respectivamente;  $p_t$  e  $\mu_1$  são parâmetros desconhecidos,  $\Delta$  é o operador de primeira diferença,  $j$  é a melhor defasagem selecionada pelo critério de informação Akaike; e  $\varepsilon_t$  são inovações independentes e identicamente distribuídas (i.i.d).

Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) propuseram que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos como também a uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível, que é conhecida pela forma não linear geral  $f_t(\theta)' \gamma$ , é acrescentada ao termo determinístico  $\mu_t$  do processo gerador de dados. Assim, o modelo é expresso pela expressão (8):

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + v_t \quad (8)$$

em que  $\theta$  e  $\gamma$  são parâmetros escalares desconhecidos,  $t$  é uma tendência temporal e  $v_t$  são erros residuais gerados por um processo AR(p) com possível raiz unitária.

Além da possibilidade de se modelar quebra estrutural com uma variável *dummy* de impulso, a mudança na função  $f_t(\theta)' \gamma$  pode ser: (i) uma variável *dummy* de mudança simples com data de mudança  $T_b$  (*shift dummy*); (ii) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período  $T_b$  (*exponential shift*); (iii) uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma *dummy* de mudança (*rational shift*).

Operacionalmente, o teste de raiz unitária proposto por Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) está baseado na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e na subtração dessa tendência da série original, seguida de um teste ADF desenvolvido às séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se a escolha de uma ordem de defasagens maior no primeiro passo e, então, obter a data de quebra que minimiza a soma dos erros quadrados generalizada do modelo em primeiras diferenças. A escolha do número ótimo de defasagens se baseia nos resultados apresentados pelo critério de informação de Schwarz.

### 3.2 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  $y_t$  (GUJARATI, POTER, 2011; MAGAZZINO, 2012).

A causalidade de Granger 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  $y_t$  (GADELHA, 2011).

Para se realizar a análise bivariada de causalidade no sentido de Granger, foram estimados modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas (*autoregressive distributed lag* – ARDL) para pares de variáveis. A escolha da modelagem ARDL permite capturar a dinâmica do sistema, prevenindo a omissão de defasagens relevantes. Entretanto, aponta-se como restrição o modelo possível omissão de variável relevante no sistema.

Gujarati explica que esse teste 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):

$$y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{11}(i)y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{12}(i)x_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (9)$$

$$x_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^l \alpha_{21}(i)y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_{22}(i)x_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad (10)$$

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 (9) e (10), 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-cause  $x_t$ , ao passo que a hipótese alternativa  $H_A: \alpha_{21}(i) \neq 0$  significa que  $y_t$  Granger-cause  $x_t$ . Com base nessas hipóteses, são possíveis 4 resultados para cada par de variáveis.

O teste de causalidade de Granger é sensível ao número de defasagens incluídas nos modelos ARDL, influenciando na direção da causalidade. Por esse motivo, foram utilizados critérios rigorosos de seleção de defasagens, baseados nos critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC).

#### **4. Plano Amostral, Descrição das Variáveis e Tratamento dos Dados**

O presente estudo utiliza dados anuais de variáveis econômicas, investimento público federal no setor de infraestrutura de transportes no plano nacional e estadual, Produto Interno Bruno (PIB) nacional e estaduais e respectiva população, no período de 1995 a 2021.

Os dados dos investimentos públicos foram fornecidos pelo Ministério da Infraestrutura. Referidos investimentos correspondem ao total das despesas de investimentos e inversões financeiras realizados no setor de transportes gasto pelo Ministério da Infraestrutura, exceto despesas financeiras, conforme definido nos Parágrafos 4º e 5º do Art. 12 da Lei nº 4.320, de 1964. Assim, trata-se de investimentos públicos federais, mas desagregados por Estados/DF.

A partir de 2020, a série histórica não contempla mais as Agências Reguladoras ANTT, ANTAQ e ANAC. Não foram considerados os gastos realizados com transporte urbano, competência exercida pelo então Ministério dos Transportes até 2002.

Destaca-se que nos dados originais não constavam valores de investimento individualizados para Distrito Federal, no ano de 2021. Este fato impedia a transformação desses em logaritmo natural. 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 referentes ao PIB foram obtidos no IPEA, a partir de dados do 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. 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.

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 PIB real nacional ou estadual *per capita*:  $ypc_t^i$ .

As variáveis foram deflacionadas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

## 5. Análise dos Resultados

### 5.1 Análise de Estacionariedade

A Tabelas 1 a 6 apresentam os resultados dos testes de estacionariedade das séries históricas utilizadas nesse trabalho. Como já relatado, foram realizados dois grupos de testes: os testes  $ADF^{GLS}$  e  $MZ_{\alpha}^{GLS}$  não identificam mudanças estruturais, por sua vez, os testes de Vogelsang e Perron (1998) e Saikkonen e Lütkepohl (2002) identificam quebras estruturais endogenamente.

Os resultados demonstram que, em pelo menos um teste com quebra estrutural, as séries analisadas são estacionárias em nível, ou seja, são séries integradas de ordem zero,  $I(0)$ .

A partir dos resultados dos testes para a União e cada uma de suas unidades federadas, foram construídas variáveis *dummies*, representando quebras estruturais no modelo.

As *dummies* D2001, D2003, D2008-2009, D2014-2016, D2020-2021 representam as recessões econômicas do país conforme o Comitê de Datação do Ciclo Econômico (CODACE) da Fundação Getúlio Vargas.

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 e BERTUSSI, 2017).

Nas séries temporais de alguns Estados apresentaram, observou-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 referidos resultados.

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

Variáveis	Modelo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena (data da quebra é desconhecida)					
		ADF <sup>GLS</sup>	$\overline{MZ}_t^{GLS}$	Lags	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
					Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste	Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste
$ypc_t^{Nac}$	C	-0,20	-0,29	1	<i>Innovational outlier</i>	2014	-4,68 <sup>(c)</sup> (4 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-2,84 <sup>(c)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{Nac}$	C,T	-1,01	-0,98		<i>Innovational outlier</i>	2019	-3,80 (4 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-2,93 <sup>(c)</sup> (3 lags)
$ypc_t^{Nac}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2014	-4,04 (4 lags)	-	-	-
$ipc_t^{Nac}$	C	-1,05	-1,18	2	<i>Innovational outlier</i>	2018	-3,15 (4 lags)	<i>Rational shift</i>	2002	-2,93 <sup>(b)</sup> (3 lags)
$ipc_t^{Nac}$	C,T	-1,02	-1,35	2	<i>Innovational outlier</i>	2006	-5,40 <sup>(b)</sup> (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2006	-3,15 <sup>(b)</sup> (5 lags)
$ipc_t^{Nac}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2016	-4,31 <sup>(c)</sup> (5 lags)	-	-	-

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

**Tabela 2** – Resultado dos testes de raízes unitárias (1995 a 2021). Estados da Região Norte

Variáveis	Modelo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena (data da quebra é desconhecida)					
		ADF <sup>GLS</sup>	$\overline{MZ}_t^{GLS}$	Lags	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
					Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste	Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste
$ypc_t^{AC}$	C	-0,63	-0,34		<i>Innovational outlier</i>	2014	-3,75 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2007	-3,00 <sup>(b)</sup> (2 lags)
$ypc_t^{AC}$	C,T	-1,12	-1,06		<i>Innovational outlier</i>	2006	-4,45 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2007	-3,56 <sup>(a)</sup> (4 lags)
$ypc_t^{AC}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2014	-4,03 (1 lag)	-	-	-
$ypc_t^{AM}$	C	-0,94	-0,75		<i>Innovational outlier</i>	2014	-4,45 (4 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-2,58 <sup>(c)</sup> (2 lags)
$ypc_t^{AM}$	C,T	-1,39	-1,30		<i>Innovational outlier</i>	2009	-4,28 (2 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-3,15 <sup>(b)</sup> (2 lags)
$ypc_t^{AM}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2013	-3,52 (4 lags)	-	-	-
$ypc_t^{AP}$	C	-1,20	-1,12		<i>Innovational outlier</i>	2003	-5,31 <sup>(b)</sup> (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2003	-2,95 <sup>(b)</sup> (2 lags)
$ypc_t^{AP}$	C,T	-1,94	-1,36		<i>Innovational outlier</i>	2004	-5,16 <sup>(c)</sup> (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2003	-4,12 <sup>(a)</sup> (2 lags)
$ypc_t^{AP}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2004	-7,15 <sup>(a)</sup> (6 lags)	-	-	-

$ypc_t^{PA}$	C	-0,19	0,30		<i>Innovational outlier</i>	2015	-2,55 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-2,64 <sup>(c)</sup> (3 lags)
$ypc_t^{PA}$	C,T	-1,65	-1,48		<i>Innovational outlier</i>	2009	-6,28 <sup>(a)</sup> (0 lags)	<i>Impulse dummy</i>	2010	-2,76 <sup>(c)</sup> (7 lags)
$ypc_t^{PA}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2013	-2,97 (0 lags)	-	-	-
$ypc_t^{RO}$	C	-0,48	0,47		<i>Innovational outlier</i>	2006	-3,69 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2013	-2,99 <sup>(a)</sup> (6 lags)
$ypc_t^{RO}$	C,T	-1,43	-1,13		<i>Innovational outlier</i>	2006	-4,60 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2013	-3,61 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{RO}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2012	-2,95 (0 lags)	-	-	-
$ypc_t^{RR}$	C	-1,13	-0,87		<i>Innovational outlier</i>	2019	-4,23 (4 lags)	<i>Rational shift</i>	2002	-3,44 <sup>(a)</sup> (3 lags)
$ypc_t^{RR}$	C,T	-1,51	1,39		<i>Innovational outlier</i>	2016	-3,66 (4 lags)	<i>Exponential shift</i>	2004	-2,77 <sup>(c)</sup> (4 lags)
$ypc_t^{RR}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2018	-4,07 (4 lags)	-	-	-
$ypc_t^{TO}$	C	-0,62	-0,69	6	<i>Innovational outlier</i>	2000	-2,79 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2001	-6,20 <sup>(a)</sup> (2 lags)
$ypc_t^{TO}$	C,T	-0,96	-0,90		<i>Innovational outlier</i>	2006	-4,15 (1 lags)	<i>Rational shift</i>	2007	-4,15 <sup>(a)</sup> (3 lags)
$ypc_t^{TO}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2010	-4,03 (0 lags)	-	-	-
$ipc_t^{AC}$	C	-0,68	-4,16 <sup>(b)</sup>	1	<i>Innovational outlier</i>	2020	-2,11 (0 lags)	-	-	-
$ipc_t^{AC}$	C,T	-0,73	-0,60		<i>Innovational outlier</i>	2014	-4,48 (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2001	-3,14 <sup>(b)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{AC}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2014	-4,69 <sup>(b)</sup> (6 lags)	-	-	-
$ipc_t^{AM}$	C	-1,70	-1,43		<i>Innovational outlier</i>	2020	-2,88 (0 lags)	-	-	-
$ipc_t^{AM}$	C,T	-1,79	-1,38		<i>Innovational outlier</i>	2017	-4,55 (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2005	-3,33 <sup>(b)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{AM}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2018	-4,29 <sup>(c)</sup> (6 lags)	-	-	-
$ipc_t^{AP}$	C	-1,67	-1,55	1	<i>Innovational outlier</i>	2000	-3,96 (0 lags)	-	-	-
$ipc_t^{AP}$	C,T	-1,65	-1,56	1	<i>Innovational outlier</i>	2009	-4,87 (0 lags)	<i>Impulse dummy</i>	2001	-2,96 <sup>(a)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{AP}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2012	-4,36 <sup>(c)</sup> (0 lags)	-	-	-
$ipc_t^{PA}$	C	-1,70 <sup>(c)</sup>	-1,40		<i>Innovational outlier</i>	2006	-3,01 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-3,34 <sup>(b)</sup> (7 lags)
$ipc_t^{PA}$	C,T	-1,79	-1,35		<i>Innovational outlier</i>	2008	-3,43 (0 lags)	<i>Exponential shift</i>	2015	-2,79 <sup>(c)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{PA}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2015	-2,84 (0 lags)	-	-	-
$ipc_t^{RO}$	C	-1,53	-1,35		<i>Innovational outlier</i>	2008	-2,64 (0 lags)	<i>Impulse dummy</i>	2008	-2,58 <sup>(c)</sup> (5 lags)
$ipc_t^{RO}$	C,T	-1,50	-1,27		<i>Innovational outlier</i>	2017	-4,21 (6 lags)	<i>Impulse dummy</i>	2008	-4,38 <sup>(a)</sup> (6 lags)
$ipc_t^{RO}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2019	-4,60 <sup>(b)</sup> (6 lags)	-	-	-
$ipc_t^{RR}$	C	-2,41 <sup>(b)</sup>	-1,90 <sup>(b)</sup>		<i>Innovational outlier</i>	2010	-3,72 (4 lags)	<i>Impulse dummy</i>	2013	-4,23 <sup>(a)</sup> (8 lags)
$ipc_t^{RR}$	C,T	-2,69	-1,95		<i>Innovational outlier</i>	2006	-3,36 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2005	-3,14 <sup>(b)</sup> (4 lags)
$ipc_t^{RR}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2020	-3,14 (0 lags)	-	-	-

$ipc_t^{TO}$	C	-1,50	-1,17		<i>Innovational outlier</i>	2004	-4,50 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2011	-3,34 <sup>(b)</sup> (4 lags)
$ipc_t^{TO}$	C,T	-1,67	-1,11		<i>Innovational outlier</i>	2015	-5,00 <sup>(c)</sup> (5 lags)	<i>Rational shift</i>	2011	-377 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ipc_t^{TO}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2011	-5,34 <sup>(a)</sup> (6 lags)	-	-	-

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

**Tabela 3** – Resultado dos testes de raízes unitárias (1995 a 2021). Estados da Região Nordeste

Variáveis	Modelo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena (data da quebra é desconhecida)					
		$ADF^{GLS}$	$\overline{MZ}_t^{GLS}$	Lags	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
					Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste	Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste
$ypc_t^{AL}$	C	0,22	0,27	1	<i>Innovational outlier</i>	2009	-7,33 <sup>(a)</sup> (5 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-2,83 <sup>(c)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{AL}$	C,T	-1,69	-1,51		<i>Innovational outlier</i>	2009	-6,27 <sup>(a)</sup> (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-3,58 <sup>(a)</sup> (7 lags)
$ypc_t^{AL}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2014	-2,14 (0 lags)	-	-	-
$ypc_t^{BA}$	C	-0,58	-1,59	3	<i>Innovational outlier</i>	2016	-3,87 (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-2,78 <sup>(c)</sup> (2 lags)
$ypc_t^{BA}$	C,T	-1,38	-1,23		<i>Innovational outlier</i>	2009	-5,58 <sup>(b)</sup> (0 lags)	<i>Exponential shift</i>	2010	-2,81 <sup>(c)</sup> (4 lags)
$ypc_t^{BA}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2019	-3,53 (6 lags)	-	-	-
$ypc_t^{CE}$	C	-0,23	-0,44	2	<i>Innovational outlier</i>	2004	-6,78 <sup>(a)</sup> (6 lags)	-		
$ypc_t^{CE}$	C,T	-1,38	-1,25		<i>Innovational outlier</i>	2005	-8,32 <sup>(a)</sup> (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-2,91 <sup>(c)</sup> (3 lags)
$ypc_t^{CE}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2006	-8,65 <sup>(a)</sup> (6 lags)	-	-	-
$ypc_t^{PB}$	C	0,11	0,00	1	<i>Innovational outlier</i>	2017	-3,50 (4 lags)	<i>Rational shift</i>	2006	-3,50 <sup>(a)</sup> (2 lags)
$ypc_t^{PB}$	C,T	-1,00	-0,91		<i>Innovational outlier</i>	2005	-3,76 (5 lags)	<i>Rational shift</i>	2006	-2,84 <sup>(c)</sup> (4 lags)
$ypc_t^{PB}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2018	-3,32 (5 lags)	-	-	-
$ypc_t^{PE}$	C	-0,37	-0,73	2	<i>Innovational outlier</i>	2017	-5,62 <sup>(a)</sup> (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-2,77 <sup>(c)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{PE}$	C,T	-1,19	1,14		<i>Innovational outlier</i>	2015	-5,59 <sup>(a)</sup> (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-6,46 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{PE}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2018	-2,72 (2 lags)	-	-	-
$ypc_t^{PI}$	C	-0,66	-1,86 <sup>(c)</sup>	3	<i>Innovational outlier</i>	2018	-6,00 <sup>(a)</sup> (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2014	-2,90 <sup>(b)</sup> (4 lags)
$ypc_t^{PI}$	C,T	-1,39	-1,24		<i>Innovational outlier</i>	2018	-5,58 <sup>(b)</sup> (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2014	-3,33 <sup>(b)</sup> (3 lags)
$ypc_t^{PI}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2005	-6,14 <sup>(a)</sup> (6 lags)	-	-	-
$ypc_t^{MA}$	C	0,02	-0,15	2	<i>Innovational outlier</i>	2009	-3,59 (6 lags)	-		
$ypc_t^{MA}$	C,T	-1,19	-1,07		<i>Innovational outlier</i>	2013	- 3,14 (2 lags)	<i>Impulse dummy</i>	2015	-2,78 <sup>(c)</sup> (4 lags)
$ypc_t^{MA}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2015	-4,02 (2 lags)	-	-	-



