

Carlos Eduardo Veras Neves

# **Ensaio em Economia da Infraestrutura**

Brasília - DF

13 de setembro de 2021



Carlos Eduardo Veras Neves

## **Ensaio em Economia da Infraestrutura**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade de Brasília, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Doutor em Ciências Econômicas - Área de Concentração: Análise Econômica.

Universidade de Brasília - UnB

Faculdade de Administração, Economia, Contabilidade e Gestão Pública

Programa de Pós-Graduação em Economia - Área de Concentração:  
Análise Econômica (Economia Aplicada - LP-EA)

Orientador: Profa. Dra. Geovana Lorena Bertussi

Brasília - DF

13 de setembro de 2021

Carlos Eduardo Veras Neves

Ensaio em Economia da Infraestrutura/ Carlos Eduardo Veras Neves . – Brasília - DF, 13 de setembro de 2021-  
201p. : il. (algumas color.) ; 30 cm.

Orientador: Profa. Dra. Geovana Lorena Bertussi

Tese (Doutorado) – Universidade de Brasília - UnB  
Faculdade de Administração, Economia, Contabilidade e Gestão Pública  
Programa de Pós-Graduação em Economia - Área de Concentração:  
Análise Econômica (Economia Aplicada - LP-EA), 13 de setembro de 2021.

1. Economia da Infraestrutura. 2. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social(BNDES). 3. Modelos Autorregressivos de Defasagem Distribuída(ARDL). 4. Modelos Vetor Bayesianos Autorregressivos Hierárquicos(BVAR) 5. Benchmarking 6. Fator-X I. Geovana Lorena Bertussi. II. Universidade de Brasília. III. Faculdade de Administração, Economia, Contabilidade e Gestão Pública. IV. Ensaio em Economia da Infraestrutura

Carlos Eduardo Veras Neves

## **Ensaaios em Economia da Infraestrutura**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade de Brasília, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Doutor em Ciências Econômicas - Área de Concentração: Análise Econômica.

Banca Examinadora:

---

**Profa. Dra. Geovana Lorena Bertussi**  
Orientador - Universidade de Brasília

---

**Prof. Dr. Paulo R. A. Loureiro**  
Universidade de Brasília

---

**Prof. Dr. Carlos Rosano Peña**  
Universidade de Brasília

---

**Prof. Dr. Francisco Gildemir Ferreira  
da Silva**  
Universidade Federal do Ceará

---

**Prof. Dr. Roberto de Góes Ellery  
Júnior (suplente)**  
Universidade de Brasília

Brasília - DF

13 de setembro de 2021



*Para Edgard (in memorian), Fátima, Simone, Eduardo e Guilherme.*





# Agradecimentos

Agradeço ao Pai, ao Filho e ao Espírito Santo pois, sem a Santíssima Trindade, nada poderia realizar. Aos Santos e Santas de Deus também agradeço a intercessão. Tudo posso Naquele que me fortalece.

Eu gostaria de agradecer à minha esposa Simone, aos meus filhos Eduardo e Guilherme, o amor e a compreensão ao longo dos anos de sacrifício familiar exigido por este empreendimento. Eduardo, você tinha apenas 1 aninho quando comecei o Doutorado. Guilherme, sequer você havia nascido. Meus filhos, muito obrigado por sempre trazerem ao papai a alegria, a ternura e o amor que tanto precisava nos momentos mais difíceis do curso. Obrigado por, junto com a mamãe, compreenderem as incontáveis vezes em que o papai não pôde estar com vocês. Simone, seu amor e firmeza foram imprescindíveis para tornar este projeto possível. Obrigado por estar sempre ao meu lado! Simone, Eduardo e Guilherme e os amo muito!

Eu agradeço à minha mãe Fátima, todo o apoio prestado não só a mim, mas principalmente à minha esposa e filhos. A senhora nunca faltou, mãe! Eu lhe amo do fundo do meu coração. Agradeço ainda ao meu pai Edgard (*in memoriam*), que sempre estimulou meu interesse pelo estudo e pela pesquisa, e sempre torceu para que eu cursasse o mestrado e o doutorado. Meu pai, ainda que só tenha podido acompanhar o início deste projeto, sei que deve também estar feliz. Agradeço ao meu irmão Luiz Henrique também pelo suporte, ainda que à distância.

Agradeço à Professora Geovana Lorena, toda a dedicação, orientação e suporte prestados, além da compreensão e amizade sempre demonstradas. Na defesa soube que fui o seu primeiro orientando a concluir o doutorado. Sabendo disso, fico ainda mais contente em ter tido o privilégio de trabalhar com você.

Agradeço ao meu pequeno (porém fiel) grupo de amigos da ANTT - Menezes, Álvaro, Alexandre, Leopoldo e Bruno -, o apoio, as discussões e sugestões dadas ao longo do tempo, ainda que fora do nosso convívio ordinário. Também agradeço à ANTT que, por meio de seus gestores, concedeu a oportunidade de me dedicar ao Doutorado.

Agradeço aos demais professores, colegas e funcionários do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade de Brasília.



*“Graças vos sejam dadas, Senhor,  
porque de vós procede todo o bem que me sucede.  
Mas eu sou vaidade e nada, diante de vós,  
sou homem frágil e inconstante. De que posso,  
pois, gloriar-me, ou por que desejo ser estimado?  
Porventura do meu nada? Isso seria o cúmulo da vaidade.  
Verdadeiramente a vanglória é peste maligna  
e a pior das vaidades, porque nos aparta da  
glória verdadeira e nos priva da graça celestial.  
Porquanto, desde que o homem agrada a si, desagrade  
a vós, e quando aspira aos humanos louvores, perde  
as verdadeiras virtudes. “  
(Tomás de Kempis - Imitação de Cristo)*



# Resumo

A presente tese é composta por um conjunto de três ensaios sobre Economia da Infraestrutura.

No primeiro, investigamos o impacto dos empréstimos subsidiados do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) sobre o investimento agregado do Brasil entre novembro de 2002 e dezembro de 2019. Para tal análise, construímos Modelos Autorregressivos de Defasagem Distribuída (ARDL) e Modelos de Vetores Autorregressivos Bayesianos Hierárquicos (BVAR), considerando os desembolsos do BNDES tanto em nível agregado, como em nível desagregado por setor econômico. Tomamos como referência o trabalho de BARBOZA; VASCONCELOS(2019) para a escolha das variáveis e construção do modelo. Os resultados dos modelos ARDL e BVAR sugerem que a política de desembolsos do BNDES não contribuiu de modo relevante e estatisticamente significativo para o aumento do investimento agregado do país. Estas observações estão em consonância à literatura cotejada, e vão ao encontro de evidências empíricas em tanto nível microeconômico, como macroeconômico. Ademais, há evidências que apontam no sentido de que a política de empréstimos subsidiados do BNDES também pode ter, em conjunto com outros fatores, colaborado para a degradação dos fundamentos econômicos necessários para o melhor aproveitamento de choques internacionais positivos, como o "superciclo" das commodities encerrado em 2015. O trabalho, portanto, é uma colaboração original para o melhor entendimento dos efeitos dos empréstimos realizados pelo BNDES, visto que abrange o período compreendido entre 2002 e 2019, ademais de aplicar as técnicas ARDL e BVAR para modelagem do fenômeno estudado.

O BNDES foi o principal financiador de grandes projetos de infraestrutura realizados no período entre 2002 e 2019, constituindo-se em pressuposto para a consecução de vários projetos de concessão. Então investigamos no segundo ensaio formas de avaliar quantitativamente o desempenho das concessionárias de exploração da infraestrutura rodoviária em âmbito federal. Para tanto, propomos um modelo de avaliação de desempenho baseado em técnicas de *benchmarking*, que toma como referência experiências nacionais e internacionais de regulação dos mercados de transportes e energia. A base de dados é constituída por vinte e um contratos de concessão de rodovias federais, abrangendo três etapas do programa federal, no período entre 2012 e 2016. Aplicamos diversos modelos do tipo DEA (*Data Envelopment Analysis*), SFA (*Stochastic Frontier Analysis*), e o modelo denominado StoNED (*Stochastic Semi-Nonparametric Envelopment of Data*), recentemente desenvolvido por KUOSMANEN; JOHNSON; SAASTAMOINEN(2015), o qual vem sendo aplicado desde 2012 pela *Energiamarkkinavirasto*(EMV), Autoridade Regulatória do Mercado de Energia da Finlândia. De um modo geral, é possível perceber

que há robustez nos resultados obtidos nas análises de *benchmarking* pois, na média, os resultados tendem a um patamar semelhante, e a correlação entre as diversas estimativas é alta e estatisticamente significativa. Em média, a eficiência calculada para os contratos das três etapas por meio dos métodos do tipo DEA foi de 92%, do tipo SFA 82% e do tipo StoNED 92,5%, o que é consistente com a literatura consultada. Entre as diversas etapas, em que pese não ter sido encontrada diferença estatisticamente significativa, temos que as concessões da 3ª Etapa são aquelas que apresentam o pior desempenho relativo de acordo com os modelos SFA. Destarte, o modelo proposto, juntamente com a aplicação dos diversos métodos para a obtenção dos escores de eficiência constituem um *framework* adequado para a implementação de uma regulação voltada à análise de eficiência das concessões de infraestrutura rodoviária em nível federal.

Em complemento ao segundo artigo, propomos uma metodologia apoiada em técnicas de *benchmarking* para o cálculo do chamado Fator-X, que é componente essencial da regulação por preço-teto, (em tese) adotada pelos contratos de concessão para exploração da infraestrutura rodoviária federal. Em 2012 o Fator-X foi introduzido na equação tarifária dos contratos de concessão de rodovias, com o intuito de promover ganhos de produtividade e compartilhá-los com os usuários das rodovias concedidas. Porém, a sua não definição tempestiva por parte da autoridade regulatória, pode ter contribuído para a exclusão do Fator-X de contratos mais recentes, como o da Rodovia de Integração do Sul (RIS), assinado em 2019. Realizamos uma revisão da literatura, a qual ressalta a importância de implementar uma regulação orientada a incentivos, e também fazemos a revisão das experiências internacionais sobre o assunto. Demonstramos que os resultados que vem sendo apresentados pelas concessionárias de rodovias são bastante criticados pelo Tribunal de Contas da União (TCU), o qual aponta que, entre outros fatores, a existência de uma estrutura de incentivos inadequada nos contratos, acompanhada de uma regulação que não estimula a busca contínua de melhores resultados, é responsável pelos altos índices de inexecuções e renegociações encontrados nesses contratos. A partir dos resultados das análises do tipo DEA (*Data Envelopment Analysis*), SFA (*Stochastic Frontier Analysis*) e StoNED (*Stochastic Semi-Nonparametric Envelopment of Data*), propomos uma metodologia para o cálculo do Fator-X e a sua incorporação na equação tarifária. Os resultados obtidos mostram que o Fator-X calculado, considerando um ciclo de aplicação de cinco anos, e uma regra de decaimento exponencial para as parcelas a serem aplicadas anualmente, equivale, na média, a um desconto de 3,5% nas tarifas das vinte e uma concessionárias no primeiro ano do ciclo de regulatório. Portanto, a nossa proposta avança em relação a outras presentes na literatura, e tem o potencial de ser uma ação regulatória capaz de estimular a eficiência das concessionárias de rodovias. Os valores obtidos de Fator X são de magnitude relevante, e a metodologia é flexível o bastante para permitir sua melhor calibragem de acordo com a realidade do mercado regulado.

Finalmente, a pesquisa traz à luz outras evidências que podem contribuir para o debate acerca do nosso ambiente institucional: a ausência de condições para o estímulo da concorrência e inovação, induz o *rent-seeking* e o comportamento oportunista por parte dos diversos agentes econômicos. É premente desenvolver o arcabouço institucional de financiamento e regulação de grandes projetos, em especial de infraestrutura, de modo que seja gerado, de fato, crescimento econômico sustentado e bem-estar para a sociedade.

**Palavras-chave:** Economia da Infraestrutura; Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social(BNDES); Modelos Autorregressivos de Defasagem Distribuída(ARDL); Modelos Vetor Bayesianos Autorregressivos Hierárquicos(BVAR); Análise de Envoltória de Dados (DEA); Análise de Fronteira Estocástica (SFA); Análise de Envoltória Estocástica Semi-Não-Paramétrica (StoNED); Fator-X.





# Abstract

This thesis is composed by a set of three essays on Infrastructure Economics.

In the first, we investigate the impact of subsidized loans from the Brazilian Development Bank (BNDES) on aggregate investment in Brazil between November 2002 and December 2019. For such analysis, we built Autoregressive Lag Models Distributed (ARDL) and Bayesian Hierarchical Vector Autoregressive Models (BVAR), considering BNDES disbursements both at an aggregate level, and at a disaggregated level by economic sector.

We take as reference the work of BARBOZA; VASCONCELOS(2019) for choosing model variables and it's construction. The ARDL's and BVAR's models results suggest that the BNDES' disbursement policy did not contribute in a relevant and statistically significant way to the increase of country's aggregate investment. These observations are in accordance with the collated literature, and they meet empirical evidences at both microeconomic and macroeconomic levels. Furthermore, there are evidences that points towards that the BNDES' subsidized loan policy may also have, among ther factors, contributed to the degradation of country's economic fundamentals tha are necessary to make good use of international positive shocks, such as the commodities' supercycle that ended in 2015.

Therefore, this first article is an original contribution to the literature about the effects of loans carried out by BNDES, as it covers the period between 2002 and 2019, in addition of making use of ARDL and BVAR techniques for modeling the studied phenomenon.

BNDES was the main financier of large infrastructure projects carried out in the period between 2002 and 2019, constituting a prerequisite for the achievement of various concession projects.

So,in this second essay, we investigate ways to quantitatively assess the performance of brazilian federal highway concessionaires. For that, we apply benchmarking techniques, based on national and international experiences in infrastructure regulation (transportation and energy distribution markets). The database consists of twenty-one federal highway concession contracts, covering the first three stages of the federal concession program, from 2012 to 2016. We apply several models: DEA (*Data Envelopment Analysis*), SFA (*Stochastic Frontier Analysis*), and the model named StoNED (*Stochastic Semi-Nonparametric Envelopment of Data*). The last was recently developed by KUOSMANEN; JOHNSON; SAASTAMOINEN(2015), and has been applied since 2012 by the Regulatory Authority for the Energy Market of Finland (*Energiamarkkinavirasto - EMV*). In general, it is possible to note that the benchmarking analysis results are robust, since, on average, they

converge to a similar level, and their correlation coefficients are high and statistically significant.

On average, the efficiencies calculated were: in DEA-type models 92%; in SFA-type models 82%; and in StoNED-type models 92.5%. The results are consistent with the literature. Among the three concession stages, although the differences are not statistically significant, we can observe that the 3rd-stage concessions are those which have the worst relative performance according to the SFA models. Thus, the proposed benchmarking model, together with the application of the various methods to obtain the efficiency scores, constitute a suitable framework for the implementation of an incentive regulation in the federal highway concession contracts.

Besides the second article, we propose a methodology supported by the mentioned benchmarking techniques to estimate the X-Factor, which is an essential component of price-cap regulation. The price-cap regulation is - at least in theory - adopted in the federal highway concession contracts. In 2012, the X-Factor was introduced in the tariff equation of concession contracts, to promote and share productivity gains with the infrastructure users. The regulatory authority, however, did not establish how the X-Factor should be calculated. Further, in 2019, it was excluded from the tariff's equation of all contracts, as we can see in the Southern Integration Highway contract, signed in 2019.

We conducted a literature review, which highlights the importance of an incentive-oriented regulation, and we also review the international experiences. We also show that the highway contracts outputs are widely criticized by the Brazilian Federal Court of Accounts (TCU), which points out that, among other factors, the existence of an inadequate incentive structure in contracts, followed by a regulation that does not push towards better results, is responsible for the high rates of defaults and renegotiations identified in these contracts. From the results of DEA, SFA and StoNED analysis, we propose a methodology to set tariffs including the X-Factor.

The results obtained show that the X-Factor, considering a five-year regulation cycle, and an exponential decay rule for the annual application of a discount factor, it represents, at least a 3.5% discount on the tariffs of twenty-one highway contracts in regulatory-cycle's first year. Therefore, our proposal represents an advance in the national literature, and has the potential to be a regulatory focused on stimulating the efficiency of highway concessionaires. The X-Factor obtained are numerically relevant, and the methodology is flexible to allow its calibration accordingly to regulators and regulated market needs.

At last, this thesis brings other evidences that can contribute to the debate about our

regulatory institutional environment: the absence of competition and innovation induces the rent-seeking and opportunistic behavior of economic agents. There is an urge to develop the institutional framework for financing and regulation, especially on large infrastructure projects. It plays an important role in the sustained economic growth and society welfare.

**Keywords:** Infrastructure Economics; Brazilian National Development Bank (BNDES); Autoregressive Distributed Lag Models (ARDL); Bayesian Vector Autoregression Models (BVAR); Data Envelopment Analysis (DEA); Stochastic Frontier Analysis (SFA); Stochastic Semi-Nonparametric Envelopment of Data(StoNED); X-Factor.



# Lista de ilustrações

Figura 1 – FBCF e desembolsos totais do BNDES como percentuais do PIB. . . . .	53
Figura 2 – Histograma de frequência das quebras estruturais identificadas. . . . .	56
Figura 3 – Procedimento para construção do modelo ARDL com base no teste ARDL-Bounds - adaptado de PHILIPS(2018). . . . .	60
Figura 4 – Testes de flutuação empírica (modelo com desembolsos totais) <b>CUSUM(a)</b> e <b>CUSUMSQ(b)</b> . . . . .	68
Figura 5 – Decomposição da série FBCF. . . . .	69
Figura 6 – FBCF prevista x FBCF real - dados em primeira diferença - ARDL com desembolsos totais. . . . .	70
Figura 7 – Testes de flutuação empírica (modelo com desembolsos setoriais) <b>CUSUM(a)</b> e <b>CUSUMSQ(b)</b> . . . . .	77
Figura 8 – FBCF prevista x FBCF real - dados em primeira diferença - ARDL com desembolsos setoriais. . . . .	79
Figura 9 – Resposta da FBCF ao impulso de um desvio-padrão na variável LTOT do Modelo <b>BVAR(12)</b> - intervalos de confiança de 90%, 95% e mediana. . . . .	85
Figura 10 – IRF acumulada para FBCF devida ao choque de LTOT. . . . .	86
Figura 11 – FEVD de FBCF devida ao choque de LTOT. . . . .	87
Figura 12 – Resposta da FBCF ao impulso de um desvio-padrão nas variáveis (a) LAGR, (b) LCOM, (c) LIND e (d) LINF. Modelo <i>BVAR(10)</i> - intervalos de confiança de 90%, 95% e mediana. . . . .	89
Figura 13 – IRF acumulada da FBCF ao impulso de um desvio-padrão nas variáveis (a) LINF, (b) LIND, (c) LAGR e (d) LCOM - Modelo <i>BVAR(10)</i> . . . . .	90
Figura 14 – FEVD de FBCF devida ao choque dos desembolsos setoriais do BNDES. . . . .	91
Figura 15 – Equilíbrio de mercado. . . . .	137
Figura 16 – Ineficiência do equilíbrio de monopólio. . . . .	137
Figura 17 – Fronteira de produção - conjunto factível . . . . .	147
Figura 18 – Fronteira de produção (conjunto factível). . . . .	148
Figura 19 – Exemplo fictício de aplicação do Fator-X. . . . .	151
Figura 20 – Regra de aplicação das parcelas do Fator X no tempo - função de decaimento exponencial e valores discretos. . . . .	157
Figura 21 – Distribuição normal padronizada para os resíduos do modelo ARDL (desembolsos totais). . . . .	181
Figura 22 – Quantis dos resíduos do modelo ARDL (desembolsos totais) x Quantis da distribuição normal. . . . .	181

Figura 23 – Distribuição normal padronizada para os resíduos do modelo ARDL (desembolsos setoriais). . . . .	184
Figura 24 – Quantis dos resíduos do modelo ARDL (desembolsos setoriais) x Quantis da distribuição normal. . . . .	184
Figura 25 – Distribuição e traço do parâmetro $\lambda$ e da ML - BVAR(12). . . . .	187
Figura 26 – Resíduos para as variáveis FBCF e LTOT - BVAR(12). . . . .	188
Figura 27 – Gráfico do teste de Geweke para a convergência do MCMC - BVAR(12).188	
Figura 28 – Teste de autocorrelação serial para a convergência do MCMC - BVAR(12).189	
Figura 29 – Distribuição e traço do parâmetro $\lambda$ e da ML - BVAR(10). . . . .	190
Figura 30 – Resíduos para as variáveis FBCF, LAGR, LCOM, LIND e LINF - BVAR(10). . . . .	191
Figura 31 – Gráfico do teste de Geweke para a convergência do MCMC - BVAR(10).191	
Figura 32 – Teste de autocorrelação serial para a convergência do MCMC - BVAR(10).192	
Figura 33 – Índice de Preços de Commodities no Brasil (CIB). . . . .	193
Figura 34 – Nível de Utilização da Capacidade Instalada(CURI). . . . .	193
Figura 35 – Risco Brasil da JP Morgan (EMBI). . . . .	194
Figura 36 – Índice da Taxa Real de Câmbio (ER). . . . .	194
Figura 37 – Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF). . . . .	195
Figura 38 – Índice da Bolsa de Valores de São Paulo - B3 (IBOV). . . . .	195
Figura 39 – Índice de Confiança Empresarial (ICE). . . . .	196
Figura 40 – Índice de Confiança da Indústria (ICI). . . . .	196
Figura 41 – Índice de Incerteza Econômica (ICE). . . . .	197
Figura 42 – Taxa de Juros Real (IR). . . . .	197
Figura 43 – Desembolsos do BNDES para o Setor Agropecuário (LAGR). . . . .	198
Figura 44 – Desembolsos do BNDES para os Setores de Comércio e Serviços (LCOM).198	
Figura 45 – Desembolsos do BNDES para os Setor Industrial (LIND). . . . .	199
Figura 46 – Desembolsos do BNDES para os Setor de Infraestrutura (LINF). . . . .	199
Figura 47 – Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP). . . . .	200
Figura 48 – Produto Interno Bruto (PIB). . . . .	200
Figura 49 – Índice de Termos de Troca (TT). . . . .	201
Figura 50 – Índice de Produção Mundial (WP). . . . .	201

# Lista de tabelas

Tabela 1 – Estatísticas descritivas da base de dados. . . . .	51
Tabela 2 – Correlação entre os dados. . . . .	52
Tabela 3 – Correlação Cruzada das séries mensais (em log) - períodos em que ocorre o máximo da função de correlação cruzada em relação à FBCF (em valor absoluto). . . . .	55
Tabela 4 – Quebras estruturais identificadas. . . . .	56
Tabela 5 – Teste de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial no modelo com desembolsos totais. . . . .	66
Tabela 6 – Teste de Durbin-Watson alternativo para autocorrelação serial no modelo com desembolsos totais. . . . .	67
Tabela 7 – Testes de normalidade e heterocedasticidade para o modelo com desembolsos totais. . . . .	67
Tabela 8 – Coeficientes de curto e longo-prazo do modelo com desembolsos totais - parametrização <b>ECM</b> . . . . .	72
Tabela 9 – Coeficientes de curto-prazo do modelo com desembolsos totais - parametrização <b>ECM1</b> . . . . .	73
Tabela 10 – Teste de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial no modelo com desembolsos setoriais. . . . .	75
Tabela 11 – Teste de Durbin-Watson alternativo para autocorrelação serial no modelo com desembolsos setoriais. . . . .	76
Tabela 12 – Testes de normalidade e heterocedasticidade para o modelo com desembolsos setoriais. . . . .	76
Tabela 13 – Coeficientes de curto e longo-prazo do modelo com desembolsos setoriais - parametrização <b>ECM</b> . . . . .	78
Tabela 14 – Coeficientes de curto-prazo do modelo com desembolsos setoriais - parametrização <b>ECM1</b> . . . . .	80
Tabela 15 – Coeficientes da equação de FBCF para as bandas de 5%, 50% e 95% - <b>BVAR(12)</b> . . . . .	87
Tabela 16 – Coeficientes da equação de FBCF para as bandas de 5%, 50% e 95% - <b>BVAR(10)</b> . . . . .	91
Tabela 17 – Métodos para análise de eficiência. . . . .	110
Tabela 18 – Estatísticas descritivas dos escores de Eficiência de acordo com o método DEA (e suas variações). . . . .	117
Tabela 19 – Resultado da regressão no segundo estágio do modelo DEA. . . . .	118
Tabela 20 – Resultado da análise DEA por etapa de concessão. . . . .	119

Tabela 21 – Sumário dos modelos SFA. . . . .	121
Tabela 22 – Estatísticas descritivas dos escores de Eficiência de acordo com os métodos de fronteira. . . . .	122
Tabela 23 – Estatísticas descritivas dos escores de eficiência de acordo com os métodos StoNED e StoNEZD. . . . .	123
Tabela 24 – Análise de correlação dos escores de eficiência. . . . .	125
Tabela 25 – Fator X - Cláusula 16.3.3 do Contrato de Concessão constante do Edital de Concessão nº 001/2011 . . . . .	132
Tabela 26 – Estatísticas descritivas dos escores de eficiência de acordo com os métodos empregados. . . . .	153
Tabela 27 – Análise de correlação dos escores de eficiência. . . . .	155
Tabela 28 – Estatísticas descritivas dos escores de eficiência por DMU, após eliminação de <i>outliers</i> . . . . .	156
Tabela 29 – Estatísticas descritivas dos escores de eficiência por DMU, após eliminação de <i>outliers</i> . . . . .	157
Tabela 30 – Estatísticas descritivas do valor do Fator X a ser aplicado para um ciclo de 5 anos. . . . .	158
Tabela 31 – Testes de Raiz Unitária. . . . .	177
Tabela 32 – Testes de Raiz Unitária - primeira diferença. . . . .	178
Tabela 33 – Critérios de Informação para seleção do número de defasagens - modelo com desembolsos totais. . . . .	178
Tabela 34 – Critérios de Informação para seleção do número de defasagens - modelo com desembolsos setoriais. . . . .	178
Tabela 35 – Valores das estatísticas de teste e valores críticos - Johansen - por pares com desembolsos totais. . . . .	179
Tabela 36 – Valores das estatísticas de teste e valores críticos - Johansen - por pares com desembolsos setoriais. . . . .	180
Tabela 37 – ARDL(3 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 3 3 0 1) - Desembolsos Totais. . . . .	182
Tabela 38 – Teste de cointegração no modelo com desembolsos totais. Pesaran, Shin, and Smith (2001) bounds test Case 4 . . . . .	183
Tabela 39 – ARDL(3 0 0 0 0 0 0 0 1 0 0 0 0 3 3 2 1) - Desembolsos setoriais. . . . .	185
Tabela 40 – Teste de cointegração no modelo com desembolsos totais. Pesaran, Shin, and Smith (2001) bounds test Case 4 . . . . .	186



# Sumário

<b>I</b>	<b>O BNDES E O NÍVEL DE INVESTIMENTO AGREGADO DA ECONOMIA BRASILEIRA - UMA ANÁLISE MACROECONOMÉTRICA</b>	<b>27</b>
<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>29</b>
<b>2</b>	<b>REVISÃO DA LITERATURA TEÓRICA E EMPÍRICA</b>	<b>33</b>
<b>2.1</b>	<b>Estudos empíricos sobre a atuação do BNDES na economia</b>	<b>40</b>
<b>3</b>	<b>DADOS, MÉTODOS E PROCEDIMENTOS</b>	<b>45</b>
<b>3.1</b>	<b>Base de dados e Estatísticas Descritivas</b>	<b>45</b>
3.1.1	Análise de Correlação	50
3.1.2	Existência de precedência temporal entre as séries	54
3.1.3	Análise de quebras estruturais nas séries	54
<b>3.2</b>	<b>Métodos e Procedimentos</b>	<b>57</b>
3.2.1	Modelo ARDL	57
3.2.2	Modelo VAR	59
3.2.2.1	Modelo VAR Bayesiano	60
3.2.2.1.1	Introduzindo os <i>priors</i>	61
3.2.2.1.2	Modelo VAR Bayesiano com abordagem hierárquica	61
3.2.2.1.3	Normal-inverse-Wishart (NIW) <i>prior</i>	62
3.2.2.1.4	Minnesota <i>prior</i>	62
3.2.2.1.5	Dummy <i>priors</i>	63
<b>4</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÕES</b>	<b>65</b>
<b>4.1</b>	<b>Modelo ARDL</b>	<b>65</b>
4.1.1	Modelo ARDL - FBCF x desembolsos totais do BNDES	66
4.1.2	Modelo ARDL - FBCF x desembolsos setoriais do BNDES	75
<b>4.2</b>	<b>Modelo VAR-Bayesiano Hierárquico</b>	<b>84</b>
4.2.1	Modelo BVAR - FBCF x desembolsos totais do BNDES	84
4.2.2	Modelo BVAR - FBCF x desembolsos setoriais do BNDES	86
<b>5</b>	<b>CONCLUSÃO</b>	<b>93</b>

<b>II</b>	<b>AVALIAÇÃO DE EFICIÊNCIA EM CONTRATOS DE CONCESSÃO PARA A EXPLORAÇÃO DA INFRAESTRUTURA RODOVIÁRIA FEDERAL</b>	<b>95</b>
1	INTRODUÇÃO . . . . .	97
2	REVISÃO DA LITERATURA TEÓRICA E EMPÍRICA . . . . .	99
2.1	Referencial Teórico . . . . .	99
2.2	Revisão da Literatura Empírica . . . . .	101
3	DADOS, MÉTODOS E PROCEDIMENTOS . . . . .	107
3.1	Base de dados . . . . .	107
3.2	Métodos e Procedimentos . . . . .	109
3.2.1	Método DEA . . . . .	110
3.2.2	Métodos paramétricos . . . . .	112
3.2.3	Métodos estocásticos semi-não-paramétricos . . . . .	113
4	RESULTADOS E DISCUSSÕES . . . . .	117
5	CONCLUSÃO . . . . .	127
<b>III</b>	<b>PROPOSTA DE METODOLOGIA DE CÁLCULO DO FATOR-X EM CONTRATOS DE CONCESSÃO PARA EXPLORAÇÃO DA INFRAESTRUTURA RODOVIÁRIA FEDERAL</b>	<b>129</b>
1	INTRODUÇÃO . . . . .	131
2	REFERENCIAL TEÓRICO E REVISÃO DA LITERATURA . . . . .	135
2.1	Referencial teórico . . . . .	135
2.2	Revisão da literatura . . . . .	140
3	METODOLOGIA . . . . .	147
4	RESULTADOS E DISCUSSÕES . . . . .	153
5	CONCLUSÃO . . . . .	159
	REFERÊNCIAS . . . . .	161

	<b>APÊNDICES</b>	<b>175</b>
	<b>APÊNDICE A – APÊNDICE DA PARTE I . . . . .</b>	<b>177</b>
<b>A.1</b>	<b>Testes de raiz unitária . . . . .</b>	<b>177</b>
A.1.1	Teste de cointegração - Procedimento de Johansen . . . . .	177
A.1.1.1	Procedimento de Johansen para a análise de cointegração . . . . .	178
<b>A.2</b>	<b>Resultados complementares do Modelo ARDL - Desembolsos totais do BNDES . . . . .</b>	<b>181</b>
<b>A.3</b>	<b>Resultados complementares do Modelo ARDL - Desembolsos setoriais do BNDES . . . . .</b>	<b>184</b>
<b>A.4</b>	<b>Avaliação de adequabilidade do modelo BVAR(12) - Desembolsos totais . . . . .</b>	<b>187</b>
<b>A.5</b>	<b>Avaliação de adequabilidade do modelo BVAR(10) - Desembolsos setoriais . . . . .</b>	<b>190</b>
<b>A.6</b>	<b>Gráficos das séries temporais . . . . .</b>	<b>193</b>



## Parte I

O BNDES e o nível de investimento agregado  
da economia brasileira - uma análise  
macroeconômica



# 1 Introdução

ALÉM; MADEIRA; MARTINI(2017) conceituam o sistema nacional de instituições financeiras de desenvolvimento de um país (*national system of development financial institutions* - NSDFI), como o grupo de instituições financeiras de desenvolvimento (*development financial institutions* - DFI) que atuam dentro do território de modo complementar, a fim de permitir que o setor público interfira no sistema financeiro. De acordo com os autores, para que um sistema financeiro seja considerado eficiente, é necessário que ele auxilie o desenvolvimento econômico.