$ypc_t^{RN}$	C	-0,03	0,02	1	<i>Innovational outlier</i>	2015	-4,51 (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-3,99 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{RN}$	C,T	-1,18	-1,08		<i>Innovational outlier</i>	2009	-6,35 <sup>(a)</sup> (2 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-3,15 <sup>(b)</sup> (6 lags)
$ypc_t^{RN}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2015	-2,91 (2 lags)	-	-	-
$ypc_t^{SE}$	C	-0,67	-0,09		<i>Innovational outlier</i>	2015	-3,18 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-3,82 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{SE}$	C,T	-1,17	-1,08		<i>Innovational outlier</i>	2009	-6,82 <sup>(a)</sup> (2 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-4,20 <sup>(a)</sup> (2 lags)
$ypc_t^{SE}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2014	-3,86 (2 lags)	-	-	-
$ipc_t^{AL}$	C	-1,47	-1,32		<i>Innovational outlier</i>	2007	-3,06 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2011	-2,80 <sup>(c)</sup> (4 lags)
$ipc_t^{AL}$	C,T	-1,76	-1,55		<i>Innovational outlier</i>	2010	-3,45 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2011	-2,83 <sup>(c)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{AL}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2018	-2,55 (0 lags)	-	-	-
$ipc_t^{BA}$	C	-1,40	-1,10		<i>Innovational outlier</i>	2009	-3,67 (4 lags)	<i>Rational shift</i>	2006	-3,10 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ipc_t^{BA}$	C,T	-1,74	-1,51		<i>Innovational outlier</i>	2012	-3,31 (1 lag)	<i>Rational shift</i>	2006	-8,78 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ipc_t^{BA}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2016	-3,20 (1 lag)	-	-	-
$ipc_t^{CE}$	C	-2,12 <sup>(b)</sup>	-1,71 <sup>(c)</sup>		<i>Innovational outlier</i>	2003	-3,67 (0 lags)	<i>Impulse dummy</i>	2015	-2,96 <sup>(c)</sup> (4 lags)
$ipc_t^{CE}$	C,T	-2,62	-1,81		<i>Innovational outlier</i>	2009	-3,84 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2015	-4,84 <sup>(a)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{CE}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2013	-3,30 (1 lag)	-	-	-
$ipc_t^{PB}$	C	1,57	-1,34		<i>Innovational outlier</i>	2005	-2,96 (0 lags)	-		
$ipc_t^{PB}$	C,T	1,61	-1,28		<i>Innovational outlier</i>	2013	-5,29 <sup>(b)</sup> (6 lags)	-		
$ipc_t^{PB}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2014	-5,73 <sup>(a)</sup> (6 lags)	-	-	-
$ipc_t^{PE}$	C	-0,60	-0,57		<i>Innovational outlier</i>	2019	-2,62 (0 lags)	<i>Exponential shift</i>	2013	-2,77 <sup>(c)</sup> (3 lags)
$ipc_t^{PE}$	C,T	-0,99	-0,74		<i>Innovational outlier</i>	2016	-4,37 (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2013	-3,65 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ipc_t^{PE}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2018	-2,62 (0 lags)	-	-	-
$ipc_t^{PI}$	C	-0,56	-0,66	2	<i>Innovational outlier</i>	2005	-5,04 <sup>(b)</sup> (0 lags)	-		
$ipc_t^{PI}$	C,T	-1,25	-0,91	2	<i>Innovational outlier</i>	2009	-5,54 <sup>(b)</sup> (0 lags)	-		
$ipc_t^{PI}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2014	-5,28 <sup>(a)</sup> (1 lag)	-	-	-
$ipc_t^{MA}$	C	-0,96	-0,94	1	<i>Innovational outlier</i>	2019	-3,62 (0 lags)	-		
$ipc_t^{MA}$	C,T	-1,05	-1,02	1	<i>Innovational outlier</i>	2010	-4,89 (0 lags)	<i>Impulse dummy</i>	2009	-2,89 <sup>(c)</sup> (6 lags)
$ipc_t^{MA}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2015	-4,01 (0 lags)	-	-	-
$ipc_t^{RN}$	C	-2,21 <sup>(b)</sup>	-1,74 <sup>(c)</sup>		<i>Innovational outlier</i>	2006	-4,19 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2015	-2,97 <sup>(b)</sup> (4 lags)
$ipc_t^{RN}$	C,T	-2,47	-1,87		<i>Innovational outlier</i>	2015	-4,55 (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2015	-3,34 <sup>(b)</sup> (4 lags)
$ipc_t^{RN}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2018	-4,29 <sup>(c)</sup> (5 lags)	-	-	-

$ipc_t^{SE}$	C	-1,73 <sup>(c)</sup>	-1,38		<i>Innovational outlier</i>	2015	-3,95 (1 lag)	<i>Rational shift</i>	2016	-4,23 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ipc_t^{SE}$	C,T	-2,25	-1,80		<i>Innovational outlier</i>	2016	-8,25 <sup>(a)</sup> (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2016	-3,72 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ipc_t^{SE}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2015	-5,69 <sup>(a)</sup> (6 lags)	-	-	-

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

**Tabela 4** – Resultado dos testes de raízes unitárias (1995 a 2021). Estados da Região Sul

Variáveis	Modelo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena (data da quebra é desconhecida)					
		$ADF^{GLS}$	$\overline{MZ}_t^{GLS}$	Lags	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
					Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste	Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste
$ypc_t^{PR}$	C	-0,53	-1,14	3	<i>Innovational outlier</i>	2008	-3,68 (5 lags)	<i>Rational shift</i>	2007	-3,89 <sup>(a)</sup> (2 lags)
$ypc_t^{PR}$	C,T	-1,44	-1,33		<i>Innovational outlier</i>	2009	-4,76 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2007	-3,45 <sup>(b)</sup> (3 lags)
$ypc_t^{PR}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2014	-3,19 (0 lags)	-	-	-
$ypc_t^{RS}$	C	-0,49	-1,48	3	<i>Innovational outlier</i>	2008	-3,70 (5 lags)	<i>Rational shift</i>	2007	-3,20 <sup>(b)</sup> (2 lags)
$ypc_t^{RS}$	C,T	-1,49	-1,38		<i>Innovational outlier</i>	2004	-4,06 (5 lags)	<i>Rational shift</i>	2007	-3,14 <sup>(b)</sup> (3 lags)
$ypc_t^{RS}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2005	-3,12 (5 lags)	-	-	-
$ypc_t^{SC}$	C	-0,13	0,05	1	<i>Innovational outlier</i>	2014	-3,54 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2015	-2,95 <sup>(b)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{SC}$	C,T	-1,15	-1,08		<i>Innovational outlier</i>	2009	-3,28 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2015	-2,96 <sup>(c)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{SC}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2013	-3,27 (0 lags)	-	-	-
$ipc_t^{PR}$	C	-1,90 <sup>(b)</sup>	-1,64 <sup>(c)</sup>		<i>Innovational outlier</i>	2020	-3,28 (5 lags)	<i>Rational shift</i>	2014	-3,55 <sup>(a)</sup> (3 lags)
$ipc_t^{PR}$	C,T	-1,91	-1,62		<i>Innovational outlier</i>	2018	-3,87 (5 lags)	<i>Rational shift</i>	2014	-2,87 <sup>(c)</sup> (3 lags)
$ipc_t^{PR}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2020	-3,93 (5 lags)	-	-	-
$ipc_t^{RS}$	C	-1,05	-1,09 <sup>(b)</sup>	2	<i>Innovational outlier</i>	2006	-3,85 (3 lags)	<i>Rational shift</i>	2017	-4,64 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ipc_t^{RS}$	C,T	-0,96	-0,99	2	<i>Innovational outlier</i>	2017	-3,75 (5 lags)	<i>Rational shift</i>	2017	-4,97 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ipc_t^{RS}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2017	-3,38 (5 lags)	-	-	-
$ipc_t^{SC}$	C	-1,90 <sup>(c)</sup>	-1,63 <sup>(c)</sup>		<i>Innovational outlier</i>	2009	-4,20 (3 lags)	<i>Rational shift</i>	2002	-3,21 <sup>(a)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{SC}$	C,T	-1,93	-1,63		<i>Innovational outlier</i>	2015	-8,74 <sup>(a)</sup> (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2002	-4,64 <sup>(a)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{SC}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2015	-8,00 <sup>(a)</sup> (6 lags)	-	-	-

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

**Tabela 5** – Resultado dos testes de raízes unitárias (1995 a 2021). Estados da Região Sudeste

Variáveis	Modelo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena (data da quebra é desconhecida)					
		$ADF^{GLS}$	$\overline{MZ}_t^{GLS}$	Lags	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
					Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste	Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste
$ypc_t^{ES}$	C	-1,03	-0,81		<i>Innovational outlier</i>	2014	-3,96 (2 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-3,37 <sup>(b)</sup> (4 lags)
$ypc_t^{ES}$	C,T	-1,36	-1,28		<i>Innovational outlier</i>	2015	-3,42 (1 lag)	<i>Rational shift</i>	2010	-3,25 <sup>(b)</sup> (4 lags)
$ypc_t^{ES}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2013	-4,96 <sup>(b)</sup> (6 lags)	-	-	-
$ypc_t^{MG}$	C	-0,29	0,26		<i>Innovational outlier</i>	2019	-3,33 (4 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-3,47 <sup>(b)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{MG}$	C,T	-1,27	-1,20		<i>Innovational outlier</i>	2009	-5,17 <sup>(b)</sup> (2 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-2,98 <sup>(c)</sup> (4 lags)
$ypc_t^{MG}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2013	-2,79 (0 lags)	-	-	-
$ypc_t^{RJ}$	C	-0,67	-0,19		<i>Innovational outlier</i>	2006	-4,08 (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-2,59 <sup>(c)</sup> (3 lags)
$ypc_t^{RJ}$	C,T	-1,34	-1,25		<i>Innovational outlier</i>	2009	-2,26 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-4,46 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{RJ}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2019	-3,61 (4 lags)	-	-	-
$ypc_t^{SP}$	C	-0,53	-0,48	1	<i>Innovational outlier</i>	2009	-4,51 (5 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-3,07 <sup>(b)</sup> (4 lags)
$ypc_t^{SP}$	C,T	-1,21	-1,14		<i>Innovational outlier</i>	2009	-4,39 (3 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-3,39 <sup>(b)</sup> (2 lags)
$ypc_t^{SP}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2014	-4,01 (5 lags)	-	-	-
$ipc_t^{ES}$	C	-3,03 <sup>(a)</sup>	-2,22 <sup>(b)</sup>		<i>Innovational outlier</i>	2011	-4,94 <sup>(b)</sup> (5 lags)	<i>Rational shift</i>	2003	-2,62 <sup>(c)</sup> (3 lags)
$ipc_t^{ES}$	C,T	-3,20 <sup>(b)</sup>	-2,27		<i>Innovational outlier</i>	2011	-4,48 (5 lags)	<i>Rational shift</i>	2010	-3,37 <sup>(a)</sup> (4 lags)
$ipc_t^{ES}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2020	-3,91 (5 lags)	-	-	-
$ipc_t^{MG}$	C	-0,52	-0,29	3	<i>Innovational outlier</i>	2018	-1,94 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2001	-2,62 <sup>(c)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{MG}$	C,T	-0,24	0,51	3	<i>Innovational outlier</i>	2016	-3,36 (0 lags)	-	-	-
$ipc_t^{MG}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2018	-3,20 (0 lags)	-	-	-
$ipc_t^{RJ}$	C	-1,49	-1,36		<i>Innovational outlier</i>	2019	-4,25 (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2015	-5,44 <sup>(a)</sup> (4 lags)
$ipc_t^{RJ}$	C,T	-1,53	-1,41		<i>Innovational outlier</i>	2019	-3,41 (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2015	-4,90 <sup>(a)</sup> (4 lags)
$ipc_t^{RJ}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2015	-2,61 (0 lags)	-	-	-
$ipc_t^{SP}$	C	-1,12	-1,03		<i>Innovational outlier</i>	2007	-3,89 (0 lags)	-	-	-
$ipc_t^{SP}$	C,T	-1,97	-1,40		<i>Innovational outlier</i>	2007	- 3,78 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2008	-2,90 <sup>(c)</sup> (6 lags)
$ipc_t^{SP}$	T	-	-	-	<i>Innovational outlier</i>	2018	-3,82 (6 lags)	-	-	-

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

**Tabela 6** – Resultado dos testes de raízes unitárias (1995 a 2021). Estados da Região Centro Oeste

Variáveis	Modelo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena (data da quebra é desconhecida)					
		ADF <sup>GLS</sup>	$\overline{MZ}_t^{GLS}$	Lags	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
					Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste	Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste
$ypc_t^{DF}$	C	-0,95	-0,92		Innovational outlier	2006	-6,58 <sup>(a)</sup> (4 lags)	Rational shift	2000	-3,99 <sup>(a)</sup> (2 lags)
$ypc_t^{DF}$	C,T	-1,47	-1,30		Innovational outlier	2013	-5,42 <sup>(b)</sup> (5 lags)	Rational shift	2000	-3,70 <sup>(2)</sup> (2 lags)
$ypc_t^{DF}$	T	-	-	-	Innovational outlier	2021	-5,53 <sup>(a)</sup> (4 lags)	-	-	-
$ypc_t^{GO}$	C	-0,89	-1,09	2	Innovational outlier	2006	-3,20 (2 lags)	Rational shift	2010	-2,79 <sup>(c)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{GO}$	C,T	-0,95	-0,92		Innovational outlier	2009	-5,34 <sup>(b)</sup> (2 lags)	Rational shift	2010	-3,06 <sup>(b)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{GO}$	T	-	-	-	Innovational outlier	2014	-3,61 (2 lags)	-	-	-
$ypc_t^{MT}$	C	-0,50	0,30		Innovational outlier	2002	-3,11 (0 lags)	Rational shift	2004	-3,36 <sup>(b)</sup> (4 lags)
$ypc_t^{MT}$	C,T	-1,68	-1,40		Innovational outlier	2010	-4,18 (1 lag)	Exponential shift	2006	-4,53 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ypc_t^{MT}$	T	-	-	-	Innovational outlier	2013	-4,06 (1 lag)	-	-	-
$ypc_t^{MS}$	C	-0,38	-1,06	5	Innovational outlier	2009	-4,06 (6 lags)	Rational shift	2010	-4,97 <sup>(a)</sup> (7 lags)
$ypc_t^{MS}$	C,T	-1,20	-1,14		Innovational outlier	2009	-4,47 (0 lags)	Rational shift	2010	-5,19 <sup>(a)</sup> (7 lags)
$ypc_t^{MS}$	T	-	-	-	Innovational outlier	2018	-3,30 (4 lags)	-	-	-
$ipc_t^{DF}$	C	-1,31	-1,19		Innovational outlier	2020	-3,75 (2 lags)	Shift dummy	2017	-3,09 <sup>(b)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{DF}$	C,T	-1,46	-1,22		Innovational outlier	2015	-6,13 <sup>(a)</sup> (6 lags)	Rational shift	2017	-5,33 <sup>(a)</sup> (2 lags)
$ipc_t^{DF}$	T	-	-	-	Innovational outlier	2017	-6,01 <sup>(a)</sup> (6 lags)	-	-	-
$ipc_t^{GO}$	C	-0,93	-0,89		Innovational outlier	2019	-3,83 (6 lags)	Rational shift	2008	-4,86 <sup>(a)</sup> (6 lags)
$ipc_t^{GO}$	C,T	-0,96	-0,86		Innovational outlier	2009	-3,70 (0 lags)	Rational shift	2006	-3,56 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ipc_t^{GO}$	T	-	-	-	Innovational outlier	2014	-3,35 (0 lags)	-	-	-
$ipc_t^{MT}$	C	-0,89	-0,83		Innovational outlier	2020	-3,93 (5 lags)	Rational shift	2014	-2,78 <sup>(c)</sup> (4 lags)
$ipc_t^{MT}$	C,T	-0,71	-0,63		Innovational outlier	2018	-5,50 <sup>(b)</sup> (5 lags)	Rational shift	2014	-3,02 <sup>(c)</sup> (3 lags)
$ipc_t^{MT}$	T	-	-	-	Innovational outlier	2019	-5,30 <sup>(a)</sup> (5 lags)	-	-	-
$ipc_t^{MS}$	C	-1,83 <sup>(b)</sup>	-1,57		Innovational outlier	2005	-3,15 (0 lags)	Rational shift	2012	-3,32 <sup>(b)</sup> (6 lags)
$ipc_t^{MS}$	C,T	-2,11	-1,64		Innovational outlier	2009	-5,05 <sup>(c)</sup> (4 lags)	Rational shift	2012	-6,20 <sup>(a)</sup> (7 lags)
$ipc_t^{MS}$	T	-	-	-	Innovational outlier	2011	-3,93 (0 lags)	-	-	-

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

**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  $ADF^{GLS}$  são (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996): (i) modelo com constante: -2,66 (1%), -1,95 (5%) e -1,61 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,77 (1%), -3,19 (5%) e -2,89 (10%). Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.
- 3 – Os valores críticos assintóticos do teste  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$  são (Ng e Perron, 2001, Tabela 1): (i) modelo com constante: -2,58 (1%), -1,98(5%) e -1,62 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,42 (1%), -2,91 (5%) e -2,62 (10%). Método de estimação espectral: AR GLS-*detrended*. Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.
- 4 – Os valores críticos do teste de Vogelsang e Perron (1998) são: (i) modelo com constante e tendência determinística/quebra de intercepto: -5,35 (1%), -4,86 (5%), e -4,61 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de intercepto e de tendência: -5,72 (1%), -5,18 (5%), e -4,89 (10%). (iii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de tendência: -5,06 (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.
- 5 – 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*

## 5.2 Análise de Causalidade de Granger Bivariada

Para se realizar a análise bivariada de causalidade no sentido de Granger, foram estimados modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas (ARDL) para pares de variáveis.

A escolha da modelagem ARDL permite capturar a dinâmica do sistema, prevenindo a omissão de defasagens relevantes. Entretanto, aponta-se como restrição do modelo possível omissão de variável relevante no sistema.

As Tabelas 7 a 12 trazem os resultados da análise da causalidade de Granger bivariada, obtida a partir da estimação de modelos ARDL que se encontram descritos no Apêndice deste estudo.

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 levou-se em consideração os efeitos demográficos, uma vez que as variáveis analisadas estão em termos *per capita*.

Quando comparados aos estudos de Yu *et al.* (2012) e Beyzatlar *et al.* (2014), os resultados da presente pesquisa são mais homogêneos. Beyzatlar *et al.* (2014) destacam que a bicausalidade entre PIB e transportes foi observada em 8 dos 15 países estudados, em todo o período de 1970 a 2008. Ao agrupar esses países, observou-se que a bicausalidade ocorreu nos países com maior nível de renda *per capita* desde 1970, assim, deduzem que essa causalidade bidirecional é alcançada a certo nível de desenvolvimento econômico. Para os demais países, com menor renda, não foi encontrada causalidade ou encontrou-se uma causalidade partindo dos investimentos em transportes para o PIB, no sentido keynesiano.

Por sua vez, Yu *et al.* (2012) apontaram a existência de bicausalidade apenas na região mais rica da China (região leste), para as outras regiões e no nível nacional obteve-se uma causalidade do crescimento econômico em direção aos investimentos em transportes, corroborando a Lei de Wagner. Para estes casos, um incremento no setor de transportes não foi suficiente para impulsionar a economia. Os autores apontam que investimentos em infraestrutura de transportes sozinhos não são capazes de explicar as diferenças de crescimento econômico nas províncias chinesas.

**Tabela 7** - Teste de Causalidade de Granger em Modelos ARDL. Nacional

Hipótese nula:	Estatística-F	Valor-p	Direção da causalidade	Modelo ARDL
$ypc_t^{Nac}$ não Granger-causa $ipc_t^{Nac}$	4.209402 <sup>(b)</sup>	0.0307	$ypc_t^{Nac} \Rightarrow ipc_t^{Nac}$	ARDL (3,2)
$ipc_t^{Nac}$ não Granger-causa $ypc_t^{Nac}$	2.924539 <sup>(b)</sup>	0.0111	$ipc_t^{Nac} \Rightarrow ypc_t^{Nac}$	ARDL (3,1)

**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.

**Tabela 8** - Teste de Causalidade de Granger em Modelos ARDL. Norte

Hipótese nula:	Estatística-F	Valor-p	Direção da causalidade	Modelo ARDL
$ypc_t^{AC}$ não Granger-causa $ipc_t^{AC}$	8,627271 <sup>(a)</sup>	0,0016	$ypc_t^{AC} \Rightarrow ipc_t^{AC}$	ARDL (2,4)
$ipc_t^{AC}$ não Granger-causa $ypc_t^{AC}$	10,70624 <sup>(a)</sup>	0,0010	$ipc_t^{AC} \Rightarrow ypc_t^{AC}$	ARDL (2,2)
$ypc_t^{AM}$ não Granger-causa $ipc_t^{AM}$	25,73865 <sup>(a)</sup>	0,0005	$ypc_t^{AM} \Rightarrow ipc_t^{AM}$	ARDL (5,6)
$ipc_t^{AM}$ não Granger-causa $ypc_t^{AM}$	41,37363 <sup>(a)</sup>	0,0014	$ipc_t^{AM} \Rightarrow ypc_t^{AM}$	ARDL (6,7)
$ypc_t^{AP}$ não Granger-causa $ipc_t^{AP}$	7,681129 <sup>(a)</sup>	0,0042	$ypc_t^{AP} \Rightarrow ipc_t^{AP}$	ARDL (2,2)
$ipc_t^{AP}$ não Granger-causa $ypc_t^{AP}$	6,937662 <sup>(a)</sup>	0,0089	$ipc_t^{AP} \Rightarrow ypc_t^{AP}$	ARDL (4,2)
$ypc_t^{PA}$ não Granger-causa $ipc_t^{PA}$	71,77166 <sup>(a)</sup>	0,0005	$ypc_t^{PA} \Rightarrow ipc_t^{PA}$	ARDL (7,5)
$ipc_t^{PA}$ não Granger-causa $ypc_t^{PA}$	25,91259 <sup>(a)</sup>	0,0004	$ipc_t^{PA} \Rightarrow ypc_t^{PA}$	ARDL (3,7)
$ypc_t^{RO}$ não Granger-causa $ipc_t^{RO}$	3,237414 <sup>(c)</sup>	0,0586	$ypc_t^{RO} \Rightarrow ipc_t^{RO}$	ARDL (1,2)
$ipc_t^{RO}$ não Granger-causa $ypc_t^{RO}$	9,139332 <sup>(a)</sup>	0,0050	$ipc_t^{RO} \Rightarrow ypc_t^{RO}$	ARDL (5,6)
$ypc_t^{RR}$ não Granger-causa $ipc_t^{RR}$	4,303802 <sup>(a)</sup>	0,0005	$ypc_t^{RR} \Rightarrow ipc_t^{RR}$	ARDL (1,1)
$ipc_t^{RR}$ não Granger-causa $ypc_t^{RR}$	56,39397 <sup>(a)</sup>	0,0001	$ipc_t^{RR} \Rightarrow ypc_t^{RR}$	ARDL (6,5)
$ypc_t^{TO}$ não Granger-causa $ipc_t^{TO}$	9,027411 <sup>(b)</sup>	0,0489	$ypc_t^{TO} \Rightarrow ipc_t^{TO}$	ARDL (6,7)
$ipc_t^{TO}$ não Granger-causa $ypc_t^{TO}$	208,7500 <sup>(a)</sup>	0,0005	$ipc_t^{TO} \Rightarrow ypc_t^{TO}$	ARDL (6,7)

**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.

**Tabela 9** - Teste de Causalidade de Granger em Modelos ARDL. Nordeste

Hipótese nula	Estatística-F	Valor-p	Direção da causalidade	Modelo ARDL
$ypc_t^{AL}$ não Granger-causa $ipc_t^{AL}$	31.03532 <sup>(a)</sup>	0.0000	$ypc_t^{AL} \Rightarrow ipc_t^{AL}$	ARDL (1,4)
$ipc_t^{AL}$ não Granger-causa $ypc_t^{AL}$	8.610229 <sup>(a)</sup>	0.0056	$ipc_t^{AL} \Rightarrow ypc_t^{AL}$	ARDL (4,2)
$ypc_t^{BA}$ não Granger-causa $ipc_t^{BA}$	145.6551 <sup>(a)</sup>	0.0000	$ypc_t^{BA} \Rightarrow ipc_t^{BA}$	ARDL (3,7)
$ipc_t^{BA}$ não Granger-causa $ypc_t^{BA}$	44.88345 <sup>(a)</sup>	0.0000	$ipc_t^{BA} \Rightarrow ypc_t^{BA}$	ARDL (6,4)
$ypc_t^{CE}$ não Granger-causa $ipc_t^{CE}$	25.30242 <sup>(a)</sup>	0.0005	$ypc_t^{CE} \Rightarrow ipc_t^{CE}$	ARDL (6,7)
$ipc_t^{CE}$ não Granger-causa $ypc_t^{CE}$	16.71437 <sup>(a)</sup>	0.0015	$ipc_t^{CE} \Rightarrow ypc_t^{CE}$	ARDL (6,7)
$ypc_t^{MA}$ não Granger-causa $ipc_t^{MA}$	17.47131 <sup>(a)</sup>	0.0194	$ypc_t^{MA} \Rightarrow ipc_t^{MA}$	ARDL (7,7)
$ipc_t^{MA}$ não Granger-causa $ypc_t^{MA}$	114.7251 <sup>(a)</sup>	0.0002	$ipc_t^{MA} \Rightarrow ypc_t^{MA}$	ARDL (6,7)
$ypc_t^{PB}$ não Granger-causa $ipc_t^{PB}$	27.95903 <sup>(a)</sup>	0.0011	$ypc_t^{PB} \Rightarrow ipc_t^{PB}$	ARDL (5,6)
$ipc_t^{PB}$ não Granger-causa $ypc_t^{PB}$	20.11481 <sup>(a)</sup>	0.0023	$ipc_t^{PB} \Rightarrow ypc_t^{PB}$	ARDL (5,6)

$ypc_t^{PE}$ não Granger-causa $ipc_t^{PE}$	50.96040 <sup>(a)</sup>	0.0001	$ypc_t^{PE} \Rightarrow ipc_t^{PE}$	ARDL (7,6)
$ipc_t^{PE}$ não Granger-causa $ypc_t^{PE}$	22.41542 <sup>(a)</sup>	0.0006	$ipc_t^{PE} \Rightarrow ypc_t^{PE}$	ARDL (5,8)
$ypc_t^{PI}$ não Granger-causa $ipc_t^{PI}$	25.11786 <sup>(a)</sup>	0.0000	$ypc_t^{PI} \Rightarrow ipc_t^{PI}$	ARDL (3,2)
$ipc_t^{PI}$ não Granger-causa $ypc_t^{PI}$	5.184034 <sup>(b)</sup>	0.0242	$ipc_t^{PI} \Rightarrow ypc_t^{PI}$	ARDL (5,6)
$ypc_t^{RN}$ não Granger-causa $ipc_t^{RN}$	7.793710 <sup>(a)</sup>	0.0080	$ypc_t^{RN} \Rightarrow ipc_t^{RN}$	ARDL (4,6)
$ipc_t^{RN}$ não Granger-causa $ypc_t^{RN}$	6.328962 <sup>(b)</sup>	0.0220	$ipc_t^{RN} \Rightarrow ypc_t^{RN}$	ARDL (5,5)
$ypc_t^{SE}$ não Granger-causa $ipc_t^{SE}$	17.23947 <sup>(a)</sup>	0.0002	$ypc_t^{SE} \Rightarrow ipc_t^{SE}$	ARDL (3,5)
$ipc_t^{SE}$ não Granger-causa $ypc_t^{SE}$	8.134603 <sup>(a)</sup>	0.0037	$ipc_t^{SE} \Rightarrow ypc_t^{SE}$	ARDL (2,2)

**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.

**Tabela 10** - Teste de Causalidade de Granger em Modelos ARDL Sul

Hipótese nula:	Estatística-F	Valor-p	Direção da causalidade	Modelo ARDL
$ypc_t^{PR}$ não Granger-causa $ipc_t^{PR}$	6.688739 <sup>(b)</sup>	0.0135	$ypc_t^{PR} \Rightarrow ipc_t^{PR}$	ARDL (5,5)
$ipc_t^{PR}$ não Granger-causa $ypc_t^{PR}$	25.02498 <sup>(a)</sup>	0.0014	$ipc_t^{PR} \Rightarrow ypc_t^{PR}$	ARDL (6,6)
$ypc_t^{RS}$ não Granger-causa $ipc_t^{RS}$	3.470636 <sup>(b)</sup>	0.0419	$ypc_t^{RS} \Rightarrow ipc_t^{RS}$	ARDL (4,4)
$ipc_t^{RS}$ não Granger-causa $ypc_t^{RS}$	7.807837 <sup>(a)</sup>	0.0053	$ipc_t^{RS} \Rightarrow ypc_t^{RS}$	ARDL (5,4)
$ypc_t^{SC}$ não Granger-causa $ipc_t^{SC}$	44.85491 <sup>(a)</sup>	0.0001	$ypc_t^{SC} \Rightarrow ipc_t^{SC}$	ARDL (6,6)
$ipc_t^{SC}$ não Granger-causa $ypc_t^{SC}$	7.378094 <sup>(a)</sup>	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.

**Tabela 11** - Teste de Causalidade de Granger em Modelos ARDL. Sudeste

Hipótese nula:	Estatística-F	Valor-p	Direção da causalidade	Modelo ARDL
$ypc_t^{ES}$ não Granger-causa $ipc_t^{ES}$	62.30763 <sup>(a)</sup>	0.0000	$ypc_t^{ES} \Rightarrow ipc_t^{ES}$	ARDL (4,4)
$ipc_t^{ES}$ não Granger-causa $ypc_t^{ES}$	3.063495 <sup>(a)</sup>	0.0084	$ipc_t^{ES} \Rightarrow ypc_t^{ES}$	ARDL (4,1)
$ypc_t^{MG}$ não Granger-causa $ipc_t^{MG}$	-4.003834 <sup>(a)</sup>	0.0008	$ypc_t^{MG} \Rightarrow ipc_t^{MG}$	ARDL (3,1)
$ipc_t^{MG}$ não Granger-causa $ypc_t^{MG}$	20.78112	0.0009	$ipc_t^{MG} \Rightarrow ypc_t^{MG}$	ARDL (5,6)
$ypc_t^{RJ}$ não Granger-causa $ipc_t^{RJ}$	134.9098 <sup>(a)</sup>	0.0000	$ypc_t^{RJ} \Rightarrow ipc_t^{RJ}$	ARDL (4,6)
$ipc_t^{RJ}$ não Granger-causa $ypc_t^{RJ}$	56.73315 <sup>(a)</sup>	0.0001	$ipc_t^{RJ} \Rightarrow ypc_t^{RJ}$	ARDL (5,6)
$ypc_t^{SP}$ não Granger-causa $ipc_t^{SP}$	14.15937 <sup>(a)</sup>	0.0002	$ypc_t^{SP} \Rightarrow ipc_t^{SP}$	ARDL (2,3)
$ipc_t^{SP}$ não Granger-causa $ypc_t^{SP}$	15.66398 <sup>(a)</sup>	0.0001	$ipc_t^{SP} \Rightarrow ypc_t^{SP}$	ARDL (3,4)

**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.



**Tabela 12** - Teste de Causalidade de Granger em Modelos ARDL. Centro-Oeste

Hipótese nula:	Estatística-F	Valor-p	Direção da causalidade	Modelo ARDL
$ypc_t^{DF}$ não Granger-causa $ipc_t^{DF}$	75,24537 <sup>(a)</sup>	0,0000	$ypc_t^{DF} \Rightarrow ipc_t^{DF}$	ARDL (6,5)
$ipc_t^{DF}$ não Granger-causa $ypc_t^{DF}$	13,84478 <sup>(a)</sup>	0,0056	$ipc_t^{DF} \Rightarrow ypc_t^{DF}$	ARDL (6,6)
$ypc_t^{GO}$ não Granger-causa $ipc_t^{GO}$	79,41091 <sup>(a)</sup>	0,0004	$ypc_t^{GO} \Rightarrow ipc_t^{GO}$	ARDL (6,5)
$ipc_t^{GO}$ não Granger-causa $ypc_t^{GO}$	1939,584 <sup>(a)</sup>	0,0000	$ipc_t^{GO} \Rightarrow ypc_t^{GO}$	ARDL (5,7)
$ypc_t^{MT}$ não Granger-causa $ipc_t^{MT}$	22,69624 <sup>(a)</sup>	0,0000	$ypc_t^{MT} \Rightarrow ipc_t^{MT}$	ARDL (2,1)
$ipc_t^{MT}$ não Granger-causa $ypc_t^{MT}$	30,84669 <sup>(a)</sup>	0,0000	$ipc_t^{MT} \Rightarrow ypc_t^{MT}$	ARDL (3,4)
$ypc_t^{MS}$ não Granger-causa $ipc_t^{MS}$	22,48631 <sup>(a)</sup>	0,0016	$ypc_t^{MS} \Rightarrow ipc_t^{MS}$	ARDL (3,8)
$ipc_t^{MS}$ não Granger-causa $ypc_t^{MS}$	16,03358 <sup>(a)</sup>	0,0008	$ipc_t^{MS} \Rightarrow ypc_t^{MS}$	ARDL (4,7)

**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, investimento em infraestrutura de transportes incrementam o crescimento econômico, este por sua vez fomenta mais investimentos.

Fatos estilizados apontam que os investimentos públicos impulsionam o crescimento econômico. Com a redução dos custos de transportes, há um incremento na competitividade das empresas e na oferta de empregos e consequente maior nível de renda do local, corroborando os postulados keynesianos. Todavia, à medida que a sociedade se beneficia desse aumento na produtividade econômica, cresce a demanda por bens e serviços públicos em infraestrutura. Então, visando a atender essa demanda crescente, o Estado precisa aumentar a oferta desses bens e serviços públicos, assim como sua própria estrutura para uma melhor regulação. Portanto, as evidências empíricas aqui obtidas apontam para a existência de um canal de retroalimentação entre essas variáveis.

Desta maneira, avaliar os tipos de investimentos públicos de forma isolada pode contribuir para uma maior clareza acerca na escolha dos gastos públicos.

## 6. Considerações Finais e Implicações de Política

O objetivo geral desta pesquisa era oferecer uma perspectiva técnica, amparada metodologicamente, da relação 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. Para tanto, foram utilizados testes de causalidade de Granger, através de modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas ARDL para pares de variáveis, tanto no âmbito federal, quanto estadual.

Todos os resultados sugerem que há uma relação de bicausalidade entre os investimentos em transportes e crescimento econômico, estatisticamente significativo nos níveis federal e estadual, evidenciando a prevalência conjunta das hipóteses keynesiana e wagneriana. Ou seja, maior aporte de recursos públicos em investimentos de infraestrutura em transporte estimula o crescimento econômico. Por sua vez, esse 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.