O nível de intervenção do setor público no mercado financeiro de cada economia, depende das condições objetivas do mercado (como o seu nível de desenvolvimento) e da avaliação dos atores envolvidos. ALÉM; MADEIRA; MARTINI(2017) afirmam que há três abordagens teóricas possíveis (de forma bastante sumária):

- (i) O modelo de Shaw-MacKinnon, no qual o governo pretende acelerar o processo de acumulação de capital por meio da implementação de políticas sistêmicas que reduzam o risco de investimentos e aumentem a produtividade dos fatores de produção;
- (ii) Os modelos de racionamento de crédito, os quais partem do modelo de Shaw-MacKinnon, e incorporam ineficiências no mercado de crédito - assimetria de informação, competição imperfeita e externalidades dos bancos em monitorar projetos de investimento -, as quais limitam o acesso a crédito por parte de certos clientes;
- (iii) A abordagem pós-Keynesiana, a qual se opõem às duas anteriores pois, entende que as incertezas e falhas do mercado de crédito são estruturais, e assim os agentes tomam as suas decisões em um mundo não-Ergódico, no qual as consequências futuras de suas decisões no presente não podem ser completamente previstas. Neste caso, o sistema financeiro possui um papel relevante no financiamento do investimento, tanto no fornecimento de recursos, como no estabelecimento de um sistema de contrato monetário capaz de coordenar as atividades em um contexto de incerteza.

Tomando como referência as abordagens (i) e (ii), podemos afirmar que a existência dos bancos nacionais de desenvolvimento econômico (os quais são DFIs que integram os NSDFIs) é defendida, essencialmente, para que estas entidades atuem na solução de falhas no mercado crédito e aumentem a produtividade da economia, permitindo assim o crescimento sustentável. Tais falhas tendem a ser mais notáveis quando se busca fontes de financiamento para projetos, cujo prazo de maturação é longo - a exemplo de projetos

intensivos em capital -, ou ainda, quando são projetos de inovação tecnológica, cujo risco envolvido é bastante elevado. Nestes casos, o acesso a fontes de financiamento de bancos privados, principalmente em países onde há escassez de crédito e/ou este possui um custo elevado - como no caso brasileiro - mesmo que os projetos tenham potencial de gerar externalidades positivas e sejam viáveis, há muitas dificuldades para financiá-los (AGHION, 1999).

De acordo com GIAMBIAGI; JUNIOR(2017), o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) foi criado em 1952 e, ao longo de sua existência, atuou tanto na solução de problemas da infraestrutura básica brasileira, como buscou conceder crédito de longo prazo para estimular a acumulação de capital físico, principalmente na indústria. Ademais, o BNDES atuou na estruturação de projetos de infraestrutura para o Programa Nacional de Desestatização (PND) na década de 1990, e na facilitação do acesso ao crédito para empresas de menor porte. Outra função atribuída ao BNDES, especialmente a partir da crise de 2008, foi o de instrumento para implementação de políticas anticíclicas.

Portanto, com um banco de desenvolvimento do porte do BNDES, que está entre os maiores do mundo, é razoável questionarmos se este atingiu o objetivo de mitigar as (presumidas) falhas do mercado no qual atua e se, principalmente, o banco contribuiu para o aumento da taxa de investimento agregado no Brasil. E por que a taxa de investimento importa? OLIVEIRA (2018) afirma que a taxa de investimento de um país é a variável chave para que haja crescimento econômico e ganho de competitividade. Sem o investimento adequado, continua o autor, a economia não poderá crescer de forma sustentável.

Uma primeira ideia acerca da eficácia do BNDES pode ser obtida a partir da comparação da taxa de investimento brasileira com a de outros países, com o intuito de verificarmos como que o Brasil tem se desempenhado em relação ao resto do mundo. A fim de ilustrarmos a questão, utilizamos o argumento de ELLERY(2020), onde ele expõe que, de acordo com dados do FMI, entre 2011 e 2014, para uma amostra de 170 países, enquanto a taxa média de investimento no mundo era de 24,03% e a taxa de investimento mediana era de 22,76%, a taxa de investimento do Brasil era de 20,1%. Ou seja, no período analisado, mais da metade dos países do mundo tinha taxa de investimento maior que a do Brasil .

Assim sendo, é necessário questionar o papel que o BNDES vem desempenhando, por meio da análise mais detida dos dados disponíveis. No período compreendido entre março de 2002 e dezembro de 2019, a taxa trimestral de investimento da economia brasileira (Formação Bruta de Capital Fixo com percentual do PIB - FBCF) sai de 18% e chega a 21,52%, depois caindo para 14,26% e, finalmente, atinge o nível de 15,02% em dezembro de 2019.

O BNDES, a partir de 2006, todavia com maior ênfase após a crise de 2008, forneceu crédito subsidiado para a realização de investimentos em diversos setores da economia(ELLERY et



al., 2018). Neste caso, a justificativa é de que o banco intervém no mercado de crédito a fim de corrigir a inexistência de oferta de crédito para a realização de grandes investimentos. De acordo com a nossa base de dados, no período compreendido entre 2002 e 2019, os desembolsos totais mensais do BNDES (acumulados em 12 meses e como percentual do PIB), em termos de concessão de crédito subsidiado (a preços correntes), atingiram o pico mensal de R\$ 37 bilhões de reais em setembro de 2010, tendo partido de R\$ 3,3 bilhões. Em dezembro de 2019 atingiu o valor de R\$ 5,8 bilhões. Tomando os empréstimos do BNDES como percentual do PIB, de modo que possamos compará-los à taxa de investimento no mesmo período, o volume total mensal desembolsado para crédito atingiu o máximo de 3,87% do PIB sendo que, no início da série, equivalia a 0,83% do PIB. Em média, o volume total anual de desembolsos foi de 0,78% PIB e, em dezembro de 2019, atingiu 0,30% do PIB.

Neste estudo procuramos verificar, por meio de técnicas de análise séries temporais, se os desembolsos para o fornecimento de crédito mais barato, tanto em nível agregado, como desagregado em setores econômicos - agropecuária, indústria, infraestrutura e comércio e serviços - geraram o resultado esperado em termos de impacto positivo na taxa de investimento da economia brasileira.

Utilizamos o modelo ARDL (Autorregressivo com Defasagens Distribuídas) com limites de cointegração para estimar relações de curto e de longo prazo entre variáveis de diferentes ordens de integração. Estimamos, adicionalmente, um modelo Vetor Autorregressivo Bayesiano (BVAR) para obtermos as funções de impulso-resposta (IRFs), e avaliarmos o impacto dos empréstimos do BNDES na evolução da taxa de investimento do Brasil, utilizando séries mensais, logaritmizadas, do período compreendido entre novembro 2002 e dezembro 2019<sup>1</sup>.

Em sintonia com a literatura cotejada, as evidências empíricas apontam para a inexistência ou pequena magnitude, no período avaliado, de impacto positivo (podendo ser inclusive negativo) da concessão de crédito subsidiado para o incremento do investimento agregado no Brasil.

O trabalho compreende, além desta introdução, o Capítulo 2, no qual realizamos a revisão da literatura teórica e empírica; o Capítulo 3, em que apresentamos os dados utilizados nos estudos empíricos e discutimos a metodologia empregada. No Capítulo 4 apresentamos e analisamos os resultados. A conclusão está no Capítulo 5.

---

<sup>1</sup> As séries possuem períodos de abrangência diferentes. Por isso, o corte inicial foi realizado em novembro de 2002 - o qual seria o mês em que se tem o ponto inicial de todas as séries - e abrange o período até dezembro de 2019, pois em 2020 tivemos um choque exógeno bastante relevante, qual seja, a pandemia de COVID-19.



## 2 Revisão da Literatura Teórica e Empírica

O estudo da natureza da relação entre a concessão de crédito subsidiado - na forma de repasses do Tesouro Nacional para o BNDES emprestar a taxas de juros mais baixas que aquelas de mercado - é de fundamental importância entendermos os resultados obtidos pelas empresas beneficiadas (por estas linhas de crédito mais baratas), em especial no setor de serviços públicos, uma vez que tal política e o seu principal executor - o BNDES - são as instituições econômicas que influenciam o comportamento econômico dos agentes que dela participam.

As instituições incluem regras e normas juntamente com seus mecanismos de *enforcement* e, deste modo, fornecem incentivos para o comportamento dos agentes (ALSTON et al., 2016). Portanto, se desejamos avaliar os resultados obtidos por meio das concessões para exploração da infraestrutura rodoviária federal, por exemplo, não basta apreciar os contratos *per se*, é necessário compreender toda a estrutura de incentivos que envolve tais contratos.

O BNDES, enquanto uma das entidades encarregadas pela correção de falhas no mercado de crédito, incluindo o financiamento de projetos de concessão de serviços públicos, define e limita as escolhas dos agentes responsáveis pelos resultados obtidos (NORTH, 2018), seja em relação àqueles adstritos aos contratos, seja em relação às possíveis externalidades positivas (e negativas) por eles geradas, como a contribuição destes para a realização de investimentos e promoção do desenvolvimento econômico.

Isto posto, é fundamental avaliar o desempenho do BNDES dentro do contexto institucional brasileiro. O papel do banco sobre o funcionamento da economia e a estrutura de incentivos que cria, é especialmente relevante para o crescimento de longo-prazo. É razoável questionarmos se - aqui tomamos emprestado o conceito de ACEMOGLU; ROBINSON(2012) - o BNDES atuou (ou vem atuando) como uma instituição extrativa ou inclusiva. No primeiro caso, os recursos de toda a sociedade são direcionados para uma casta privilegiada, o que não gera benefícios para a sociedade como um todo, e prejudica especialmente o crescimento de longo-prazo. Já as instituições inclusivas, permitem e encorajam a participação do maior número de pessoas nas diversas atividades econômicas, de modo que estas possam fazer uso otimizado de seus talentos e habilidades, além de permitir que os indivíduos realizem escolhas de acordo com as suas preferências.

Em seu surgimento, em 1952, o BNDES se concentrou em solucionar a questão da infraestrutura básica precária então existente. Nas décadas seguintes expandiu a sua atuação, buscando conceder crédito de longo prazo para estimular a acumulação de capital

físico, principalmente na indústria, e fortalecer a infraestrutura nacional. A ampliação da sua atuação está intimamente ligada à história econômica brasileira.

A partir de 1990, foi iniciado um ciclo de reformas econômicas no Brasil (ABREU et al., 2014). A década de 1980, conhecida como “década perdida”, foi marcada pela hiperinflação, baixo crescimento econômico e grandes desigualdades sociais. Portanto, era necessário mudar tal realidade. Já no primeiro dia de seu mandato, o Presidente Fernando Collor de Mello anunciou um conjunto de medidas que visavam ao combate da inflação galopante. Este período também foi marcado pelo início das reformas do Estado. Foram fechadas algumas empresas estatais e demitidos diversos funcionários públicos.

Em 1992, o presidente Collor foi afastado e sucedido pelo seu vice, o Presidente Itamar Franco. Itamar, após três nomeações de ministros para a pasta da Fazenda, nomeou Fernando Henrique Cardoso, e deu início à maior reforma econômica do período pós-redemocratização: o Plano Real.

Em 1994 tivemos a implantação do Plano Real. A estabilização da inflação propiciou uma maior previsibilidade aos agentes econômicos, uma vez que o controle da hiperinflação permitiu que governo, famílias e empresas pudessem pensar no médio e longo-prazo. Após a implantação do plano, durante mais de seis anos, uma grande sequência de reformas institucionais foi realizada para dar sustentação à estabilidade econômica, entre elas destacam-se: privatização de vários setores estatais, a criação de agências reguladoras, a Lei de Responsabilidade Fiscal, a liquidação ou venda da maioria dos bancos pertencentes aos governos dos estados, a total renegociação das dívidas de estados e municípios com critérios rigorosos, maior abertura comercial para o exterior, entre outras (BACHA; BONELLI, 2005; GIAMBIAGI; VILLELA, 2016).

Depois de uma crise cambial que atingiu seu ápice em janeiro de 1999, um tripé de política macroeconômica mais sensato foi adotado: superávit fiscal primário elevado, política monetária de metas de inflação e taxa de câmbio flutuante (BACHA; BONELLI, 2005). O BNDES teve um papel bastante importante na estruturação dos projetos de privatização desse período (LACERDA et al., 2017).

Em 2002, após 8 anos de governo do Presidente Fernando Henrique Cardoso (1995 a 2002), venceu a corrida presidencial Luiz Inácio Lula da Silva. Até 2005, Lula deu continuidade à maior parte do programa econômico de Fernando Henrique Cardoso, em um período ainda marcado pela manutenção do tripé-macroeconômico e da agenda econômica ortodoxa (GIAMBIAGI; VILLELA, 2016).

Porém, em 2005, com o advento do chamado “Mensalão” que, entre outros escândalos, levou à substituição de Antônio Palocci por Guido Mântega no Ministério da Fazenda (2006), gradativamente, Lula foi abandonando a agenda de reformas iniciadas na década de 1990 (BRESSER-PEREIRA et al., 2017). Nesse contexto, qualquer medida econômica

vista como impopular passou a ser descartada com o intuito de não colocar em risco a popularidade do governo e, conseqüentemente, a sua reeleição. A mudança na orientação da política econômica do governo federal coincidiu com a emergência da China no cenário econômico mundial, que gerou um período de bonança de dimensões jamais vistas na história do Brasil(SALTO; ALMEIDA, 2016).

Em 2007, Lula assumiu seu segundo mandato, tendo como Chefe da Casa Civil Dilma Roussef, e como Ministro da Fazenda Guido Mântega, período em que começou a implementação de políticas econômicas heterodoxas baseadas no desenvolvimentismo, o qual encontrou muito espaço no cenário de abundância de recursos advindos do "boom" das commodities e de valorização do real frente ao dólar. O primeiro grande marco desse novo período foi o lançamento do chamado Programa de Aceleração do Crescimento (PAC).

O PAC<sup>1</sup> foi um programa do governo federal brasileiro que englobou um conjunto de políticas econômicas, planejadas para os quatro anos seguintes, e que teve como objetivo acelerar o crescimento econômico do Brasil, prevendo investimentos totais de R\$ 503,9 bilhões até 2010, sendo uma de suas prioridades o investimento em infraestrutura, em áreas como saneamento, habitação, transporte, energia e recursos hídricos, entre outros. O PAC então recolocou o Estado como principal agente responsável pelo crescimento econômico, ainda que em parceria com empresas privadas. Logo, o equilíbrio fiscal tornou-se secundário, uma vez que a filosofia do "gasto é vida" - verbalizado pela então Ministra da Casa Civil Dilma Roussef - passou a dominar as políticas públicas. O BNDES assumiu então um papel mais ativo na concessão de empréstimos com juros subsidiados para projetos considerados estratégicos(SAFATLE et al., 2016).

Em 2008, com o advento da "Crise do Subprime", as medidas anticíclicas do Governo Federal fizeram com que o Brasil suportasse a crise melhor que seus vizinhos Latino-Americanos (IMF, 2012). A adoção combinada de políticas de expansão fiscal, monetária e creditícia permitiu que a economia brasileira se recuperasse rapidamente da crise de 2008, exibindo uma taxa de crescimento de 7,6% do PIB real em 2010 (BRESSER-PEREIRA et al., 2017). Isso fez com que a agenda heterodoxa passasse a ser tida por alguns economistas como efetivamente a chave para a retomada do crescimento econômico e diminuição das desigualdades sociais. A inflação vinha relativamente estável desde 2002, o que encorajou os atores políticos de então a não priorizarem qualquer ajuste fiscal.

Em 2009 foi lançado o Programa de Sustentação do Investimento (PSI), o qual teve como principal meta estimular a produção, a aquisição e a exportação de bens de capital, a inovação tecnológica e a produção, ou seja, era um programa desenhado para estimular o investimento. O BNDES era o principal instrumento de implantação do PSI (ELLERY et al., 2018). Foram oferecidas linhas de crédito com juros subsidiados que abrangiam desde a aquisição de veículos até grandes projetos de engenharia.

<sup>1</sup> <http://pac.gov.br/sobre-o-pac>

Lula fez a sua sucessora em 2010, e assumiu a Presidência da República Dilma Rouseff. Dilma deu continuidade e aprofundou a política macroeconômica que permitia o aumento considerável dos gastos primários do governo federal como proporção do PIB (BRESSER-PEREIRA et al., 2017). Ainda, de acordo com BRESSER-PEREIRA et al. (2017), no segundo semestre de 2011, com o recrudescimento da crise financeira mundial em função dos efeitos da turbulência nos mercados de dívida soberana na área do Euro, foi implantada a chamada "Nova Matriz Econômica" (NME), a qual pode ser sintetizada em nove grupos (SINGER, 2015):

- Redução dos juros — a taxa básica de juros foi reduzida de 12,5% para 7,25% ao ano entre agosto de 2011 e abril de 2013 pelo Banco Central;
- **Uso intensivo do BNDES** — o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) estabeleceu linha de crédito subsidiado para o investimento das empresas por meio de repasses recebidos do Tesouro;
- Aposta na reindustrialização — da qual fez parte o Plano Brasil Maior;
- Desonerações — desoneração da folha de pagamentos para quinze setores intensivos em mão de obra;
- Plano para infraestrutura — do qual fez parte o Programa de Investimentos em Logística (PIL);
- Reforma do setor elétrico — caracterizado pela redução do preço da eletricidade para aumentar a competitividade da indústria;
- Desvalorização do real — o Banco Central agiu para desvalorizar a moeda nacional em 2012;
- Controle de capitais — controle sobre os fluxos de capital estrangeiro visando impedir que a entrada de dólares desvalorizasse o real;
- Proteção ao produto nacional — aumento de 30 pontos percentuais no IPI (Imposto sobre Produtos Industrializados) sobre os veículos importados visando proteger a indústria nacional.

Por outro lado, críticos da nova matriz econômica apontam que esta, desde 2009, foi acompanhada por um notório retrocesso no compromisso com a responsabilidade fiscal por parte do Governo Federal (SALTO; ALMEIDA, 2016). O conjunto de tais práticas, genericamente descritas como "contabilidade criativa", envolveram o aumento da dívida pública com repasses para bancos públicos; a concessão de subsídios por meio de bancos públicos, que só eram reconhecidos pelo Tesouro Nacional como devidos depois de dois anos;

o uso de banda cambial como autorização dada ao governo para descontar os investimentos do Plano de Aceleração do Crescimento (PAC) da meta do resultado primário estabelecida; entre outras (SALTO; ALMEIDA, 2016).

Em tal contexto, o BNDES entrou como principal financiador do Programa de Investimento em Logística (PIL). O PIL foi lançado em 15 de agosto de 2012. O programa incluiu um conjunto de projetos que visavam contribuir para o desenvolvimento de um sistema de transportes moderno e eficiente, os quais seriam conduzidos por meio de parcerias estratégicas com o setor privado. Esse pacote de concessões de rodovias e ferrovias previa investimentos da ordem de R\$ 133 bilhões em um prazo de 25 anos, sendo R\$79,5 bilhões nos primeiros cinco anos (SAFATLE et al., 2016). No setor rodoviário, por exemplo, o programa tinha como diretrizes principais: a provisão de uma malha rodoviária ampla, moderna e integrada; cadeias de suprimentos eficientes e competitivas; e modicidade tarifária<sup>2</sup>.

Como vimos, a crise de 2008 foi o grande propulsor da maior inserção do BNDES no mercado de crédito e, nos anos seguintes, houve a expansão do seu papel. De acordo com GIAMBIAGI; JUNIOR(2017), em 2007, a expansão da atuação do BNDES foi custeada por aportes do Tesouro Nacional (TN). Em 2008, a dívida do BNDES junto ao TN era equivalente a R\$ 14 bilhões, ou cerca de 4% do PIB. Contudo, no final de 2009, esse passivo já havia subido para quase 9% do PIB. Em dezembro de 2015 o passivo do BNDES junto ao TN atingiu a cifra de R\$ 524 bilhões(GIAMBIAGI; JUNIOR, 2017).

De acordo com o Relatório de Subsídios do 6º bimestre de 2015, divulgado pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN)<sup>3</sup>,o custo de oportunidade (custo de financiamento) do Tesouro Nacional era maior que a remuneração dos empréstimos ao BNDES. Consequentemente, as operações de financiamento do BNDES geraram impacto fiscal - denominados subsídios creditícios ou implícitos - e as renegociações dos contratos também contribuíram para elevar os valores desses subsídios.

Por um lado, tais subsídios, continua o Relatório, refletidos na diferença entre a rentabilidade dos ativos (contratos) e dos passivos gerados para financiá-los (títulos públicos) em cada exercício, eram apropriados como variações financeiras, não afetando o resultado primário. Entretanto, os títulos emitidos em favor do BNDES nas operações ampliaram os saldos de títulos em mercado e, por conseguinte, aumentaram o montante da Dívida Bruta do Governo Geral(DBGG) na mesma magnitude dos empréstimos concedidos.

O impacto inicial na Dívida Líquida do Setor Público(DLSP) era nulo, uma vez que a ampliação dos saldos de títulos em mercado era compensada na mesma magnitude pelo

<sup>2</sup> <https://www.epl.gov.br/rodovias3>

<sup>3</sup> <https://www.tesourotransparente.gov.br/ckan/dataset/6d99f766-54ec-4dcf-9376-0b297df3ab17/resource/09f0cffb-4e1b-4305-9b81-5363cdf4ee9b/download/Relatorio-de-Subsidios-6o-Bimestre-de-2015.pdf>

aumento dos créditos junto ao BNDES. Entretanto, ao longo do tempo dos contratos, o diferencial entre o custo de emissão da dívida pública (passivo para o Tesouro Nacional) e o retorno dos financiamentos do BNDES (ativo para o Tesouro Nacional) elevaria a DLSP neste mesmo montante.

A STN, em seu relatório, ainda afirma que o BNDES realizou operações de crédito que envolveram subvenção econômica por parte da União, por meio de equalização de taxa de juros, para permitir aos tomadores de crédito condições mais favoráveis que as disponíveis em mercado. As despesas com essas equalizações foram cobertas por recursos do Tesouro Nacional. Pelo fato de os recursos previstos para a realização dos pagamentos referentes a tais despesas constarem de forma destacada no orçamento da União, estes foram chamados de subsídios explícitos. Os subsídios explícitos do Tesouro Nacional concedidos ao tomador do crédito foram pagos ao BNDES e ocorreram majoritariamente no âmbito do PSI.

Após o processo de *impeachment* da Presidente Dilma Roussef, em face das irregularidades graves na execução dos orçamentos e na gestão dos recursos públicos federais, assumiu a presidência Michel Temer (então vice-presidente), em 12 de maio de 2016. Com a mudança na chefia do Executivo, também mudou a orientação da política econômica do governo federal. A equipe econômica, chefiada por Henrique Meirelles, deu mais importância à questão fiscal, que passou a ser acompanhada com maior preocupação pelo governo.

Segundo os críticos da nova orientação da política econômica do governo federal (OREIRO; PAULA, 2021), os seus principais aspectos eram: (i) realização de uma forte contração fiscal, principalmente pelo lado dos gastos correntes, baseada na tese da "contração fiscal expansionista" (ALESINA; ARDAGNA, 2010); (ii) permitir maior atuação do setor privado, via desregulamentação do mercado, permitindo que a iniciativa privada comandasse o processo econômico, inclusive no que se refere aos investimentos. A principal mudança foi dada pelo papel secundário que a demanda agregada exercia no processo de crescimento econômico.

O déficit fiscal estrutural de 2016 foi próximo de 2% do PIB, indicando que para atingir um superávit de 2,5% (para estabilizar a dívida), o país teria que fazer uma consolidação fiscal de cerca de 4,5% do PIB (FILHO, 2017). Ou seja, não era permitido ao país permanecer no caminho rumo à insolvência.

O governo Temer então optou por realizar uma consolidação fiscal gradual, cujo principal produto foi o encaminhamento, em 15 de junho de 2016, da Proposta de Emenda à Constituição (PEC) denominada "PEC do Teto de Gastos". Com a aprovação da PEC (em 13 de dezembro de 2016), o governo sinalizou uma política de geração de superávits primários no futuro para estabilizar a dívida doméstica, impondo um limite ao crescimento das despesas do governo brasileiro durante 20 anos, o que ajudou na redução do risco país (FILHO, 2017).



Nesse contexto, o governo federal tomou duas iniciativas que se propunham a mudar o perfil de atuação do BNDES (PEREIRA; MITERHOF, 2018): a antecipação do pagamento de R\$ 100 bilhões ao Tesouro Nacional, ocorrido em dezembro de 2016; e a edição da Medida Provisória nº 777, de 26/04/2017.

Em 17 de abril de 2017, o governo Temer encaminhou ao Congresso Nacional a MP nº 777 (convertida na Lei nº 13.483, de 2017), a qual instituiu a substituição (gradual) da TJLP, taxa de juros praticada pelo BNDES em seus contratos de financiamento, pela TLP (Taxa de Longo Prazo). A TLP, teria como principal efeito a diminuição do custo fiscal direto da atuação do BNDES, além de tornar o custo de seus financiamentos mais previsível e passível de gerenciamento financeiro via derivativos - eliminado o custo fiscal implícito decorrente da diferença de remuneração entre os recursos emprestados ao BNDES e o custo do serviço da dívida pública-, pois a taxa passaria a ser referenciada ao mercado e fixada para toda a vida da operação financeira realizada pelo banco (PEREIRA; MITERHOF, 2018).

O atual Presidente da República, Jair Bolsonaro, assumiu o governo em janeiro de 2019 com a promessa de dar continuidade à política econômica fiscalmente responsável do governo anterior. Neste sentido, em 02 de fevereiro de 2019, propôs a PEC da Reforma da Previdência a qual, em conjunto com a PEC do Teto de Gastos, teriam o condão de dar maior previsibilidade à trajetória da dívida pública brasileira. A PEC da Reforma da Previdência foi promulgada em 12 de novembro de 2019, se transformando na Emenda Constitucional nº 103.

No governo Bolsonaro, o BNDES se manteve como condutor do processo de concessões e outras formas de desestatização de ativos do Programa de Parcerias para Investimentos (PPI), criado pela Lei nº 13.334 de 2016, cujos projetos adotam a TLP como referência para as operações diretas e indiretas realizadas pelo banco.

De acordo com os dados do BNDES<sup>4</sup>, o valor máximo do desembolso acumulado (em valores correntes) ocorreu em dezembro de 2013, quando atingiu R\$190 bilhões. Já no final do ano de 2020, o desembolso acumulado naquele ano foi de R\$ 65 bilhões. Se tomarmos como exemplo o setor de infraestrutura, em 2013, só para este setor, foram desembolsados R\$ 62 bilhões, enquanto que em 2020 o valor caiu para menos da metade, aproximadamente R\$ 25 bilhões. Além da mudança no volume de desembolsos do BNDES, o perfil das empresas tomadoras também foi alterado. Em 2013, 66,6% do total emprestado foi direcionado para empresas de grande porte, enquanto que em 2020, este percentual caiu para 47,5%.

---

<sup>4</sup> <<https://www.bndes.gov.br/wps/portal/site/home/transparencia/estatisticas-desempenho/estatisticas-operacionais-sistema-bndes>>

## 2.1 Estudos empíricos sobre a atuação do BNDES na economia

Os mercados de crédito têm a peculiaridade de serem os responsáveis pela alocação correta dos recursos escassos da economia (GIAMBIAGI; JUNIOR, 2017). Portanto, a intervenção inadequada do Estado brasileiro, por meio do BNDES, pode gerar problemas sociais maiores que aqueles inicialmente enxergados como falhas de mercado a serem corrigidas.

Em recente artigo, BARBOZA et al. (2020) afirmam que existem evidências um tanto quanto ambíguas sobre os efeitos do BNDES na correção de falhas no mercado de crédito brasileiro, isto é, há estudos apontando para um efeito positivo e outros apontando para um efeito negativo do BNDES. Segundo os autores, há muitos estudos que avaliam a questão do ponto de vista microeconômico, como os artigos de INOUE et al.(2013), LAZZARINI et al.(2015), entre outros.

Por outro lado, o artigo de BARBOZA et al. (2020) aponta que, do ponto de vista macroeconômico, e buscando medir os efeitos dos desembolsos na taxa de investimentos brasileira, há somente uma pesquisa relevante: BARBOZA; VASCONCELOS(2019).

MUSACCHIO; LAZZARINI(2015) dentro do seu livro sobre o "Capitalismo de Estado", discorreram extensamente sobre a intervenção estatal por meio do BNDES, no período compreendido entre 1995 e 2009. Os autores construíram um banco de dados de variáveis acionárias e financeiras, abrangendo 286 companhias abertas no Brasil, entre 2002 e 2009, rastream o valor dos empréstimos recebidos, e utilizaram a base de dados para analisar a atuação do Estado como prestador a empresas. Nessa análise, buscaram avaliar se a visão de política industrial sobre a atuação do BNDES - sua existência para a solução do problema da escassez de capital - de fato, resultou na melhora do investimento e do desempenho das empresas tomadoras de crédito subsidiado.

Os autores aplicaram modelos de regressão de dados em painel de efeitos fixos que buscaram entender como o BNDES afeta o desempenho de cada empresa (representado por: ROA<sup>5</sup>, EBITDA/ativo<sup>6</sup> e Q de Tobin<sup>7</sup>) e as variáveis de investimento. Também testaram se as ligações políticas das empresas tomadoras determinaram quais recebem empréstimos subsidiados. A conclusão à qual os autores chegaram é a de que os empréstimos subsidiados do BNDES são, aparentemente, transferências de subsídios para grandes empresas, sem quaisquer benefícios especiais em termos de melhoria do desempenho ou dos investimentos das empresas. Além disso, em consonância com a hipótese de *rent seeking*, as evidências empíricas obtidas apontam para a influência de doações de campanha nas alocações de recursos realizadas pelo BNDES.

---

<sup>5</sup> Retorno Sobre o Investimento.

<sup>6</sup> Lucros antes de juros, impostos, depreciação e amortização.

<sup>7</sup> O chamado Q de Tobin é uma metodologia criada pelo economista James Tobin para a avaliação de companhias em particular até ao mercado de ações como um todo.

BOLLE(2015) apresentou evidências de que, entre 2004 e 2014, as distorções nas políticas macroeconômica e monetária brasileiras estão relacionadas à atuação do BNDES. Em particular, o desalinhamento existente entre as taxas de juros dos contratos de empréstimo do BNDES (baseados na TJLP) e aquelas praticadas pelo mercado de modo geral, produzem um efeito de *crowding out* no mercado de crédito. A autora testou por meio de modelos de regressão de dados em painel, de que modo o volume de desembolsos em crédito subsidiado realizados pelo BNDES afeta a taxa real de juros, e também como estes empréstimos afetam a produtividade trimestral da economia. Os resultados obtidos evidenciam a existência de um efeito negativo dos empréstimos do BNDES na taxa real de juros da economia nacional e que, especialmente a partir de 2006, estes empréstimos tiveram um efeito negativo na produtividade total dos fatores (PTF).

LAVIERI(2015) buscou avaliar o efeito do BNDES sobre o nível de investimento brasileiro. O autor utilizou dados mensais em painel (Efeitos Fixos e Arellano-Bond), de 2000 a 2012, para estimar os efeitos dos desembolsos do BNDES no investimento (os indicadores são dispêndio com aquisições e melhorias do ativo imobilizado de setores econômicos). As variáveis de controle incluíram receitas, despesas, o custo das mercadorias e o valor bruto da produção, além dos gastos com pessoal e as baixas nos ativos das empresas (de acordo com as pesquisas PIA<sup>8</sup> e PAC<sup>9</sup>). O autor também aplicou uma *hazard function* para avaliar os efeitos do BNDES sobre o mercado de capitais com dados da BM&F Bovespa, com o intuito de aferir a probabilidade de o setor beneficiado acessar o mercado de capitais pela primeira vez, como função dos desembolsos do BNDES. Os resultados do autor denotam a ocorrência de um efeito positivo (em geral), estatisticamente significativo, porém de baixa magnitude dos desembolsos do BNDES - o que varia de acordo com o setor econômico. Especificamente, os setores de telecomunicações, transporte terrestre e aquaviário, atividades auxiliares de transporte e entrega, e indústria extrativa apresentam elasticidades positivas (e estatisticamente significativas) do investimento em relação ao financiamento do BNDES. Os resultados também revelam a influência positiva dos desembolsos sobre a probabilidade de o setor beneficiado acessar o mercado de capitais, ainda que nem todas as estimações apresentem significância estatística.

Em seu estudo sobre a interação entre a política fiscal e os ciclos econômicos, ORAIR et al.(2016) partiram de uma base de dados detalhada em frequência mensal, construída para o conjunto das administrações públicas brasileiras entre 2002 (1º Trimestre) e 2016 (4º Trimestre). A partir desses dados, estimaram os multiplicadores dos diferentes tipos de gasto público, obtidos pela utilização de um modelo não linear de vetor autorregressivo com transição gradual (*smooth transition vector autorregression-STVAR*), que permitiu identificar como os multiplicadores fiscais variam ao longo do ciclo econômico. As evi-

---

<sup>8</sup> Pesquisa Industrial Anual.

<sup>9</sup> Pesquisa Anual de Comércio.

dências mostram que, em situação de forte depressão econômica, para certos tipos de gasto público - sobretudo investimentos, mas também benefícios sociais e gastos com pessoal - os multiplicadores tem efeito expressivo e sensivelmente maior que em tempos normais. Por outro lado, multiplicadores associados aos subsídios não são significativos ou persistentes em qualquer posição no ciclo econômico, o que ajuda a explicar o insucesso da política econômica adotada mais intensamente a partir de 2011, na qual a sustentação do crescimento econômico foi operada por meio de desonerações e empréstimos subsidiados do BNDES e outros programas, em substituição aos investimentos públicos.

ELLERY et al.(2018) avaliaram o papel do Programa de Sustentação do Investimento (PSI) na trajetória da taxa de investimento no Brasil. Especificamente, os autores buscaram verificar se o aumento nos desembolsos do BNDES durante a vigência do PSI teve impacto na taxa de investimento no Brasil. O PSI iniciado em julho de 2009 e encerrado oficialmente em dezembro de 2015, teve como objetivo estimular o investimento, mantendo a economia aquecida, e foi operacionalizado por meio de empréstimos a taxas de juros subsidiadas, concedidos a setores selecionados da economia. Nesse trabalho foi aplicado o método de controle sintético, o qual consiste na criação de uma unidade sintética tão semelhante quanto possível à unidade atingida pelo choque ou pela política pública que está sendo avaliada. A unidade de controle sintético é uma média ponderada das unidades de controle disponíveis, e que melhor aproxima as características, inclusive tendência, da variável retratada antes de ser aplicado o tratamento (o PSI). Usando dados macroeconômicos de quinze países para a construção do cenário sem tratamento, no período entre 1995 e 2006, a evidência empírica indica que o PSI não teve impacto significativo na dinâmica da taxa de investimento no Brasil. Assim, tanto o procedimento de queda e recuperação da taxa de investimento, como a queda brusca no período posterior a 2013, são explicados por outros fatores que não o PSI.

BARBOZA; VASCONCELOS(2019) analisaram se o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social foi capaz de resolver falhas de mercado e, portanto, aumentar o investimento agregado no Brasil. Os autores utilizaram na modelagem um VAR Bayesiano (BVAR) com *Normal Inverted Prior* para verificar o impacto das variáveis supostamente exógenas - entre elas os desembolsos do BNDES - nas variáveis tidas como endógenas - que foram três medidas de investimento agregado: a Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF); a parcela da FBCF relacionada somente com máquinas e equipamentos; e a parcela da FBCF relacionada somente com máquinas e equipamentos produzidos no Brasil. Os autores se valeram de dados mensais entre 2002 e 2016 (180 dados). O BVAR com *Normal Inverted Wishart Prior*(NIW) que os autores modelaram possui 17 variáveis e 13 lags: Termos de Troca, Índice de Preços de Commodities, Prêmio de Risco, Produção Mundial, Desembolsos do BNDES (agregados), FBCF, FCBF de máquinas e equipamentos produzidos no Brasil, FCBF de máquinas e equipamentos, PIB, Produção Industrial,

Custo Unitário do Trabalho, Taxa de Utilização da Capacidade, Taxa de Juros, Índice de Confiança na Indústria, Índice de Incerteza da Economia Brasileira, Taxa Real Efetiva de Câmbio e IBOVESPA. Posteriormente, para enfrentar o problema de identificação que emerge do modelo BVAR, aplicaram um algoritmo de identificação recursivo (*Double Selection*), para testar a significância das variáveis selecionadas na equação de investimento, cuja interpretação é similar à do teste de Granger. Eles procuraram assim separar as variáveis afetadas contemporaneamente pelos desembolsos do BNDES, daquelas afetadas não contemporaneamente. Então calcularam as funções de impulso-resposta para avaliar os choques.

Os autores concluíram que o efeito do BNDES é marginalmente positivo o que, em alguma medida, vai ao encontro de outros estudos microeconômicos. Eles entendem que, não obstante, os efeitos macroeconômicos do BNDES sobre o investimento agregado devem ser estudados e debatidos com maior profundidade.

Ante as referências colacionadas, podemos verificar que o presente estudo visa a contribuir para a literatura que avalia os efeitos macroeconômicos do BNDES sobre o investimento agregado, uma vez que ele aprofunda e complementa o trabalho de BARBOZA; VASCONCELOS(2019). Para tanto, expandimos o horizonte de análise e também trabalhamos com os dados de empréstimos do BNDES desagregados por setor econômico, além de avaliarmos as relações de curto e longo-prazo entre as variáveis por meio da construção de modelos ARDL e do tipo BVAR Hierárquico(GIANNONE; LENZA; PRIMICERI, 2015).



## 3 Dados, Métodos e Procedimentos

### 3.1 Base de dados e Estatísticas Descritivas

Como expusemos no Capítulo 2, partimos do trabalho de BARBOZA; VASCONCELOS(2019), e pretendemos assim contribuir para a literatura que busca avaliar o impacto do BNDES sobre o nível de investimento agregado da economia nacional.

Os autores citados utilizaram como variáveis do seu modelo: Termos de Troca, Índice de Preços de Commodities, Prêmio de Risco, Produção Mundial, Desembolsos do BNDES (agregados), FBCF, FBCF de máquinas e equipamentos produzidos no Brasil, FBCF de máquinas e equipamentos, PIB, Produção Industrial, Custo Unitário do Trabalho, Taxa de Utilização da Capacidade, Taxa de Juros, Índice de Confiança na Indústria, Índice de Incerteza da Economia Brasileira, Taxa Real Efetiva de Câmbio e Índice de Ações da Bolsa de Valores de São Paulo.

Vale ressaltar que BARBOZA; VASCONCELOS(2019) tinham como principal objetivo avaliar a influência do BNDES no setor industrial. Em contraste, nós objetivamos avaliar o impacto do BNDES em termos agregados e por setor econômico, de acordo com a classificação do BNDES (a qual difere da classificação CNAE), em especial quanto ao setor de infraestrutura.

VELLOSO(2015) indica que, para haver investimento em infraestrutura, são necessários dois fatores: oferta de recursos e investidores. Em uma economia com um nível baixo de recursos para financiar os investimentos (poupança), a teoria econômica indica que também será baixo o nível de investimento. E, em uma economia como a brasileira, em que o Estado se constitui historicamente o principal investidor, as limitações fiscais acabam então por trazerem consigo uma limitação no volume de investimento público que pode ser feito, ao mesmo tempo em que o ambiente para o investimento privado está longe do ideal (VELLOSO, 2015).

Outro ponto importante trazido por VELLOSO(2015), é a dificuldade em se realizar investimentos em um cenário que conjuga alta capacidade ociosa, baixo crescimento do PIB e necessidade de realização de ajuste fiscal. Segundo o autor, a baixa capacidade de o Brasil crescer (PIB potencial baixo e com tendência decrescente), está intimamente relacionada à questão da oferta agregada, refletida pelo indicador de Nível de Utilização da Capacidade Instalada da FGV.

Também temos que a deterioração dos fundamentos macroeconômicos da economia brasileira, refletida nos indicadores fiscais, também influenciam a capacidade do país tanto

em atrair investimentos externos, como de parte dos investimentos em infraestrutura serem realizados pelo Estado (VELLOSO, 2015). Neste sentido, variáveis de estoque (Dívida Líquida do Setor Público e Dívida Bruta do Governo Geral) e de fluxo (Necessidade de Financiamento do Setor Público) são importantes para a avaliação da situação fiscal do país.

De acordo com o Banco Central do Brasil (BCB):<sup>1</sup>

- Dívida líquida do setor público (DLSP): Consolida o endividamento líquido do setor público não-financeiro e do Banco Central do Brasil junto ao sistema financeiro (público e privado), setor privado não-financeiro e resto do mundo;
- Necessidade de financiamento do setor público (NFSP) - conceito nominal: Calculada a partir da variação mensal da DFL (Dívida Financeira Líquida);
- Necessidade de financiamento do setor público (NFSP) - conceito primário: É igual ao conceito nominal excluídas as despesas de juros nominais incidentes sobre a DLSP, calculadas pelo critério de competência, e incluídas as receitas de juros relativas às reservas internacionais. Utiliza-se a taxa média de câmbio de compra para converter os valores expressos em dólares para reais.
- Dívida Bruta do Governo Geral (DBGG) - montante que abrange o total das dívidas de responsabilidade dos governos federal, estaduais e municipais (incluindo INSS) junto ao setor privado, ao setor público financeiro, ao Banco Central e ao resto do mundo.

VELLOSO(2015) assevera que é necessário olhar tanto a dívida líquida como a dívida bruta para avaliar a situação fiscal do país. LEISMANN; ANTONOVZ(2015) analisaram a evolução da dívida bruta e líquida do Brasil - entre 1999 e 2014 - e exploraram sua relação com o *déficit* público e com os repasses do Tesouro Nacional ao BNDES. Os autores concluíram que, a partir de 2008, houve um evidente afastamento da dívida bruta em relação à dívida líquido setor público, que teve como uma das principais causas o aumento dos haveres da União em relação ao BNDES, como proporção do PIB.

OLIVEIRA; VAZQUEZ; WOLF(2017) analisaram a trajetória do endividamento e da necessidade de financiamento do setor público brasileiro entre 1995 e 2016. Os autores concluíram que (pg. 28):

uma dinâmica de gasto fiscal primário em ritmo acelerado, também decorrente da prociclicidade das despesas públicas, e uma carga de juros excepcionalmente elevada, apenas se mostraram sustentáveis em um contexto internacional altamente benigno, que permitiu o abatimento da dívida externa e a aceleração do crescimento econômico.

<sup>1</sup> <<https://www.bcb.gov.br/acessoinformacao/glossario>>



Findo o processo descrito, os indicadores fiscais sofreram expressiva deterioração de fluxo e de estoque.

Ocorre que o investimento em infraestrutura, necessário para o desenvolvimento do país, também enseja a elevação das despesas primárias e, portanto, aumenta a dívida pública(OLIVEIRA; VAZQUEZ; WOLF, 2017). Porém, se tal aumento de despesa ocorre em um contexto em que há déficits primários sucessivos, o sinal que está sendo dado aos investidores é de que o Estado é incapaz de pagar os juros da dívida, o que, se mantido indefinidamente, levará a uma trajetória explosiva(VELLOSO, 2015). Neste caso, a tendência é que os investidores se afastem, ainda que, no longo-prazo, importe se a despesa realizada pelo governo é para investimento ou para custeio(VELLOSO, 2015).

KOSE et al.(2016) estudaram a relação entre o nível da dívida pública e o investimento privado, indicando que este tende a acelerar quando os níveis de dívida são baixos e a se retrair quando os níveis de dívida são elevados na ocorrência de uma expansão fiscal, o que realça a importância do espaço fiscal para a realização de investimentos em um país.

Ante o exposto, é inafastável a importância da trajetória da dívida pública brasileira para a avaliação do impacto dos desembolsos do BNDES no nível de investimento da economia. Este fato se torna ainda mais relevante quando consideramos que os repasses do Tesouro Nacional para o BNDES contribuíram de modo importante para o aumento do endividamento do setor público.

Contudo, para a construção de um modelo que inclua a trajetória da dívida do Estado brasileiro, é necessário escolher o indicador mais adequado. Uma vez que a Formação Bruta de Capital Fixo é um indicador de fluxo, entendemos que a Necessidade de Financiamento do Setor Público, por ser uma variável também de fluxo, é a mais adequada. Outrossim, segundo JÚNIOR; AFONSO(2017) - pg. 196:

O déficit passou a ser percebido pelo conjunto dos agentes econômicos como um índice do processo de desagregação do Estado enquanto condutor do desenvolvimento. O esgotamento do padrão de financiamento estatal acabou produzindo uma realidade que condicionou a própria escolha da variável mais utilizada para medir o déficit: o conceito de Necessidades de Financiamento do Setor Público Não Financeiro (NFSP), cujo principal atributo é o de medir o desequilíbrio das contas públicas através das fontes de crédito. Este passou a ser o conceito relevante para a crise financeira do Estado.

Quanto à consideração da NFSP de acordo com o conceito nominal ou primário, PIREZ(2017) aponta que o resultado primário evita os efeitos da política monetária que poderiam surgir com a utilização do déficit nominal, conforme indicado no trabalho de ALESINA; ARDAGNA(2010). Os autores estudaram a melhor forma de reduzir o endividamento na economia americana após a crise de 2008 e, em face dos resultados obtidos,

recomendaram uma contração fiscal com redução das despesas como forma de diminuir o endividamento norte-americano, e ainda assim estimular o crescimento econômico.

Portanto, entendemos que as variáveis FBCF de máquinas e equipamentos produzidos no Brasil, FBCF de máquinas e equipamentos e Custo Unitário do Trabalho, presentes no modelo de BARBOZA; VASCONCELOS(2019), podem ser excluídas do nosso modelo. Em contrapartida, a trajetória da dívida do setor público, principalmente por ter sido bastante influenciada pelos repasses do Tesouro ao BNDES, e a poupança, entram como variáveis relevantes para a avaliação do nível de investimento agregado.

Em suma, partindo do modelo de BARBOZA; VASCONCELOS(2019), as séries temporais utilizadas neste estudo são:

- Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF - série do IBGE, em milhões de reais correntes<sup>2</sup>);
- Índice de Preços de Commodities do Brasil (CIB - série do BCB, número índice <sup>3</sup>);
- Nível de Utilização da Capacidade Instalada na Indústria (CURI com Ajuste Sazonal - série da FGV, em percentual);
- Índice de Risco Brasil (EMBI - série da da JP Morgan, número índice<sup>4</sup>);
- Índice da Taxa Real de Câmbio Efetiva (ER - série do BCB, número índice Jun/1994=100<sup>5</sup>);
- Índice de ações da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOV - série da B3, número índice<sup>6</sup>);
- Índice de Confiança Empresarial (ICE sem Ajuste Sazonal - série da FGV, número índice);
- Índice de Confiança da Indústria (ICI com Ajuste Sazonal - série da FGV, número índice);
- Indicador de Incerteza da Economia Brasileira (IIE - série da FGV, número índice);
- Taxa de Juros Real (IR - calculada com base na taxa SELIC e no índice IPCA do BCB, em percentual<sup>7</sup>);

<sup>2</sup> Tabela 1846 - série 90707 disponível em <<http://api.sidra.ibge.gov.br/>>.

<sup>3</sup> Série 27574 disponível em <<https://www.bcb.gov.br/?SERIESTEMP>>.

<sup>4</sup> Série JPM366\_EMBI366 disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br/>>.

<sup>5</sup> Série 11752 disponível em <<https://www.bcb.gov.br/?SERIESTEMP>>.

<sup>6</sup> Série disponível em <<https://br.financas.yahoo.com/quote/~BVSP/components/>>.

<sup>7</sup> Séries 4189 e 13522, respectivamente, disponíveis em <<https://www.bcb.gov.br/?SERIESTEMP>>.

- Desembolsos mensais do BNDES em milhões de reais<sup>8</sup> - Agropecuária (LAGR), Comércio e serviços(LCOM), Indústria (LIND), Infraestrutura (LINF), Desembolsos Totais (LTOT);
- Necessidade de Financiamento do Setor Público - resultado primário, sem desvalorização cambial (NFSP - série do BCB, em percentual do PIB, fluxo acumulado em 12 meses<sup>9</sup>);
- Produto Interno Bruto (PIB - série do IBGE, em milhões de reais<sup>10</sup>);
- Poupança (POUP - série do IBGE, em milhões de reais<sup>11</sup>);
- Índice de Termos de Troca (TT - série da FUNCEX, média - 2006 = 100<sup>12</sup>);
- Índice de Produção Mundial (WP - série dessazonalizada do CPB *World Trade Monitor* - 2010 = 100<sup>13</sup>).

As séries possuem períodos de abrangência diferentes. Por isso, o corte inicial foi realizado em novembro de 2002 - o qual é o mês em que se tem o ponto inicial de todas as séries - e compreende o período até dezembro de 2019, pois em 2020 tivemos um choque exógeno bastante relevante, qual seja, a pandemia de COVID-19.

Algumas das séries são disponibilizadas somente em base trimestral, como FBCF, PIB e POUP. Neste caso, para obtermos as séries em base mensal, aplicamos o procedimento de *Chow-Lin(MaxLog)*.

De acordo com ISLAQM (2009), o procedimento de *Chow-Lin-MaxLog* é conhecido como um método de melhor estimador linear sem viés (BLUE). Neste método, o modelo de regressão relaciona a série desagregada desconhecida com um conjunto de indicadores de alta frequência. No caso, desagregamos os dados trimestrais e os convertemos em dados mensais por meio do estimador proposto por *Chow-Lin*. Assim, as séries mensais contam inicialmente com 206 observações. As séries em base monetária estão em valores correntes, tendo sido deflacionadas de acordo com o IPCA, quando necessário.

Ainda, para permitir que se possa utilizar as técnicas econométricas que serão detalhadas adiante, aplicamos o algoritmo X-13 ARIMA para dessazonalizar as séries e, em seguida,

<sup>8</sup> Séries disponíveis em <[https://www.bndes.gov.br/wps/wcm/connect/site/8a6f176f-da31-4b28-8143-4773876700ae/202012\\_SERIES\\_SETORIAIS.xlsx?MOD=AJPERES&CVID=nwCm.j4](https://www.bndes.gov.br/wps/wcm/connect/site/8a6f176f-da31-4b28-8143-4773876700ae/202012_SERIES_SETORIAIS.xlsx?MOD=AJPERES&CVID=nwCm.j4)>.

<sup>9</sup> Série BM12\_NFSPYS12 disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br/>>.

<sup>10</sup> Tabela 1846 - série 93406 disponível em <<http://api.sidra.ibge.gov.br/>>.

<sup>11</sup> Tabela 2072 - série 941 disponível em <<http://api.sidra.ibge.gov.br/>>.

<sup>12</sup> Série FUNCEX12\_TTR12 disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br/>>.

<sup>13</sup> *CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis* disponível em <<https://www.cpb.nl/en/worldtrademonitor>>.

foi aplicada a transformação logarítmica a todas as séries, exceto NFSP<sup>14</sup> e IR<sup>15</sup>. Portanto, o modelo tem como foco a medição da elasticidade entre as variáveis econômicas.

As estatísticas descritivas dos dados, com periodicidade mensal e transformação logarítmica, estão na Tabela 1.

### 3.1.1 Análise de Correlação

Quando analisamos a correlação entre as diversas séries (frisando que há limites na análise de correlação quando tratamos de séries temporais), podemos verificar que, em relação à FBCF, as séries possuem coeficientes de correlação significativos com  $p < 0,0001$ , com exceção para as séries ICE, ICI e IIE, cujos coeficientes são significativos com  $p < 0,2$  (Tabela 2).

Quanto aos sinais dos coeficientes, estão correlacionados negativamente à FBCF: EMBI, ER, ICI, IIE e IR. Conforme esperado, quanto maior o risco país, menor deve ser o apetite para realização de investimentos; quanto maior a taxa de câmbio real efetiva, menor deve ser o volume de investimentos, pois os custos aumentam com o câmbio desfavorável; quanto maior a incerteza econômica, menor deve ser o volume de investimentos; e, quanto maior a taxa de juros, maior deve ser o custo de financiamento e, portanto, menor o volume de investimentos. Por outro lado, o índice de confiança da indústria possui o sinal diferente daquele esperado pois, se este aumenta, deveria também haver o aumento do nível de investimento da economia. Reiteramos, contudo, que o coeficiente de correlação entre ICI e FBCF não é estatisticamente significativo a 5% de significância.

As séries correlacionadas positivamente à FBCF seguem o esperado quanto à magnitude e o sinal, exceto pelo índice de confiança empresarial, o qual não é estatisticamente significativo a 5% de significância. Chama a atenção a correlação positiva e estatisticamente significativa entre NFSP e FBCF, a qual pode ser explicada pelo fato de que o investimento no Brasil é altamente dependente do setor público que, ao aplicar recursos em investimento, está também aumentando o seu endividamento. Ao mesmo tempo, como argumentado no Capítulo 2, o crescimento da economia brasileira na primeira década do século XXI foi bastante impulsionado pelo chamado "Boom das Commodities", e isto está refletido nas correlações positivas e estatisticamente significativas entre (CIB, TT, WP) e FBCF.

Como visto na introdução, os empréstimos do BNDES foram defendidos como medida necessária para o aumento (e manutenção) da taxa de investimento da economia brasileira. Aqueles que defendem a atuação do BNDES neste sentido, normalmente apontam a forte correlação entre a chamada taxa de investimento (razão entre a FBCF e o PIB) e os

<sup>14</sup> Não foi aplicada a transformação logarítmica porque a série possui inúmeros valores negativos, portanto haveria perda de dados.

<sup>15</sup> Não foi aplicada a transformação logarítmica seguindo BARBOZA; VASCONCELOS(2019).

Tabela 1 – Estatísticas descritivas da base de dados.

FBCF	Min.	1st	Median	Mean	3rd	Max.
	:12.06	Qu.:12.40	:12.59	:12.58	Qu.:12.82	:12.96
CIB	Min.	1st	Median	Mean	3rd	Max.
	:4.430	Qu.:4.578	:4.734	:4.800	Qu.:5.050	:5.350
CURI	Min.	1st	Median	Mean	3rd	Max.
	:4.296	Qu.:4.334	:4.396	:4.380	Qu.:4.415	:4.449
EMBI	Min.	1st	Median	Mean	3rd	Max.
	:4.985	Qu.:5.384	:5.512	:5.658	Qu.:5.926	:7.431
ER	Min.	1st	Median	Mean	3rd	Max.
	:4.273	Qu.:4.463	:4.580	:4.593	Qu.:4.694	:5.076
IBOV	Min. :	1st	Median	Mean	3rd	Max.
	9.213	Qu.:10.582	:10.909	:10.778	Qu.:11.082	:11.633
ICE	Min.	1st	Median	Mean	3rd	Max.
	:4.230	Qu.:4.508	:4.586	:4.567	Qu.:4.665	:4.754
ICI	Min.	1st	Median	Mean	3rd	Max.
	:4.284	Qu.:4.542	:4.608	:4.588	Qu.:4.667	:4.754
IIE	Min.	1st	Median	Mean	3rd	Max.
	:4.444	Qu.:4.550	:4.595	:4.631	Qu.:4.714	:4.919
IR	Min. :	1st Qu.:	Median :	Mean :	3rd Qu.:	Max.
	0.2684	3.8496	4.8728	5.7050	7.6999	:12.9504
LAGR	Min. :	1st Qu.:	Median :	Mean :	3rd Qu.:	Max.
	6.059	7.234	7.834	7.720	8.208	:10.347
LCOM	Min.	1st	Median	Mean	3rd	Max.
	:5.046	Qu.:6.134	:7.030	:6.962	Qu.:7.761	:8.966
LIND	Min.	1st	Median	Mean	3rd	Max.
	:4.709	Qu.:6.142	:6.702	:6.595	Qu.:7.079	:7.593
LINF	Min.	1st	Median	Mean	3rd	Max.
	:5.988	Qu.:7.403	:7.844	:7.817	Qu.:8.384	:9.075
LTOT	Min. :	1st Qu.:	Median :	Mean :	3rd Qu.:	Max.
	7.345	8.402	8.868	8.860	9.354	:10.542
NFSP	Min.	1st Qu.:-	Median	Mean	3rd Qu.:	Max. :
	:-4.0800	3.3475	:-2.2150	:-1.4999	0.7625	3.0400
PIB	Min.	1st	Median	Mean	3rd	Max.
	:13.88	Qu.:14.14	:14.42	:14.30	Qu.:14.47	:14.53
POUP	Min.	1st	Median	Mean	3rd	Max.
	:11.95	Qu.:12.37	:12.48	:12.50	Qu.:12.66	:12.84
TT	Min.	1st	Median	Mean	3rd	Max.
	:4.492	Qu.:4.596	:4.681	:4.676	Qu.:4.749	:4.888
WP	Min.	1st	Median	Mean	3rd	Max.
	:4.376	Qu.:4.540	:4.644	:4.642	Qu.:4.750	:4.847

Fonte: Autor.

desembolsos realizados pelo banco. De fato, como mostramos, há correlação positiva e estatisticamente significativa entre a FBCF e os desembolsos do BNDES.

O gráfico da Figura 1, permite-nos constatar mais uma vez que existe correlação entre as séries INVEST (taxa de investimento - FBCF como percentual do PIB) e LBNDES (desembolsos totais do BNDES como percentual do PIB). Para melhor definir a tendência de

Tabela 2 – Correlação entre os dados.

1	rowname	FBCF	CIB	CURI	EMBI	ER	IBOV	ICE	ICI	IIE	IR	LAGR	LCOM	LIND	LINF	LTOT	NFSP	PIB	POUP	TT	WP		
2	CIB	0.35****																					
3	CURI	0.12***	-0.73****																				
4	EMBI	-0.67****	-0.11**	-0.28****																			
5	ER	-0.7****	0.15****	-0.41****	0.84****																		
6	IBOV	0.69****	0.54****	-0.19****	-0.8****	-0.65****																	
7	ICE	0.034*	-0.54****	0.79****	-0.38****	-0.4****	0.041*																
8	ICI	-0.023*	-0.46****	0.72****	-0.35****	-0.34****	0.06*	0.97****															
9	IIE	-0.037*	0.48****	-0.72****	0.36****	0.28****	0.12***	-0.64****	-0.6****														
10	IR	-0.77****	-0.58****	0.23****	0.4****	0.32****	-0.65****	0.11**	0.11**	-0.23****													
11	LAGR	0.58****	-0.3****	0.45****	-0.4****	-0.61****	0.16****	0.16****	0.08*	-0.26****	-0.21****												
12	LCOM	0.92****	0.29****	0.054*	-0.55****	-0.64****	0.55****	-0.1**	-0.15****	-0.0015*	-0.69****	0.64****											
13	LIND	0.69****	0.71****	-0.39****	-0.37****	-0.23****	0.61****	-0.29****	-0.27****	0.2****	-0.70****	0.14****	0.68****										
14	LINF	0.87****	0.2****	0.16****	-0.57****	-0.66****	0.57****	0.035*	-0.03*	-0.046*	-0.61****	0.63****	0.85****	0.57****									
15	LTOT	0.89****	0.14****	0.19****	-0.57****	-0.68****	0.52****	0.024*	-0.041*	-0.09**	-0.61****	0.82****	0.91****	0.58****	0.92****								
16	NFSP	0.29****	0.87****	-0.85****	-0.09**	0.072*	0.55****	-0.63****	-0.54****	0.57****	-0.52****	-0.22****	0.32****	0.69****	0.19****	0.17****							
17	PIB	0.88****	0.71****	-0.31****	-0.6****	-0.51****	0.83****	-0.24****	-0.25****	0.23****	-0.82****	0.28****	0.81****	0.85****	0.73****	0.71****	0.68****						
18	POUP	0.91****	0.11**	0.39****	-0.77****	-0.8****	0.62****	0.26****	0.2****	-0.3****	-0.54****	0.66****	0.83****	0.5****	0.81****	0.84****	0.024*	0.71****					
19	TT	0.85****	0.27****	0.17****	-0.71****	-0.77****	0.68****	0.24****	0.21****	-0.082*	-0.62****	0.44****	0.76****	0.58****	0.69****	0.71****	0.2****	0.76****	0.84****				
20	WP	0.61****	0.89****	-0.54****	-0.49****	-0.27****	0.82****	-0.35****	-0.3****	0.33****	-0.68****	-0.048*	0.54****	0.78****	0.45****	0.4****	0.84****	0.9****	0.43****	0.54****			

Níveis de significância: \*p &lt; 0.20, \*\*p &lt; 0.10, \*\*\*p &lt; 0.05, \*\*\*\*p &lt; 0.0001

Fonte: Autor.

longo-prazo das séries, aplicamos uma média móvel de 12 meses nas séries dessazonalizadas.

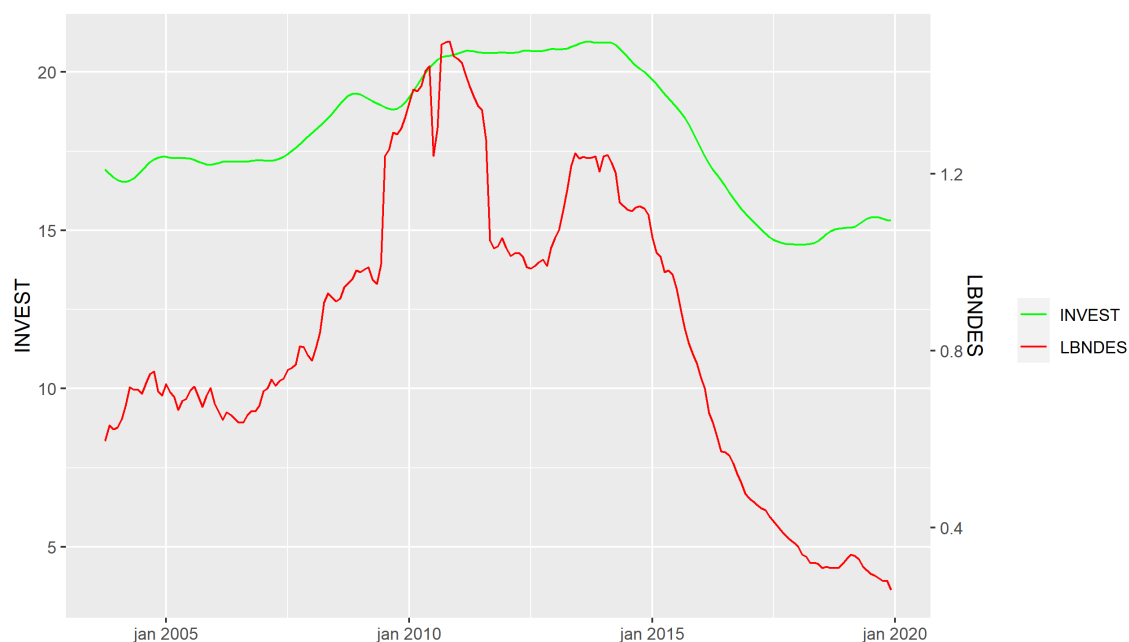


Figura 1 – FBCF e desembolsos totais do BNDES como percentuais do PIB.

Fonte: Autor.

Porém, ainda que exista correlação entre a taxa de investimento e os empréstimos do BNDES, esta, não necessariamente, indica causalidade. Do mesmo modo que as correlações calculadas entre as diversas variáveis econômicas apresentadas anteriormente jamais podem ser tomadas como evidências de causalidade.

A correlação entre as séries indica que elas, em princípio, tendem a "mover-se" conjuntamente, ou seja, existe uma associação entre os fenômenos representados pelos dados, mantendo tudo o mais constante (*coeteris paribus*). Em outras palavras, dada uma determinada distribuição de probabilidade, é possível prever os valores passados e futuros, e atualizar tais probabilidades a partir de novos dados. Não há nada na distribuição de probabilidades que nos permita inferir se esta mudaria, caso algum evento externo ocorresse (JUDEA, 2010).

A causalidade, por sua vez, deve inferir probabilidades sob condições não constantes (JUDEA, 2010). Desta forma, a distribuição de probabilidades dos dados *per se*, não é suficiente para determinar causalidade. É necessário trazer para a análise um conjunto adicional de premissas sobre o fenômeno que está sendo estudado. De acordo com KENNY(1979), são três as condições necessárias para estabelecer causalidade: precedência temporal, relação funcional e que esta não seja espúria.

Como o objetivo deste artigo é estudar se existe causalidade entre os desembolsos do BNDES e o nível de investimento da economia brasileira, faz-se necessário utilizar métodos

de análise de séries temporais que possam permitir a inferência do tipo de relação que existe entre as séries. Isto posto, as correlações anteriormente indicadas e suas interpretações devem ser confirmadas (ou não) por meio de métodos de análise de séries temporais.

### 3.1.2 Existência de precedência temporal entre as séries

Além da análise de correlação entre as séries, é interessante também estudarmos a correlação cruzada entre elas, pois assim podemos verificar em que medida estas se correlacionam no tempo. Ou seja, em que medida uma determinada variável tida como exógena aumenta ou diminui a variável endógena em determinado intervalo de tempo.