A relevância dos achados obtidos é auxiliar os gestores na tomada de decisão quanto à alocação dos recursos públicos.

Como proposta de pesquisa futura, sugere-se analisar a causalidade entre outras espécies de investimentos públicos federais e o crescimento econômico brasileiro, possibilitando a comparação entre os diferentes tipos de investimentos e sua efetividade ao longo dos anos no Brasil.

## Apêndice – Modelos Autorregressivos e de Defasagens Distribuídas

### A.1 Brasil

Dependent Variable: IPC_NACIONAL				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 11:12				
Sample (adjusted): 1998 2021				
Included observations: 24 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_NACIONAL(-1)	1.155145	0.210980	5.475140	0.0000
IPC_NACIONAL(-2)	-0.627296	0.304593	-2.059460	0.0534
IPC_NACIONAL(-3)	0.363636	0.201970	1.800448	0.0877
YPC_NACIONAL	1.829515	0.684945	2.671040	0.0151
YPC_NACIONAL(-3)	-1.796146	0.691036	-2.599210	0.0176
R-squared	0.880920	Mean dependent var		4.266241
Adjusted R-squared	0.855851	S.D. dependent var		0.558476
S.E. of regression	0.212037	Akaike info criterion		-0.081062
Sum squared resid	0.854232	Schwarz criterion		0.164366
Log likelihood	5.972745	Hannan-Quinn criter.		-0.015950
Durbin-Watson stat	1.925910			

Dependent Variable: YPC_NACIONAL				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 11:15				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_NACIONAL(-1)	0.833351	0.118855	7.011505	0.0000
YPC_NACIONAL(-5)	-0.327904	0.142777	-2.296612	0.0376
YPC_NACIONAL(-7)	0.356132	0.132615	2.685468	0.0178
IPC_NACIONAL	0.066647	0.022789	2.924539	0.0111
D2014_2016	-0.041441	0.020253	-2.046175	0.0600
C	1.206560	0.491314	2.455782	0.0277
R-squared	0.980621	Mean dependent var		10.46752
Adjusted R-squared	0.973700	S.D. dependent var		0.167376
S.E. of regression	0.027144	Akaike info criterion		-4.131989
Sum squared resid	0.010315	Schwarz criterion		-3.833269
Log likelihood	47.31989	Hannan-Quinn criter.		-4.073675
F-statistic	141.6842	Durbin-Watson stat		2.646964
Prob(F-statistic)	0.000000			

## A.2 Estado do Acre

Dependent Variable: IPC_AC				
Method: Least Squares				
Date: 09/13/22 Time: 21:51				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_AC(-1)	0.730018	0.155836	4.684527	0.0005
IPC_AC(-5)	-0.695234	0.169804	-4.094322	0.0015
YPC_AC(-2)	4.632358	1.682090	2.753930	0.0175
YPC_AC(-3)	-5.128691	1.666023	-3.078403	0.0096
YPC_AC(-6)	8.353350	1.689129	4.945360	0.0003
YPC_AC(-7)	-7.326878	1.615952	-4.534093	0.0007
D2020_2021	-2.681153	0.376189	-7.127137	0.0000
D2007	0.892566	0.366593	2.434760	0.0315
R-squared	0.951684	Mean dependent var		5.378531
Adjusted R-squared	0.923499	S.D. dependent var		1.248284
S.E. of regression	0.345261	Akaike info criterion		1.000141
Sum squared resid	1.430460	Schwarz criterion		1.398434
Log likelihood	-2.001412	Hannan-Quinn criter.		1.077892
Durbin-Watson stat	2.831526			

Dependent Variable: YPC_AC				
Method: Least Squares				
Date: 09/13/22 Time: 22:03				
Sample (adjusted): 1998 2021				
Included observations: 24 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_AC(-1)	1.008265	0.084548	11.92529	0.0000
YPC_AC(-3)	-0.138114	0.076951	-1.794834	0.0905
IPC_AC(-2)	-0.034994	0.015492	-2.258802	0.0373
IPC_AC(-3)	0.070976	0.015449	4.594161	0.0003
D2007	0.202060	0.033063	6.111329	0.0000
D2020_2021	0.044246	0.024069	1.838331	0.0836
C	1.075783	0.318983	3.372540	0.0036
R-squared	0.981535	Mean dependent var		9.822941
Adjusted R-squared	0.975019	S.D. dependent var		0.193959
S.E. of regression	0.030656	Akaike info criterion		-3.893473
Sum squared resid	0.015977	Schwarz criterion		-3.549874
Log likelihood	53.72167	Hannan-Quinn criter.		-3.802316
F-statistic	150.6138	Durbin-Watson stat		2.107297
Prob(F-statistic)	0.000000			

### A.3 Estado do Amazonas

Dependent Variable: IPC_AM				
Method: Least Squares				
Date: 09/21/22 Time: 20:22				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_AM(-1)	0.404587	0.112007	3.612162	0.0112
IPC_AM(-2)	0.700041	0.163125	4.291427	0.0051
IPC_AM(-3)	-0.714376	0.125704	-5.683025	0.0013
IPC_AM(-4)	1.218583	0.159378	7.645848	0.0003
IPC_AM(-5)	1.034663	0.213332	4.850020	0.0029
YPC_AM(-1)	3.589592	1.115594	3.217652	0.0182
YPC_AM(-2)	-14.76555	1.609638	-9.173211	0.0001
YPC_AM(-3)	5.566043	1.270735	4.380177	0.0047
YPC_AM(-4)	4.031280	1.343923	2.999635	0.0240
YPC_AM(-6)	4.090439	1.425612	2.869252	0.0285
YPC_AM(-7)	-9.735155	0.974421	-9.990709	0.0001
D2008_2009	3.859017	0.510444	7.560113	0.0003
D2014_2016	-0.920511	0.289158	-3.183423	0.0190
C	66.86631	14.75447	4.531935	0.0040
R-squared	0.984528	Mean dependent var		3.848913
Adjusted R-squared	0.951005	S.D. dependent var		1.045376
S.E. of regression	0.231391	Akaike info criterion		0.106615
Sum squared resid	0.321252	Schwarz criterion		0.803628
Log likelihood	12.93385	Hannan-Quinn criter.		0.242679
F-statistic	29.36899	Durbin-Watson stat		2.608076
Prob(F-statistic)	0.000240			

Dependent Variable: YPC_AM				
Method: Least Squares				
Date: 09/21/22 Time: 20:25				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_AM(-1)	0.624753	0.070971	8.802879	0.0009
YPC_AM(-2)	1.808921	0.194748	9.288510	0.0007
YPC_AM(-3)	-0.416318	0.076910	-5.413048	0.0056
YPC_AM(-4)	0.260742	0.067651	3.854223	0.0182
YPC_AM(-5)	-0.282288	0.075232	-3.752252	0.0199
YPC_AM(-7)	0.973311	0.092657	10.50446	0.0005
IPC_AM	0.025322	0.007850	3.225895	0.0321
IPC_AM(-1)	-0.086662	0.012001	-7.221455	0.0020
IPC_AM(-2)	-0.067756	0.008334	-8.130219	0.0012
IPC_AM(-4)	-0.156841	0.012871	-12.18578	0.0003
IPC_AM(-5)	-0.134711	0.016371	-8.228733	0.0012
IPC_AM(-6)	-0.043710	0.006356	-6.877105	0.0023
IPC_AM(-7)	-0.087341	0.011898	-7.340538	0.0018
D2008_2009	-0.377054	0.035800	-10.53212	0.0005
D2020_2021	-0.156438	0.021739	-7.196319	0.0020
C	-17.86500	1.750895	-10.20335	0.0005

R-squared	0.998223	Mean dependent var	10.25643
Adjusted R-squared	0.991559	S.D. dependent var	0.130391
S.E. of regression	0.011979	Akaike info criterion	-6.020688
Sum squared resid	0.000574	Schwarz criterion	-5.224102
Log likelihood	76.20688	Hannan-Quinn criter.	-5.865186
F-statistic	149.8002	Durbin-Watson stat	2.917045
Prob(F-statistic)	0.000100		

#### A.4 Estado do Amapá

Dependent Variable: IPC_AP				
Method: Least Squares				
Date: 09/21/22 Time: 20:40				
Sample (adjusted): 2000 2021				
Included observations: 22 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_AP(-2)	0.493944	0.190378	2.594549	0.0189
IPC_AP(-5)	-0.387983	0.168138	-2.307532	0.0339
YPC_AP(-4)	6.368640	2.328468	2.735120	0.0141
YPC_AP(-5)	-5.951872	2.285283	-2.604435	0.0185
D2001	1.554976	0.759537	2.047268	0.0564
R-squared	0.477567	Mean dependent var	4.734692	
Adjusted R-squared	0.354641	S.D. dependent var	0.822631	
S.E. of regression	0.660854	Akaike info criterion	2.206150	
Sum squared resid	7.424387	Schwarz criterion	2.454114	
Log likelihood	-19.26765	Hannan-Quinn criter.	2.264563	
Durbin-Watson stat	1.251486			

Dependent Variable: YPC_AP				
Method: Least Squares				
Date: 09/14/22 Time: 22:15				
Sample (adjusted): 2001 2021				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_AP(-1)	1.250208	0.108058	11.56983	0.0000
YPC_AP(-3)	-0.709523	0.128333	-5.528779	0.0001
YPC_AP(-5)	1.219247	0.223471	5.455947	0.0001
YPC_AP(-6)	-1.066031	0.198051	-5.382599	0.0001
IPC_AP(-1)	-0.066002	0.018284	-3.609727	0.0032
IPC_AP(-6)	-0.023374	0.012994	-1.798798	0.0953
D2003	-0.186087	0.035491	-5.243155	0.0002
C	3.500646	0.618240	5.662279	0.0001
R-squared	0.974496	Mean dependent var	10.00330	
Adjusted R-squared	0.960763	S.D. dependent var	0.137459	
S.E. of regression	0.027228	Akaike info criterion	-4.086786	
Sum squared resid	0.009638	Schwarz criterion	-3.688872	
Log likelihood	50.91125	Hannan-Quinn criter.	-4.000428	
F-statistic	70.96023	Durbin-Watson stat	1.606325	
Prob(F-statistic)	0.000000			

## A.5 Estado do Pará

Dependent Variable: IPC_PA				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 11:20				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_PA(-1)	-0.914695	0.138049	-6.625868	0.0027
IPC_PA(-2)	-1.458852	0.120976	-12.05899	0.0003
IPC_PA(-3)	1.059345	0.081812	12.94851	0.0002
IPC_PA(-4)	-0.306190	0.067379	-4.544325	0.0105
IPC_PA(-5)	0.717041	0.089109	8.046788	0.0013
IPC_PA(-6)	0.180697	0.082043	2.202459	0.0924
IPC_PA(-7)	-3.865254	0.311399	-12.41255	0.0002
YPC_PA	11.57348	0.760607	15.21611	0.0001
YPC_PA(-1)	-2.282193	0.960333	-2.376461	0.0763
YPC_PA(-2)	-12.72521	0.943213	-13.49135	0.0002
YPC_PA(-5)	11.75684	0.979894	11.99807	0.0003
YPC_PA(-6)	-0.958618	0.378118	-2.535234	0.0643
D2008_2009	6.049087	0.354816	17.04853	0.0001
D2014_2016	3.738816	0.285075	13.11518	0.0002
D2010	-1.705334	0.274952	-6.202295	0.0034
C	-48.66186	4.150105	-11.72545	0.0003
R-squared	0.995861	Mean dependent var		4.247419
Adjusted R-squared	0.980339	S.D. dependent var		0.742585
S.E. of regression	0.104124	Akaike info criterion		-1.695905
Sum squared resid	0.043367	Schwarz criterion		-0.899319
Log likelihood	32.95905	Hannan-Quinn criter.		-1.540403
F-statistic	64.15809	Durbin-Watson stat		2.582406
Prob(F-statistic)	0.000536			

Dependent Variable: YPC_PA				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 11:29				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_PA(-1)	0.305935	0.095650	3.198490	0.0186
YPC_PA(-2)	0.969920	0.119505	8.116173	0.0002
YPC_PA(-5)	-0.844740	0.102907	-8.208798	0.0002
IPC_PA	0.078517	0.007551	10.39874	0.0000
IPC_PA(-1)	0.066257	0.016886	3.923872	0.0078
IPC_PA(-2)	0.116602	0.014285	8.162761	0.0002
IPC_PA(-3)	-0.086457	0.010756	-8.038261	0.0002
IPC_PA(-4)	0.026160	0.008051	3.249493	0.0175
IPC_PA(-5)	-0.062428	0.011038	-5.655490	0.0013
IPC_PA(-7)	0.293124	0.035768	8.195122	0.0002
D2008_2009	-0.468100	0.043317	-10.80645	0.0000
D2014_2016	-0.305066	0.032716	-9.324688	0.0001
D2010	0.154884	0.026885	5.760948	0.0012
C	3.759150	0.488130	7.701124	0.0003
R-squared	0.999102	Mean dependent var		9.822553

Adjusted R-squared	0.997156	S.D. dependent var	0.249081
S.E. of regression	0.013284	Akaike info criterion	-5.608528
Sum squared resid	0.001059	Schwarz criterion	-4.911515
Log likelihood	70.08528	Hannan-Quinn criter.	-5.472463
F-statistic	513.4078	Durbin-Watson stat	3.241643
Prob(F-statistic)	0.000000		

## A.6 Estado do Roraima

Dependent Variable: IPC_RO				
Method: Least Squares				
Date: 09/21/22 Time: 21:23				
Sample (adjusted): 1997 2021				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_RO(-1)	0.865929	0.154267	5.613179	0.0000
YPC_RO(-1)	4.778144	2.070771	2.307423	0.0308
YPC_RO(-2)	-4.741212	2.090036	-2.268483	0.0335
R-squared	0.642228	Mean dependent var	4.605766	
Adjusted R-squared	0.609703	S.D. dependent var	0.990355	
S.E. of regression	0.618712	Akaike info criterion	1.989814	
Sum squared resid	8.421705	Schwarz criterion	2.136079	
Log likelihood	-21.87267	Hannan-Quinn criter.	2.030381	
Durbin-Watson stat	1.613068			

Dependent Variable: YPC_RO				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 14:21				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_RO(-2)	-0.639283	0.259198	-2.466386	0.0431
YPC_RO(-3)	-0.416682	0.189584	-2.197877	0.0639
YPC_RO(-5)	0.581200	0.265892	2.185846	0.0651
YPC_RO(-6)	0.858035	0.259721	3.303676	0.0131
YPC_RO(-7)	1.308067	0.201130	6.503580	0.0003
IPC_RO	-0.027608	0.012510	-2.206859	0.0631
IPC_RO(-2)	0.117462	0.026092	4.501851	0.0028
IPC_RO(-4)	-0.124677	0.027717	-4.498199	0.0028
IPC_RO(-5)	-0.163986	0.027797	-5.899345	0.0006
IPC_RO(-6)	-0.187955	0.032026	-5.868747	0.0006
IPC_RO(-7)	-0.180147	0.034117	-5.280284	0.0011
D2008_2009	-0.240252	0.067589	-3.554591	0.0093
C	-3.833267	1.226364	-3.125717	0.0167
R-squared	0.993677	Mean dependent var	10.13951	
Adjusted R-squared	0.982837	S.D. dependent var	0.209863	
S.E. of regression	0.027494	Akaike info criterion	-4.099527	
Sum squared resid	0.005291	Schwarz criterion	-3.452301	
Log likelihood	53.99527	Hannan-Quinn criter.	-3.973182	
F-statistic	91.66801	Durbin-Watson stat	2.710498	
Prob(F-statistic)	0.000002			



## A.7 Estado do Rondônia

Dependent Variable: IPC_RR				
Method: Least Squares				
Date: 09/21/22 Time: 21:35				
Sample (adjusted): 1999 2021				
Included observations: 23 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_RR(-4)	-0.349741	0.126179	-2.771777	0.0131
YPC_RR(-1)	3.830507	0.890029	4.303802	0.0005
D2020_2021	-1.530060	0.420702	-3.636924	0.0020
D2004	-2.123737	0.582652	-3.644949	0.0020
D2013	-1.468500	0.572241	-2.566226	0.0200
C	-30.88246	8.791317	-3.512836	0.0027
R-squared	0.784584	Mean dependent var		5.505738
Adjusted R-squared	0.721227	S.D. dependent var		1.036073
S.E. of regression	0.547036	Akaike info criterion		1.850854
Sum squared resid	5.087223	Schwarz criterion		2.147070
Log likelihood	-15.28482	Hannan-Quinn criter.		1.925352
F-statistic	12.38345	Durbin-Watson stat		1.782467
Prob(F-statistic)	0.000036			

Dependent Variable: YPC_RR				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 14:33				
Sample (adjusted): 2001 2021				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_RR(-1)	-0.510922	0.167822	-3.044436	0.0227
YPC_RR(-2)	0.696854	0.102748	6.782161	0.0005
YPC_RR(-3)	0.754673	0.176757	4.269543	0.0053
YPC_RR(-4)	0.919352	0.124510	7.383734	0.0003
YPC_RR(-5)	-0.395305	0.109351	-3.615010	0.0112
YPC_RR(-6)	-0.336646	0.104499	-3.221542	0.0181
IPC_RR(-1)	-0.017433	0.004431	-3.934018	0.0077
IPC_RR(-3)	-0.014792	0.004331	-3.415363	0.0142
IPC_RR(-4)	-0.069704	0.006652	-10.47921	0.0000
IPC_RR(-5)	-0.078796	0.009900	-7.958853	0.0002
IPC_RR(-6)	-0.047649	0.009592	-4.967606	0.0025
D2014_2016	0.036226	0.010559	3.430724	0.0140
D2020_2021	-0.030488	0.012330	-2.472641	0.0483
D2004	-0.072067	0.020647	-3.490499	0.0130
D2013	0.046359	0.015749	2.943554	0.0258
R-squared	0.997888	Mean dependent var		10.10293
Adjusted R-squared	0.992961	S.D. dependent var		0.146710
S.E. of regression	0.012309	Akaike info criterion		-5.781183
Sum squared resid	0.000909	Schwarz criterion		-5.035096
Log likelihood	75.70242	Hannan-Quinn criter.		-5.619263
Durbin-Watson stat	1.882650			