Os resultados da análise de correlação cruzada das séries constam da Tabela 3, para o período de 12 meses. O máximo valor em módulo dos coeficientes de correlação ocorre **contemporaneamente** à FBCF nas séries IR, LCOM, LIND, LINF, LTOT, PIB e WP. No mesmo sentido, **precedem** a FBCF: CURI, EMBI, ER, IBOV, LAGR, POUP e TT. Por seu turno, **procedem** a FBCF: CIB, ICE, ICI, IIE e NFSP.

Esses resultados podem ser um indicativo (ainda que preliminar) da relação de causalidade - em termos temporais - entre as séries analisadas, além de permitirem detectar quantas defasagens de cada série podem auxiliar na construção de um modelo de previsão.

### 3.1.3 Análise de quebras estruturais nas séries.

Os testes de quebra estrutural sugerem que estas existem - Tabela 4. Tais quebras estruturais são importantes, pois podem ser relacionadas aos fatos narrados na introdução deste estudo, e também podem interferir na modelagem, pois a sua existência tende a afetar a identificação de raízes unitárias e de relações de longo prazo entre as séries (PFAFF, 2008).

Conforme mostrado na Figura 2, a distribuição das quebras estruturais nas séries logaritmizadas mostra que 50% delas ocorreu entre 2005 e 2012, e 36,5% entre 2012 e 2016. Também, entre os anos de 2016 e 2020, foram identificadas quebras estruturais em 13,5% das séries analisadas.

Ao nos debruçarmos sobre as séries individualmente (Tabela 4), verificamos que a FBCF apresenta quebras estruturais nos anos de 2005, 2007, 2010 e 2015. A série de desembolsos totais do BNDES (LTOT), por sua vez, apresenta quebras estruturais em 2006, 2009 e 2015.

Temos ainda que a primeira quebra estrutural nas séries EMBI, ER, IBOV, IIE, IR, PIB e WP ocorreu em 2005, contemporaneamente à primeira transição identificada na FBCF.



Tabela 3 – Correlação Cruzada das séries mensais (em log) - períodos em que ocorre o máximo da função de correlação cruzada em relação à FBCF (em valor absoluto).

	series	lag	acf
1	CIB	12	0.438
2	CURI	-12	0.202
3	EMBI	-5	-0.719
4	ER	-6	-0.751
5	IBOV	-3	0.702
6	ICE	12	-0.360
7	ICI	12	-0.416
8	IIE	12	0.213
9	IR	0	-0.766
10	LAGR	-4	0.586
11	LCOM	0	0.920
12	LIND	0	0.693
13	LINF	0	0.872
14	LTOT	0	0.887
15	NFSP	12	0.428
16	PIB	0	0.879
17	POUP	-1	0.909
18	TT	-1	0.851
19	WP	0	0.610

Fonte: Autor.

Ainda, as séries CURI, LAGR, LCOM, LINF, POUP e TT apresentam a primeira quebra estrutural em 2006, enquanto que ICE, ICI e LIND a apresentam em 2009. Já NFSP tem sua primeira quebra em 2008, e CIB em 2010.

Entre 2008 e 2010, período que compreende a "Crise do Subprime", ocorrem transições em 18,9% das séries analisadas. Outrossim, entre 2011 e 2016, período de vigência oficial do PSI, ocorrem quebras estruturais em 25,5%, das séries.

A análise de quebras estruturais, portanto, permite que identifiquemos alterações de políticas públicas que geraram mudanças em tendências de longo-prazo e, por isso, ao modelarmos os relacionamentos de curto e longo-prazo entre séries, pode ser que tais quebras interfiram na construção de modelos e na interpretação de seus resultados.

Tabela 4 – Quebras estruturais identificadas.

	1	2	3	4	5
FBCF	2005.25	2007.75	2010.25	2015.5	
CIB	2010.75	2014.75	2017.42		
CURI	2006.33	2008.83	2015.17		
EMBI	2005.58	2009.75	2014.83	2017.33	
ER	2005.25	2009.5	2012.25	2015	
IBOV	2005.58	2009.5	2012.25	2017.42	
ICE	2009.58	2012.17	2014.67	2017.17	
ICI	2009.58	2014.25	2017.08		
IIE	2005.58	2008.67	2012.5	2015.08	
IR	2005.25	2007.75	2012.17	2014.67	2017.42
LAGR	2006.17	2008.67	2014.83	2017.33	
LCOM	2006.83	2009.33	2012.42	2014.92	2017.42
LIND	2009.17	2012.42			
LINF	2006.75	2009.25	2015.92		
LTOT	2006.75	2009.33	2015.92		
NFSP	2008.92	2012.33	2014.83		
PIB	2005.25	2007.75	2010.25	2012.75	2015.25
POUP	2006.42	2010.33	2015.17		
TT	2006.42	2009.83	2014.42	2016.92	
WP	2005.67	2010.67	2013.75	2017.08	

Fonte: Autor.

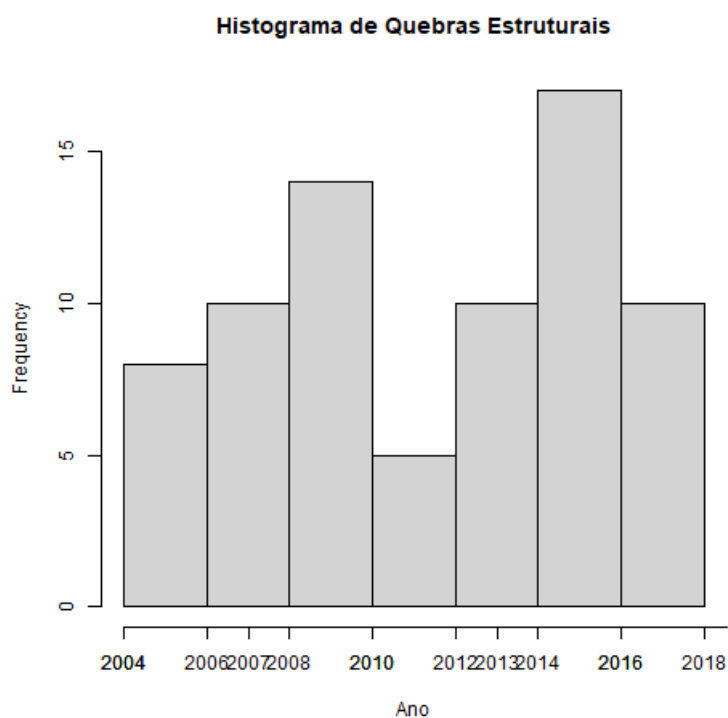


Figura 2 – Histograma de frequência das quebras estruturais identificadas.

Fonte: Autor.

## 3.2 Métodos e Procedimentos

### 3.2.1 Modelo ARDL

Uma parte da análise empírica desenvolvida neste trabalho é baseada nos modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL - *Autoregressive Distributed Lag*) aplicados à cointegração, como proposto por PESARAN; SHIN(1998) e PESARAN; SHIN; SMITH(2001). Tais modelos foram escolhidos devido à sua vantagem sobre os testes de cointegração aplicados a variáveis não-estacionárias - como aqueles desenvolvidos por ENGLE; GRANGER(1987), PHILLIPS; HANSEN(1990) e JOHANSEN(1991)-, bem como sobre os modelos VAR tradicionais. Os modelos ARDL aplicados à cointegração também tendem a ser mais eficientes para capturar as relações de longo prazo em pequenas amostras, e têm um bom desempenho, independentemente de as variáveis serem estacionárias I(0), não estacionárias I(1), ou mesmo mutuamente cointegradas (PESARAN; SHIN, 1998).

Esta metodologia econométrica é capaz de manter informações importantes relacionadas ao curto-prazo e propriedades de longo-prazo de um modelo. Além disso, qualquer desequilíbrio de curto-prazo é visto como um processo de ajuste em direção ao equilíbrio de longo-prazo.

Entre os dados que utilizamos, há uma misto de variáveis I(0) e I(1) (ver apêndice A), o que torna a abordagem ARDL bastante indicada para a nossa análise. Um modelo ARDL básico pode ser especificado da seguinte forma:

$$y_{it} = \mu_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{0i} X_{ti} + \beta_{1i} X_{(t-1)i} + \dots + \beta_{p_i} X_{(t-p_i)i} + \gamma_1 Y_{t-1} + \dots + \gamma_q Y_{t-q} + \epsilon_t \quad (3.1)$$

onde:  $\mu_0$  é uma constante,  $Y_t$  e  $X_{it}$  são, respectivamente, a série dependente e a  $i$ -ésima série independente,  $p_i$  é a ordem de defasagem da  $i$ -ésima série independente,  $q$  é a ordem de autorregressão do modelo, e  $\epsilon_t$  corresponde às inovações.

O teste ARDL de valores críticos (**ARDL-Bounds Test**) desenvolvido por PESARAN; SHIN; SMITH(2001) é uma abordagem eficiente para análise de cointegração. O teste tem a grande vantagem de não exigir que todas as séries sejam I(0) (estacionárias) ou I(1) (diferença-estacionárias). Para observar as dinâmicas de curto-prazo e de longo-prazo, podemos derivar o modelo de correção de erros irrestrito (UECM). Ao mesmo tempo, o **ARDL-Bounds Test** pode ser usado em amostras relativamente pequenas (ZHAI et al., 2017).

Para formular o **ARDL-Bounds Test**, nós reescrevemos a equação 3.1 na forma de um modelo de correção de erros:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} = & \mu_0 + \alpha_0 Y_{t-1} + \alpha_1 X_{1,t-1} + \sum_{i=1}^q \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \\ & \sum_{j=0}^{p_1} \beta_{1,j} \Delta X_{1,t-j} + \dots + \sum_{j=0}^{p_k} \beta_{k,j} \Delta X_{k,t-j} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (3.2)$$

onde  $\mu_0$  é o intercepto e  $\Delta$  é a primeira diferença das séries. O termo de correção de erros -  $ECT_{t-1}$  - é:

$$ECT_{t-1} = Y_{t-1} - \sum_{i=1}^k \frac{\alpha_i}{\alpha_0} X_{i,t-1} \quad (3.3)$$

As hipóteses de cointegração são analisadas ao longo dos coeficientes do modelo de correção de erros condicional dado pela equação 3.3. Então, o teste é aplicado com:

$$H_0 : \alpha_0 = \alpha_1 = \dots = \alpha_k = 0 \quad (3.4)$$

Se  $H_0$  é rejeitada, então concluímos que existe cointegração entre as variáveis. Um teste de Wald é calculado e comparado com os limites assintóticos dados por PESARAN; SHIN; SMITH(2001) e, mais recentemente, por KRIPFGANZ; SCHNEIDER(2020). Se a estatística do teste for menor que o limite inferior,  $H_0$  não é rejeitada e concluímos que não existe cointegração entre as variáveis. Se a estatística do teste é maior que o limite superior,  $H_0$  é rejeitada e concluímos pela existência de cointegração entre as variáveis. Se a estatística do teste está entre os limites superior e inferior, o teste é inconclusivo.

PESARAN; SHIN; SMITH(2001) definem cinco casos diferentes de acordo com a incorporação do intercepto  $\mu_0$  e da tendência  $\mu_1$  no termo de correção de erros.

- Caso 1: Sem intercepto, sem tendência;
- Caso 2: Intercepto restrito e sem tendência;
- Caso 3: Intercepto irrestrito e sem tendência;
- Caso 4: Intercepto irrestrito e tendência restrita;
- Caso 5: Intercepto irrestrito e tendência irrestrita.

A partir do modelo de correção de erros podemos obter os multiplicadores de longo-prazo entre as variáveis; o termo de correção de erros nos fornece a velocidade de ajuste em direção ao estado estacionário (equilíbrio); e os desequilíbrios de curto prazo são dados pelos coeficientes dos termos diferenciados da equação 3.3(GREENE, 2008).

Podemos também calcular os multiplicadores de longo-prazo, os quais são multiplicadores dinâmicos dos efeitos acumulados de longo prazo dos coeficientes da equação 3.3:

$$\frac{\sum_{i=0}^m \beta_i}{1 - \sum_{j=1}^m \alpha_j} \quad (3.5)$$

Os multiplicadores de longo-prazo estão relacionados a um incremento (ou decremento) unitário e permanente na variável independente. Assim, correspondem ao incremento (ou decremento) permanente na variável dependente.

Para auxiliar a construção e análise dos modelos ARDL, PHILIPS(2018) propõe um conjunto de procedimentos para análise de séries temporais. Seguindo o autor, o fluxograma da Figura 3 representa a sequência das análises que foram realizadas neste trabalho.

E para realizar as simulações com o modelo ARDL, implementamos as rotinas computacionais necessárias utilizando o programa STATA e a biblioteca **ardl** (KRIPFGANZ; SCHNEIDER et al.(2018) e KRIPFGANZ; SCHNEIDER(2020)).

### 3.2.2 Modelo VAR

Os modelos VAR são uma generalização de modelos autorregressivos (AR) univariados, baseados na noção de interdependências entre os valores defasados de todas as variáveis em um determinado modelo (BROOKS, 2019).

Eles são comumente usados como ferramentas para investigar os efeitos dinâmicos de choques e em exercícios de previsão. Um modelo VAR de ordem finita  $p$ , referido como modelo VAR ( $p$ ), pode ser expresso da seguinte forma:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \cdots + \mathbf{A}_p \mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\epsilon}_t, \text{ with } \boldsymbol{\epsilon}_t \sim \mathcal{N}(0, \boldsymbol{\Sigma}) \quad (3.6)$$

onde  $\mathbf{y}_t$  é um vetor  $M \times 1$  de variáveis endógenas,  $\mathbf{a}_0$  é um vetor de interceptos  $M \times 1$ ,  $\mathbf{A}_j (j = 1, \dots, p)$  são matrizes de coeficientes  $M \times M$ , e  $\boldsymbol{\epsilon}_t$  é um vetor  $M \times 1$  de choques Gaussianos exógenos com média zero e matriz de variância-covariância ( $\boldsymbol{\Sigma}$ ).

O número de coeficientes a serem estimados é  $M + M^2 p$ , aumentando quadraticamente com o número de variáveis incluídas e linearmente na ordem de defasagem.

Essa parametrização densa, muitas vezes, leva a imprecisões no que diz respeito à previsão fora da amostra e inferência estrutural, especialmente para modelos de dimensões superiores. Esse fenômeno é comumente referido como a “maldição da dimensionalidade” (PESARAN, 2015).

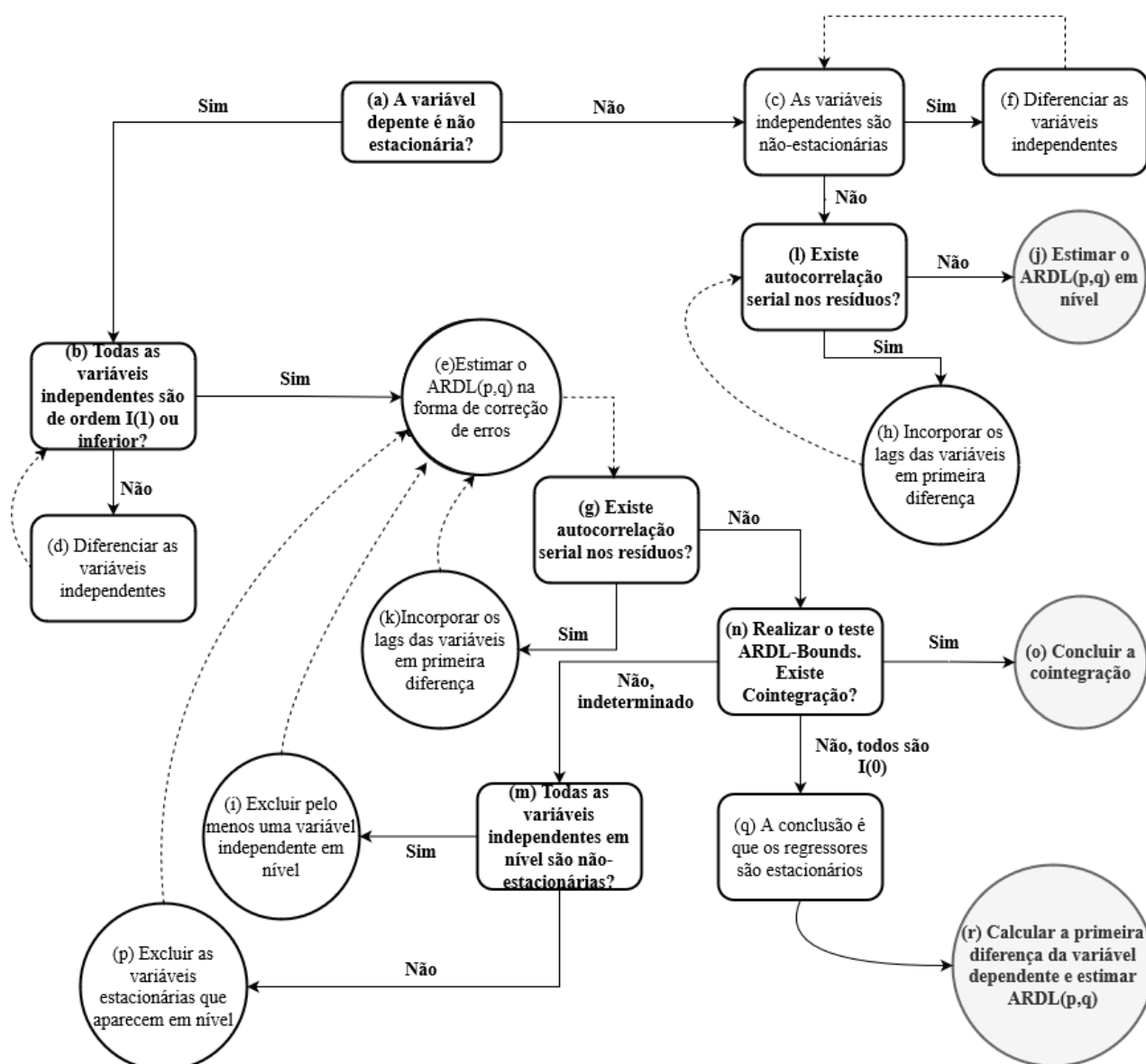


Figura 3 – Procedimento para construção do modelo ARDL com base no teste ARDL-Bounds - adaptado de PHILIPS(2018).

### 3.2.2.1 Modelo VAR Bayesiano

A abordagem bayesiana para estimar modelos VAR trata a “maldição da dimensionalidade” impondo uma estrutura adicional ao modelo. Os *priors* conjugados informativos demonstraram ser eficazes em mitigar a “maldição da dimensionalidade” e permitir que grandes modelos sejam estimados (DOAN; LITTELMAN; SIMS(1984), BAÑBURA; GIANNONE; REICHLIN(2010)). Eles “empurram” os parâmetros do modelo em direção a um *benchmark* parcimonioso, reduzindo o erro de estimativa e melhorando a precisão da previsão fora da amostra (KOOB, 2010). Este tipo de redução está relacionado às abordagens de regularização frequentista (TIBSHIRANI(1996), HOERL; KENNARD(1970)), que é discutido em detalhes por MOL; GIANNONE; REICHLIN (2008), entre outros.

A flexibilidade da estrutura Bayesiana permite a acomodação de uma ampla gama de questões econômicas, que naturalmente envolvem informações prévias, e que podem ser considerados por camadas de incerteza na modelagem hierárquica (GELMAN et al., 2013).

### 3.2.2.1.1 Introduzindo os *priors*

Informar adequadamente as crenças anteriores (*prior beliefs*) é fundamental e, portanto, assunto de muitas pesquisas.

No contexto multivariado, *flat priors*, os quais tentam não impor uma crença determinada, produzem estimadores inadequados e inferência pobre (BAÑBURA; GIANNONE; REICHLIN, 2010). As contribuições iniciais de LITTERMAN(1986) definem os *priors* e seus hiperparâmetros de uma forma que maximiza o desempenho de previsão fora da amostra em uma outra amostra pré-selecionada. NEGRO; SCHORFHEIDE(2003) escolhem os valores que maximizam a probabilidade marginal. BAÑBURA; GIANNONE; REICHLIN(2010) usam o ajuste na amostra como critério de decisão e controle para *overfitting*.

A teoria econômica é a fonte preferencial de informação prévia, mas é inacessível em muitos cenários - em particular para modelos de alta dimensionalidade. Reconhecendo isso, VILLANI(2009) reformula o modelo e coloca os *priors* no estado estacionário, no qual a teoria econômica frequentemente se concentra e é, portanto, melhor compreendida pelos economistas.

### 3.2.2.1.2 Modelo VAR Bayesiano com abordagem hierárquica

GIANNONE; LENZA; PRIMICERI(2015) propõem a definição de hiperparâmetros dos *priors* baseando-se em dados, ou seja, tratando-os como parâmetros adicionais a serem estimados. Em sua abordagem hierárquica, os hiperparâmetros dos *priors* são atribuídos aos seus próprios *hiperpriors*. A incerteza em torno da escolha dos hiperparâmetros anteriores é reconhecida explicitamente.

Isso pode ser expresso invocando a lei de Bayes como:

$$p(\boldsymbol{\gamma}|\mathbf{y}) \propto p(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\gamma})p(\boldsymbol{\theta}|\boldsymbol{\gamma}) p(\boldsymbol{\gamma}) \quad (3.7)$$

$$p(\mathbf{y}|\boldsymbol{\gamma}) = \int p(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\gamma})p(\boldsymbol{\theta}|\boldsymbol{\gamma})d\boldsymbol{\theta} \quad (3.8)$$

onde  $\mathbf{y} = (\mathbf{y}_{p+1}, \dots, \mathbf{y}_T)^\top$ ; os parâmetros autoregressivos e de variância do modelo VAR são denotados por  $\boldsymbol{\theta}$ , e o conjunto de hiperparâmetros por  $\boldsymbol{\gamma}$ . A primeira parte da equação 3.7 é marginalizada em relação aos parâmetros  $\boldsymbol{\theta}$  na equação 3.8. Isto produz uma curva de densidade de probabilidade dos dados em função dos hiperparâmetros  $p(\mathbf{y}|\boldsymbol{\gamma})$ , também chamada de probabilidade marginal (ML).

Esta quantidade é marginal em relação aos parâmetros  $\theta$ , mas condicional aos hiperparâmetros  $\gamma$ .

A ML pode ser usada como um critério de decisão para a escolha do hiperparâmetro. A maximização é tomada como um método de Bayes empírico, com uma interpretação frequentista clara.

Na abordagem hierárquica bayesiana, a ML é usada para explorar todo o espaço de hiperparâmetros do *posterior*, reconhecendo a incerteza que os cerca.

Isso gera uma inferência robusta, teoricamente fundamentada, e pode ser implementada de maneira eficiente, conforme GIANNONE; LENZA; PRIMICERI(2015). Os autores demonstram a alta precisão das funções de resposta ao impulso e previsões, com o modelo tendo um desempenho competitivo em comparação aos modelos de fatores. Desde então, sua abordagem tem sido usada extensivamente em pesquisa aplicada (por exemplo: BAUMEISTER; KILIAN(2016); ALTAVILLA; BOUCINHA; PEYDRO(2018); NELSON; PINTER; THEODORIDIS(2018); ALTAVILLA; PARIÈS; NICOLETTI(2019)).

### 3.2.2.1.3 Normal-inverse-Wishart (NIW) prior

A contribuição de GIANNONE; LENZA; PRIMICERI(2015) concentra-se em distribuições *prior* conjugadas, especificamente da família *Normal-Inverse-Wishart (NIW)*.

A conjugação implica que a ML está disponível na forma fechada, permitindo uma computação eficiente. A família NIW inclui muitos dos priors mais comumente usados com algumas exceções (KOOB, 2010).

Muitas contribuições recentes enfocam a contabilização de estruturas de erros heteroscedásticos (CLARK, 2011). Isso pode melhorar o desempenho do modelo, mas não é possível na configuração do conjugado e complicaria a inferência.

Na estrutura NIW escolhida para este trabalho, abordamos o modelo na equação 3.6 deixando  $\mathbf{A} = [\mathbf{a}_0, \mathbf{A}_1, \dots, \mathbf{A}_p]$  e  $\beta = \text{vec}(\mathbf{A})$ . Em seguida, temos a forma do *prior* conjugado:

$$\beta | \Sigma \sim \mathcal{N}(\mathbf{b}, \Sigma \otimes \Omega), \quad (3.9)$$

$$\Sigma \sim \mathcal{IW}(\Psi, \mathbf{d}), \quad (3.10)$$

onde  $\mathbf{b}, \Omega, \Psi$  e  $\mathbf{d}$  são funções de um vetor de dimensão inferior de hiperparâmetros  $\gamma$ .

### 3.2.2.1.4 Minnesota prior

O Minnesota *prior* (LITTERMAN, 1980) impõe a hipótese de que todas as variáveis individualmente seguem processos de passeio aleatório. Esta especificação parcimoniosa



normalmente tem um bom desempenho em previsões de séries temporais macroeconômicas (KILIAN; LÜTKEPOHL, 2017) e é frequentemente usada como uma referência para avaliar a precisão de um modelo. O *prior* é caracterizado pelos seguintes momentos:

$$\mathbb{E}[(\mathbf{A}_s)_{ij}|\boldsymbol{\Sigma}] = \begin{cases} 1, & \text{se } i = j \text{ e } s = 1, \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases} \quad (3.11)$$

$$\text{cov}[(\mathbf{A}_s)_{ij}, (\mathbf{A}_r)_{kl}|\boldsymbol{\Sigma}] = \begin{cases} \lambda^2 \frac{1}{s^\alpha} \frac{\boldsymbol{\Sigma}_{ik}}{(d-M-1)} & \text{if } l = j \text{ and } r = s, \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases} \quad (3.12)$$

O hiperparâmetro  $\lambda$  controla a rigidez do *prior*, ou seja, ele pondera a importância relativa do *prior* e dos dados. Para  $\lambda \rightarrow 0$ , o *prior* supera qualquer informação nos dados; o *posterior* se aproxima do *prior*. Com  $\lambda \rightarrow \infty$ , a distribuição *posterior* reflete a informação da amostra. O hiperparâmetro  $\alpha$  controla o grau de redução para observações mais distantes, ajustando a taxa de declínio da variância com ordem crescente de defasagem. Finalmente,  $\psi_j$ , a  $j$ -ésima variável de  $\boldsymbol{\Psi}$ , controla o desvio padrão do *prior* <sub>$i$</sub>  nas variáveis defasadas diferentes da dependente.

### 3.2.2.1.5 Dummy priors

Refinamentos Minnesota *prior* são frequentemente implementados como *priors* adicionais que tentam reduzir a importância do componente determinístico implícito na estimativa condicional dos modelos VAR nas observações iniciais (GIANNONE; LENZA; PRIMICERI, 2015). Este componente é definido como a esperança de observações futuras, dadas as condições iniciais e os coeficientes estimados.

A soma dos coeficientes *prior* (DOAN; LITTERMAN; SIMS, 1984) é um exemplo de tal *prior* adicional. Ele impõe a noção de que uma previsão sem mudanças é ótima no início de uma série temporal. O *prior* pode ser implementado adicionando observações fictícias artificiais no topo da matriz de dados. Eles são construídos da seguinte forma:

$$\mathbf{y}^+_{M \times M} = \text{diag} \left( \frac{\bar{\mathbf{y}}}{\mu} \right), \quad (3.13)$$

$$\mathbf{x}^+_{M \times (1+Mp)} = [\mathbf{0}, \mathbf{y}^+, \dots, \mathbf{y}^+], \quad (3.14)$$

onde  $\bar{\mathbf{y}}$  é um vetor  $M \times 1$  de médias sobre o primeiro  $p$  - denotando a ordem de defasagem - observações de cada variável.

O hiperparâmetro  $\mu$  controla a variância e, portanto, a rigidez do *prior*. Para  $\mu \rightarrow \infty$ , o *prior* torna-se não informativo, enquanto para  $\mu \rightarrow 0$  o modelo é puxado para uma forma com tantas raízes unitárias quanto variáveis e nenhuma cointegração.

A última restrição motiva o *prior* de raiz unitária única (SIMS(1993), SIMS; ZHA(1998)), o qual permite relacionamentos de cointegração nos dados. O *prior* força as variáveis para sua média incondicional ou para a presença de pelo menos uma raiz unitária. Suas observações fictícias associadas são:

$$\mathbf{y}_{1 \times M}^{++} = \frac{\bar{\mathbf{y}}^\top}{\delta} \quad (3.15)$$

$$\mathbf{x}_{1 \times (1+Mp)}^{++} = \left[ \frac{1}{\delta}, \mathbf{y}^{++}, \dots, \mathbf{y}^{++} \right] \quad (3.16)$$

onde  $\bar{\mathbf{y}}$  é novamente definido como acima. Da mesma forma que antes,  $\delta$  é o hiperparâmetro que governa a rigidez do *prior*.

A soma dos coeficientes (SOC) e o *prior* de raiz unitária (SUR) são *dummies* comumente usadas na estimativa de modelos VAR em nível, e se encaixam na abordagem hierárquica de seleção prévia. Observe, entretanto, que a abordagem é aplicável a todos os *priors* da família NIW na equação 3.9, produzindo uma estrutura flexível e prontamente extensível.

As simulações com o modelo BVAR foram implementadas utilizando a plataforma de código aberto R, e o pacote **BVAR** - desenvolvido por KUSCHNIG; VASHOLD(2019).

## 4 Resultados e Discussões

### 4.1 Modelo ARDL

Para entendermos a relação dinâmica que existe entre a FBCF e os desembolsos totais do BNDES (LTOT), assumimos o seguinte modelo:

$$\log FBCF = f(\log CIB, \log CURI, \log EMBI, \log ER, \log IBOV, \log ICE, \log ICI, \log IIE, \log IR, \log LTOT, \log NFSP, \log PIB, \log POUP, \log TT, \log WP) \quad (4.1)$$

onde  $\log FBCF$  é a Formação Bruta de Capital Fixo;  $\log CIB$  é o Índice de Preços de Commodities do Brasil;  $\log CURI$  é o Nível de Utilização da Capacidade Instalada na Indústria;  $\log EMBI$  é o Índice de Risco Brasil;  $\log ER$  é o Índice da Taxa Real de Câmbio Efetiva;  $\log IBOV$  é o Índice de ações da B3;  $\log ICE$  é o Índice de Confiança Empresarial;  $\log ICI$  é o Índice de Confiança da Indústria;  $\log IIE$  é o Indicador de Incerteza da Economia Brasil;  $IR$  é a Taxa de Juros Real;  $\log LTOT$  é o Volume de Desembolsos Totais do BNDES;  $NFSP$  é a Necessidade de Financiamento do Setor Público;  $\log PIB$  é o Produto Interno Bruto;  $\log POUP$  é a Poupança Bruta;  $\log TT$  é o Índice de Termos de Troca; e  $\log WP$  é o Índice de Produção Mundial.

Já para a relação dinâmica entre a FBCF e os desembolsos por setor econômico do BNDES, adotamos o seguinte:

$$\log FBCF = f(\log CIB, \log CURI, \log EMBI, \log ER, \log IBOV, \log ICE, \log ICI, \log IIE, IR, \log AGR, \log LCOM, \log LIND, \log LINF, NFSP, \log PIB, \log POUP, \log TT, \log WP) \quad (4.2)$$

onde  $\log LAGR$  é o Volume de Desembolsos do BNDES para o setor de Agropecuária;  $\log LCOM$  é o Volume de Desembolsos do BNDES para o setor de Comércio e Serviços;  $\log LIND$  é o Volume de Desembolsos do BNDES para o setor Industrial; e  $\log LINF$  é o Volume de Desembolsos do BNDES para o setor de Infraestrutura.

No Apêndice A mostramos que existem evidências apontando que algumas das variáveis são integradas de ordem  $\mathbf{I}(1)$ , enquanto que outras são  $\mathbf{I}(0)$ . Neste caso, qualquer variável independente que potencialmente seja  $\mathbf{I}(1)$  deve integrar o modelo ARDL defasada em nível em  $\mathbf{t-1}$ .

Outro ponto importante para se certificar de que o modelo seja corretamente especificado, é que haja relação de cointegração entre a variável dependente e as variáveis independentes. Neste caso, executamos o procedimento de Johansen para identificar as relações de cointegração que existem entre as séries temporais analisadas, cujos resultados podem ser vistos no Apêndice A.

#### 4.1.1 Modelo ARDL - FBCF x desembolsos totais do BNDES

Para definir os parâmetros  $\mathbf{p}$  e  $\mathbf{q}$  do modelo ARDL, utilizamos um algoritmo de seleção automática baseado na minimização do **BIC** (*Bayesian Information Criteria*) (NATSIPOULOS; TZEREMES, 2021).

De acordo com critério escolhido, o modelo ótimo é um  $ARDL(3, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 3, 3, 0, 1)$ , cujo resultado pode ser visto no Apêndice A. Seguindo o fluxograma da Figura 3 da seção 3.2.1, verificamos que a variável dependente é não estacionária e que as variáveis independentes são de ordem  $I(1)$  ou inferior. Assim, estimamos o modelo ARDL na forma de correção de erros.

A pós-estimação do modelo foi realizada considerando 5% de significância. Aplicamos os testes Breusch-Godfrey e Durbin-Watson alternativo para verificar a autocorrelação serial dos resíduos, cujos resultados foram, respectivamente,  $p - valor = 0,1314$  (Tabela 5) e  $p - valor = 0,1588$  (Tabela 6). Ou seja, não há autocorrelação serial nos resíduos até a segunda defasagem, pois o  $p - valor$  é maior que  $0,05^1$ .

Tabela 5 – Teste de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial no modelo com desembolsos totais.

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	F	df	Prob > F
1	2.297	( 1, 175 )	0.1314
2	2.365	( 2, 174 )	0.0969
3	14.985	( 3, 173 )	0.0000

Fonte: Autor.

Já a normalidade dos resíduos, primeiramente foi averiguada por meio do teste de Shapiro-Wilk. Neste caso, o teste sugere que os resíduos não são normais ( $p - valor = 0,02$ ). Por outro lado, o teste de White, com a decomposição-IM de Cameron&Trivedi, evidencia que os resíduos são normais e homocedásticos (Tabela 7), o que pode ser confirmado pela inspeção visual dos resíduos (gráficos de normalidade e de quantis no Apêndice A). Corroborando a indicação de que os resíduos são homocedásticos, o teste Breusch-Pagan-Godfrey indica o mesmo resultado ( $p - valor = 0,7148$ ).<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Os testes Breusch-Godfrey e Durbin-Watson foram executados para até três defasagens (mesma ordem

Tabela 6 – Teste de Durbin-Watson alternativo para autocorrelação serial no modelo com desembolsos totais.

Durbin's alternative test for autocorrelation			
lags(p)	F	df	Prob > F
1	2.003	( 1, 175 )	0.1588
2	2.076	( 2, 174 )	0.1286
3	16.403	( 3, 173 )	0.0000

Fonte: Autor.

Tabela 7 – Testes de normalidade e heterocedasticidade para o modelo com desembolsos totais.

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of D.fbcf

$$\text{chi2}(1) = 0.13$$

$$\text{Prob} > \text{chi2} = 0.7148$$

White's test for Ho: homoskedasticity

against Ha: unrestricted heteroskedasticity

$$\text{chi2}(202) = 203.00$$

$$\text{Prob} > \text{chi2} = 0.4670$$

Cameron &amp; Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	203.00	202	0.4670
Skewness	27.11	26	0.4038
Kurtosis	1.53	1	0.2157
Total	231.64	229	0.4388

Fonte: Autor.

Também testamos a adequabilidade do modelo e sua estabilidade por meio dos testes RESET de Ramsey e de flutuação empírica, respectivamente. O teste RESET aponta para a possível omissão de variáveis do modelo ( $p$  – valor = 0,04 é menor que 0,05). Os testes de flutuação empírica **CUSUM** (soma recursiva acumulada dos resíduos) e **CUSUMSQ** (soma recursiva acumulada dos resíduos ao quadrado)<sup>3</sup> apresentam resultados

de  $q$ ).

<sup>2</sup> Dave Giles argumenta que a não-normalidade e a heterocedasticidade não são condições necessárias para a realização do teste de cointegração: <https://davegiles.blogspot.com/2013/06/ardl-models-part-ii-bounds-tests.html>

<sup>3</sup> Os testes de flutuação empírica foram propostos originalmente por BROWN; DURBIN; EVANS(1975), e buscam inferir sobre a estabilidade dos parâmetros estimados ao longo da janela temporal considerada.

contraditórios(Figura 4). Enquanto o **CUSUM** aponta para a estabilidade do modelo, com flutuação dos resíduos dentro das bandas de tolerância de 5%, o **CUSUMSQ** mostra uma flutuação dos resíduos para fora das bandas de significância durante um período, com posterior retorno próximo ao final do período.

TURNER(2010) afirma que os frequentes resultados contraditórios entre os testes de estabilidade estão relacionados ao fato de que, na presença de quebras estruturais (como aquelas apontadas na seção 3.1), se a quebra ocorre no intercepto da equação de regressão, então o teste **CUSUM** possui maior poder. Caso a quebra estrutural envolva o coeficiente da equação ou a variância do termo de erro, o teste **CUSUMSQ** possui maior poder. De qualquer modo, a instabilidade identificada no teste **CUSUMSQ**, não invalida o modelo ARDL(PESARAN; SHIN; SMITH, 2001).

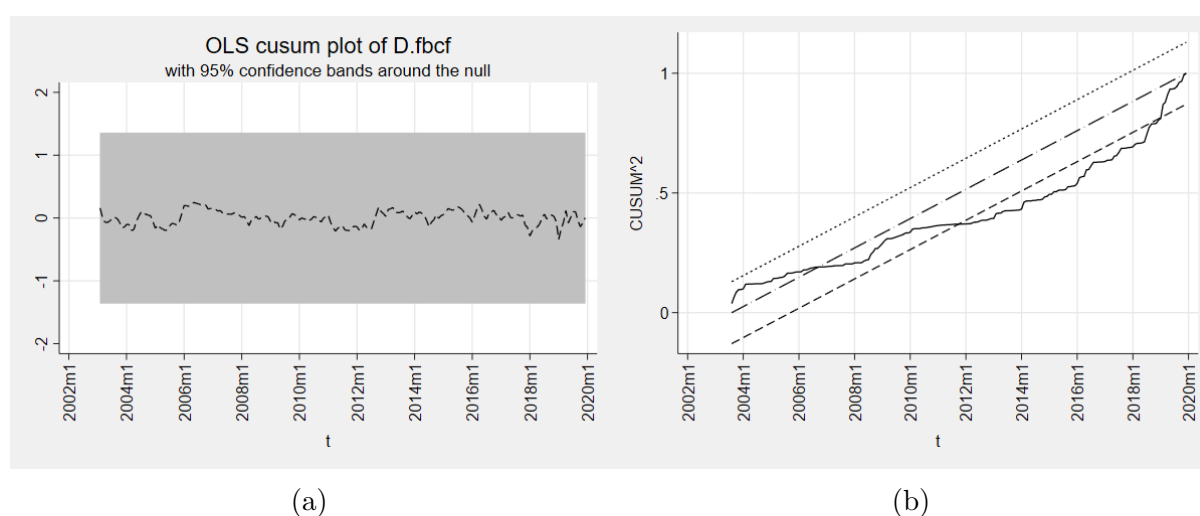


Figura 4 – Testes de flutuação empírica (modelo com desembolsos totais) **CUSUM**(a) e **CUSUMSQ**(b).

Fonte: Autor.

Dado que os resíduos atendem as condições necessárias do modelo, procedemos com o teste de cointegração *ARDL-Bounds* (PHILIPS, 2018). Como mostramos na seção 3.2, PESARAN; SHIN; SMITH(2001) indicam a existência de 5 interpretações alternativas do modelo de correção de erros, que varia conforme os componentes determinísticos integram o termo de correção de erros. Para determinarmos qual caso é o mais adequado aos dados, PESARAN; SHIN; SMITH(2001) partem da análise gráfica do comportamento da variável dependente.

A Figura 5 mostra a decomposição aditiva da série FBCF em suas componentes de tendência, sazonalidade e aleatoriedade. Podemos perceber que a componente de tendência é a mais relevante para o comportamento da série em questão. Portanto, é razoável escolhermos entre os cinco casos, aquele(s) que possui(em) o termo de tendência.

PESARAN; SHIN; SMITH(2001) sugerem que sejam aplicados os testes de estabilidade após a execução do teste de cointegração.

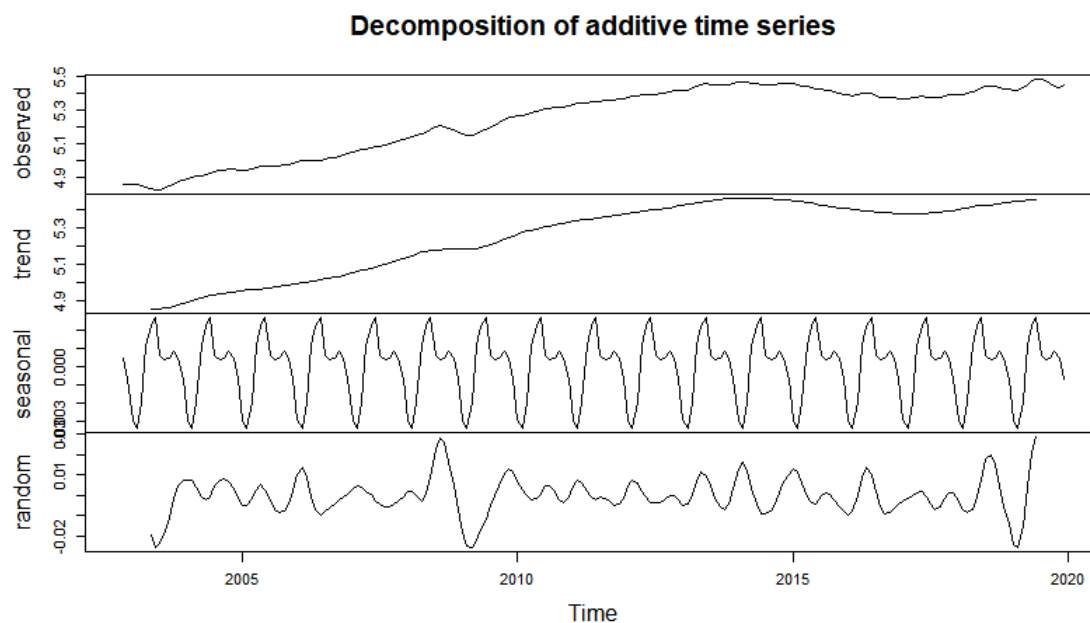


Figura 5 – Decomposição da série FBCF.

Fonte: Autor.

Os casos IV e V (PESARAN; SHIN; SMITH, 2001) consideram o termo de tendência. No primeiro os interceptos não são restritos, e a tendência é restrita; no segundo, nem interceptos nem tendência são restritos. Adotamos então o caso IV, o qual é mais simples e demanda somente a análise da estatística  $F$  (PHILIPS, 2018)<sup>4</sup>.

O resultado do teste **ARDL-Bounds** (Apêndice A) aponta para a existência de cointegração entre as séries, uma vez que a estatística  $F$  é igual a 5,176, e é maior que o limite **I(1)** de 3,154 (nível de significância de 5%).

Antes de analisarmos os coeficientes resultantes da modelagem ARDL, podemos verificar se o modelo possui boa capacidade preditiva e, conseqüentemente, está aderente aos dados. Na figura 6, podemos ver que a previsão do modelo segue aderente aos dados ao longo de todo o período. Para além da análise gráfica, temos que, por exemplo, o erro quadrático médio (RMSE) é 0,00339, e o U de Theil<sup>5</sup> é igual a 0,527, demonstrando que o modelo é adequado para a realização de previsões, e para o estudo do comportamento da variável de interesse.

Antes de procedermos com a interpretação dos coeficientes do Modelo de Correção de Erros Condicional (Tabela 8), é importante esclarecermos que existem duas formas distintas (porém equivalentes) de escrevermos a sua representação: uma em que os

<sup>4</sup> Realizamos a modelagem com o caso V e verificamos que não houve diferença sensível nos coeficientes

<sup>5</sup> A estatística de Theil baseia-se no conceito de entropia informacional. Pode ser visto como o RMSE da previsão dividido pelo RMSE de um modelo de previsão ingênua ( $y(t+1) = y(t)$ ). Se o valor for menor que 1, o método de previsão é mais acurado que a previsão ingênua.

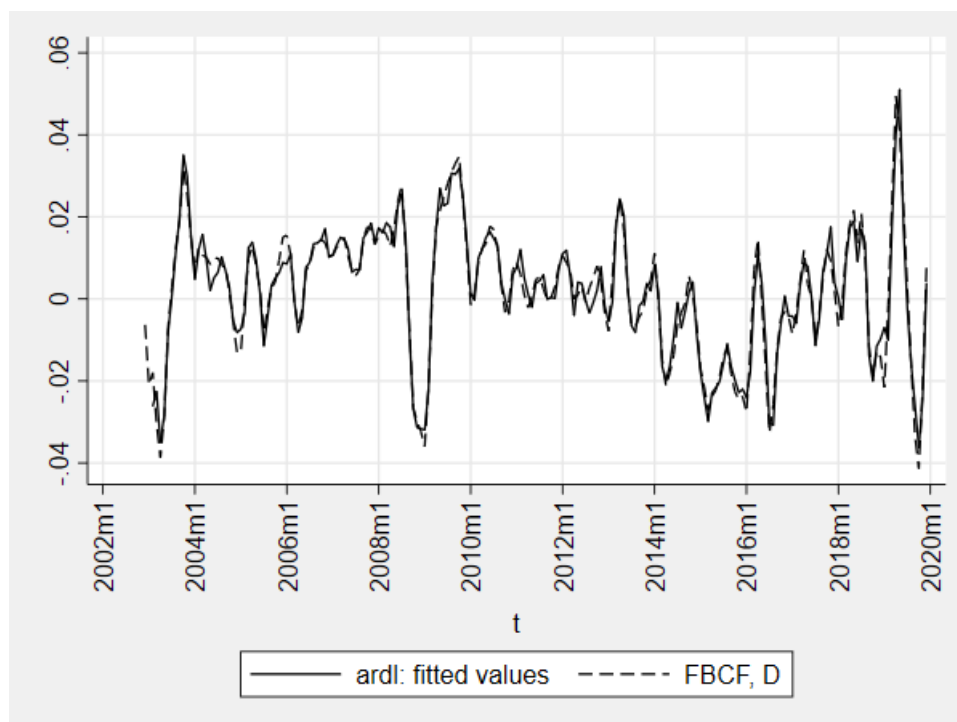


Figura 6 – FBCF prevista x FBCF real - dados em primeira diferença - ARDL com desembolsos totais.

Fonte: Autor.

coeficientes de longo-prazo são parametrizados no tempo  $t$ , e outra em que os coeficientes são parametrizados em  $t-1$  (KRIPFGANZ; SCHNEIDER et al., 2018). Em ambos os casos, a interpretação dos coeficientes de longo-prazo é semelhante. Contudo, a interpretação dos coeficientes contemporâneos (não defasados) de curto-prazo em primeira diferença é distinta, a depender da parametrização escolhida.

Os coeficientes de curto-prazo parametrizados em  $t$  - parametrização doravante denominada **ECM** - medem o efeito contemporâneo que observamos, além da reação de qualquer desvio do equilíbrio de longo-prazo, causada pela mesma mudança no regressor. Na parametrização em  $t-1$  - doravante denominada **ECM1** - cada coeficiente mede o efeito contemporâneo que observaríamos se o sistema estivesse em equilíbrio, não levando em consideração as distorções do relacionamento de longo-prazo causado pela variação desse coeficiente. Porém, a interpretação de todos os outros coeficientes de curto-prazo é a mesma, assim como os coeficientes são numericamente iguais.

Outro ponto que merece destaque é que, ao estimarmos um modelo com defasagens iguais a zero, é possível expressá-lo na parametrização **ECM1**. Contudo, a matriz de variância das estimativas é singular. De qualquer modo, as equações em primeira diferença são idênticas (KRIPFGANZ; SCHNEIDER et al., 2018) e, conseqüentemente, os coeficientes são os mesmos em qualquer das parametrizações. Em outras palavras, ao estimarmos um  $ARDL(p, q_i)$ , para  $i = 1 \dots N$ , onde algum  $q_i = 0$ , o(s) coeficiente(s) de curto-prazo



relativo(s) àquele(s)  $q_i = 0$  deverão ser obtidos a partir da representação **ECM1**. Deste modo, não há diferença na interpretação dos efeitos contemporâneos de curto-prazo entre as parametrizações.

Isto posto, a Tabela 8 apresenta os coeficientes de curto (SR) e longo-prazo (LR) com a parametrização **ECM**, bem como o termo de correção de erros de longo-prazo (ADJ). Tal termo (*L.fbcf*) denota que o ajuste em direção ao equilíbrio ocorre a uma taxa de -0,0770, a qual é estatisticamente significativa. Ou seja, aproximadamente 7,7% de qualquer desvio para fora do estado de equilíbrio é corrigido dentro de um período (um mês). BANERJEE; DOLADO; MESTRE(1998) atestam que um termo de correção de erros altamente significativo (como no caso em tela) é uma prova adicional quanto à existência de um relacionamento de longo-prazo estável e que, portanto, há cointegração. O modelo de correção de erros da Tabela 8 possui um  $R^2 = 0,955$ .

Ao analisarmos os coeficientes de longo-prazo (LR) - Tabela 8 -, notamos que são significativos ao nível de até 5%: *nfsp*, *pib*, *tt* e *wp*. O incremento de 1% em *pib* irá resultar em 1,603% de crescimento da FBCF. Por outro lado, contribuem negativamente para a FBCF: *nfsp*<sup>6</sup>, -2,21%; *tt*, -0,431%; e *wp*, -0,990%. O modelo evidencia que *ltot* não é estatisticamente significativo no longo-prazo.

Conforme mencionamos anteriormente, os efeitos contemporâneos e de curto-prazo são representados pelos coeficientes em primeira diferença (SR) - Tabela 8. Considerando 5% de nível de significância, são estatisticamente significativos e correspondem ao efeito contemporâneo que observamos além da reação a qualquer desvio do equilíbrio de longo-prazo: *D.pib*, 0,914%; *D.poup*, 0,124%; e *D.wp*, 0,198%.

Tomando agora como referência a parametrização **ECM1** (Tabela 9), na qual os coeficientes medem os efeitos contemporâneos a partir do equilíbrio, 1% de aumento em *D.pib*, gera 1,037% de aumento na FBCF. De modo similar, 1% de aumento em *D.poup*, gera 0,143% de aumento na FBCF. Em contrapartida, 1% de aumento em *D.nfsp* e em *D.tt* geram, respectivamente, decrementos de -0,170% (NFSP está em nível) e -0,0332% na FBCF. O coeficiente *D.ltot* não é estatisticamente significativo (assim como no longo-prazo).

Devemos estar atentos à interpretação dos coeficientes *D.pib* e *D.poup* de acordo com cada parametrização, para assim compreendermos porque os coeficientes são distintos a depender se olhamos para **ECM** ou **ECM1**<sup>7</sup>.

Os resultados alvitraram que o efeito do PIB sobre a FBCF é positivo, e ganha relevância com o passar do tempo. Isto, em parte, deve-se ao fato de que tomamos o PIB como exógeno; e

<sup>6</sup> Lembrando que a série NFSP não foi transformada para *log*. Logo, se faz necessário multiplicar o coeficiente por 100 para obtermos o seu valor em percentual.

<sup>7</sup> Os coeficientes seriam iguais em ambas as representações caso  $q_{pib}$  e  $q_{poup}$  fossem iguais a zero. Em não sendo, na parametrização **ECM1** os coeficientes de curto-prazo são calculados em função dos coeficientes de longo-prazo. Por exemplo,  $D.pib = -(1,603 * (-0,077)) + 0,914 = 1,037$ .

Tabela 8 – Coeficientes de curto e longo-prazo do modelo com desembolsos totais - parametrização **ECM**.

VARIABLES	(1) ADJ	(2) LR	(3) SR
cib		0.0512 (0.0823)	
curi		0.714 (0.490)	
embi		0.0396 (0.0283)	
er		-0.109 (0.105)	
ibov		0.0526 (0.0417)	
ice		0.179 (0.169)	
ici		-0.113 (0.198)	
iee		-0.0454 (0.0726)	
ir		-0.00616* (0.00357)	
ltot		-0.00840 (0.0158)	
nfsp		-0.0221** (0.00866)	
piib		1.603*** (0.413)	
poup		0.251 (0.163)	
tt		-0.431*** (0.154)	
wp		-0.990*** (0.293)	
t		0.000212 (0.00156)	
L.fbcf	-0.0770*** (0.0149)		
LD.fbcf			1.228*** (0.0471)
L2D.fbcf			-0.599*** (0.0548)
D.pib			0.914*** (0.0989)
LD.pib			-1.397*** (0.149)
L2D.pib			0.525*** (0.132)
D.poup			0.124*** (0.0375)
LD.poup			-0.128** (0.0523)
L2D.poup			0.113*** (0.0384)
D.wp			0.198*** (0.0632)
Observations	203	203	203
R-squared	0.953	0.953	0.953

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

Fonte: Autor.

Tabela 9 – Coeficientes de curto-prazo do modelo com desembolsos totais - parametrização **ECM1**.

VARIABLES	(1) ADJ	(2) SR
LD.fbcf		1.228*** (0.0471)
L2D.fbcf		-0.599*** (0.0548)
D.cib		0.00394 (0.00637)
D.curi		0.0550 (0.0403)
D.embi		0.00305 (0.00216)
D.er		-0.00837 (0.00778)
D.ibov		0.00405 (0.00320)
D.ice		0.0138 (0.0131)
D.ici		-0.00871 (0.0155)
D.iie		-0.00350 (0.00553)
D.ir		-0.000474* (0.000262)
D.ltot		-0.000647 (0.00121)
D.nfsp		-0.00170** (0.000667)
D.pib		1.037*** (0.109)
LD.pib		-1.397*** (0.149)
L2D.pib		0.525*** (0.132)
D.poup		0.143*** (0.0393)
LD.poup		-0.128** (0.0523)
L2D.poup		0.113*** (0.0384)
D.tt		-0.0332*** (0.0105)
D.wp		0.121* (0.0639)
L.fbcf	-0.0770*** (0.0149)	
Observations	203	203
R-squared	0.953	0.953

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

Fonte: Autor.

a FBCF corresponde a 18,6% do PIB em média (no período analisado). Consequentemente, o nível de investimento é bastante afetado pelo produto, especialmente no longo-prazo. Ao realizarmos o teste de causalidade Granger, encontramos a causalidade bidirecional entre FBCF e PIB.

É interessante notarmos que os efeitos de curto-prazo de POUP sobre a FBCF são positivos, enquanto que os efeitos daquela sobre esta não são estatisticamente significativos no longo-prazo. Isto é, no longo-prazo, podemos inferir que a conversão de poupança em investimento não é relevante.

Temos também que o indicador de saúde fiscal, NFSP, possui um impacto negativo sobre o investimento - tanto no curto como no longo-prazo - ainda que de baixa magnitude. Isto contraria o que foi encontrado na análise de correlação realizada no Capítulo 3, demonstrando que o nível de endividamento pode ter, na verdade, um efeito negativo no nível de investimento, ainda que a maior parte dos investimentos seja feita por meio do setor público.

Interessante também verificarmos que o EMBI não é estatisticamente significativo em qualquer horizonte de análise, assim como o IBOV. Ou seja, de acordo com o modelo, o mercado financeiro apresenta certo descolamento do nível de investimento medido pela FBCF. Os indicadores da FGV também não ajudam a explicar a trajetória da FBCF.

Como já salientado, os desembolsos totais do BNDES para fins de investimento também não são estatisticamente significativos. Tal resultado vai ao encontro das evidências empíricas existentes em nível microeconômico (LAZZARINI et al., 2015), porém contrariando algumas das evidências disponíveis em nível macroeconômico (BARBOZA; VASCONCELOS, 2019).

LAZZARINI et al. (2015) mostram que o impacto no investimento dos empréstimos do BNDES para empresas de grande porte (as quais constituem quase 60% das beneficiárias, em média, no período entre 2002 e 2019) é praticamente nulo.

BARBOZA; VASCONCELOS(2019), avaliando o impacto em termos agregados, concluem que houve um incremento de 1,79% da FBCF em decorrência do aumento dos desembolsos do BNDES, se tomarmos o incremento total dos seis primeiros meses após um choque de aproximadamente 20% na FBCF (um desvio-padrão).

Ademais das evidências empíricas, o modelo de equilíbrio-geral de MADEIRA et al.(2018) aponta que a inexistência de crédito direcionado do BNDES poderia trazer efeitos positivos para a economia brasileira, pois geraria aumento da produtividade total dos fatores (TFP) e elevaria o produto. O efeito é explicado pelo fato de que os indivíduos pouco produtivos encerram as suas atividades com o fim do crédito direcionado. Além disso, ocorre uma flexibilização da restrição de crédito dos indivíduos anteriormente sem crédito direcionado. Segundo os autores, esses dois efeitos geram o aumento da TFP.

Ante o exposto, podemos dizer que a inexistência de impacto estatisticamente significativo dos desembolsos totais do BNDES no nível de investimento da economia brasileira, conforme apontado pelo nosso modelo, é um resultado parcialmente amparado pela literatura.

Para aprofundarmos as observações anteriores, na seção seguinte, desagregamos os desembolsos totais do BNDES, de modo a podermos estudar se, em algum dos setores econômicos (agropecuária, comércio e serviços, indústria e infraestrutura), encontramos evidências em sentido contrário do até aqui exposto.

#### 4.1.2 Modelo ARDL - FBCF x desembolsos setoriais do BNDES

Para a construção do modelo com os dados de desembolsos desagregados por setor econômico, seguimos os mesmos procedimentos da seção anterior.

O resultado da seleção da ordem do ARDL, com o critério **BIC**, é um modelo  $ARDL(3, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 1, 0, 0, 0, 0, 0, 3, 3, 2, 1)$ , cujo resultado pode ser visto no Apêndice A. A variável dependente é não estacionária, e as variáveis independentes são de ordem  $I(1)$  ou inferior. Assim, estimamos o modelo ARDL na forma de correção de erros.

A pós-estimação do modelo foi realizada considerando 5% de significância. Aplicamos os testes Breusch-Godfrey e Durbin-Watson alternativo para verificar a autocorrelação serial dos resíduos. Os resultados foram, respectivamente,  $p - valor = 0,1314$  (Tabela 10) e  $p - valor = 0,1588$  (Tabela 11). Ou seja, não há autocorrelação serial nos resíduos até a segunda defasagem, pois o  $p - valor$  é maior que 0,05<sup>8</sup>.

Tabela 10 – Teste de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial no modelo com desembolsos setoriais.

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	F	df	Prob > F
1	2.239	( 1, 169 )	0.1364
2	2.304	( 2, 168 )	0.1030
3	17.299	( 3, 167 )	0.0000

Fonte: Autor.

A normalidade dos resíduos foi primeiramente verificada por meio do teste de Shapiro-Wilk, o qual alvitra que os resíduos são normais ( $p - valor = 0,1381$ ). O teste de White com a decomposição-IM de Cameron&Trivedi também sugere a homocedasticidade e normalidade dos resíduos (Tabela 12), o que pode ser confirmado pela inspeção visual (gráficos de normalidade e de quantis no Apêndice A). Corroborando a indicação de que

<sup>8</sup> Os testes Breusch-Godfrey e Durbin-Watson foram executados para até três defasagens (mesma ordem de  $q$ ).

Tabela 11 – Teste de Durbin-Watson alternativo para autocorrelação serial no modelo com desembolsos setoriais.

Durbin's alternative test for autocorrelation			
lags(p)	F	df	Prob > F
1	1.885	( 1, 169 )	0.1716
2	1.951	( 2, 168 )	0.1453
3	19.118	( 3, 167 )	0.0000

Fonte: Autor.

os resíduos são homocedásticos, o teste Breusch-Pagan-Godfrey segue na mesma direção ( $p - valor = 0,8385$ ).<sup>9</sup>.

Tabela 12 – Testes de normalidade e heterocedasticidade para o modelo com desembolsos setoriais.

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of D.fbcf

$$\text{chi2}(1) = 0.04$$

$$\text{Prob} > \text{chi2} = 0.8385$$

White's test for Ho: homoskedasticity

against Ha: unrestricted heteroskedasticity

$$\text{chi2}(202) = 203.00$$

$$\text{Prob} > \text{chi2} = 0.4670$$

Cameron &amp; Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	203.00	202	0.4670
Skewness	39.10	32	0.1810
Kurtosis	1.16	1	0.2819
Total	243.26	235	0.3419

Fonte: Autor.

O teste RESET de Ramsey assinala a correta especificação do modelo, uma vez que  $p - valor = 0,0526$  é maior que 0,05 (5% de significância). Os testes de flutuação empírica **CUSUM** e **CUSUMSQ** apresentam (a exemplo do ocorrido na seção anterior) resultados contraditórios (Figura 7). Enquanto o **CUSUM** aponta para a estabilidade do modelo, o

<sup>9</sup> Dave Giles argumenta que a não-normalidade e a heterocedasticidade não são condições necessárias para a realização do teste de cointegração: <<https://davegiles.blogspot.com/2013/06/ardl-models-part-ii-bounds-tests.html>>.

**CUSUMSQ** mostra uma flutuação dos resíduos para fora das bandas de significância durante alguns períodos, com posterior flutuação dentro das bandas de tolerância.

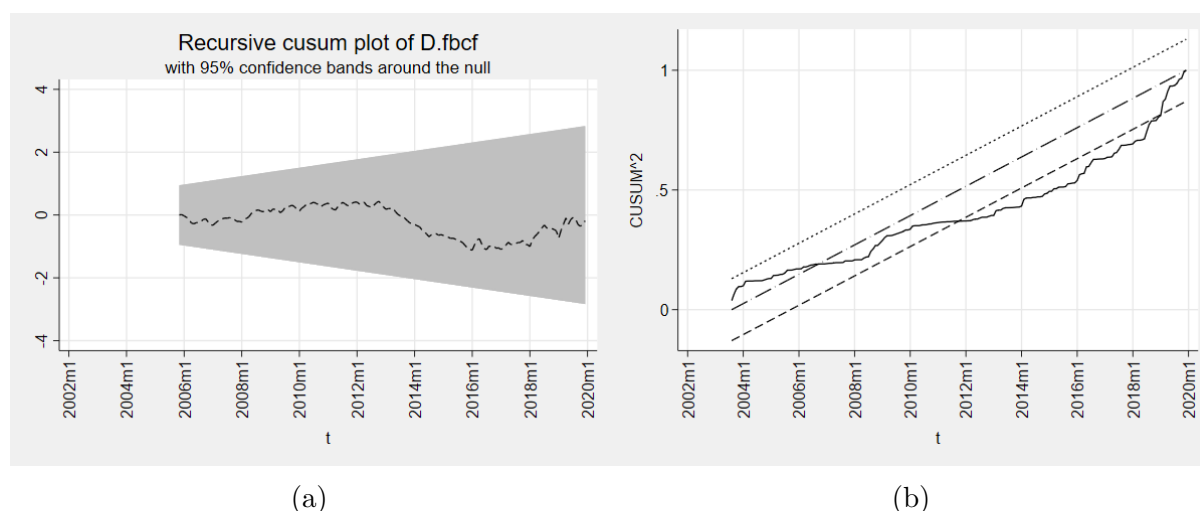


Figura 7 – Testes de flutuação empírica (modelo com desembolsos setoriais) **CUSUM**(a) e **CUSUMSQ**(b).

Fonte: Autor.

Na seção anterior mostramos o porquê de ser adotado o Caso IV de PESARAN; SHIN; SMITH(2001). O teste **ARDL-Bounds** acusa a existência de cointegração entre as séries, uma vez que a estatística  $F$  é igual a 4,023, e é maior que o limite **I(1)** de 3,081 (nível de significância de 5%).

Na figura 8, podemos ver que a previsão do modelo segue aderente aos dados ao longo de todo o período. Para além da análise gráfica, temos que, por exemplo, o erro quadrático médio (RMSE) é 0,00330, e o U de Theil é 0,596, demonstrando que o modelo é adequado para a realização de previsões e para o estudo do comportamento da variável de interesse.

Os coeficientes do Modelo de Correção de Erros Condicional podem ser vistos na Tabela 13. O termo de correção de erros de longo-prazo ( $L.fbcf$ ) aponta que o ajuste em direção ao equilíbrio ocorre a uma taxa de -7,73%, a qual é estatisticamente significativa e, por isso, reforça a existência de cointegração. O modelo possui um  $R^2 = 0,955$ .

De acordo com a Tabela 13, no longo-prazo (LR), o coeficiente significativo até 5%, que possui efeito positivo sobre a FBCF é  $pib$ , cujo valor é de 1,682%. Em contrapartida, o efeito sobre a FBCF é negativo para:  $nfsp$ , -2,82%;  $tt$ , -0,476%; e  $wp$ , -0,929%.