## A.8 Estado do Tocantins

Dependent Variable: IPC_TO				
Method: Least Squares				
Date: 09/21/22 Time: 21:49				
Sample (adjusted): 2001 2021				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_TO(-1)	1.244133	0.179483	6.931763	0.0062
IPC_TO(-2)	-0.809407	0.198909	-4.069225	0.0268
IPC_TO(-3)	-4.258402	1.164751	-3.656062	0.0353
IPC_TO(-4)	0.533943	0.185544	2.877714	0.0636
IPC_TO(-5)	-2.760989	0.550585	-5.014645	0.0153
IPC_TO(-6)	3.798266	0.997627	3.807302	0.0318
YPC_TO	72.32444	17.24203	4.194660	0.0247
YPC_TO(-1)	14.17833	5.346666	2.651808	0.0769
YPC_TO(-2)	14.92241	4.531201	3.293257	0.0460
YPC_TO(-3)	-56.14560	13.57917	-4.134685	0.0257
YPC_TO(-4)	48.45560	10.42278	4.649011	0.0188
YPC_TO(-5)	-45.37865	12.10841	-3.747697	0.0332
YPC_TO(-6)	-16.33315	3.185680	-5.127055	0.0144
D2001	13.27646	3.730650	3.558752	0.0379
D2014_2016	-4.116522	1.376304	-2.990997	0.0581
D2006	8.287696	2.061824	4.019595	0.0277
D2010	11.50153	2.323143	4.950848	0.0158
C	-314.7732	81.77096	-3.849450	0.0310
R-squared	0.988295	Mean dependent var		5.320875
Adjusted R-squared	0.921970	S.D. dependent var		0.908515
S.E. of regression	0.253784	Akaike info criterion		-0.136292
Sum squared resid	0.193219	Schwarz criterion		0.759013
Log likelihood	19.43106	Hannan-Quinn criter.		0.058012
F-statistic	14.90059	Durbin-Watson stat		2.490695
Prob(F-statistic)	0.023367			

Dependent Variable: YPC_TO				
Method: Least Squares				
Date: 09/21/22 Time: 21:52				
Sample (adjusted): 2001 2021				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_TO(-1)	-0.207555	0.035405	-5.862240	0.0099
YPC_TO(-2)	-0.209075	0.030096	-6.946892	0.0061
YPC_TO(-3)	0.774493	0.042308	18.30616	0.0004
YPC_TO(-4)	-0.656062	0.045806	-14.32246	0.0007
YPC_TO(-5)	0.635886	0.035656	17.83414	0.0004
YPC_TO(-6)	0.215001	0.027797	7.734698	0.0045
IPC_TO	0.011813	0.002816	4.194660	0.0247
IPC_TO(-1)	-0.015447	0.003161	-4.886679	0.0164
IPC_TO(-2)	0.009948	0.003024	3.290053	0.0461
IPC_TO(-3)	0.059939	0.003360	17.84140	0.0004
IPC_TO(-4)	-0.006625	0.002552	-2.596080	0.0806
IPC_TO(-5)	0.036903	0.003253	11.34328	0.0015
IPC_TO(-6)	-0.052970	0.003566	-14.85335	0.0007
D2001	-0.187495	0.012301	-15.24211	0.0006

D2014_2016	0.059761	0.006442	9.276895	0.0027
D2006	-0.114767	0.006579	-17.44320	0.0004
D2010	-0.154830	0.009624	-16.08836	0.0005
C	4.405003	0.135389	32.53593	0.0001
R-squared	0.999972	Mean dependent var	9.975436	
Adjusted R-squared	0.999812	S.D. dependent var	0.236781	
S.E. of regression	0.003243	Akaike info criterion	-8.856048	
Sum squared resid	3.16E-05	Schwarz criterion	-7.960743	
Log likelihood	110.9885	Hannan-Quinn criter.	-8.661744	
F-statistic	6270.139	Durbin-Watson stat	2.491644	
Prob(F-statistic)	0.000003			

## A.9 Estado do Alagoas

Dependent Variable: IPC_AL				
Method: Least Squares				
Date: 09/13/22 Time: 22:16				
Sample (adjusted): 2001 2021				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_AL(-5)	1.113697	0.144319	7.716887	0.0000
YPC_AL(-1)	4.800428	0.912062	5.263267	0.0002
YPC_AL(-4)	10.39091	2.971886	3.496402	0.0039
YPC_AL(-5)	-4.062676	2.213320	-1.835558	0.0894
YPC_AL(-6)	-11.26591	2.450371	-4.597635	0.0005
D2008_2009	1.264203	0.318357	3.971024	0.0016
D2014_2016	-2.461570	0.535905	-4.593298	0.0005
D2010	0.995572	0.377729	2.635680	0.0206
R-squared	0.912039	Mean dependent var		3.953330
Adjusted R-squared	0.864676	S.D. dependent var		0.939928
S.E. of regression	0.345766	Akaike info criterion		0.996222
Sum squared resid	1.554203	Schwarz criterion		1.394136
Log likelihood	-2.460334	Hannan-Quinn criter.		1.082580
Durbin-Watson stat	2.137844			

Dependent Variable: YPC_AL				
Method: Least Squares				
Date: 09/13/22 Time: 22:21				
Sample (adjusted): 2001 2021				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_AL(-1)	0.971844	0.069348	14.01407	0.0000
YPC_AL(-3)	-0.384637	0.114592	-3.356577	0.0064
YPC_AL(-4)	1.015040	0.170505	5.953156	0.0001
YPC_AL(-5)	-0.608449	0.127477	-4.773015	0.0006
IPC_AL(-4)	0.050172	0.012110	4.143160	0.0016
IPC_AL(-6)	-0.029508	0.009160	-3.221503	0.0081
D2008_2009	0.040337	0.020149	2.001973	0.0706
D2014_2016	-0.108779	0.023373	-4.654050	0.0007
D2007	0.147070	0.025761	5.709089	0.0001
D2010	0.171426	0.024219	7.078017	0.0000
R-squared	0.996682	Mean dependent var		9.617401
Adjusted R-squared	0.993968	S.D. dependent var		0.258437
S.E. of regression	0.020072	Akaike info criterion		-4.673258
Sum squared resid	0.004432	Schwarz criterion		-4.175866
Log likelihood	59.06921	Hannan-Quinn criter.		-4.565311
Durbin-Watson stat	1.728741			

## A.10 Estado da Bahia

Dependent Variable: IPC_BA				
Method: Least Squares				
Date: 09/14/22 Time: 22:22				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_BA(-2)	-0.335983	0.058549	-5.738490	0.0004
IPC_BA(-5)	-0.288386	0.058924	-4.894205	0.0012
IPC_BA(-7)	0.390042	0.090992	4.286563	0.0027
YPC_BA	4.870792	0.757318	6.431634	0.0002
YPC_BA(-1)	-3.417029	0.698950	-4.888804	0.0012
YPC_BA(-3)	-4.333319	0.966616	-4.482979	0.0020
YPC_BA(-4)	16.44175	1.105201	14.87671	0.0000
YPC_BA(-5)	8.679106	0.937894	9.253828	0.0000
YPC_BA(-6)	-4.695224	0.659188	-7.122744	0.0001
YPC_BA(-7)	-12.68217	1.137190	-11.15221	0.0000
D2014_2016	-0.874763	0.095768	-9.134219	0.0000
C	-43.62538	3.102741	-14.06027	0.0000
R-squared	0.996294	Mean dependent var		3.952170
Adjusted R-squared	0.991198	S.D. dependent var		0.762541
S.E. of regression	0.071542	Akaike info criterion		-2.153361
Sum squared resid	0.040946	Schwarz criterion		-1.555921
Log likelihood	33.53361	Hannan-Quinn criter.		-2.036734
F-statistic	195.5040	Durbin-Watson stat		2.505275
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: YPC_BA				
Method: Least Squares				
Date: 09/14/22 Time: 22:26				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_BA(-2)	0.656997	0.099043	6.633482	0.0002
YPC_BA(-3)	0.952127	0.116637	8.163179	0.0000
YPC_BA(-4)	-1.562450	0.226422	-6.900608	0.0001
YPC_BA(-5)	-1.460607	0.172396	-8.472418	0.0000
YPC_BA(-6)	0.779035	0.155541	5.008560	0.0010
YPC_BA(-7)	1.480716	0.171471	8.635346	0.0000
IPC_BA	0.093354	0.014383	6.490413	0.0002
IPC_BA(-4)	-0.041433	0.009653	-4.292326	0.0026
IPC_BA(-5)	0.057989	0.010059	5.764620	0.0004
IPC_BA(-7)	-0.121513	0.010748	-11.30607	0.0000
D2014_2016	0.062597	0.018600	3.365467	0.0099
C	1.681011	0.615131	2.732769	0.0257
R-squared	0.998302	Mean dependent var		9.852350
Adjusted R-squared	0.995968	S.D. dependent var		0.177042
S.E. of regression	0.011242	Akaike info criterion		-5.854634
Sum squared resid	0.001011	Schwarz criterion		-5.257194
Log likelihood	70.54634	Hannan-Quinn criter.		-5.738007
F-statistic	427.6578	Durbin-Watson stat		2.801840
Prob(F-statistic)	0.000000			

## A.11 Estado do Ceará

Dependent Variable: IPC_CE				
Method: Least Squares				
Date: 09/24/22 Time: 20:27				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_CE(-1)	0.331429	0.121118	2.736415	0.0339
IPC_CE(-2)	0.323709	0.159201	2.033338	0.0883
IPC_CE(-3)	-1.110740	0.194587	-5.708193	0.0013
IPC_CE(-4)	1.127871	0.166905	6.757546	0.0005
IPC_CE(-6)	-0.299784	0.116006	-2.584212	0.0415
IPC_CE(-7)	0.856858	0.145284	5.897820	0.0011
YPC_CE	10.44406	1.541770	6.774070	0.0005
YPC_CE(-1)	-9.271441	1.896296	-4.889237	0.0027
YPC_CE(-2)	9.167549	1.563126	5.864881	0.0011
YPC_CE(-3)	-6.489929	1.669932	-3.886343	0.0081
YPC_CE(-4)	-6.163403	1.803575	-3.417326	0.0142
YPC_CE(-5)	12.34350	2.558458	4.824584	0.0029
YPC_CE(-6)	-10.25064	1.775173	-5.774446	0.0012
D2003	1.109300	0.323357	3.430577	0.0140
R-squared	0.983080	Mean dependent var		3.140090
Adjusted R-squared	0.946421	S.D. dependent var		0.705713
S.E. of regression	0.163352	Akaike info criterion		-0.589787
Sum squared resid	0.160104	Schwarz criterion		0.107226
Log likelihood	19.89787	Hannan-Quinn criter.		-0.453723
Durbin-Watson stat	2.873179			

Dependent Variable: YPC_CE				
Method: Least Squares				
Date: 09/14/22 Time: 22:34				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_CE(-1)	0.898563	0.103634	8.670532	0.0001
YPC_CE(-2)	-0.786695	0.173862	-4.524833	0.0040
YPC_CE(-3)	0.561985	0.163970	3.427373	0.0140
YPC_CE(-4)	0.578994	0.147758	3.918536	0.0078
YPC_CE(-5)	-1.183371	0.159869	-7.402119	0.0003
YPC_CE(-6)	0.953410	0.126634	7.528863	0.0003
IPC_CE	0.084677	0.012500	6.774070	0.0005
IPC_CE(-1)	-0.026401	0.012296	-2.147063	0.0754
IPC_CE(-2)	-0.033900	0.012472	-2.718144	0.0347
IPC_CE(-3)	0.101994	0.015502	6.579532	0.0006
IPC_CE(-4)	-0.103987	0.011941	-8.708558	0.0001
IPC_CE(-6)	0.028275	0.009864	2.866372	0.0286
IPC_CE(-7)	-0.080262	0.009464	-8.480465	0.0001
D2003	-0.106487	0.024912	-4.274455	0.0052
R-squared	0.998702	Mean dependent var		9.707569
Adjusted R-squared	0.995890	S.D. dependent var		0.229433
S.E. of regression	0.014709	Akaike info criterion		-5.404737
Sum squared resid	0.001298	Schwarz criterion		-4.707724
Log likelihood	68.04737	Hannan-Quinn criter.		-5.268673

Durbin-Watson stat	2.324815
--------------------	----------

## A.12 Estado do Maranhão

Dependent Variable: IPC_MA				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 10:21				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_MA(-1)	1.695452	0.361300	4.692641	0.0183
IPC_MA(-2)	0.470163	0.156235	3.009335	0.0572
IPC_MA(-3)	-0.489413	0.126690	-3.863059	0.0307
IPC_MA(-4)	3.850388	0.540439	7.124551	0.0057
IPC_MA(-5)	0.980388	0.140467	6.979501	0.0060
IPC_MA(-6)	-2.804023	0.495418	-5.659915	0.0109
IPC_MA(-7)	2.586207	0.442263	5.847661	0.0100
YPC_MA	-27.89802	5.525019	-5.049399	0.0150
YPC_MA(-2)	94.03641	14.96682	6.282992	0.0081
YPC_MA(-3)	-50.57391	8.191216	-6.174164	0.0086
YPC_MA(-4)	-6.772146	1.939091	-3.492432	0.0397
YPC_MA(-5)	14.49530	2.821959	5.136607	0.0143
YPC_MA(-6)	-60.88724	9.811057	-6.205982	0.0084
YPC_MA(-7)	35.45007	6.513551	5.442510	0.0122
D2008_2009	-1.380652	0.233639	-5.909336	0.0097
D2014_2016	-8.824324	1.262885	-6.987435	0.0060
D2010	-6.262400	1.389560	-4.506750	0.0204
R-squared	0.993268	Mean dependent var		3.779346
Adjusted R-squared	0.957362	S.D. dependent var		0.824450
S.E. of regression	0.170241	Akaike info criterion		-0.900319
Sum squared resid	0.086946	Schwarz criterion		-0.053947
Log likelihood	26.00319	Hannan-Quinn criter.		-0.735098
Durbin-Watson stat	2.256664			

Dependent Variable: YPC_MA				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 10:25				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_MA(-2)	3.073124	0.117131	26.23664	0.0000
YPC_MA(-3)	-1.643282	0.098386	-16.70235	0.0001
YPC_MA(-4)	-0.160155	0.074829	-2.140298	0.0991
YPC_MA(-5)	0.478702	0.078448	6.102176	0.0036
YPC_MA(-6)	-1.998011	0.105413	-18.95420	0.0000
YPC_MA(-7)	1.190808	0.073336	16.23767	0.0001
IPC_MA	-0.022684	0.004623	-4.906381	0.0080
IPC_MA(-1)	0.061056	0.004687	13.02625	0.0002
IPC_MA(-3)	-0.015879	0.004403	-3.606568	0.0226
IPC_MA(-4)	0.118240	0.008220	14.38492	0.0001
IPC_MA(-5)	0.021603	0.005910	3.655466	0.0217
IPC_MA(-6)	-0.095743	0.004131	-23.17420	0.0000

IPC_MA(-7)	0.083564	0.006490	12.87611	0.0002
D2008_2009	-0.042079	0.007866	-5.349580	0.0059
D2014_2016	-0.271927	0.014780	-18.39878	0.0001
D2010	-0.236639	0.011069	-21.37935	0.0000
R-squared	0.999800	Mean dependent var	9.469423	
Adjusted R-squared	0.999051	S.D. dependent var	0.235026	
S.E. of regression	0.007240	Akaike info criterion	-7.027795	
Sum squared resid	0.000210	Schwarz criterion	-6.231209	
Log likelihood	86.27795	Hannan-Quinn criter.	-6.872293	
Durbin-Watson stat	2.576644			

### A.13 Estado da Paraíba

Dependent Variable: IPC_PB				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 11:35				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_PB(-1)	0.833815	0.098759	8.442897	0.0004
IPC_PB(-4)	-1.309381	0.190715	-6.865635	0.0010
IPC_PB(-5)	1.237773	0.141830	8.727171	0.0003
IPC_PB(-6)	0.480242	0.183606	2.615606	0.0473
IPC_PB(-7)	0.938726	0.147532	6.362862	0.0014
YPC_PB	-7.485424	1.448464	-5.167836	0.0036
YPC_PB(-2)	22.56603	2.808057	8.036172	0.0005
YPC_PB(-3)	-16.73356	2.171108	-7.707382	0.0006
YPC_PB(-4)	8.969507	1.996329	4.493000	0.0064
YPC_PB(-6)	-26.63121	2.584074	-10.30590	0.0001
YPC_PB(-7)	15.80832	1.901373	8.314159	0.0004
D2014_2016	-3.011021	0.335996	-8.961489	0.0003
D2005	1.161308	0.349148	3.326116	0.0209
D2018	1.403457	0.287795	4.876582	0.0046
C	29.39798	4.269195	6.886071	0.0010
R-squared	0.991003	Mean dependent var	3.557921	
Adjusted R-squared	0.965810	S.D. dependent var	0.920412	
S.E. of regression	0.170189	Akaike info criterion	-0.590112	
Sum squared resid	0.144821	Schwarz criterion	0.156687	
Log likelihood	20.90112	Hannan-Quinn criter.	-0.444329	
F-statistic	39.33722	Durbin-Watson stat	3.010535	
Prob(F-statistic)	0.000368			