Remetendo aos coeficientes de curto-prazo (SR) da parametrização **ECM**, aqueles que representam reações positivas são:  $D.pib$ , 0,891%;  $D.poup$ , 0,123%; e  $D.wp$ , 0,172%. Já o impacto negativo fica a cargo de  $D.ir$ , cujo valor é -0,149%.

Tabela 13 – Coeficientes de curto e longo-prazo do modelo com desembolsos setoriais - parametrização **ECM**.

VARIABLES	(1) ADJ	(2) LR	(3) SR
cib		0.0334 (0.0829)	
curi		0.579 (0.499)	
embi		0.0473 (0.0300)	
er		-0.0826 (0.104)	
ibov		0.0609 (0.0465)	
ice		0.164 (0.170)	
ici		-0.0603 (0.199)	
iie		-0.0467 (0.0770)	
ir		-0.00299 (0.00370)	
lagr		0.00260 (0.00949)	
lcom		0.00381 (0.0145)	
lind		0.0163 (0.0172)	
linf		-0.00712 (0.0129)	
nfsp		-0.0282*** (0.00989)	
piib		1.682*** (0.437)	
poup		0.222 (0.162)	
tt		-0.476*** (0.168)	
wp		-0.929*** (0.292)	
t		6.90e-05 (0.00160)	
L.fbcf	-0.0773*** (0.0156)		
LD.fbcf			1.225*** (0.0476)
L2D.fbcf			-0.581*** (0.0557)
D.ir			-0.00149** (0.000653)
D.piib			0.891*** (0.102)
LD.piib			-1.343*** (0.151)
L2D.piib			0.442*** (0.137)
D.poup			0.125*** (0.0377)
LD.poup			-0.133** (0.0527)
L2D.poup			0.114*** (0.0393)
D.tt			0.0132 (0.0152)
LD.tt			0.0303** (0.0142)
D.wp			0.172*** (0.0652)
Observations	203	203	203
R-squared	0.955	0.955	0.955

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

Fonte: Autor.



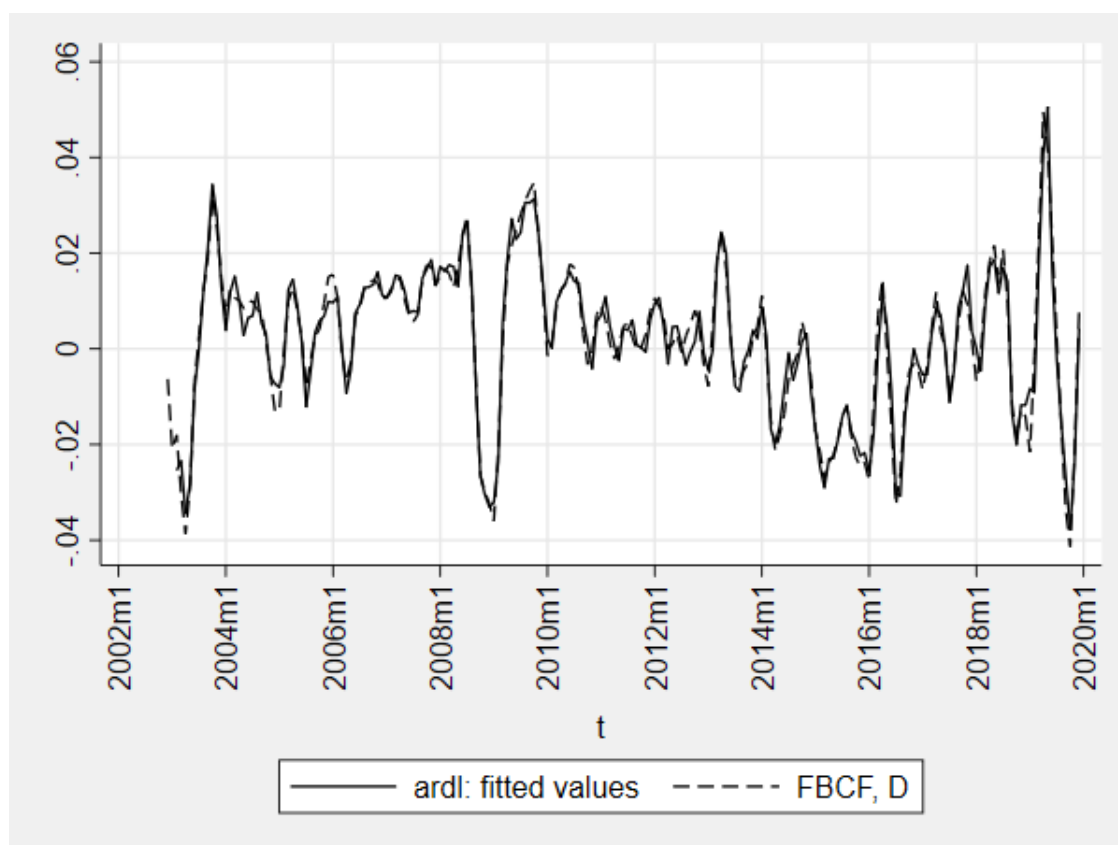


Figura 8 – FBCF prevista x FBCF real - dados em primeira diferença - ARDL com desembolsos setoriais.

Fonte: Autor.

Na parametrização ECM1<sup>10</sup> (Tabela 14), impactam positivamente a FBCF no curto-prazo: *D.pib*, 1,020% e *D.poup*, 0,142%. Porém, impactam negativamente a FBCF: *D.ir*, cujo valor é -0,172%; e *D.nfsp*, -0,217%.

Comparando os resultados desta seção àqueles do modelo com os desembolsos agregados, percebemos que as variáveis PIB e POUP são as mais relevantes para explicar a trajetória da formação bruta de capital fixo, tanto no curto, como no longo-prazo. Do mesmo modo, em ambos os modelos, as variáveis que indicam a relação entre o ambiente macroeconômico e o cenário mundial - IR, NFSP, WP e TT - também são relevantes.

Especificamente quanto à produção mundial e aos termos de troca, aquela possui efeito positivo no curto-prazo e negativo no longo-prazo; já o último é negativo no longo-prazo.

Portanto, é interessante avaliarmos de modo mais detido o que os resultados nos revelam sobre a relação entre o nível de investimento e o movimento da economia mundial. Aplicando o procedimento de Toda-Yamamoto (TODA; YAMAMOTO, 1995), podemos

<sup>10</sup> Neste caso, os coeficientes devem ser interpretados como os efeitos contemporâneos que observaríamos se o sistema estivesse em equilíbrio antes do desvio, não levando em consideração as distorções do relacionamento de longo-prazo causado pela variação de determinado coeficiente.

Tabela 14 – Coeficientes de curto-prazo do modelo com desembolsos setoriais - parametrização **ECM1**.

VARIABLES	(1) ADJ	(2) SR
LD.fbcf		1.225*** (0.0476)
L2D.fbcf		-0.581*** (0.0557)
D.cib		0.00258 (0.00645)
D.curi		0.0447 (0.0408)
D.embi		0.00366 (0.00222)
D.er		-0.00638 (0.00794)
D.ibov		0.00470 (0.00345)
D.ice		0.0127 (0.0133)
D.ici		-0.00466 (0.0155)
D.iie		-0.00361 (0.00584)
D.ir		-0.00172*** (0.000648)
D.lagr		0.000201 (0.000732)
D.lcom		0.000295 (0.00111)
D.lind		0.00126 (0.00129)
D.linf		-0.000550 (0.000984)
D.nfsp		-0.00217*** (0.000741)
D.pib		1.020*** (0.110)
LD.pib		-1.343*** (0.151)
L2D.pib		0.442*** (0.137)
D.poup		0.142*** (0.0394)
LD.poup		-0.133** (0.0527)
L2D.poup		0.114*** (0.0393)
D.tt		-0.0236 (0.0146)
LD.tt		0.0303** (0.0142)
D.wp		0.100 (0.0660)
L.fbcf	-0.0773*** (0.0156)	
Observations	203	203
R-squared	0.955	0.955

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

Fonte: Autor.

verificar que: TT *Granger-causa* FBCF, e FBCF *não-Granger-causa* TT; WP *Granger-causa* FBCF, e FBCF *não-Granger-causa* WP.<sup>11</sup>

BRANDÃO; VOGT(2021) analisaram o "superciclo" das commodities finalizado em 2014, e identificaram que o investimento em economias de países latino-americanos como Brasil e Chile são bastante sensíveis a choques nos preços de commodities. Devido ao aumento nos custos unitários de trabalho e nos custos de produção, houve uma queda considerável nos lucros líquidos das empresas não financeiras. Em seguida, houve também queda significativa nos investimentos, mormente financiados pelo BNDES no período e, conseqüentemente, aumento da dívida pública; isto, juntamente com a queda dos lucros líquidos e o retorno sobre o capital próprio, resultou em uma redução significativa da taxa de poupança e de investimento.

BREDOW; LÉLIS; CUNHA(2016) também estudaram o período de alta dos preços da commodities que ocorreu entre 2002 e 2014 e, entre outros aspectos, ressaltaram a influência significativa desse fenômeno na entrada de capital externo no Brasil, particularmente nas vendas externas de mercadorias e nos fluxos financeiros de curto-prazo. Os autores defendem que é por meio do comércio internacional e dos movimentos de capitais que se explicitam alguns dos canais de transmissão dos preços das commodities sobre as economias que produzem e negociam recursos naturais e/ou produtos processados a partir daqueles.

Em países emergentes há maior volatilidade macroeconômica e vulnerabilidade à eclosão de crises, as quais emergem da forma como se propagam os choques nos termos de troca e das paradas súbitas nos fluxos de capital. Assim, a especialização na produção e exportação em recursos naturais afeta negativamente tanto a dinâmica de curto e médio prazo, capturada nos ciclos, como a tendência de expansão no longo prazo, por comprometer a formação bruta de capital fixo. Inclusive, os resultados aqui apresentados corroboram o impacto negativo de médio/longo-prazo; porém, no curto-prazo, o impacto da produção mundial é positivo.

Especificamente quanto aos termos de troca, BLACK(2018) afirmou que as evidências empíricas demonstraram uma relação positiva entre o crescimento econômico e aquela variável até o início de 2016. Porém, nos três último trimestres daquele ano, é observada uma ruptura em tal relação no Brasil, com uma variação positiva dos termos de troca, acompanhada de uma retração no PIB. A autora concluiu que o desempenho desfavorável do consumo, do investimento e dos gastos governamentais explicam porque uma variação positiva dos termos de troca foi acompanhada por uma redução da atividade econômica

---

<sup>11</sup> TT, WP e FBCF, em conjunto, são I(1), portanto  $m = 1$ . Ao construirmos o VAR para FBCF-TT e FBCF-WP, verificamos que o número ótimo de defasagens é 3, e não há autocorrelação serial dos resíduos (na segunda defasagem). O p-valor dos testes é menor que 5% no sentido TT-FBCF, e menor que 5% no sentido WP-FBCF.

no Brasil nos últimos três trimestres de 2016. Neste caso, é razoável supor que os canais de transmissão dos termos de troca para o crescimento econômico encontravam-se obstruídos devido aos seguintes fatores, entre outros: condições adversas no mercado de trabalho; alto nível de endividamento de famílias e empresas; paralisia no investimento, principalmente das estatais; a crise política e o envolvimento das principais construtoras do país em escândalos de corrupção e a consequente interrupção nos investimentos em infraestrutura; o elevado grau de ociosidade da capacidade produtiva, a qual não incentiva o investimento; e, por fim, as políticas de austeridade fiscal. As evidências empíricas por nós apresentadas também vão ao encontro das observações de BLACK(2018), uma vez que, além de termos identificado quebras estruturais na série TT no final de 2016 (Capítulo 3.1), o coeficiente é negativo (independente do horizonte de análise).

Ante o exposto, podemos inferir que os coeficientes de TT e WP refletem a incapacidade da economia brasileira aproveitar-se do ciclo de commodities para gerar investimentos, particularmente no longo-prazo. Em tal contexto, é possível levantar a hipótese de que os desembolsos do BNDES desempenharam um papel negativo, uma vez que os recursos subsidiados foram direcionados, em grande medida, para grandes empresas produtoras de commodities. Estas, por seu turno, não conseguiram incrementar a sua produtividade e a formação bruta de capital fixo, o que também resultou na piora da saúde fiscal do país.

Verificamos que a inclusão dos desembolsos desagregados no modelo corroboraram as observações da seção anterior, no sentido de que a política de empréstimos subsidiados do BNDES não gerou impacto estatisticamente significativo no nível de investimento agregado da economia brasileira. Assumindo que tais desembolsos são investimentos governamentais, podemos compreender melhor os resultados recorrendo às previsões de modelos teóricos, como o proposto por RAMEY(2020).

A autora analisa os efeitos de curto e longo-prazo dos investimentos governamentais e de capital público, respectivamente, por meio de um modelo nekeynesiano, e de um modelo neoclássico estilizado. Entre os resultados obtidos por RAMEY(2020), convém destacarmos que, se o investimento governamental é produtivo, então o efeito riqueza negativo decorrente da taxa para o seu financiamento é atenuado pelo efeito riqueza do futuro capital público produtivo. Como resultado, o multiplicador de curto-prazo pode responder menos ao aumento de investimentos governamentais. Também, os investimentos governamentais em capital público, em particular em infraestrutura, tipicamente sofrem atrasos em sua implementação, e estes atrasos afetam severamente o efeito multiplicador de curto-prazo.

Quando RAMEY(2020) avalia os investimentos governamentais no longo-prazo, a conclusão é de que tais investimentos dependem criticamente tanto da elasticidade da função de produção em relação ao capital público, como de qual patamar parte a economia em relação ao nível social ótimo de capital público. A alta elasticidade da função de produção

aumenta os multiplicadores, bem como iniciar o investimento abaixo do nível social ótimo de capital público. A autora afirma que para economias emergentes, o efeito multiplicador de investimento em infraestrutura tende a ser muito baixo, provavelmente devido às ineficiências governamentais.

Entendemos que os nossos resultados podem ser também explicados dentro de tal perspectiva, uma vez que BARBOZA; VASCONCELOS(2019) argumentam que a baixa efetividade dos desembolsos do BNDES advém (por hipótese) de fatores institucionais, como a ausência de uma avaliação sistemática desta política de empréstimos direcionados a determinados setores e empresas, bem como de uma estrutura de incentivos interna do banco, que historicamente favorecia o aumento do volume de desembolsos independente de sua efetividade.

Outrossim, LEEPER; WALKER; YANG(2010) apontam duas limitações importantes aos efeitos dos estímulos governamentais para o investimento: atrasos de implementação e ajustes fiscais futuros financiados por impostos distorcivos. No caso do Brasil, como apontado anteriormente, os desembolsos do BNDES foram massivamente financiados por meio de recursos do Tesouro Nacional, e acompanhados por aumentos sucessivos do nível de endividamento do país.

O efeito negativo (no curto e no longo-prazo) da NFSP sobre a FBCF, atesta que o aumento do endividamento governamental teve impacto negativo significativo e de magnitude relevante no nível de investimento da economia brasileira, o qual também é fator importante na obstrução dos canais de transmissão dos eventuais efeitos positivos do ciclo de commodities (conforme apontamos anteriormente).

Outro trabalho de modelagem teórica que corrobora os resultados até aqui obtidos - especialmente acerca da insignificância estatística dos desembolsos para o setor de infraestrutura - é o de GALLEN; WINSTON (2018). Os autores propõem um modelo de equilíbrio-geral para avaliar os efeitos do sistema de transportes dos Estados Unidos sobre a atividade econômica. O trabalho procura medir os ganhos de bem-estar social decorrentes dos investimentos em infraestrutura de transportes, considerando um estoque de capital financiado por meio de impostos.

Vale destacar as seguintes conclusões de GALLEN; WINSTON (2018): os investimentos em infraestrutura de transportes tendem a apresentar maior retorno no curto-prazo, quando são realizados os investimentos iniciais; investimentos em capital adicional de infraestrutura de transportes não são desejáveis, pois o custo para os pagadores de impostos tende a ser elevado, e o tempo maior para conclusão desses projetos geram perda de bem-estar; obras de reforço e manutenção de pavimento em rodovias, por exemplo, geram maior bem-estar no longo-prazo que obras de construção (pois aquelas tendem a gerar resultados mais rápidos e mais eficazes, e com menor custo que estas); políticas de transporte focadas em

auferimento eficiente de receitas de pedágio geram maior bem-estar que o aumento de gastos para a construção de infraestrutura adicional.

Uma vez que boa parte dos recursos do BNDES foi destinado a grandes empresas que participaram de vários projetos de concessão de infraestrutura (energia e transportes, principalmente), os quais, em sua maioria, previam grandes investimentos para a construção de capital físico, e tudo isso associado às notórias ineficiências existentes nos contratos de concessão (especialmente envolvendo a modelagem tarifária), a ausência de impacto na formação bruta de capital fixo, de acordo com as evidências empíricas, está em linha com os modelos teóricos aqui colacionados.

O modelo com os desembolsos desagregados contribui para o melhor entendimento da dinâmica do fenômeno que estamos avaliando, especialmente porque os resultados nos sugerem que - independente do nível de agregação - a política de direcionamento de crédito subsidiado para determinados projetos e empresas: não incrementou o nível de investimento da economia nacional; pode ter concorrido para a degradação dos fundamentos macroeconômicos necessários para o aproveitamento de um cenário internacional favorável, como o do "superciclo" das commodities; além do que, pode ter desempenhado um papel relevante na crise econômica que passou a ser mais notada em 2015.

Para averiguar a robustez dos resultados até aqui obtidos, apresentamos na próxima seção a modelagem com um *VAR-Bayesiano Hierárquico*.

## 4.2 Modelo VAR-Bayesiano Hierárquico

### 4.2.1 Modelo BVAR - FBCF x desembolsos totais do BNDES

Neste trabalho estimamos um VAR Bayesiano com abordagem hierárquica sem restrições, com os dados em *log* e primeira diferença. OGUNC (2019) sugere que o BVAR em primeira diferença performa melhor que aquele com as variáveis em nível, sendo as estimativas, naquele caso, mais consistentes. Em contrapartida, há a possibilidade de perda de informações sobre a dinâmica de longo-prazo.

Ao mesmo tempo, KUSCHNIG; VASHOLD (2020) asseveram que, com o modelo VAR em primeira diferença, os *priors* soma dos coeficientes e raiz unitária única não são aplicáveis. Por outro lado, BARBOZA; VASCONCELOS(2019) estimaram o BVAR sem restrições e com restrição da soma dos coeficientes, obtendo resultados semelhantes.

No nosso modelo, após 25.000 iterações do algoritmo *Metropolis-Hastings* para cálculo de  $\Sigma$ , e empregando a abordagem hierárquica de GIANNONE; LENZA; PRIMICERI(2015), obtivemos  $\lambda = 0,2745$  para um **BVAR(12)** com 16 variáveis<sup>12</sup>. Os gráficos de traço

<sup>12</sup> Adotamos  $p = 12$  de acordo o algoritmo de seleção automática do pacote **vars** do R (PFAFF et al., 2008)

mostram que há convergência da distribuição de densidade de probabilidade de  $\lambda$ , a qual é simétrica; os testes de resíduos indicam que estes, em geral, oscilam em torno da média 0 (para a distribuição de FBCF a média é  $2,98e-05$ , e para LTOT a média é  $5,72e-04$  - detalhes no Apêndice A). Ressaltamos ainda que o valor de  $\lambda = 0,2745$  não está distante do valor que é normalmente encontrado na literatura (OGUNC, 2019), que é  $\lambda = 0,2$ .

Também realizamos os testes de convergência do algoritmo MCMC (*Markov-Chain Monte Carlo*) por meio do diagnóstico de Geweke (GEWEKE, 1992) - onde é testada a hipótese nula de que a Cadeia de Markov é uma distribuição estacionária, e também é produzida uma estatística  $Z^{13}$ . Os resultados indicam que há convergência do algoritmo MCMC (estatística-Z = -0,5676) e que não há autocorrelação serial (Apêndice A).

Ainda, para avaliarmos a capacidade preditiva do modelo em questão, comparamos o RMSE do BVAR, ao RMSE de um modelo ARIMA, tomando como dados de treino, aqueles até janeiro de 2018 e, conseqüentemente, para teste, os dados entre fevereiro de 2018 e dezembro de 2019. O RMSE do BVAR é 0,0233, e o do ARIMA é 0,0252. Isto denota que o modelo BVAR é adequado para realizarmos as análises que faremos a seguir.

A função de impulso resposta nos permite visualizar os choques na formação bruta de capital fixo, na qual utilizamos a estratégia de identificação via decomposição de *Cholesky* da matriz de variância-covariância ( $\Sigma$ ). O resultado do choque de um desvio-padrão aplicado na variável LTOT sobre a FBCF pode ser visto na Figura 9.

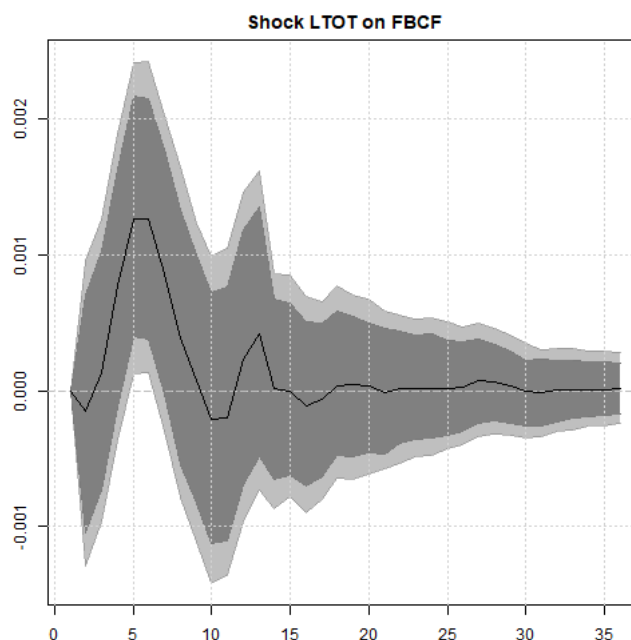


Figura 9 – Resposta da FBCF ao impulso de um desvio-padrão na variável LTOT do Modelo **BVAR(12)** - intervalos de confiança de 90%, 95% e mediana.

Fonte: Autor.

<sup>13</sup> Utilizamos o pacote *coda*(<https://CRAN.R-project.org/package=coda>).

Tomando como referência a mediana, o choque de LTOT na FBCF atinge um vale no período 3 e um pico no período 6, não sendo de caráter permanente. Tal trajetória da IRF é similar àquela encontrada por BARBOZA; VASCONCELOS(2019), ainda que a magnitude do efeito seja baixa, 0,127%.

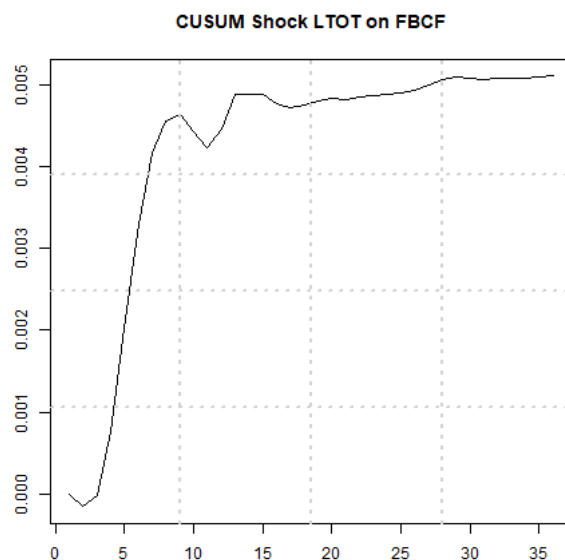


Figura 10 – IRF acumulada para FBCF devida ao choque de LTOT.

Fonte: Autor.

Se analisarmos agora o efeito acumulado da mediana do choque, notaremos que, após 36 períodos, LTOT causa uma variação positiva de 0,0051p.p. na FBCF (Figura 10). A função de decomposição da variância (FEVD) da mediana de FBCF, permite-nos observar que a sua variância é explicada por apenas 4,51% da variância de LTOT (Figura 11) após 36 períodos.

Os coeficientes da equação da FBCF, com os respectivos intervalos de confiança, podem ser vistos na Tabela 15.

Os resultados do modelo **BVAR(12)** vão ao encontro daqueles obtidos por meio do modelo **ARDL**, uma vez que os efeitos dos desembolsos totais do BNDES são praticamente nulos no período analisado. Assim como no modelo **ARDL**, a variação da FBCF não pode ser explicada, de modo relevante, pela variação de LTOT, o que confirma os resultados da análise até aqui realizada, e vai também ao encontro dos resultados da literatura consultada.

#### 4.2.2 Modelo BVAR - FBCF x desembolsos setoriais do BNDES

Neste segundo modelo **BVAR** analisamos os efeitos dos desembolsos por setor econômico do BNDES sobre a FBCF.



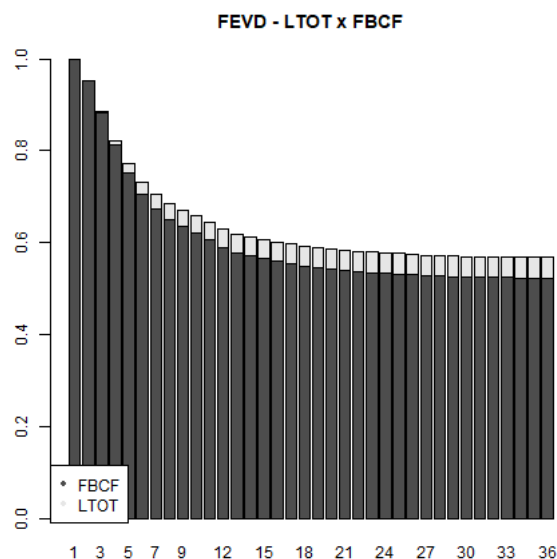


Figura 11 – FEVD de FBCF devida ao choque de LTOT.

Fonte: Autor.

Tabela 15 – Coeficientes da equação de FBCF para as bandas de 5%, 50% e 95% - **BVAR(12)**.

	variable	term	q5	q50	q95
1	FBCF	LTOT-lag1	-5.67E-03	-4.27E-04	4.78E-03
2	FBCF	LTOT-lag2	-5.57E-03	-4.27E-04	5.20E-03
3	FBCF	LTOT-lag3	-3.20E-03	2.08E-03	7.16E-03
4	FBCF	LTOT-lag4	-3.72E-04	4.51E-03	9.09E-03
5	FBCF	LTOT-lag5	1.87E-04	4.94E-03	9.57E-03
6	FBCF	LTOT-lag6	-1.47E-03	2.90E-03	7.41E-03
7	FBCF	LTOT-lag7	-3.62E-03	9.93E-04	5.51E-03
8	FBCF	LTOT-lag8	-4.53E-03	-1.55E-04	4.26E-03
9	FBCF	LTOT-lag9	-5.44E-03	-1.15E-03	3.06E-03
10	FBCF	LTOT-lag10	-4.95E-03	-6.84E-04	3.81E-03
11	FBCF	LTOT-lag11	-3.46E-03	8.85E-04	5.28E-03
12	FBCF	LTOT-lag12	-2.21E-03	1.90E-03	6.18E-03

Fonte: Autor.

Novamente aplicamos o algoritmo *Metropolis-Hastings* com 25.000 iteração em  $\Sigma$ , com a abordagem hierárquica (GIANNONE; LENZA; PRIMICERI, 2015), e obtivemos  $\lambda = 0,24145$ . Neste caso, o modelo é um **BVAR(10)** com 19 variáveis. Os gráficos de traço mostram que há convergência da distribuição de densidade de probabilidade de  $\lambda$ , a qual é simétrica; os testes de resíduos indicam que estes, em geral, oscilam em torno da média 0 (para a distribuição de FBCF a média é  $-1,40e-05$ ; para LAGR a média é  $8,98e-04$ ; para LCOM a média é  $-8,53e-04$ ; para LIND a média é  $4,98e-04$ ; e para LINF a média é

2,50e-04 - mais detalhes no Apêndice A).

A convergência do algoritmo MCMC (*Markov-Chain Monte Carlo*) foi realizado por meio do diagnóstico de Geweke (GEWEKE, 1992). Os resultados evidenciam que há convergência do algoritmo MCMC (estatística-Z = -0,2903) e que não há autocorrelação serial.

Outrossim, avaliamos a capacidade preditiva do modelo, comparamos o RMSE do BVAR ao RMSE do modelo ARIMA, tomando como dados de treino, aqueles até janeiro de 2018 e para teste os dados entre fevereiro de 2018 e dezembro de 2019. O RMSE do BVAR é 0,0241, e o do ARIMA é 0,0251.

As funções de impulso resposta de cada um dos desembolsos setoriais do BNDES sobre a Formação Bruta de Capital Fixo, dado um impulso de um desvio-padrão, podem ser vistos na Figura 12.

Tomando como referência a mediana das IRFs, e os seus valores máximos, o choque de LAGR na FBCF causa um pico positivo no período 4, isto é, uma variação positiva de 6,22e-4; já o choque de LCOM causa uma variação positiva de no máximo 3,42e-4, no período 5; o choque de LIND provoca uma variação positiva de 4,98e-4, no período 3; e o choque de LINF causa uma variação positiva no período 5 de 3,17e-4. Podemos ainda afirmar que em nenhum dos casos o choque é permanente, pois há o retorno ao equilíbrio dentro dos 36 períodos avaliados.

Agora, analisando o efeito acumulado dos choques (Figura 13), tendo como referência a mediana dos resultados, notaremos que os choques acumulados em 36 períodos são: LAGR, 2,30e-3; LCOM, 1,13e-3; LIND, 2,06e-3; e LINF, 1,27e-3.

Se analisarmos ainda a função de decomposição da variância (FEVD) mediana de FBCF (Figura 14), após 36 períodos, verificaremos que: LAGR explica 1,52% da variância de FBCF; LCOM, por seu turno, explica 1,15% da variância de FBCF; LIND explica 1,08% da variância de FBCF; e, por fim, LINF explica 1,21% variância de FBCF.

Os coeficientes da equação de FBCF, considerando somente os desembolsos setoriais em  $t-1$ ,  $t-5$  e  $t-10$ , podem ser vistos na Tabela 16. Como no caso anterior, verificamos que os coeficientes são próximos a zero.

Ante os resultados obtidos podemos novamente afirmar que os efeitos dos desembolsos do BNDES sobre o investimento agregado são de magnitude marginalmente diferente de zero e, portanto, não podemos considerar que tenham um impacto consistente e de força relevante sobre a FBCF.