Dependent Variable: YPC_PB				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 11:40				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_PB(-2)	2.749785	0.370507	7.421687	0.0007
YPC_PB(-3)	-1.994765	0.341917	-5.834060	0.0021
YPC_PB(-4)	1.067395	0.271893	3.925796	0.0111
YPC_PB(-6)	-3.165903	0.477587	-6.628959	0.0012
YPC_PB(-7)	1.913842	0.270424	7.077178	0.0009
IPC_PB	-0.112526	0.021774	-5.167836	0.0036
IPC_PB(-1)	0.099870	0.015559	6.418719	0.0014
IPC_PB(-4)	-0.150641	0.034101	-4.417497	0.0069
IPC_PB(-5)	0.143522	0.028088	5.109789	0.0037
IPC_PB(-6)	0.064271	0.019340	3.323224	0.0209
IPC_PB(-7)	0.105215	0.027614	3.810168	0.0125
D2014_2016	-0.357174	0.058655	-6.089380	0.0017
D2005	0.121636	0.054113	2.247806	0.0745
D2018	0.166866	0.039977	4.174014	0.0087
C	3.598074	0.532097	6.762063	0.0011
R-squared	0.997843	Mean dependent var		9.659816
Adjusted R-squared	0.991804	S.D. dependent var		0.230484
S.E. of regression	0.020866	Akaike info criterion		-4.787642
Sum squared resid	0.002177	Schwarz criterion		-4.040843
Log likelihood	62.87642	Hannan-Quinn criter.		-4.641859
F-statistic	165.2232	Durbin-Watson stat		2.726811
Prob(F-statistic)	0.000011			

## A.14 Estado de Pernambuco

Dependent Variable: IPC_PE				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 12:20				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_PE(-1)	1.393971	0.070585	19.74882	0.0000
IPC_PE(-2)	-0.719554	0.131173	-5.485550	0.0015
IPC_PE(-3)	0.436703	0.109634	3.983284	0.0073
IPC_PE(-4)	-0.479053	0.099515	-4.813869	0.0030
IPC_PE(-5)	0.478424	0.089303	5.357331	0.0017
IPC_PE(-6)	-0.262866	0.102737	-2.558632	0.0430
IPC_PE(-7)	0.985241	0.094456	10.43065	0.0000
YPC_PE	8.890426	0.902820	9.847400	0.0001
YPC_PE(-1)	-9.617725	1.073938	-8.955570	0.0001
YPC_PE(-2)	5.402729	1.258631	4.292543	0.0051
YPC_PE(-3)	-12.41887	1.267777	-9.795782	0.0001
YPC_PE(-4)	13.87046	1.368752	10.13365	0.0001
YPC_PE(-5)	-7.755795	0.917570	-8.452536	0.0001
C	12.21014	1.907975	6.399529	0.0007
R-squared	0.994955	Mean dependent var		3.467558
Adjusted R-squared	0.984023	S.D. dependent var		1.101620
S.E. of regression	0.139246	Akaike info criterion		-0.909119
Sum squared resid	0.116337	Schwarz criterion		-0.212106
Log likelihood	23.09119	Hannan-Quinn criter.		-0.773054
F-statistic	91.01438	Durbin-Watson stat		3.037050
Prob(F-statistic)	0.000009			

Dependent Variable: YPC_PE				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 12:23				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_PE(-1)	1.062367	0.096558	11.00240	0.0000
YPC_PE(-2)	-0.550405	0.162319	-3.390888	0.0147
YPC_PE(-3)	1.313938	0.194099	6.769426	0.0005
YPC_PE(-4)	-1.469658	0.210671	-6.976074	0.0004
YPC_PE(-5)	0.819340	0.132643	6.177036	0.0008
IPC_PE	0.105926	0.010757	9.847400	0.0001
IPC_PE(-1)	-0.147845	0.016584	-8.914810	0.0001
IPC_PE(-2)	0.076411	0.016126	4.738427	0.0032
IPC_PE(-3)	-0.046121	0.012938	-3.564735	0.0119
IPC_PE(-4)	0.051004	0.011839	4.308258	0.0050
IPC_PE(-5)	-0.051352	0.010489	-4.895611	0.0027
IPC_PE(-6)	0.025435	0.012456	2.041982	0.0872
IPC_PE(-7)	-0.106813	0.011506	-9.283440	0.0001
C	-1.301840	0.238671	-5.454541	0.0016
R-squared	0.998699	Mean dependent var		9.863262
Adjusted R-squared	0.995880	S.D. dependent var		0.236786
S.E. of regression	0.015199	Akaike info criterion		-5.339104
Sum squared resid	0.001386	Schwarz criterion		-4.642091

Log likelihood	67.39104	Hannan-Quinn criter.	-5.203040
F-statistic	354.2489	Durbin-Watson stat	2.909056
Prob(F-statistic)	0.000000		

### A.15 Estado de Piauí

Dependent Variable: IPC_PI				
Method: Least Squares				
Date: 09/24/22 Time: 21:03				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_PI(-1)	-0.594724	0.237599	-2.503057	0.0253
IPC_PI(-2)	-0.447218	0.149175	-2.997936	0.0096
IPC_PI(-7)	-0.313568	0.150375	-2.085246	0.0558
YPC_PI	5.541288	0.812598	6.819224	0.0000
YPC_PI(-7)	-2.901229	0.474388	-6.115728	0.0000
C	-17.05237	4.328162	-3.939863	0.0015
R-squared	0.860081	Mean dependent var		3.794339
Adjusted R-squared	0.810110	S.D. dependent var		0.568734
S.E. of regression	0.247834	Akaike info criterion		0.291206
Sum squared resid	0.859900	Schwarz criterion		0.589926
Log likelihood	3.087939	Hannan-Quinn criter.		0.349519
F-statistic	17.21160	Durbin-Watson stat		1.963037
Prob(F-statistic)	0.000015			

Dependent Variable: YPC_PI				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 13:41				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_PI(-1)	0.706858	0.135020	5.235205	0.0012
YPC_PI(-3)	0.976539	0.257067	3.798775	0.0067
YPC_PI(-4)	1.228605	0.388347	3.163679	0.0158
YPC_PI(-6)	-0.378430	0.195263	-1.938053	0.0938
YPC_PI(-7)	-0.941788	0.363127	-2.593550	0.0358
IPC_PI(-2)	-0.077093	0.027486	-2.804828	0.0263
IPC_PI(-3)	-0.164663	0.033299	-4.945024	0.0017
IPC_PI(-4)	-0.122235	0.041978	-2.911864	0.0226
IPC_PI(-5)	-0.134870	0.036782	-3.666686	0.0080
IPC_PI(-6)	-0.113239	0.030268	-3.741247	0.0073
IPC_PI(-7)	0.037888	0.016206	2.337902	0.0520
D2008_2009	-0.116856	0.042067	-2.777837	0.0274
C	-3.481466	0.996323	-3.494313	0.0101
R-squared	0.997206	Mean dependent var		9.478777
Adjusted R-squared	0.992417	S.D. dependent var		0.306280
S.E. of regression	0.026670	Akaike info criterion		-4.160349
Sum squared resid	0.004979	Schwarz criterion		-3.513123
Log likelihood	54.60349	Hannan-Quinn criter.		-4.034003
F-statistic	208.2264	Durbin-Watson stat		1.501451
Prob(F-statistic)	0.000000			

## A.16 Estado do Rio Grande do Norte

Dependent Variable: IPC_RN				
Method: Least Squares				
Date: 09/24/22 Time: 21:46				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_RN(-3)	-1.201217	0.285517	-4.207168	0.0040
IPC_RN(-4)	-0.668858	0.213408	-3.134174	0.0165
IPC_RN(-5)	-1.123164	0.268724	-4.179623	0.0041
IPC_RN(-7)	0.692375	0.261362	2.649102	0.0330
YPC_RN(-2)	10.25548	2.431510	4.217740	0.0039
YPC_RN(-3)	5.127765	2.617517	1.959019	0.0910
YPC_RN(-4)	10.75061	2.958675	3.633590	0.0084
YPC_RN(-5)	-7.632683	2.637881	-2.893490	0.0232
YPC_RN(-6)	-4.224660	2.435817	-1.734391	0.1264
YPC_RN(-7)	-10.02076	2.064223	-4.854494	0.0018
D2008_2009	-1.538746	0.554503	-2.774998	0.0275
D2014_2016	-2.960355	0.472118	-6.270374	0.0004
C	-29.79729	5.757045	-5.175795	0.0013
R-squared	0.915949	Mean dependent var		4.084610
Adjusted R-squared	0.771861	S.D. dependent var		0.730831
S.E. of regression	0.349073	Akaike info criterion		0.983109
Sum squared resid	0.852965	Schwarz criterion		1.630335
Log likelihood	3.168914	Hannan-Quinn criter.		1.109454
F-statistic	6.356887	Durbin-Watson stat		2.959273
Prob(F-statistic)	0.010520			

Dependent Variable: YPC_RN				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 14:10				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_RN(-1)	0.860863	0.126503	6.805071	0.0005
YPC_RN(-2)	0.817628	0.192536	4.246619	0.0054
YPC_RN(-4)	0.432791	0.181026	2.390771	0.0540
YPC_RN(-6)	-0.375846	0.134081	-2.803131	0.0310
YPC_RN(-7)	-0.502452	0.159966	-3.140996	0.0200
IPC_RN(-2)	-0.039088	0.014082	-2.775751	0.0322
IPC_RN(-3)	-0.060602	0.014696	-4.123687	0.0062
IPC_RN(-4)	-0.034519	0.015939	-2.165674	0.0735
IPC_RN(-5)	-0.045435	0.014861	-3.057283	0.0223
IPC_RN(-6)	-0.033270	0.012428	-2.677104	0.0367
D2008_2009	-0.126358	0.028741	-4.396415	0.0046
D2014_2016	-0.130100	0.028347	-4.589496	0.0037
D2010	0.074715	0.035548	2.101813	0.0803
C	-1.455658	0.404319	-3.600270	0.0114
R-squared	0.997385	Mean dependent var		9.856531
Adjusted R-squared	0.991718	S.D. dependent var		0.229785
S.E. of regression	0.020912	Akaike info criterion		-4.700969
Sum squared resid	0.002624	Schwarz criterion		-4.003957
Log likelihood	61.00969	Hannan-Quinn criter.		-4.564905

F-statistic	176.0073	Durbin-Watson stat	2.897452
Prob(F-statistic)	0.000001		

### A.17 Estado de Sergipe

Dependent Variable: IPC_SE				
Method: Least Squares				
Date: 09/24/22 Time: 21:56				
Sample (adjusted): 2001 2021				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_SE(-1)	0.531002	0.113103	4.694868	0.0003
IPC_SE(-4)	-0.342806	0.183241	-1.870791	0.0824
IPC_SE(-6)	-0.289866	0.160407	-1.807069	0.0923
YPC_SE(-4)	12.37964	2.240635	5.525056	0.0001
YPC_SE(-6)	-6.732756	1.306187	-5.154512	0.0001
D2014_2016	-2.011543	0.362471	-5.549531	0.0001
C	-51.78391	15.46694	-3.348037	0.0048
R-squared	0.904598	Mean dependent var		3.606965
Adjusted R-squared	0.863712	S.D. dependent var		1.096277
S.E. of regression	0.404715	Akaike info criterion		1.289933
Sum squared resid	2.293116	Schwarz criterion		1.638107
Log likelihood	-6.544295	Hannan-Quinn criter.		1.365496
F-statistic	22.12468	Durbin-Watson stat		2.009364
Prob(F-statistic)	0.000002			

Dependent Variable: YPC_SE				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 14:57				
Sample (adjusted): 2000 2021				
Included observations: 22 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_SE(-1)	0.766489	0.110069	6.963740	0.0000
YPC_SE(-4)	0.238299	0.111122	2.144472	0.0477
IPC_SE	0.045765	0.012833	3.566231	0.0026
IPC_SE(-5)	-0.049088	0.013050	-3.761415	0.0017
D2008_2009	-0.095846	0.039085	-2.452216	0.0261
D2014_2016	-0.073123	0.030533	-2.394874	0.0292
R-squared	0.959183	Mean dependent var		9.894448
Adjusted R-squared	0.946427	S.D. dependent var		0.196246
S.E. of regression	0.045423	Akaike info criterion		-3.118610
Sum squared resid	0.033012	Schwarz criterion		-2.821053
Log likelihood	40.30471	Hannan-Quinn criter.		-3.048514
Durbin-Watson stat	2.179239			

## A.18 Estado do Paraná

Dependent Variable: IPC_PR				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 13:47				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_PR(-1)	1.029579	0.197939	5.201492	0.0013
IPC_PR(-2)	1.419951	0.416136	3.412225	0.0113
IPC_PR(-3)	-0.413879	0.210320	-1.967855	0.0898
IPC_PR(-5)	-1.207354	0.237004	-5.094236	0.0014
IPC_PR(-7)	1.228015	0.358433	3.426065	0.0110
YPC_PR	-8.538059	1.889335	-4.519081	0.0027
YPC_PR(-1)	5.283583	2.099755	2.516286	0.0400
YPC_PR(-2)	8.599773	2.677068	3.212384	0.0148
YPC_PR(-5)	-13.32285	3.347324	-3.980149	0.0053
YPC_PR(-7)	7.715790	2.016798	3.825763	0.0065
D2008_2009	-1.062527	0.350163	-3.034380	0.0190
D2014_2016	-1.444059	0.449123	-3.215288	0.0147
D2020_2021	-2.766092	0.551076	-5.019443	0.0015
R-squared	0.947865	Mean dependent var		3.436261
Adjusted R-squared	0.858491	S.D. dependent var		0.661116
S.E. of regression	0.248697	Akaike info criterion		0.305012
Sum squared resid	0.432950	Schwarz criterion		0.952238
Log likelihood	9.949876	Hannan-Quinn criter.		0.431358
Durbin-Watson stat	2.669605			

Dependent Variable: YPC_PR				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 13:49				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_PR(-2)	1.752021	0.175017	10.01059	0.0002
YPC_PR(-3)	1.229847	0.242713	5.067078	0.0039
YPC_PR(-4)	-1.519018	0.326100	-4.658135	0.0055
YPC_PR(-5)	-1.901525	0.287590	-6.611926	0.0012
YPC_PR(-6)	-1.638452	0.291915	-5.612778	0.0025
YPC_PR(-7)	2.719101	0.385444	7.054472	0.0009
IPC_PR(-1)	0.085049	0.023678	3.591840	0.0157
IPC_PR(-2)	0.375553	0.040290	9.321173	0.0002
IPC_PR(-3)	-0.042462	0.015100	-2.811993	0.0375
IPC_PR(-5)	-0.182649	0.024212	-7.543818	0.0006
IPC_PR(-6)	0.072048	0.019134	3.765363	0.0131
IPC_PR(-7)	0.303732	0.043611	6.964639	0.0009
D2014_2016	-0.337115	0.032474	-10.38108	0.0001
D2020_2021	-0.536433	0.074151	-7.234341	0.0008
C	1.796061	0.430970	4.167485	0.0088
R-squared	0.997559	Mean dependent var		10.56664
Adjusted R-squared	0.990725	S.D. dependent var		0.194202
S.E. of regression	0.018703	Akaike info criterion		-5.006576
Sum squared resid	0.001749	Schwarz criterion		-4.259776
Log likelihood	65.06576	Hannan-Quinn criter.		-4.860792

F-statistic	145.9675	Durbin-Watson stat	3.121754
Prob(F-statistic)	0.000015		

### A.19 Estado do Rio Grande do Sul

Dependent Variable: IPC_RS				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 14:39				
Sample (adjusted): 2001 2021				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_RS(-1)	1.293771	0.181915	7.111947	0.0000
IPC_RS(-2)	-0.811130	0.208676	-3.887038	0.0022
IPC_RS(-4)	0.480605	0.187522	2.562923	0.0249
IPC_RS(-5)	-0.793158	0.207323	-3.825710	0.0024
YPC_RS(-3)	6.624413	2.655987	2.494144	0.0282
YPC_RS(-4)	-7.209702	3.862300	-1.866686	0.0866
YPC_RS(-5)	11.54460	4.125852	2.798113	0.0161
YPC_RS(-6)	-9.020038	2.665523	-3.383965	0.0054
C	-17.23725	8.303032	-2.076019	0.0600
R-squared	0.908594	Mean dependent var		4.241176
Adjusted R-squared	0.847657	S.D. dependent var		0.834410
S.E. of regression	0.325680	Akaike info criterion		0.891725
Sum squared resid	1.272810	Schwarz criterion		1.339377
Log likelihood	-0.363109	Hannan-Quinn criter.		0.988877
F-statistic	14.91029	Durbin-Watson stat		2.409261
Prob(F-statistic)	0.000038			