Deste modo, as simulações realizadas com os desembolsos do BNDES desagregados por setor econômico, além de serem uma contribuição original, tornam ainda mais robustas as conclusões dos modelos anteriormente apresentados, uma vez que reforçam o fato de que,

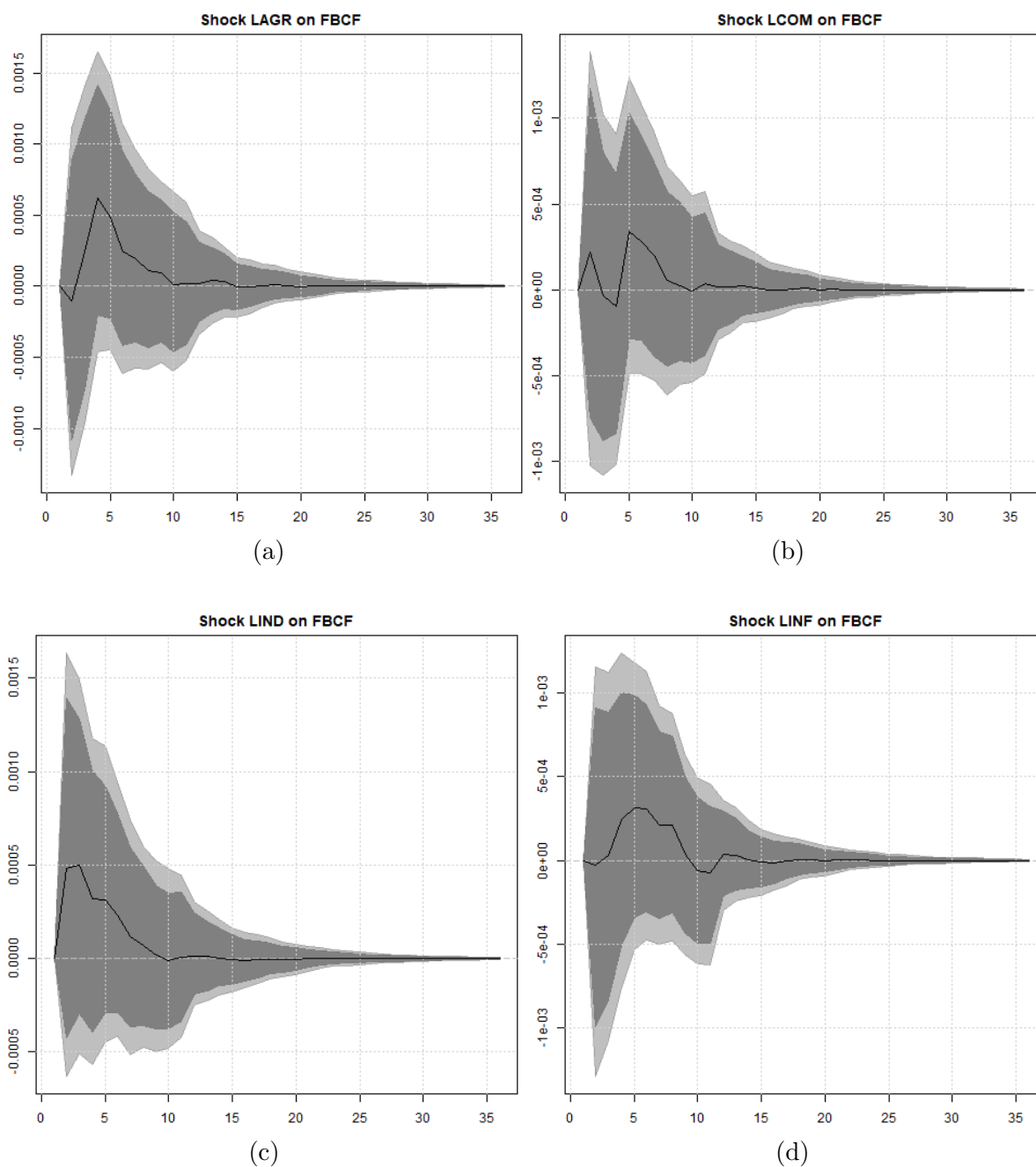


Figura 12 – Resposta da FBCF ao impulso de um desvio-padrão nas variáveis (a) LAGR, (b) LCOM, (c) LIND e (d) LINF. Modelo  $BVAR(10)$  - intervalos de confiança de 90%, 95% e mediana.

Fonte: Autor.

no período analisado, não é possível afirmar que a política de empréstimos direcionados a juros subsidiados do BNDES tenha gerado efeito positivo sobre o nível de investimento agregado da economia brasileira. Em outras palavras, em que pese o custo quantificável gerado para a sociedade (por meio do pagamento de tributos para a União), não foi possível identificar benefícios relevantes de tal política pública.

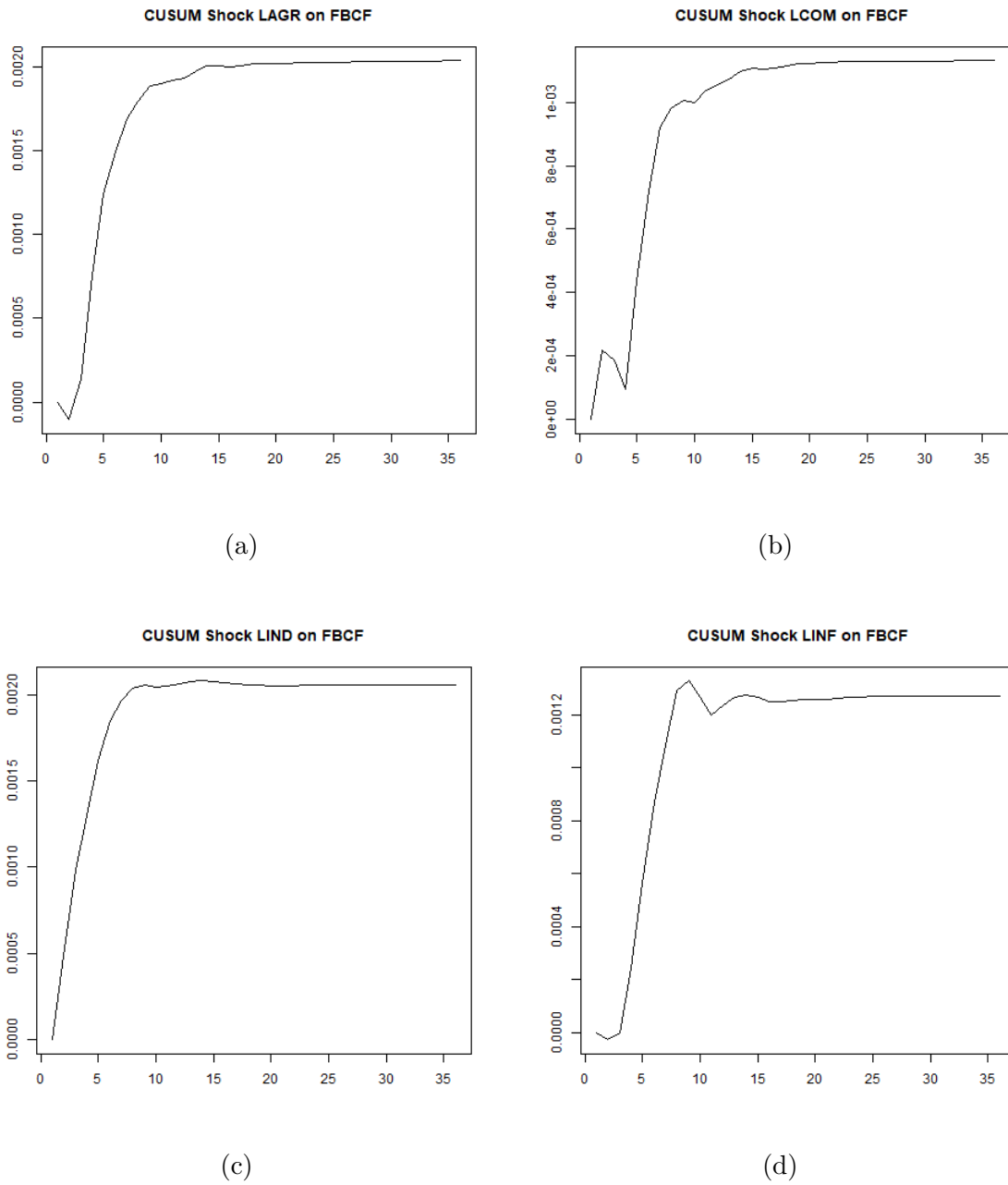


Figura 13 – IRF acumulada da FBCF ao impulso de um desvio-padrão nas variáveis (a) LINF, (b) LIND, (c) LAGR e (d) LCOM - Modelo  $BVAR(10)$ .

Fonte: Autor.

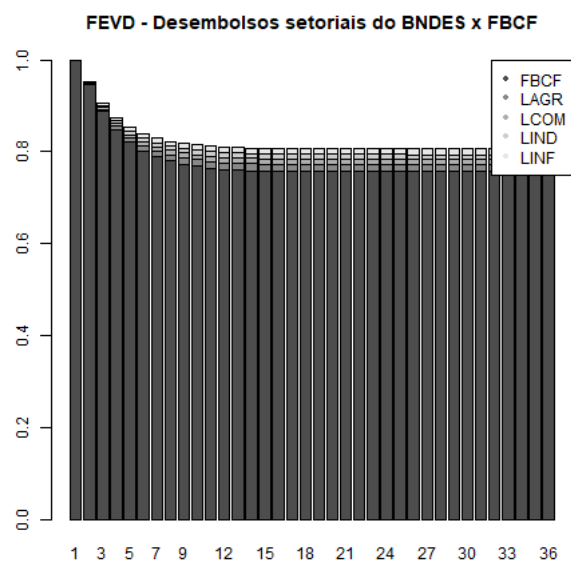


Figura 14 – FEVD de FBCF devida ao choque dos desembolsos setoriais do BNDES.

Fonte: Autor.

Tabela 16 – Coeficientes da equação de FBCF para as bandas de 5%, 50% e 95% - **BVAR(10)**.

	variable	term	q5	q50	q95
1	FBCF	LAGR-lag1	-4.06E-03	-6.42E-04	2.77E-03
2	FBCF	LAGR-lag5	-1.52E-03	4.47E-04	2.44E-03
3	FBCF	LAGR-lag10	-1.17E-03	-1.18E-05	1.18E-03
4	FBCF	LCOM-lag1	-3.34E-03	1.22E-03	5.60E-03
5	FBCF	LCOM-lag5	-1.54E-03	7.86E-04	3.19E-03
6	FBCF	LCOM-lag10	-1.31E-03	1.03E-04	1.59E-03
7	FBCF	LIND-lag1	-3.97E-03	2.30E-03	8.93E-03
8	FBCF	LIND-lag5	-2.75E-03	1.32E-04	3.19E-03
9	FBCF	LIND-lag10	-1.50E-03	1.58E-04	1.97E-03
10	FBCF	LINF-lag1	-4.24E-03	-1.45E-04	3.69E-03
11	FBCF	LINF-lag5	-1.16E-03	9.54E-04	3.17E-03
12	FBCF	LINF-lag10	-1.71E-03	-3.59E-04	1.05E-03

Fonte: Autor.



## 5 Conclusão

Neste estudo procuramos verificar, por meio de técnicas de análise de séries temporais, se os desembolsos para o fornecimento de crédito mais barato do BNDES (Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social), tanto em nível agregado, como desagregado (nos setores econômicos de agropecuária, indústria, infraestrutura e comércio e serviços), geraram impacto positivo no investimento agregado da economia brasileira.

Os dados são mensais e abrangem o período entre novembro de 2002 e dezembro de 2019. As séries foram dessazonalizadas e transformadas em base logarítmica, como forma de medir a elasticidade entre as variáveis dos modelos estimados.

Utilizamos o modelo ARDL (Autorregressivo com Defasagens Distribuídas) com limites de cointegração para estimar relações de curto e de longo prazo entre variáveis de diferentes ordens de integração. Tanto no modelo considerando os desembolsos agregados, como no modelo com os desembolsos desagregados por setor econômico, as *estatísticas F* do teste *ARDL Bounds* apontaram para a existência de cointegração entre as variáveis. Contudo, tanto no curto-prazo, como no longo-prazo, os efeitos não são estatisticamente significativos. Os resultados ainda nos permitiram estudar as hipóteses que levaram ao não aproveitamento pelo Brasil das condições internacionais favoráveis criadas pelo "superciclo" de commodities encerrado em 2015.

Para averiguar a robustez dos resultados obtidos com o modelo ARDL, construímos também modelos de Vetores Autorregressivos Bayesianos Hierárquicos (BVAR), a fim de obtermos as funções de impulso-resposta (IRFs) e funções de decomposição da variância (FEVDs). Novamente, os resultados apontaram para o impacto quase nulo dos desembolsos do BNDES no investimento agregado da economia brasileira - considerando tanto desembolsos totais, como desagregados setorialmente.

Os resultados expostos neste trabalho estão em harmonia com a literatura cotejada, pois as evidências empíricas apontam para a inexistência ou pequena magnitude de eventual impacto positivo da concessão de crédito subsidiado para o incremento do nível de investimento agregado no Brasil.

Podemos, portanto, concluir que a política de intervenção do BNDES no mercado de crédito por meio da concessão de linhas de crédito subsidiado não atingiu o objetivo então buscado por seus idealizadores, que era o de manter ou aumentar o nível de investimento da economia brasileira, fosse no curto-prazo, fosse no longo-prazo. Isto posto, podemos sustentar que o BNDES atuou (ou vem atuando) como uma instituição extrativa, conforme o conceito de ACEMOGLU; ROBINSON(2012), haja vista o fato de que os recursos de toda a sociedade foram direcionados para uma casta privilegiada (de grandes empresas), o

que não gerou benefícios para a sociedade como um todo (recursos do Tesouro Nacional), o que pode ter prejudicado, em alguma medida, o crescimento de longo-prazo.

O presente trabalho contribui para o aprofundamento da discussão sobre o tema, na medida que aborda o problema por meio de métodos empíricos robustos, considerando os desembolsos do BNDES tanto em nível agregado, como desagregados por setor econômico, ademais de, segundo BARBOZA et al.(2020), poder incrementar o rol ainda pequeno de trabalhos macroeconômicos sobre o tema.



## Parte II

# Avaliação de Eficiência em Contratos de Concessão para a Exploração da Infraestrutura Rodoviária Federal



# 1 Introdução

Em meados dos anos 90, assim como ocorreu em outros setores da economia brasileira, vários trechos de rodovias federais foram concedidos à iniciativa privada. A Primeira Etapa de concessões aconteceu até 1998, a Segunda Etapa ocorreu entre 2008 e 2009 e a Terceira Etapa começou em 2013 e foi oficialmente encerrada em 2015 com a assinatura do contrato de concessão da Ponte Rio-Niterói. Em 2018 foi inaugurada a 4<sup>a</sup> Etapa de concessões rodoviárias, com o leilão de concessão da Rodovia de Integração do Sul (trechos das rodovias BR-101/290/386/448/RS). Pertencem à denominada 4<sup>a</sup> Etapa os contratos firmados em 2019 com as concessionárias ViaSul (rodovias BR-101/290/386/448/RS) e Ecovias do Cerrado (BR-364/365/GO/MG).

Passados, portanto, mais de 20 anos desde o final da Primeira Etapa e, dado o atual cenário brasileiro de necessidade de retomada do crescimento econômico, que deverá ocorrer mesmo com restrição fiscal por parte do Estado, agravado pelo choque da pandemia de Covid-19, os recursos do setor privado tenderão a ser predominantes no montante de investimentos realizados no setor rodoviário nos anos vindouros. Os investimentos - notadamente em infraestrutura - serão de fundamental importância para fomentar a retomada da economia nacional.

Nesse contexto, o presente trabalho se propõe a mensurar a eficiência das concessões para exploração da infraestrutura rodoviária federal. São utilizados dados do período entre 2012 e 2016, dos contratos da Primeira, Segunda e Terceira Etapas de concessões rodoviárias federais, cuja eficiência é calculada e avaliada por meio de métodos não-paramétricos (DEA - *Data Envelopment Analysis*), métodos paramétricos (de fronteira determinística e estocástica, tipo *Stochastic Frontier Analysis-SFA*), e métodos estocásticos semi-não-paramétricos (*Stochastic Semi-Nonparametric Envelopment of Data - StoNED*).

Os resultados dos diversos métodos de *benchmarking* propostos, permitem calcular os escores de eficiência individuais das concessionárias, ademais de viabilizar a avaliação da robustez do modelo de análise de eficiência. As diversas metodologias demonstraram-se consistentes entre si, e se constituem um arcabouço metodológico interessante e robusto para a prática da regulação com foco na eficiência dos contratos de concessão de rodovias.

Além desta introdução, recorre-se ao referencial teórico e à revisão da literatura especializada no Capítulo 2. No Capítulo 3 apresenta-se a metodologia a ser utilizada, e prossegue-se à sua aplicação para o caso concreto das rodovias federais concedidas. Em seguida, são apresentados os resultados a partir dos dados então disponíveis. Encerra-se este trabalho com um Capítulo de conclusões.



## 2 Revisão da Literatura Teórica e Empírica

### 2.1 Referencial Teórico

A tarifa consiste em uma contraprestação que os usuários praticam em face da utilização da infraestrutura pública disponibilizada pelo concessionário (GUIMARÃES, 2017). Assim, a tarifa se trata de preço arcado pelos usuários na esfera da relação jurídica contratual que trava com o concessionário, mas é também um preço regulado e controlado pelo poder concedente, em vista de sua ligação estreita com os valores intrínsecos ao serviço público. Além disso, também é elemento que integra a equação econômico-financeira do contrato de concessão, a qual pertence à esfera de relação entre concessionário e poder concedente.

De acordo com a Teoria da Regulação Econômica do Interesse Público (POSNER, 2004), uma vez que o mercado funciona de forma ineficiente, a intervenção do Estado se faz desejável, e até necessária. Ao se verificar a existência de uma falha de mercado - um monopólio natural, no caso do serviço de exploração da infraestrutura rodoviária - a regulação de preços neste mercado visa a garantir que os usuários não sejam explorados indevidamente pelo concessionário e que a equidade no acesso ao serviço seja assegurada.

Considerando que os monopólios não regulados tendem a produzir quantidades menores do serviço, ao passo que cobram preços maiores que aqueles maximizadores do bem-estar, o governo deve intervir de modo a simular um ambiente competitivo que, inclusive, incentive a realização de investimentos por parte do monopolista (PICOT et al., 2016).

TIROLE; LAFFONT (1993) afirmam que o regulador deve se apoiar exclusivamente nas informações contratuais detidas pelas firmas. As limitações informacionais, portanto, comprometem a eficiência da regulação. Esta é a chamada assimetria de informações entre regulador e regulado.

Portanto, os contratos de concessão devem incluir fortes incentivos, como o mecanismo do preço-teto (*price cap*) que não são indexados aos custos de produção das firmas, como um modo de vencer os problemas de assimetria de informação com os quais o regulador invariavelmente se depara (TIROLE, 2017). Dessa forma, o regulador autoriza uma tarifa máxima, e a firma pode escolher seus preços contanto que estejam abaixo do limite estabelecido e cubram a totalidade dos seus custos.

O modelo de preço-teto como forma de regulação com alto grau de incentivo pode envolver métodos de reajustamento limitado da tarifa a partir da conjugação de índices de produtividade (GUIMARÃES, 2017). Uma fórmula prestigiada na experiência britânica pela modalidade *price cap* é a RPI-X (*Retail Price Index* menos um fator de produtividade

X) ou IPC-X (índices gerais de preços menos um fator de produtividade X). Ou seja, aplica-se à tarifação um reajustamento segundo um índice geral de preços, limitado à evolução do valor-resultado por um fator de produtividade, que lhe subtrai um percentual arbitrado/calculado pelo poder concedente regulador.

Nesse cenário, a ideia é induzir o concessionário a buscar continuamente ganhos de produtividade durante a vigência do contrato, bem como dividir parte desses ganhos com os usuários, por meio de reduções tarifárias que impactam as empresas menos eficientes e, portanto, tendem a gerar ganhos de bem-estar para a sociedade.

AGRELL; BOGETOFT(2013) afirmam que uma das áreas mais proeminentes para aplicação das técnicas de *benchmarking* é justamente na regulação de monopólios naturais, uma vez que tais técnicas podem informar se determinada regulação produz efeitos econômicos em usuários e firmas reguladas de modo equilibrado.

O *benchmarking* - comparação do desempenho relativo entre empresas - é uma técnica bastante utilizada por reguladores de diversos países, como Noruega, Áustria, Finlândia, Holanda e Alemanha na regulação dos mais diversos tipos de serviços associados à infraestrutura. O objetivo da técnica é extrair uma métrica de desempenho relativo entre as empresas do setor regulado, de modo que possam ser identificadas aquelas mais eficientes. A eficiência relativa é então convertida em Fator-X, o qual será aplicado na equação tarifária de cada empresa, de modo que aquelas menos eficientes tenham um Fator-X maior, o que resultaria na diminuição do índice de reajuste tarifário ao qual fariam jus naquele período.

A ideia é que, ao final do próximo ciclo regulatório, aquelas empresas apontadas como menos eficientes tenham incentivo a melhorar o seu desempenho de modo que, na próxima aplicação do Fator-X, possam figurar entre as mais eficientes, para então conseguirem um maior índice de reajustamento tarifário. Portanto, o mecanismo descrito tende a equilibrar – de um lado – o ímpeto de maximização da receita pelas empresas reguladas (minimização do Fator-X) e – de outro – a produção de melhores resultados para os usuários daquele serviço público.

O que é apresentado neste trabalho é exatamente um modo objetivo de calcular a eficiência de diferentes concessionárias de rodovias na prestação do serviço de infraestrutura. Com esse parâmetro de eficiência, por sua vez, o regulador poderá compartilhar parte dos ganhos de produtividade do concessionário com os usuários do referido serviço, promovendo incentivos tanto do ponto de vista de melhores práticas e absorção tecnológica por parte das concessionárias, quanto uma maior universalização e qualidade do serviço prestado aos usuários das rodovias federais brasileiras, que é discutido de modo mais elaborado na Parte III desta tese.

## 2.2 Revisão da Literatura Empírica

A avaliação de desempenho de concessionárias ou serviços em infraestrutura de transportes pode utilizar técnicas para estimar funções de custo, como sendo o fator de comparação entre elas, conforme MASSIANI; RAGAZZI(2008) e SMITH(2012). Outros autores preferem utilizar funções de produção(AZEVEDO et al., 2012). Também é possível utilizar uma relação mais completa entre insumos e produtos, considerando ainda alguns aspectos relativos à qualidade dos serviços e à infraestrutura disponível (DIANA, 2010). Outros trabalhos, por sua vez, avaliam eficiência sob um enfoque específico, como eficiência técnica, uma relação entre a infraestrutura disponível e a sua utilização(SCOTTI et al., 2012).

FARSI; FILIPPINI(2004) estimaram por meio de diferentes métodos paramétricos a eficiência de custos de empresas de distribuição de energia na Suíça. O modelo de fronteira foi calculado utilizando quatro métodos: *Displaced Ordinary Least Squares* (DOLS), *Fixed Effects* (FE), *Random Effects* (RE) e *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). O banco de dados foi um painel desbalanceado do período de 1988 a 1996 de 59 concessionárias. Os resultados apontam para um melhor encaixe do modelo de FE na estimação das características da função de custo. Além disso, existe uma consistência mútua entre os resultados de eficiência obtidos a partir dos diferentes métodos. As diferenças entre os métodos aparecem, em particular, nas companhias que são tidas como as mais e as menos eficientes. Por isso, os autores recomendam que o *benchmarking* deve ser utilizado considerando diferentes modelos, com o objetivo de ser possível avaliar a consistência dos resultados.

WANG; TSAI (2009) afirmam que toda organização lucrativa irá estabelecer o máximo ganho como seu objetivo primário, e lutará para obter uma eficiência produtiva otimizada na conversão de "entradas"(*inputs*) em "saídas"(*outputs*). Então, seguem os autores, os indicadores financeiros podem prover uma base para avaliação da eficiência produtiva. Contudo, empresas estatais responsáveis por realização de serviços de manutenção em rodovias, servindo como organizações sem fins lucrativos, não podem ser avaliadas exclusivamente por meio de indicadores financeiros.

Assim, WANG; TSAI (2009) estudaram o desempenho de 31 trechos de manutenção de rodovias pertencentes ao *Directorate General of Highways* (DGH) de Taiwan. Os autores estavam especialmente interessados em avaliar o desempenho dos contratos de acordo com a topografia do local em que eram executados, se em terreno plano ou montanhoso. Para tanto, se valeram de dados em seção transversal do ano de 2002. O modelo de DEA utilizado pelos autores considera como variáveis de entrada o orçamento total, a força de trabalho e as máquinas utilizadas. As variáveis de saída foram a extensão da rodovia, o gasto ordinário em manutenção, os gastos emergenciais, e a receita proveniente de

utilização da faixa de domínio. Os pesquisadores então aplicaram o DEA-CCR e o DEA-BCC para estimar a eficiência técnica produtiva e de escala. Os resultados encontrados sugerem que, tanto para seções planas ou montanhosas com uma eficiência de escala menor que 100%, eles possuem retornos crescentes de escala. Concluem os autores que o DEA pode ser aplicado para o cálculo da magnitude e da direção das melhoras que devem ser realizadas nos contratos ineficientes de manutenção de rodovias.

WELDE; ODECK(2011) analisaram o nível de eficiência das companhias que administravam as rodovias pedagiadas da Noruega, no período de 2003 a 2008. Para isso utilizaram o DEA e o SFA. O estudo concluiu que existe grande variação de eficiência entre as empresas, e que as maiores tendem a ter melhor desempenho. Os autores também verificaram que existem evidências de ganhos de escala não explorados, e que as empresas melhoraram seu desempenho ao longo do tempo devido à evolução das tecnologias de cobrança de pedágio.

CORREA(2012), utilizou o DEA com o objetivo de comparar a eficiência no transporte ferroviário e rodoviário na Colômbia. As *Decision Making Units* (DMUs) escolhidas foram os tipos de caminhões e vagões. A avaliação foi feita tanto com o modelo CRS, como com o VRS, onde o segundo apresentou muitas DMUs eficientes (100%), o que dificultou a comparação. Além desta análise, considerou também apenas os caminhões e apenas os vagões. A conclusão do artigo é que o transporte ferroviário, em média, é mais eficiente que o rodoviário, apresentando um índice de eficiência de 74,4% contra 20,6%. Assim sendo, a sugestão é de que sejam feitos investimentos na infraestrutura ferroviária do país para o transporte de mercadorias.

GOMES et al.(2004) propuseram a avaliação dos serviços prestados por concessionárias de rodovias federais brasileiras por meio da Análise de Envoltória de Dados com retornos constantes de escala (DEA-CRS). Os dados para análise utilizados pelos autores referem-se às concessões Ponte Rio-Niterói, Rodovia Rio-Teresópolis, Rodovia Rio-Juiz de Fora, Rodovia Presidente Dutra e Rodovia Osório-Porto Alegre, correspondentes aos anos de 1999 e 2000. Os autores construíram dois modelos: um que considerou as variáveis acidentes/Km (*input*), investimento/Km (*output*) e tráfego/Km (*output*); e outro em que os *inputs* são acidentes/Km e receita-dia/Km, e o *output* é investimento/Km. O índice global de eficiência foi então calculado a partir dos dois modelos parciais, por meio de duas abordagens, uma denominada benevolente (basta que apenas em um dos modelos parciais a concessionária seja eficiente) e outra agressiva (o índice global é o produto dos índices parciais). Os autores verificaram uma tendência de melhoria das eficiências das concessionárias ao longo do tempo, porém salientam que dados atualizados seriam necessários para ratificar ou rejeitar esta tendência.

POSSAMAI(2006) utilizou o DEA para avaliar a eficiência técnica de concessionárias de rodovias do Rio Grande do Sul, no período de 2001 a 2004. As análises tiveram como foco a evolução das concessionárias em um período de quatro anos. Em relação ao método



DEA, os modelos foram orientados para a redução na utilização de insumos, considerando tecnologia de retornos variáveis e questões relativas à escala. As variáveis consideradas para a composição dos índices de eficiência foram: receita efetiva, receita total possível, índice de imagem, índice de acidentes, investimentos, despesas operacionais, extensão da rodovia e volume diário médio. Foram quatro os modelos propostos: eficiência empresarial; eficiência empresarial hipotética; eficiência de imagem; e eficiência de segurança. As análises realizadas pelo autor permitiram identificar que não há homogeneidade na gestão das empresas nos diferentes pólos, uma vez que os resultados foram distintos em termos de eficiência empresarial, de imagem e de segurança. Assim, concluiu o autor, há baixa correlação entre ser eficiente do ponto de vista de servir ao usuário e de ser eficiente na obtenção do lucro.

CLIMACO; MELLO; MEZA(2010) estudaram o desempenho de algumas rodovias concedidas no Brasil por meio do DEA, utilizando os mesmo dados e estendendo os resultados de GOMES et al.(2004). Os autores analisaram a eficiência relativa das concessões CONCEPA, CONCOR, CRT, Nova Dutra e Ponte, com dados do ano de 1999. Como o número de rodovias analisado era pequeno, CLIMACO; MELLO; MEZA(2010) recorreram ao modelo MCDEA, o qual afirmaram ser adequado para resolver este tipo de problema. Os autores ainda sugeriram a extensão do modelo CCR considerando duas funções objetivo extras. Os resultados, de acordo com os autores, permitiram verificar a percepção dos usuários acerca do alto valor do pedágio da Ponte Rio-Niterói em face do seu desempenho relativo.

O modelo DEA-BCC foi utilizado por AZEVEDO et al.(2012) a fim de avaliar a eficiência temporal de rodovias federais brasileiras concedidas entre os anos de 2005 a 2008. Foram avaliadas seis concessionárias, onde cada uma, em cada ano, foi considerada como uma DMU distinta. Dois modelos DEA foram considerados: o primeiro visou medir a eficiência da concessionária que administra a rodovia com relação ao uso de bens de capital e a gestão de pessoal na operacionalização da rodovia enquanto o segundo avaliou a eficiência da rodovia com relação ao uso das receitas e investimentos em segurança. Os resultados mostraram que a Nova Dutra, em ambos os modelos, possui índice de eficiência sempre crescente atingindo a máxima eficiência no ano de 2008. Quatro DMUs foram globalmente eficientes: Ecosul em 2005, Nova Dutra em 2008 e Ponte S.A. em 2007 e 2008.

FERREIRA et al.(2013) aplicaram o modelo DEA-BCC com orientação a *outputs* para análise da eficiência das rodovias federais brasileiras concedidas sob a perspectiva do usuário da rede de transporte. Os autores coletaram dados dos anos 2009, 2010 e 2011 para 14 contratos de concessão pertencentes às três etapas então vigentes. As variáveis do modelo DEA (médias aritméticas do período) eram: receita anual (*input*), taxa de acidentes (*input*) e investimentos(*output*). Como resultado do modelo, seis rodovias foram consideradas eficientes e oito ineficientes. Todas as rodovias ineficientes foram concedidas

na 1ª Etapa do Programa de Concessões e apenas uma da 1ª Etapa foi considerada eficiente.

MEDEIROS(2014) apresentou uma discussão sobre quais modelos regulatórios permitem o uso do *benchmarking* como ferramenta auxiliar na decisão e uma proposta de uso para o cálculo do Fator X. Realizou um estudo de caso sobre as concessionárias brasileiras de rodovias federais da 2ª etapa, visando obter o fator de eficiência de tais empresas, amparado nos métodos de análise de fronteira estocástica (SFA) e de análise envoltória de dados (DEA). Os dados usados pelo autor são do ano de 2012, e os insumos dos modelos de eficiência são: os custos relativos a serviços de manutenção e conservação; a depreciação e amortização; as despesas e demais resultados. Já para os produtos, são considerados: o índice de extensão ponderada da rodovia e os veículos equivalentes pedagigados. Então o autor calculou as eficiências individuais e de escala das concessionárias através dos métodos DEA-CRS, DEA-VRS e SFA. O Fator X, por seu turno, foi calculado como o produto entre a eficiência SFA (menos a unidade) e a eficiência de escala. Segundo o autor, a utilização de poucas DMUs motivou a obtenção de resultados inconclusivos. De mais em mais, o Fator X calculado para cada concessionária não seria suficiente para estimular ganhos de eficiência.

Profeta(2014) estudou os vários modelos de concessões de rodovias adotados no Brasil entre 2002 e 2012, pretendendo comparar a eficiência de cada um. Para realizar tal análise, adotou como metodologia a análise envoltória de dados (DEA-BCC) em dois estágios com uso de regressão *tobit bootstrap*. A autora separou os contratos de concessão em dois grupos: primeira etapa e segunda etapa. Na primeira etapa (contratos licitados em 1997/1998) estão os contratos de rodovias reguladas pelas entidades reguladoras federal (ANTT) e dos estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Bahia e Rio Grande do Sul. A segunda etapa (contratos licitados em 2007/2008) abrange os contratos de rodovias reguladas pelas entidades reguladoras federal (ANTT) e dos estados de São Paulo e Minas Gerais. Para as rodovias da primeira etapa, o modelo tem como insumo o custo total e como produtos a receita total e a avaliação do trecho concedido. Para as rodovias da segunda etapa, o modelo tem como insumo o custo total e como produtos a receita total, avaliação do trecho concedido e o volume equivalente de veículos. São variáveis que explicam a eficiência e integram a análise DEA em dois estágios: trecho cedido em km, tarifa média, volume equivalente de veículos (somente para a primeira etapa) e *dummies* que distinguem as entidades reguladoras de acordo com o seu tipo (se é agência reguladora ou não), unidade da federação e se pertence a algum grupo empresarial dominante. Os resultados revelaram que os modelos federal, gaúcho e paulista foram os que se apresentaram mais eficientes em relação aos demais. Além disso, segundo a autora, a participação das agências reguladoras é fator importante para explicar os níveis de eficiência do setor.

SALGADO; WILBERT; ROSANO-PEÑA(2016) avaliaram a eficiência na prestação do

serviço de 14 concessionárias de rodovias federais, com foco na diferença nas eficiências da primeira e segunda etapas do programa de concessão federal. Os autores utilizaram a análise envoltória de dados orientada a produto (*output*), com dados do período de 2010-2013, contendo informações de 14 concessões de rodovias, cinco pertencentes à 1ª Etapa e oito pertencentes à 2ª Etapa. Como insumos, foram utilizados o custo operacional por quilômetro e o fluxo de veículos; como produto foram utilizados o inverso do número de acidentes por quilômetro; o inverso da tarifa cobrada como pedágio; número de atendimentos por quilômetro; inverso da quantidade de Termos de Registro de Ocorrências (TRO). Os resultados mostraram que as concessões da segunda etapa apresentaram um melhor nível de eficiência na prestação dos serviços em comparação com a primeira etapa.