Dependent Variable: YPC_RS				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 14:41				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_RS(-1)	1.255870	0.270453	4.643582	0.0012
YPC_RS(-2)	-0.936355	0.301153	-3.109237	0.0125
YPC_RS(-3)	0.885851	0.296561	2.987080	0.0153
YPC_RS(-6)	0.609211	0.272988	2.231644	0.0526
YPC_RS(-7)	-0.543694	0.237630	-2.287989	0.0479
IPC_RS(-1)	-0.065023	0.023416	-2.776835	0.0215
IPC_RS(-2)	0.124963	0.028082	4.449999	0.0016
IPC_RS(-3)	-0.080111	0.025449	-3.147966	0.0118
IPC_RS(-6)	-0.093048	0.019931	-4.668563	0.0012
D2008_2009	-0.080771	0.035400	-2.281665	0.0484
C	-2.349208	1.245448	-1.886236	0.0919
R-squared	0.990468	Mean dependent var		10.61009
Adjusted R-squared	0.979877	S.D. dependent var		0.163758
S.E. of regression	0.023230	Akaike info criterion		-4.385247
Sum squared resid	0.004857	Schwarz criterion		-3.837594
Log likelihood	54.85247	Hannan-Quinn criter.		-4.278339
F-statistic	93.51839	Durbin-Watson stat		2.447904
Prob(F-statistic)	0.000000			

## A.20 Estado de Santa Catarina

Dependent Variable: IPC_SC				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 14:47				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_SC(-1)	0.400923	0.105283	3.808067	0.0089
IPC_SC(-2)	-0.609488	0.109173	-5.582765	0.0014
IPC_SC(-3)	-0.224704	0.091951	-2.443729	0.0502
IPC_SC(-5)	-0.479292	0.058858	-8.143144	0.0002
IPC_SC(-6)	0.194437	0.073865	2.632345	0.0389
IPC_SC(-7)	-0.456780	0.060085	-7.602260	0.0003
YPC_SC	5.475687	0.597607	9.162693	0.0001
YPC_SC(-2)	-2.614021	0.778916	-3.355971	0.0153
YPC_SC(-3)	2.804268	0.778855	3.600503	0.0114
YPC_SC(-5)	2.636426	0.760881	3.464965	0.0134
YPC_SC(-6)	3.562105	0.976934	3.646209	0.0108
YPC_SC(-7)	-7.551684	0.672170	-11.23478	0.0000
D2014_2016	0.308645	0.097439	3.167573	0.0194
C	-36.72731	3.270417	-11.23016	0.0000
R-squared	0.995759	Mean dependent var		4.457420
Adjusted R-squared	0.986570	S.D. dependent var		0.854954
S.E. of regression	0.099077	Akaike info criterion		-1.589812
Sum squared resid	0.058897	Schwarz criterion		-0.892799
Log likelihood	29.89812	Hannan-Quinn criter.		-1.453748
F-statistic	108.3688	Durbin-Watson stat		3.395469
Prob(F-statistic)	0.000005			

Dependent Variable: YPC_SC				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 14:50				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_SC(-1)	0.498965	0.161941	3.081155	0.0095
YPC_SC(-3)	-0.457329	0.215128	-2.125849	0.0550
YPC_SC(-7)	0.415334	0.121095	3.429815	0.0050
IPC_SC	0.095370	0.020962	4.549701	0.0007
IPC_SC(-3)	0.080119	0.022141	3.618507	0.0035
IPC_SC(-7)	0.026774	0.014920	1.794484	0.0979
D2008_2009	-0.072944	0.032103	-2.272151	0.0423
C	4.953650	1.004849	4.929747	0.0003
R-squared	0.979016	Mean dependent var		10.67546
Adjusted R-squared	0.966775	S.D. dependent var		0.175385
S.E. of regression	0.031969	Akaike info criterion		-3.758955
Sum squared resid	0.012264	Schwarz criterion		-3.360662
Log likelihood	45.58955	Hannan-Quinn criter.		-3.681204
F-statistic	79.98058	Durbin-Watson stat		2.186968
Prob(F-statistic)	0.000000			



## A.21 Estado do Espírito Santo

Dependent Variable: IPC_ES				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 09:57				
Sample (adjusted): 2001 2021				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_ES(-1)	0.274406	0.049922	5.496647	0.0003
IPC_ES(-2)	0.261432	0.051973	5.030125	0.0005
IPC_ES(-3)	-0.112517	0.060604	-1.856583	0.0930
IPC_ES(-6)	-0.600614	0.053879	-11.14745	0.0000
YPC_ES(-1)	0.829171	0.187924	4.412278	0.0013
YPC_ES(-3)	-1.476955	0.263949	-5.595603	0.0002
YPC_ES(-5)	-1.998593	0.398119	-5.020086	0.0005
YPC_ES(-6)	3.077525	0.370642	8.303220	0.0000
D2003	-1.859777	0.132808	-14.00348	0.0000
D2020_2021	-0.903323	0.113574	-7.953572	0.0000
D2010	0.345421	0.138232	2.498852	0.0315
R-squared	0.982560	Mean dependent var		3.659395
Adjusted R-squared	0.965120	S.D. dependent var		0.605751
S.E. of regression	0.113132	Akaike info criterion		-1.214845
Sum squared resid	0.127988	Schwarz criterion		-0.667714
Log likelihood	23.75587	Hannan-Quinn criter.		-1.096104
Durbin-Watson stat	2.458438			

Dependent Variable: YPC_ES				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 10:07				
Sample (adjusted): 2001 2021				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_ES(-1)	0.962169	0.075975	12.66436	0.0000
YPC_ES(-4)	0.767715	0.185976	4.128041	0.0010
YPC_ES(-5)	-1.128458	0.219333	-5.144963	0.0001
YPC_ES(-6)	0.373429	0.136795	2.729842	0.0163
IPC_ES(-5)	0.081161	0.026493	3.063495	0.0084
D2014_2016	-0.243783	0.048558	-5.020491	0.0002
D2010	0.194873	0.063872	3.051000	0.0086
R-squared	0.949101	Mean dependent var		10.53160
Adjusted R-squared	0.927287	S.D. dependent var		0.220273
S.E. of regression	0.059397	Akaike info criterion		-2.547933
Sum squared resid	0.049393	Schwarz criterion		-2.199758
Log likelihood	33.75329	Hannan-Quinn criter.		-2.472370
Durbin-Watson stat	2.086676			

## A.22 Estado de Minas Gerais

Dependent Variable: IPC_MG				
Method: Least Squares				
Date: 10/01/22 Time: 15:16				
Sample (adjusted): 1999 2021				
Included observations: 23 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_MG(-1)	0.926098	0.167464	5.530128	0.0000
IPC_MG(-3)	0.513161	0.232785	2.204446	0.0407
IPC_MG(-4)	0.569405	0.207736	2.740999	0.0134
YPC_MG(-2)	-1.849342	0.461893	-4.003834	0.0008
C	14.48554	4.242126	3.414688	0.0031
R-squared	0.804396	Mean dependent var		4.026899
Adjusted R-squared	0.760928	S.D. dependent var		0.825299
S.E. of regression	0.403530	Akaike info criterion		1.212526
Sum squared resid	2.931049	Schwarz criterion		1.459372
Log likelihood	-8.944048	Hannan-Quinn criter.		1.274607
F-statistic	18.50564	Durbin-Watson stat		1.462913
Prob(F-statistic)	0.000003			

Dependent Variable: YPC_MG				
Method: Least Squares				
Date: 10/01/22 Time: 15:28				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_MG(-1)	0.527678	0.118239	4.462807	0.0043
YPC_MG(-2)	0.872670	0.116169	7.512077	0.0003
YPC_MG(-3)	0.246252	0.082718	2.976995	0.0247
YPC_MG(-5)	-1.053056	0.107265	-9.817313	0.0001
YPC_MG(-7)	0.379443	0.077143	4.918706	0.0027
IPC_MG(-1)	0.068282	0.020403	3.346672	0.0155
IPC_MG(-3)	-0.187867	0.022479	-8.357264	0.0002
IPC_MG(-4)	0.072174	0.014293	5.049438	0.0023
IPC_MG(-5)	-0.138515	0.016278	-8.509494	0.0001
IPC_MG(-6)	0.175009	0.018955	9.233032	0.0001
IPC_MG(-7)	0.082464	0.012835	6.424916	0.0007
D2010	0.215856	0.021036	10.26128	0.0000
D2014_2016	-0.095391	0.015724	-6.066739	0.0009
D2020_2021	-0.162655	0.017909	-9.082179	0.0001
R-squared	0.998731	Mean dependent var		10.31890
Adjusted R-squared	0.995982	S.D. dependent var		0.186921
S.E. of regression	0.011848	Akaike info criterion		-5.837227
Sum squared resid	0.000842	Schwarz criterion		-5.140214
Log likelihood	72.37227	Hannan-Quinn criter.		-5.701163
Durbin-Watson stat	2.272409			

### A.23 Estado do Rio de Janeiro

Dependent Variable: IPC_RJ				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 13:53				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_RJ(-1)	0.202527	0.068072	2.975175	0.0248
IPC_RJ(-3)	0.669480	0.077639	8.622987	0.0001
IPC_RJ(-6)	-0.906199	0.069532	-13.03287	0.0000
IPC_RJ(-7)	-0.807251	0.073534	-10.97795	0.0000
YPC_RJ	7.774334	0.457747	16.98390	0.0000
YPC_RJ(-1)	-12.92993	0.700779	-18.45080	0.0000
YPC_RJ(-3)	3.939228	0.449769	8.758341	0.0001
YPC_RJ(-4)	4.155975	0.796120	5.220287	0.0020
YPC_RJ(-6)	2.934638	0.572225	5.128467	0.0022
YPC_RJ(-7)	-4.487577	0.560926	-8.000306	0.0002
D2008_2009	-0.521293	0.083451	-6.246688	0.0008
D2014_2016	0.329495	0.140760	2.340827	0.0578
D2010	-2.837965	0.174959	-16.22076	0.0000
C	-9.317187	3.631043	-2.565981	0.0426
R-squared	0.998265	Mean dependent var	2.917641	
Adjusted R-squared	0.994506	S.D. dependent var	1.013548	
S.E. of regression	0.075123	Akaike info criterion	-2.143366	
Sum squared resid	0.033860	Schwarz criterion	-1.446353	
Log likelihood	35.43366	Hannan-Quinn criter.	-2.007301	
F-statistic	265.5857	Durbin-Watson stat	2.703902	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: YPC_RJ				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 13:56				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_RJ(-1)	1.642175	0.067949	24.16765	0.0000
YPC_RJ(-3)	-0.431184	0.062043	-6.949723	0.0004
YPC_RJ(-4)	-0.325690	0.096920	-3.360413	0.0152
YPC_RJ(-6)	-0.350751	0.076154	-4.605797	0.0037
YPC_RJ(-7)	0.417072	0.075032	5.558576	0.0014
IPC_RJ	0.110523	0.007867	14.04884	0.0000
IPC_RJ(-1)	-0.035547	0.006662	-5.335543	0.0018
IPC_RJ(-3)	-0.075879	0.012286	-6.176150	0.0008
IPC_RJ(-5)	-0.013878	0.005843	-2.375227	0.0551
IPC_RJ(-6)	0.097596	0.012138	8.040497	0.0002
IPC_RJ(-7)	0.089860	0.010772	8.342172	0.0002
D2008_2009	0.046550	0.013622	3.417168	0.0142
D2014_2016	-0.073832	0.011201	-6.591396	0.0006
D2010	0.324459	0.026699	12.15251	0.0000
R-squared	0.999091	Mean dependent var	10.75913	
Adjusted R-squared	0.997121	S.D. dependent var	0.177417	
S.E. of regression	0.009520	Akaike info criterion	-6.274736	
Sum squared resid	0.000544	Schwarz criterion	-5.577723	

Log likelihood	76.74736	Hannan-Quinn criter.	-6.138672
Durbin-Watson stat	2.246757		

## A.24 Estado de São Paulo

Dependent Variable: IPC_SP				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 15:01				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_SP(-2)	0.440045	0.201712	2.181549	0.0467
IPC_SP(-4)	-0.910914	0.204069	-4.463743	0.0005
YPC_SP(-3)	-7.393613	3.217980	-2.297594	0.0375
YPC_SP(-4)	15.41031	4.011108	3.841908	0.0018
YPC_SP(-7)	-10.48931	1.710597	-6.131955	0.0000
C	29.90302	6.991733	4.276911	0.0008
R-squared	0.851092	Mean dependent var		2.256559
Adjusted R-squared	0.797911	S.D. dependent var		0.982275
S.E. of regression	0.441575	Akaike info criterion		1.446386
Sum squared resid	2.729835	Schwarz criterion		1.745106
Log likelihood	-8.463860	Hannan-Quinn criter.		1.504699
F-statistic	16.00360	Durbin-Watson stat		1.868632
Prob(F-statistic)	0.000023			

Dependent Variable: YPC_SP				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 15:04				
Sample (adjusted): 2000 2021				
Included observations: 22 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_SP(-1)	0.792837	0.152874	5.186225	0.0002
YPC_SP(-2)	0.395436	0.173573	2.278207	0.0403
YPC_SP(-4)	-0.277191	0.088454	-3.133719	0.0079
IPC_SP	0.016237	0.007594	2.138295	0.0521
IPC_SP(-1)	-0.019829	0.010003	-1.982242	0.0690
IPC_SP(-4)	-0.041417	0.009402	-4.404945	0.0007
IPC_SP(-5)	-0.028347	0.010130	-2.798368	0.0151
D2008_2009	-0.107174	0.021181	-5.059859	0.0002
C	1.187917	0.305944	3.882792	0.0019
R-squared	0.990637	Mean dependent var		10.85018
Adjusted R-squared	0.984875	S.D. dependent var		0.162831
S.E. of regression	0.020026	Akaike info criterion		-4.691503
Sum squared resid	0.005213	Schwarz criterion		-4.245167
Log likelihood	60.60653	Hannan-Quinn criter.		-4.586359
F-statistic	171.9242	Durbin-Watson stat		2.452001
Prob(F-statistic)	0.000000			

## A.25 Distrito Federal

Dependent Variable: IPC_DF				
Method: Least Squares				
Date: 10/08/22 Time: 11:53				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_DF(-1)	0.736489	0.053423	13.78589	0.0000
IPC_DF(-2)	0.232306	0.066986	3.467979	0.0133
IPC_DF(-3)	0.901179	0.080475	11.19826	0.0000
IPC_DF(-4)	0.313964	0.068121	4.608936	0.0037
IPC_DF(-5)	0.366415	0.088605	4.135377	0.0061
IPC_DF(-7)	0.616343	0.077366	7.966600	0.0002
YPC_DF	-17.14751	1.507228	-11.37685	0.0000
YPC_DF(-2)	12.19078	2.167927	5.623242	0.0014
YPC_DF(-3)	-6.667806	1.514681	-4.402119	0.0046
YPC_DF(-5)	-30.45879	2.395954	-12.71260	0.0000
YPC_DF(-6)	11.13208	1.531484	7.268818	0.0003
D2014_2016	4.925800	0.188571	26.12169	0.0000
D2006	2.500572	0.253386	9.868618	0.0001
C	347.6417	23.78166	14.61806	0.0000
R-squared	0.996684	Mean dependent var		2.110512
Adjusted R-squared	0.989500	S.D. dependent var		1.806919
S.E. of regression	0.185150	Akaike info criterion		-0.339272
Sum squared resid	0.205683	Schwarz criterion		0.357740
Log likelihood	17.39272	Hannan-Quinn criter.		-0.203208
F-statistic	138.7386	Durbin-Watson stat		2.226692
Prob(F-statistic)	0.000002			

Dependent Variable: YPC_DF				
Method: Least Squares				
Date: 10/08/22 Time: 11:50				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_DF(-2)	0.707732	0.123557	5.727994	0.0023
YPC_DF(-3)	1.287036	0.268652	4.790717	0.0049
YPC_DF(-4)	-1.431734	0.274116	-5.223103	0.0034
YPC_DF(-5)	1.714146	0.308492	5.556529	0.0026
YPC_DF(-6)	-3.598471	0.416744	-8.634738	0.0003
YPC_DF(-7)	2.335478	0.237790	9.821613	0.0002
IPC_DF	0.059711	0.008453	7.063757	0.0009
IPC_DF(-1)	-0.057076	0.009054	-6.303863	0.0015
IPC_DF(-2)	0.024697	0.006340	3.895291	0.0115
IPC_DF(-3)	-0.019567	0.006810	-2.873393	0.0349
IPC_DF(-5)	-0.031829	0.006910	-4.606375	0.0058
IPC_DF(-7)	-0.019371	0.004414	-4.388198	0.0071
D2008_2009	-0.131007	0.025414	-5.154834	0.0036
D2020_2021	0.170284	0.029619	5.749158	0.0022
D2006	-0.361186	0.047913	-7.538452	0.0007
R-squared	0.994772	Mean dependent var		11.45372
Adjusted R-squared	0.980134	S.D. dependent var		0.103360
S.E. of regression	0.014568	Akaike info criterion		-5.506245

Sum squared resid	0.001061	Schwarz criterion	-4.759445
Log likelihood	70.06245	Hannan-Quinn criter.	-5.360462
Durbin-Watson stat	3.082082		

## A.26 Estado de Goiás

Dependent Variable: IPC_GO				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 10:12				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_GO(-1)	-0.724820	0.133778	-5.418072	0.0056
IPC_GO(-2)	-5.524861	0.570659	-9.681550	0.0006
IPC_GO(-3)	1.573547	0.186295	8.446548	0.0011
IPC_GO(-4)	0.504686	0.111632	4.520969	0.0107
IPC_GO(-5)	4.359417	0.451468	9.656086	0.0006
IPC_GO(-6)	0.515717	0.126796	4.067304	0.0153
YPC_GO	60.94220	5.967352	10.21260	0.0005
YPC_GO(-1)	-15.64205	1.433010	-10.91552	0.0004
YPC_GO(-2)	-11.69271	1.600849	-7.304066	0.0019
YPC_GO(-4)	-32.47403	4.119886	-7.882265	0.0014
YPC_GO(-6)	36.91073	4.546761	8.118029	0.0013
YPC_GO(-7)	-37.08014	3.747767	-9.893927	0.0006
D2008_2009	1.842236	0.150744	12.22093	0.0003
D2014_2016	5.022896	0.619418	8.109057	0.0013
D2010	-5.679809	0.703326	-8.075638	0.0013
C	-16.02748	2.284768	-7.014926	0.0022
R-squared	0.998685	Mean dependent var	4.512912	
Adjusted R-squared	0.993752	S.D. dependent var	1.148404	
S.E. of regression	0.090777	Akaike info criterion	-1.970264	
Sum squared resid	0.032962	Schwarz criterion	-1.173678	
Log likelihood	35.70264	Hannan-Quinn criter.	-1.814762	
F-statistic	202.4560	Durbin-Watson stat	2.877940	
Prob(F-statistic)	0.000055			

Dependent Variable: YPC_GO				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 10:15				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_GO(-1)	0.254978	0.011860	21.49963	0.0000
YPC_GO(-2)	0.193447	0.013126	14.73741	0.0001
YPC_GO(-4)	0.538144	0.019142	28.11286	0.0000
YPC_GO(-6)	-0.610762	0.020596	-29.65471	0.0000
YPC_GO(-7)	0.608804	0.010742	56.67537	0.0000
IPC_GO	0.015803	0.001547	10.21260	0.0005
IPC_GO(-1)	0.012176	0.001278	9.525102	0.0007
IPC_GO(-2)	0.090776	0.001777	51.08405	0.0000
IPC_GO(-3)	-0.025800	0.001762	-14.64637	0.0001
IPC_GO(-4)	-0.008218	0.001692	-4.858067	0.0083
IPC_GO(-5)	-0.071635	0.001403	-51.05290	0.0000
IPC_GO(-6)	-0.008600	0.001709	-5.032234	0.0073

D2008_2009	-0.029531	0.002809	-10.51300	0.0005
D2014_2016	-0.083154	0.002532	-32.83677	0.0000
D2010	0.094032	0.003023	31.10400	0.0000
C	0.259992	0.033280	7.812350	0.0014
R-squared	0.999990	Mean dependent var	10.29786	
Adjusted R-squared	0.999951	S.D. dependent var	0.208467	
S.E. of regression	0.001462	Akaike info criterion	-10.22775	
Sum squared resid	8.55E-06	Schwarz criterion	-9.431165	
Log likelihood	118.2775	Hannan-Quinn criter.	-10.07225	
F-statistic	25761.11	Durbin-Watson stat	2.943498	
Prob(F-statistic)	0.000000			

## A.27 Estado de Mato Grosso

Dependent Variable: IPC_MT				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 11:02				
Sample (adjusted): 2000 2021				
Included observations: 22 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_MT(-1)	0.592819	0.126439	4.688557	0.0002
IPC_MT(-5)	-0.358084	0.122229	-2.929607	0.0098
YPC_MT(-5)	0.925136	0.303931	3.043904	0.0077
D2020_2021	-1.895286	0.290471	-6.524868	0.0000
D2004	-0.704796	0.320767	-2.197219	0.0431
C	-5.600977	2.540438	-2.204729	0.0425
R-squared	0.906701	Mean dependent var	4.917128	
Adjusted R-squared	0.877545	S.D. dependent var	0.854415	
S.E. of regression	0.298990	Akaike info criterion	0.650190	
Sum squared resid	1.430324	Schwarz criterion	0.947747	
Log likelihood	-1.152093	Hannan-Quinn criter.	0.720286	
F-statistic	31.09827	Durbin-Watson stat	2.812716	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: YPC_MT				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 11:06				
Sample (adjusted): 2000 2021				
Included observations: 22 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_MT(-1)	0.866872	0.141134	6.142182	0.0000
YPC_MT(-2)	-0.735965	0.198818	-3.701700	0.0027
YPC_MT(-3)	0.737462	0.149880	4.920356	0.0003
IPC_MT(-2)	0.061216	0.025828	2.370093	0.0339
IPC_MT(-3)	-0.090702	0.033274	-2.725940	0.0173
IPC_MT(-4)	0.129856	0.036252	3.582091	0.0033
IPC_MT(-5)	-0.078328	0.027858	-2.811717	0.0147
D2004	0.261248	0.048517	5.384705	0.0001
C	1.320677	0.432737	3.051914	0.0093
R-squared	0.983491	Mean dependent var	10.50157	
Adjusted R-squared	0.973332	S.D. dependent var	0.255344	
S.E. of regression	0.041699	Akaike info criterion	-3.224607	

Sum squared resid	0.022604	Schwarz criterion	-2.778271
Log likelihood	44.47067	Hannan-Quinn criter.	-3.119463
F-statistic	96.80671	Durbin-Watson stat	1.742182
Prob(F-statistic)	0.000000		

## A.28 Estado de Mato Grosso do Sul

Dependent Variable: IPC_MS				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 10:45				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPC_MS(-1)	0.547157	0.173722	3.149620	0.0254
IPC_MS(-3)	-0.600685	0.238359	-2.520086	0.0532
IPC_MS(-4)	-1.575132	0.238991	-6.590757	0.0012
YPC_MS	-13.74265	2.601553	-5.282480	0.0032
YPC_MS(-1)	22.69763	2.512341	9.034455	0.0003
YPC_MS(-2)	-11.44550	1.668188	-6.861035	0.0010
YPC_MS(-3)	22.63318	3.062845	7.389593	0.0007
YPC_MS(-4)	-5.131690	1.560473	-3.288549	0.0217
YPC_MS(-5)	-20.16035	2.807681	-7.180426	0.0008
YPC_MS(-6)	13.84601	2.033005	6.810610	0.0010
YPC_MS(-7)	-8.576960	1.541733	-5.563193	0.0026
D2008_2009	1.807625	0.313247	5.770601	0.0022
D2010	2.159312	0.273013	7.909184	0.0005
D2018	0.901743	0.229051	3.936873	0.0110
C	9.651217	1.694045	5.697142	0.0023
R-squared	0.986901	Mean dependent var	4.683402	
Adjusted R-squared	0.950224	S.D. dependent var	0.750909	
S.E. of regression	0.167531	Akaike info criterion	-0.621590	
Sum squared resid	0.140333	Schwarz criterion	0.125209	
Log likelihood	21.21590	Hannan-Quinn criter.	-0.475807	
F-statistic	26.90808	Durbin-Watson stat	3.035675	
Prob(F-statistic)	0.000925			

Dependent Variable: YPC_MS				
Method: Least Squares				
Date: 09/18/22 Time: 10:49				
Sample (adjusted): 2002 2021				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPC_MS(-1)	-0.876644	0.244983	-3.578385	0.0090
YPC_MS(-4)	0.602490	0.209964	2.869487	0.0240
YPC_MS(-6)	-0.716918	0.185588	-3.862945	0.0062
YPC_MS(-7)	1.734733	0.330859	5.243119	0.0012
IPC_MS	0.050233	0.011169	4.497453	0.0028
IPC_MS(-1)	0.069210	0.015792	4.382578	0.0032
IPC_MS(-2)	0.089669	0.019131	4.687131	0.0022
IPC_MS(-3)	0.221168	0.035021	6.315348	0.0004
IPC_MS(-4)	0.057967	0.016307	3.554661	0.0093
IPC_MS(-5)	0.082314	0.025383	3.242910	0.0142
IPC_MS(-6)	0.066334	0.023016	2.882110	0.0236
D2008_2009	0.080642	0.024999	3.225801	0.0145



D2010	-0.137485	0.063173	-2.176330	0.0660
R-squared	0.998363	Mean dependent var		10.44164
Adjusted R-squared	0.995556	S.D. dependent var		0.274342
S.E. of regression	0.018289	Akaike info criterion		-4.914824
Sum squared resid	0.002341	Schwarz criterion		-4.267598
Log likelihood	62.14824	Hannan-Quinn criter.		-4.788478
Durbin-Watson stat	1.606740			

## Referências

ANDRADE, Alexandre; BACCIOTTI, Rafael. A política fiscal no Brasil e a relação com o crescimento econômico. In: SALTO, Felipe Scudeler; PELLEGRINI, Josué Alfredo (Orgs.). **Contas Públicas no Brasil**. São Paulo, Saraiva Educação, 2020.

AKITOBY, Bernardin *et al.* Public spending, voracity, and Wagner's law in developing countries. **European Journal of Political Economy**, v. 22, n. 4, p. 908-924, 2006.

BENAVIDES, Domingo Rodríguez, VEMEGAS-MARTÍNEZ, Francisco e SANTIAGO, Vicente Lima. La ley de Wagner versus la hipótesis keynesiana: el caso de México, 1950-2009. **Investigacion económica** 72, no. 283 (2013): 69-98.

BERG, Claudia; DEICHMANN, Uwe; LIU, Yishen; SELOD, Harris Transport policies and development. **The Journal of Development Studies**, v. 53, n. 4, p. 465-480, 2017.

BEYZATLAR, Mehmet Aldonat; KARACAL, Müge; YETKINER, Hakan. Granger-causality between transportation and GDP: A panel data approach. **Transportation Research Part A: Policy and Practice**, v. 63, p. 43-55, 2014.

BRASIL. [Constituição (1988)]. **Constituição da República Federativa do Brasil de 1988**. Brasília, DF: Presidência da República, [2016]. Disponível em: [http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/constituicao/constituicao.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/constituicao.htm). Acesso em: 15 de outubro de 2021

CAMBRAIA, Tulio; GREGGIANIN, Eugênio; VOLPE, Ricardo A. **Efeitos da Reforma da Previdência (EC nº 103/2019) na regra do teto (EC nº 95/2016): proposta de ajuste**

**metodológico no cômputo dos limites.** 2020. Disponível em: [https://www2.camara.leg.br/orcamento-da-uniao/estudos/2020/estudotecnico\\_35\\_conof\\_cd\\_previdencia-e-teto-gastos](https://www2.camara.leg.br/orcamento-da-uniao/estudos/2020/estudotecnico_35_conof_cd_previdencia-e-teto-gastos). Acesso em 28 de outubro de 2021.

CAMPBELL, John Y.; PERRON, Pierre. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. **NBER macroeconomics annual**, v. 6, p. 141-201, 1991.

CARVALHO, Laura. Uma regra fiscal insustentável mina sua própria credibilidade. Disponível em <https://www.nexojornal.com.br/colunistas/2020/Uma-regra-fiscal-insustentavel-mina-sua-prpria-credibilidade>. Acesso em 30 de outubro de 2021.

CHRISTIANO, L. J. Searching for a break in GNP. **Journal of Business and Economic Statistics**, Washington, v. 10, n. 3, p. 237-250, Julho de 1992.

COURI, Daniel; BIJUS, Paulo. **Subsídios para uma reforma orçamentária no Brasil**. In: SALTO, Felipe Scudeler, VILLAVÉRDE, João, KARPUSKA, Laura (Orgs.). **Reconstrução: o Brasil dos anos 20**. São Paulo, Saraiva Educação, 2022.

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

\_\_\_\_\_. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. **Econometrica**, v. 49, nº 4, 1981.

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

FARHADI, Mino. Transport infrastructure and long-run economic growth in OECD countries. **Transportation Research Part A: Policy and Practice**, v. 74, p. 73-90, 2015.

FMI. **World Economic Outlook Update – January**. 2022a. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2022/01/25/world-economic-outlook-update-january-2022>. Acesso em 02 de março de 2022.

\_\_\_\_\_. **Fiscal Rules and Fiscal Councils: Recent Trends and Performance during the COVID-19 Pandemic**. 2022b. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2022/01/21/Fiscal-Rules-and-Fiscal-Councils-512128>. Acesso em 02 de março de 2022.

GADELHA, Sérgio Ricardo de Brito. Política fiscal anticíclica, crise financeira internacional e crescimento econômico no Brasil. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 31, p. 794-812, 2011.

GADELHA, Sérgio Ricardo de Brito; DIVINO, José Angelo. Uma análise da ciclicidade da política fiscal brasileira. **Estudos Econômicos** (São Paulo), v. 43, p. 711-743, 2013.

GHATE, Chetan; ZAK, Paul J. Growth of government and the politics of fiscal policy. **Structural Change and Economic Dynamics**, v. 13, n. 4, p. 435-455, 2002.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. **Econometrica**, v. 34, 1969.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria básica – 5ª edição**. Amgh Editora, 2011.

INSTITUIÇÃO FISCAL INDEPENDENTE (IFI). **Relatório de Acompanhamento Fiscal de março de 2022**. Disponível em: [https://www2.senado.leg.br/bdsf/bitstream/handle/id/596473/RAF62\\_MAR2022.pdf](https://www2.senado.leg.br/bdsf/bitstream/handle/id/596473/RAF62_MAR2022.pdf). Acesso em: 20 de março de 2022.

IRANDOUST, Manuchehr. Wagner on government spending and national income: A new look at an old relationship. **Journal of Policy Modeling**, v. 41, n. 4, p. 636-646, 2019.

KINKARTZ, Sabine. **Germany's massive budget increase: Who foots the bill?** 15 de março de 2022. Disponível em: <https://www.dw.com/en/germanys-massive-budget-increase-who-foots-the-bill/a-61124874>. Acesso em: 20 de março de 2022.

KUMO, Wolassa L. Infrastructure investment and economic growth in South Africa: A granger causality analysis. **African development bank group working paper series**, v. 160, 2012.

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

\_\_\_\_\_. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, p. 91-115, 2003.

MADDALA, G. S.; KIM, In-Moo. Unit roots, cointegration, and structural change. **Themes in modern econometrics**. Cambridge University Press, Cambridge, 1999.

MAGAZZINO, Cosimo. Wagner versus Keynes: Public spending and national income in Italy. **Journal of Policy Modeling**, v. 34, n. 6, p. 890-905, 2012.

MONTEIRO, Solange. **Necessidade de retomada dos investimentos deve influenciar debate sobre futuro do teto de gastos**. 31 de janeiro de 2022. Disponível em: <https://ibre.fgv.br/blog-da-conjuntura-economica/artigos/necessidade-de-retomada-dos-investimentos-deve-influenciar>. Acesso em: 03 de março de 2022.

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

OH, Hyeong-Ju; KANG, Jin-gyu; JEONG, Eu-Jin. **Korea lawmakers approve record \$515 bn budget for 2022**. 03 de dezembro de 2021. Disponível em: <https://www.kedglobal.com/economy/newsView/ked202112030013>. Acesso em: 20 de março de 2022.

ORAIR, Rodrigo Octávio; SIQUEIRA, Fernando de Faria. Investimento público no Brasil e suas relações com ciclo econômico e regime fiscal. **Economia e Sociedade**, v. 27, p. 939-969, 2018.

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

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

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

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

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

PINTO, Élica. **Teto vintenário chegará aos cinco anos fadigado e já clama por revisão**. Disponível em <https://www.conjur.com.br/2021-jan-26/contas-vista-teto-vintenario-chega-aos-cinco-anos-fadigado-clama-revisao>. Acesso em 23 de outubro de 2021.

PINTO, Vilma; SALTO, Felipe Scudeler; TINOCO, Guilherme. **Regras Fiscais e a responsabilidade com as contas públicas**. In: SALTO, Felipe Scudeler, VILLAVARDE, João, KARPUSKA, Laura (Orgs.). *Reconstrução: o Brasil dos anos 20*. São Paulo, Saraiva Educação, 2022.

RAI, Suyash. **India's New Budget Reveals a Shift in Fiscal Strategy**. 17 de fevereiro de 2022. Disponível em: <https://carnegieindia.org/2022/02/17/india-s-new-budget-reveals-shift-in-fiscal-strategy-pub-86453#:~:text=In%202021%2D22%2C%20the%20deficit,large%20increase%20in%20capital%20expenditure>. Acesso em: 20 de março de 2022.

ROCHA, Igor. **Infraestrutura: diagnóstico e propostas**. In: SALTO, Felipe Scudeler, VILLAVERDE, João, KARPUSKA, Laura (Orgs.). *Reconstrução: o Brasil dos anos 20*. São Paulo, Saraiva Educação, 2022.

TRICHES, Divanildo; BERTUSSI, Luis Antônio Sleimann. Multicointegração e sustentabilidade da política fiscal no Brasil com regime de quebras estruturais (1997-2015). **Revista Brasileira de Economia**, v. 71, p. 379-394, 2017.

U.S. GOVERNMENT PUBLISHING OFFICE, WASHINGTON 2021. Disponível em: [https://www.whitehouse.gov/wp-content/uploads/2021/05/budget\\_fy22.pdf](https://www.whitehouse.gov/wp-content/uploads/2021/05/budget_fy22.pdf). Acesso em: 20 de março de 2022.

VOGELSANG, T.; PERRON, P. Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time. **International Economic Review**, v. 39, n. 4, 1998.

WAGNER, A. **Der Staat in nationalökonomischer Hinsicht**. In: Conrad, Johannes, *et al.* (Ed.), *Handwörterbuch der Staatswissenschaften*, third edition completely revised, v. 7, p. 743-745, Jena: Lexis, 1911.

YU, Nannan; DE JONG, Martin; STORM, Servaas; MI, Jianing. Transport infrastructure, spatial clusters and regional economic growth in China. **Transport Reviews**, v. 32, n. 1, p. 3-28, 2012