NEVES; BERTUSSI(2019), por sua vez, aplicaram os métodos DEA e SFA para a análise de eficiência de contratos de concessão de rodovias federais brasileiras. Partindo de uma base de dados de 21 contratos pertencentes às três etapas de concessões, no período de 2012 a 2016, os autores propuseram um modelo de análise voltado a *outputs*, em que os insumos são a receita total e o custo total dos contratos (de acordo com as demonstrações contábeis disponíveis na página oficial da Agência Nacional de Transportes Terrestres), normalizados pela extensão do trecho concedido, e o produto é o indicador avaliação geral do trecho concedido de acordo com as pesquisas anuais da CNT (Confederação Nacional dos Transportes). Os autores propuseram um modelo de *benchmarking* baseado especialmente no trabalho de Profeta(2014), e estimaram modelos DEA e SFA, com e sem variáveis contextuais. Os autores concluíram que, em média, as concessionárias federais conseguem produzir 84% do *output* máximo permitido, sendo que a concessionária mais eficiente entrega 92% do *output* máximo permitido.

Ante à literatura aqui exposta, podemos verificar que não há uma uniformidade quanto a escolha das variáveis que integram os modelos de análise de *benchmarking* dos contratos de concessões de rodovias. De qualquer modo, podemos remeter ao trabalho de MASSIANI; RAGAZZI(2008), no qual os autores afirmam que o produto de uma rodovia é composto por: disponibilização de certa capacidade, vazão do tráfego e qualidade de serviço. Podemos ver que os diversos modelos contidos na literatura de referência estão, de algum modo, avaliando um ou mais aspectos do produto desse tipo de contrato de concessão. Por isso que variáveis como receita, custo, tarifa média de pedágio, extensão e número de acidentes, acabam estando presentes na maioria desses modelos.

O presente trabalho, avança em relação à literatura colacionada, uma vez que, além de aplicar a técnica DEA aos contratos de concessão de rodovias, como feito na maior parte dos trabalhos, também aplica técnicas do tipo SFA (como em MEDEIROS,2014) e, de modo original, StoNED (*Stochastic Semi-Nonparametric Envelopment of Data*), desenvolvida por KUOSMANEN(2006) e KUOSMANEN; SAASTAMOINEN; SIPILÄINEN(2013). O método StoNED vem sendo utilizado com sucesso desde 2012 pela Autoridade do

Mercado de Energia da Finlândia (*Energiamarkkinavirasto-EMV*) e, de acordo com o nosso conhecimento, ainda não foi experimentado na avaliação de eficiência de contratos de concessão de rodovias no Brasil. Partimos então do modelo de NEVES; BERTUSSI(2019), discutimos as técnicas de *benchmarking*, como aplicá-las e de que modo podemos utilizá-las em conjunto no cálculo de um indicador de eficiência individual para os contratos de concessão de rodovias federais, utilizando dados do período de 2012 a 2016, abrangendo três etapas do programa federal de concessões para a exploração da infraestrutura rodoviária.

## 3 Dados, Métodos e Procedimentos

### 3.1 Base de dados

Um dos pontos mais sensíveis na realização da análise de *benchmarking* em concessões é a escolha das variáveis de *input* e *output* do modelo. É recomendável que se utilize prioritariamente variáveis que reflitam o uso de recursos na atividade sob análise (JAMASB; POLLITT, 2000).

O tratamento de dados não é estatístico, comparando o desempenho de uma empresa específica com a atuação real de outras firmas. No entanto, o modelo é sensível à escolha de variáveis de insumos e produtos. Também responde à quantidade de insumos e produtos utilizados na análise: quanto maior a quantidade agregada de insumos e produtos frente às DMUs, maior o número destas que serão consideradas eficientes.

Os critérios aqui utilizados para a escolha das variáveis foram:

1. facilidade de obtenção;
2. facilidade de interpretação no contexto;
3. transparência, uma vez que a informação deve ser preferencialmente pública;
4. confiabilidade (preferencialmente deve já ter sido auditada).

Assim, como um primeiro modelo de avaliação, foram selecionadas as seguintes variáveis, seguindo Profeta(2014):

- Como *outputs* (produtos): avaliação geral do trecho concedido (AVG), de acordo com as pesquisas anuais da Confederação Nacional dos Transportes. Esta pesquisa tem como objetivo avaliar as condições das rodovias pavimentadas brasileiras segundo a segurança e o desempenho observada pelos usuários, identificando as condições das vias que os afetam, direta ou indiretamente – em relação ao Pavimento, à Sinalização e à Geometria da Via. O resultado da análise combinada desses três elementos indica a classificação do Estado Geral das rodovias em péssimo, ruim, regular, bom e ótimo. No presente trabalho, utilizou-se a escala de um a cinco (nos moldes de uma escala *Likert*) para quantificar a avaliação dada para cada concessão. A nota de cada subtrecho dentro do trecho correspondente à rodovia concedida foi ponderada de acordo com a respectiva extensão para então resultar na nota geral da concessão.

- Como *inputs* (insumos): receitas totais (RT) também obtidas a partir das demonstrações financeiras auditadas das companhias, e disponibilizadas na página oficial da ANTT, divididos pelas respectivas extensões (EXT); custos totais (CT) obtidos a partir das demonstrações financeiras auditadas das companhias, e disponibilizadas na página oficial da ANTT, divididos pelas respectivas extensões (EXT). Os dados foram atualizados de acordo com o IPCA para janeiro de 2016.

Note-se que o modelo pode ser considerado bastante simples, pois se trata de um modelo com apenas dois *inputs* e um *output*. No caso, sendo utilizada a orientação a *output*, o objetivo é medir a eficiência das concessionárias quanto à gestão das suas receitas e custos em relação ao resultado percebido em termos de qualidade da rodovia. Assim, será mais eficiente a concessionária que tenha o melhor desempenho operacional.

Ainda sobre os dados, vale dizer que a ANTT não dispõe de um banco de dados organizado, de onde se possa simplesmente retirar as informações necessárias para a simulação de qualquer modelo. Normalmente, os dados sobre as concessionárias estão dispersos em várias planilhas, manipuladas apenas pelos especialistas que utilizam tais dados para a realização das revisões tarifárias e fiscalizações econômico-financeiras. Espera-se que, com a necessidade de realizar a análise de *benchmarking*, haja o impulso necessário para a melhor organização dos dados sobre as concessionárias de rodovias.

Outro aspecto importante sobre os dados que utilizamos, é que eles compreendem três etapas de concessões, ao todo, vinte e um contratos (vinte ativos e um encerrado). Portanto, o número de observações pode ser considerado restrito em uma primeira avaliação. Por outro lado, é importante considerar a peculiaridade de que, ao contrário da grande maioria dos estudos empíricos, se está realizando a análise não de uma simples amostra (de acordo com a própria ANTT, hoje existem vinte e dois contratos ativos<sup>1</sup>), da qual se pretende inferir resultados. Na verdade, em termos de seção transversal, estamos avaliando praticamente a própria população (uma população finita, pois a amostra possui o mesmo tamanho da população quando tomamos como referência o ano de 2016) naquele determinado período. Neste sentido, é possível assumir que a média amostral é aproximadamente igual à média populacional, e a variância da média tende a zero (BUSSAB; MORETTIN, 2017; NETO, 2017).

É possível trabalhar com dados em painel na análise de eficiência assumindo que o resultado de cada concessionária, em cada ano, representa uma DMU distinta, o que aumenta substancialmente o tamanho da amostra. Porém, neste caso, não se pode deixar de considerar que existe correlação e colinearidade entre os dados dos consecutivos anos, o que demanda também aplicação de outras técnicas mais sofisticadas.

<sup>1</sup> <<https://portal.antt.gov.br/informacoes-gerais>>

Ademais, a escolha das variáveis do modelo como apenas um *output* e dois *inputs* está adequada ao pequeno número de dados. Embora não haja consenso na literatura especializada sobre o número mínimo de observações, aconselha-se que o número de observações seja o maior possível, ou que, pelo menos seja o quádruplo do número de variáveis (TIRYAKI; ANDRADE, 2017). GOMES et al.(2004) alegam que o número de variáveis não deve ser superior à terça parte do número de observações. Por fim, a chamada "Regra de Ouro"(BANKER; CHARNES; COOPER, 1984) recomenda que, para utilizar os modelos DEA (CCR e BCC), o número de DMUs deve ser pelo menos igual a três vezes a soma total do número de variáveis (*inputs* e *outputs*) envolvidas, ou pelo menos igual ao produto do número de variáveis de *input* e *output*, adotando-se o critério associado ao maior número de DMUs necessárias.

Ante o todo exposto, mesmo sabendo que um conjunto pequeno de observações não é o ideal, entende-se que os resultados das simulações podem ser considerados válidos. Para diminuir eventuais distorções nas observações, que consideram conjuntamente os dados das três etapas de concessões, os *inputs* e os *outputs* são calculados como a média dos últimos cinco anos (uma aproximação razoável, visto que os resultados da análise dos dados em painel revelou não existirem variações sensíveis no tempo, mas somente entre as unidades).

Além do custo total médio por quilômetro (*custm*), da receita total média por quilômetro (*recm*) e da avaliação geral do trecho (*avgm*), foram utilizadas outras variáveis para verificar em que medida fatores externos poderiam interferir na eficiência calculada. Neste caso, são consideradas como variáveis exógenas (contextuais ou ambientais): o número de praças de pedágio por concessão (*npp*), a tarifa média a cada 100 km (*tarm*) e duas *dummies* *dEtapa2* e *dEtapa3*, que assumem o valor 1 quando a DMU pertence, respectivamente, à segunda e à terceira etapa, e 0 caso contrário.

## 3.2 Métodos e Procedimentos

Para a análise de eficiência de unidades de produção podem ser empregados vários métodos. Uma taxonomia básica pode ser feita de acordo com a Tabela 17<sup>2</sup>.

A seguir será feita uma breve apresentação dos métodos para análise de eficiência aqui empregados.

---

<sup>2</sup> OLS (*Ordinary Least Squares*) - Mínimos Quadrados Ordinários; COLS (*Corrected Ordinary Least Squares*) - Mínimos Quadrados Ordinários Corrigidos; CMAD (*Corrected Mean Absolute Deviation*) - Mínimos quadrados Ordinários Corrigidos pelo Desvio Absoluto; DEA (*Data Envelopment Analysis*) - Análise de Envoltória de Dados; SFA (*Stochastic Frontier Analysis*) - Análise de Fronteira Estocástica; StoNED - (*Stochastic Semi-Nonparametric Envelopment of Data*) - Análise de Fronteira Estocástica Semi-Não-Paramétrica.

Tabela 17 – Métodos para análise de eficiência.

	paramétrico	não-paramétrico
determinístico	OLS/COLS/CMAD	DEA
estocástico	SFA	StoNED

Fonte: Autor - adaptado de KUOSMANEN(2006).

### 3.2.1 Método DEA

O *Data Envelopment Analysis* (DEA) é uma abordagem de programação matemática axiomática para a análise de eficiência. A principal vantagem do DEA em comparação aos métodos econométricos, baseados em regressão, é o fato de tratar de modo não-paramétrico a fronteira de produção, e ser construído sobre os axiomas da teoria da produção como a monotonicidade, a convexidade e a homogeneidade (KUOSMANEN; JOHNSON; SAASTAMOINEN, 2015). É uma abordagem que não faz qualquer hipótese acerca da forma da função de produção e da função de distribuição de probabilidade da ineficiência das unidades de produção. Extrai seus resultados diretamente dos dados e, por isso, possui a desvantagem de atribuir todos os desvios da fronteira de produção à ineficiência.

A ideia do modelo DEA pioneiro de Charnes-Cooper-Rhodes (CCR ou CRS<sup>3</sup>) é escolher para cada DMU (*Decision Making Unit*) o conjunto de preços-sombra de insumos e produtos para os quais é obtida a máxima razão entre os produtos ponderados e os insumos ponderados, sujeitos a algumas restrições:

1. Todos os preços de insumos e produtos devem ser não-negativos;
2. Para todas as DMUs, a soma ponderada dos produtos não deve exceder a soma ponderada dos insumos.

O problema pode, então, ser expressado como um problema de programação linear. Seja  $x^j = (x_1^j, \dots, x_n^j)$  a cesta de  $n$  insumos utilizados e  $y^j = (y_1^j, \dots, y_m^j)$  a cesta de produtos produzidos pela firma  $j$  ( $j = 1, \dots, N$ ). Suponha que  $k$  é uma das firmas observadas e que se deseja medir a eficiência técnica desta firma  $k$ . A cesta de insumos-produtos desta firma  $k$  é  $(x^k, y^k)$ . O problema de otimização DEA (*output-oriented* - OO) é:

<sup>3</sup> CCR - Charnes-Cooper-Rhodes; CRS - *Constant Returns to Scale* - Retornos Constantes de Escala



$$\begin{aligned}
& \text{Max } \phi \\
& \text{s.t.} \\
& \sum_{j=1}^N \lambda_j x_{ij} \leq x_{ik} (i = 1, 2, \dots, n); \\
& \sum_{j=1}^N \lambda_j y_{rj} \geq \phi y_{rk} (r = 1, 2, \dots, m); \\
& \sum_{j=1}^N \lambda_j \geq 0 (j = 1, 2, \dots, m); \quad \phi \text{ irrestrito} \\
& \sum_{j=1}^N \lambda_j = 1
\end{aligned} \tag{3.1}$$

A eficiência técnica da firma  $k$  será medida por:

$$\tau_k = \frac{1}{\phi^*}, \text{ onde } \phi^* \text{ é a solução ótima do problema.} \tag{3.2}$$

A imposição da restrição de convexidade é o que diferencia os modelos de retornos constantes (CRS) e de retornos variáveis (VRS). A eficiência de escala pode, então, ser mensurada a partir dos índices calculados considerando os modelos CRS e VRS. Caso haja alguma diferença de eficiência técnica sob CRS e VRS, então existe um indicativo de ineficiência de escala.

Os escores de eficiência calculados podem ainda ser avaliados de modo que se busque entender quais os fatores exógenos (ambientais ou contextuais) afetam a eficiência de cada DMU. Neste chamado "segundo estágio" da análise DEA, os escores são regredidos contra as variáveis exógenas que se entende relevantes.

A escolha de um modelo para a realizar a regressão de segundo estágio no DEA não é tarefa trivial. A técnica econométrica mais utilizada é a regressão *tobit* (limite superior igual a 1 e limite inferior igual a 0), mas também podem ser utilizados métodos mais sofisticados, como o proposto por SIMAR; WILSON(2007) .

Neste trabalho será adotado o método de Simar e Wilson, no qual os autores assumem que a consistência dos parâmetros da regressão no segundo estágio não são afetados pelo uso de estimativa para os escores de eficiência no lugar dos seus reais valores. Duas hipóteses feitas por Simar e Wilson são particularmente relevantes (RAMALHO; RAMALHO; HENRIQUES, 2010). Primeiro, assumem que as variáveis exógenas não afetam a fronteira de eficiência. Segundo, assumem que os reais escores de eficiência seguem uma distribuição normal truncada. O resultado final do algoritmo será o vetor de escores de eficiência corrigidos de acordo com as variáveis exógenas.

### 3.2.2 Métodos paramétricos

Diferentemente dos métodos não-paramétricos do tipo DEA, os paramétricos partem de uma hipótese sobre a forma da fronteira de produção. Um modelo paramétrico de fronteira, com ineficiência técnica, orientação para o produto (*output-oriented* - *OO*) e variáveis contextuais, pode ser especificado como:

$$\begin{aligned}
 \ln y_i &= \ln y_i^* - u_i, \quad u_i \geq 0 \\
 \ln y_i^* &= f(x_i; \beta) + \delta_i' z_i + \nu_i \\
 \text{ou} & \\
 \ln y_i &= f(x_i; \beta) + \delta_i' z_i + \epsilon_i \\
 \epsilon_i &= \nu_i - u_i
 \end{aligned} \tag{3.3}$$

onde:  $y_i$  é um vetor de escalares de produtos observados;  $x_i$  é um vetor  $k \times 1$  de insumos;  $\beta$  é um vetor  $k \times 1$  de coeficientes;  $\delta_i$  é um vetor  $k \times 1$  de coeficientes para as variáveis contextuais;  $z_i$  é um vetor  $k \times 1$  de variáveis contextuais;  $\nu_i$  é um erro aleatório de média zero;  $u_i \geq 0$  é o efeito da ineficiência da produção;  $\epsilon_i$  é denominado erro composto.

A principal vantagem do SFA em comparação ao DEA, é a modelagem probabilística dos desvios da fronteira de produção, os quais são decompostos em um componente de ineficiência não-negativo e em um componente de erro idiossincrático, o qual deve considerar fatores não observáveis, como a heterogeneidade das firmas, o seu ambiente operacional, erros aleatórios de medida e de processamento de dados, erros de especificação, além de outras fontes de ruído (KUOSMANEN; JOHNSON; SAASTAMOINEN, 2015).

Seguindo o princípio da parcimônia (COELLI et al., 2005), segundo o qual deve ser escolhida a forma funcional mais simples e que, ao mesmo tempo, consiga produzir bons resultados, neste trabalho foi adotada a função Cobb-Douglas. Após a escolha da função de produção, a estimativa do modelo de fronteira passa, primeiramente, pela estimação dos parâmetros da função de produção e, posteriormente, pelo cálculo do valor da ineficiência para cada unidade.

Existem várias formas de se estimar a função de fronteira. Uma abordagem se baseia na não definição *a priori* de uma função de distribuição para os componentes de erro (*distribution-free approach* - DFA). A outra abordagem assume hipóteses específicas sobre a função de distribuição dos erros, e aplica o método da máxima verossimilhança (*parametric approach* - PA). Como os modelos DFA atribuem qualquer desvio da fronteira de produção a falhas na otimização da produção por parte das firmas, eles são considerados modelos de fronteira determinística (Tabela 17). Por outro lado, para se analisar o erro composto, é necessário assumir determinadas hipóteses sobre as funções de distribuição de probabilidade para os termos  $\nu_i$  e  $u_i$  da equação 3.3 (KUMBHAKAR; WANG; HORNCastle, 2015):

- $\nu_i$  *i.i.d.N*(0,  $\sigma_\nu^2$ ).
- $u_i$  *i.i.d.N*(0,  $\sigma_u^2$ ) (*half-normal*, exponencial).
- $\beta$  é um vetor  $k \times 1$  de coeficientes.
- $u_i$  e  $\nu_i$  são independentes.
- $u_i$  e  $\nu_i$  são não-correlacionadas com as variáveis explanatórias.

O índice de eficiência técnica da firma  $i$ , em relação à fronteira estimada é a razão entre o nível real de produto e o máximo possível:

$$\exp(-u_i) = y_i/y_i^* \quad (3.4)$$

Assim, o valor de  $\exp(-u_i) \times 100\%$  é o percentual do máximo de produto que é produzido pelo produtor  $i$ .

Nos modelos de fronteira determinística (DFA), a fronteira é estimada por meio de mínimos quadrados ordinários (OLS), mínimos quadrados ordinários corrigidos (COLS) e média absoluta dos desvios corrigidos (CMAD). Já nos modelos PA, assume-se uma determinada função de distribuição de probabilidade sobre a componente  $u_i$ , que pode ser exponencial ou *half-normal*.

### 3.2.3 Métodos estocásticos semi-não-paramétricos

KUOSMANEN(2012) afirma que os reguladores nórdicos estão entre os primeiros a adotarem técnicas de estimativa de fronteiras de produção para a regulação do setor de distribuição de energia elétrica. A Autoridade do Mercado de Energia da Finlândia (*Energiamarkkinavirasto-EMV*) utiliza o método DEA desde 1998(KUOSMANEN, 2012). Em 2010, A EMV patrocinou um projeto de pesquisa que buscou investigar como que as características dos métodos DEA e SFA poderiam ser integradas ao seu arcabouço regulatório. O principal objetivo do regulador era integrar o termo aleatório contido nos métodos do tipo SFA à fronteira de custos calculada por meio de métodos do tipo DEA, buscando assim melhor lidar com a heterogeneidade das firmas reguladas e o ambiente em que estas atuam. Ante os resultados obtidos por meio da análise empírica do setor regulado, o autor reporta que este novo método, denominado *Stochastic Semi-Nonparametric Envelopment of Data*(StoNED), foi adotado com sucesso pela autoridade Finlandesa a partir de 2012.

O método StoNED, desenvolvido em KUOSMANEN(2006) e KUOSMANEN; SAASTAMOINEN; SIPILÄINEN(2013), combina uma fronteira não-paramétrica estilo DEA com o tratamento estocástico do modelo geral SFA. Portanto, DEA e SFA podem ser vistos como

casos especiais de um modelo geral StoNED. As hipóteses menos restritivas do método StoNED permitem que este seja aplicado de modo mais abrangente (KUOSMANEN, 2012): é mais robusto em relação às incertezas oriundas tanto da forma funcional da fronteira, como do ruído estocástico.

JOHNSON; KUOSMANEN(2015) afirmam que o desenvolvimento do método StoNED não representa apenas um avanço técnico, mas também uma mudança de paradigma na análise de eficiência. O método permite que não se tenha que escolher entre a modelagem do ruído e a imposição de axiomas da teoria da produção, uma vez que o StoNED permite ambos.

No método StoNED, a regressão realizada por meio de OLS dos modelos paramétricos, é substituída por uma regressão não-paramétrica denominada *concave nonparametric least squares* (CNLS - mínimos quadrados côncavos não-paramétricos em tradução livre) (KUOSMANEN, 2006). A estimativa CNLS difere da OLS na medida que permite uma representação geral não-paramétrica monotônica e côncava da função de regressão. Formalmente, o problema de Programação Não-Linear Quadrática Convexa, para o conjunto de dados observados  $(\mathbf{x}_i, y_i)$ ,  $i = 1, \dots, n$ , considerando variáveis contextuais, retornos variáveis de escala (VRS) e na forma multiplicativa para cálculo da eficiência técnica, é dado por:

$$\begin{aligned} & \underset{\alpha, \beta, \varepsilon}{\text{Min}} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 \\ & \text{s.t.} \\ & \ln y_i = \ln(\phi_i + 1) + \delta' z_i + \varepsilon_i \quad \forall i \\ & \phi_i = \alpha_i + \beta_i' X_i - 1 \quad \forall i \\ & \alpha_i + \beta_i' X_i \leq \alpha_j + \beta_j' X_i \quad \forall i, j \\ & \beta_i \geq 0 \quad \forall i \end{aligned} \tag{3.5}$$

onde  $\alpha_i$  é o intercepto do hiperplano tangente;  $\beta_i$  é a inclinação do hiperplano tangente (produto marginal dos insumos - sub-gradientes  $\nabla f(x_i)$ );  $\varepsilon_i$  é o resíduo da solução do problema CNLS;  $\phi_i + 1$  é o estimador de  $E(y_i|x_i)$ ;  $z_i$  representa as variáveis contextuais;  $E(y_i|x_i) = \mu_* + \sigma_* \left[ \frac{\Phi(-\mu_*/\sigma_*)}{1-\Phi(-\mu_*/\sigma_*)} \right]$ ;  $\mu_* = -\varepsilon_i \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ ;  $\sigma_* = -\sigma_u^2 \sigma_v^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ ;  $\sigma_u$  e  $\sigma_v$  são estimados a partir do Método dos Momentos (MOM) ou do Método da Quase-Verossimilhança (QLE);  $\delta'$  representa os coeficientes das variáveis contextuais.

Utilizando a parametrização  $\sigma \equiv \sigma_u^2 + \sigma_v^2$  e  $\lambda \equiv \sigma_u / \sigma_v$ , a função log de máxima verossimilhança da regressão StoNED pode ser expressada como:

$$\ln L(y|\sigma^2, \lambda) = \frac{n}{2} \ln(2/\pi) - n \ln \sigma + \sum_{i=1}^n \ln \Phi\left[\frac{-\epsilon_i \lambda}{\sigma}\right] - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2 \quad (3.6)$$

onde  $\Phi$  é a função de distribuição normal acumulada padrão.

Para produzir os resultados mostrados neste trabalho, foram desenvolvidos *scripts* para execução no *software* STATA<sup>4</sup> e programas em linguagem Python<sup>5</sup> e R<sup>6</sup>.

---

<sup>4</sup> Para as estimativas dos modelos DEA e de fronteira, foram utilizadas os seguintes comandos disponíveis no próprio **STATA** e no *ssc* (*Statistical Software Components*): **teradial**(BADUNENKO; MOZHAROVSKYI, 2016), **tobit**, **simarwilson**(BADUNENKO; TAUCHMANN, 2019), **reg**, **qreg** e **frontier**.

<sup>5</sup> Para as estimativas do modelo StoNED, foram desenvolvidos códigos que utilizam as bibliotecas **pystoned**(DAI et al., 2020) e **pyomo**(Pyomo Developer Team, 2021) (a qual acessa as bibliotecas de algoritmos de otimização do *NEOS-SERVER*(Czyzyk; Mesnier; Moré, 1998))

<sup>6</sup> Para as análises do comportamento dos dados em painel, foram desenvolvidos códigos que utilizam o pacote **plm**(CROISSANT; MILLO, 2018).



## 4 Resultados e Discussões

Para avaliar a eficiência das concessionárias de rodovias federais, optou-se por um modelo orientado a *outputs*, tendo como variáveis de entrada (*inputs*) *cust\_km* e *rec\_km*, e como produto (*output*) *avg*. Vale frisar que, conforme apontado no capítulo anterior, optou-se por adotar a média dessas variáveis no período avaliado. Resultados de análise considerando os dados em painel, de efeitos fixos e de efeitos aleatórios, indicaram que não há variação temporal estatisticamente significativa para os dados analisados, de modo que a média é uma aproximação razoável do comportamento das variáveis de interesse no período analisado.

Nesta análise, o que se está buscando é a maximização do produto, mantendo constantes as entradas.

O sumário da análise DEA, considerando retornos variáveis de escala (DEA-VRS) pode ser visto na Tabela 18. Os três escores distintos representam os resultados da análise DEA "simples" (*deascore\_o*), da análise DEA *bootstrap* (*deascore\_bc*) e da análise DEA utilizando o procedimento de Simar-Wilson (*deascore\_sw*).

Tabela 18 – Estatísticas descritivas dos escores de Eficiência de acordo com o método DEA (e suas variações).

	Mean	SD	Min	Max	N
<i>deascore_o</i>	0.93	0.08	0.79	1.00	21
<i>deascore_bc</i>	0.92	0.08	0.79	1.00	21
<i>deascore_sw</i>	0.91	0.08	0.79	0.99	21

Fonte: Autor.

O cálculo dos escores de eficiência por meio dessas três formulações do DEA permitem ao regulador ter maior segurança quanto à consistência dos resultados.

O DEA em dois estágios permite corrigir os escores por meio de variáveis ambientais (Tabela 19) que acabem por impor às concessionárias uma espécie de "ambiente médio", e, assim, as diferenças de eficiência tenderão a estar quase que exclusivamente relacionadas à eficiência gerencial de cada empresa.

Na coluna (1)  $DEA_{tobit}$  constam os resultados de segundo estágio baseado no que a literatura chama de "análise ingênua", pois tão somente se faz a regressão truncada dos resultados de eficiência, o que gera diversos problemas na estimação dos parâmetros, especialmente em pequenas amostras (SIMAR; WILSON, 2007).

Por isso, o algoritmo de Simar-Wilson é bastante adequado para a geração de estimativas mais consistentes, como aquelas que constam da coluna (2)  $DEA_{sw}$ . Neste caso, é possível

Tabela 19 – Resultado da regressão no segundo estágio do modelo DEA.

	(1)	(2)
	$DEA_{tobit}$	$DEA_{sw}$
npp	0.0152 (1.53)	0.0724 (0.98)
tarm	0.00194 (0.13)	0.0196 (0.30)
dEtapa2	-0.0240 (-0.22)	-0.0509 (-0.10)
dEtapa3	-0.0600 (-0.58)	-0.304 (-0.60)
_cons	1.040*** (7.39)	-0.479 (-0.44)
/		
var(e.tobscore)	0.00924** (3.08)	
sigma		0.154* (2.44)
$N$	19	21

*t* statistics in parentheses  
\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$   
npp - número de praças de pedágio;  
tarm - tarifa média do trecho;  
dEtapa2 - *dummy* para contratos da 2ª Etapa;  
dEtapa3 - *dummy* para contratos da 3ª Etapa.

Fonte: Autor.

verificar que nenhuma das variáveis contextuais é significativa a 5%, o que permite inferir que a sua inclusão no modelo como *input* não alteraria os resultados da análise de eficiência. É interessante notar também que as *dummies* para os contratos da 2ª e 3ª Etapas de concessão não são significativas estatisticamente a 5% de significância, permitindo assim inferir que as diferenças existentes entre as modelagens contratuais não teve influência estatisticamente significativa sobre os resultados em termos agregados.

O resultado da análise em dois estágios na Tabela 20 considera como eficiente aquela DMU que tem o valor mais próximo de 1. Então, na Tabela 20 estão as estatísticas dos resultados do primeiro ( $eff_{dea}$ ) e segundo ( $eff_{2Sdea}$ ) estágios (usando o método de Simar-Wilson). Nota-se que as concessões da 3ª Etapa são as que sofrem maior influência da inclusão das variáveis contextuais na modelagem (ainda que estas não sejam estatisticamente



significativas), cuja média sofreu uma redução de de 4,448% nos escores de eficiência, enquanto que nas outras etapas houve uma redução de 2,723%. Se considerarmos somente os resultados do modelo de DEA em dois estágios, as três etapas de concessões apresentam desempenho médio muito próximo.

Tabela 20 – Resultado da análise DEA por etapa de concessão.

Etapa	Método	N	Mean	SD	Min	Max
<b>1ª Etapa</b>	$eff_{dea}$	6	0,939	0,095	0,791	1,000
	$eff_{2Sdea}$	6	0,913	0,091	0,787	0,994
	Diferença		<b>-2,723%</b>			
<b>2ª Etapa</b>	$eff_{dea}$	8	0,923	0,0873	0,7913	1
	$eff_{2Sdea}$	8	0,908	0,083	0,786	0,992
	Diferença		<b>-1,476%</b>			
<b>3ª Etapa</b>	$eff_{dea}$	7	0,946	0,079	0,817	1,000
	$eff_{2Sdea}$	7	0,904	0,081	0,797	0,994
	Diferença		<b>-4,448%</b>			

Fonte: Autor.

Conforme destacado anteriormente, a análise utilizando mais de um método tende a permitir que seja verificada a consistência do modelo proposto. Ao se optar pela análise paramétrica, é possível avaliar se a forma funcional, considerando os parâmetros de entrada e saída, gera resultados adequados com a teoria de fronteira de produção.

SCHMIDT; LIN(1984) propuseram o teste  $\sqrt{b1}$  para verificar se a assimetria dos resíduos de um modelo SFA é coerente com a teoria. Para os modelos SFA que estimam a fronteira de produção, com o erro composto  $\epsilon = \nu_i - u_i$ , com  $u_i \geq 0$  e  $\nu_i$  normalmente distribuído em torno de zero, os resíduos de uma regressão por OLS devem apresentar uma distribuição assimétrica para a esquerda ( $\sqrt{b1} < 0$ ).

$$\sqrt{b1} = \frac{m_3}{m_2\sqrt{m_2}} \quad (4.1)$$

onde  $m_2$  e  $m_3$  são o segundo e o terceiro momentos dos resíduos, respectivamente. COLLI(1995) propôs um teste alternativo, denominado  $M3T$  (Equação 4.2). Se o valor do teste for estatisticamente significativo ao nível de 1%, o modelo de fronteira estocástica está bem especificado.

$$\sqrt{b1} = \frac{m_3}{\sqrt{m_2^3/N}} \quad (4.2)$$

Aplicando os testes  $\sqrt{b1}$  e  $M3T$  ao modelo proposto neste trabalho, obtemos  $\sqrt{b1} = -0,713$  e  $M3T = -1,335$ . Os testes indicam que os resíduos são assimétricos para a esquerda, porém o resultado não é significativo a 1% ( $|-1,335| < |1,96|$ ). Neste caso, foi necessário realizar a inspeção visual por meio da curva de densidade dos resíduos, a qual confirmou a assimetria para a esquerda indicada pelo teste  $\sqrt{b1}$ .

Portanto, assume-se que o modelo de fronteira está corretamente especificado, e assim é possível proceder com as estimativas considerando válidas as hipóteses sobre a distribuição do erro composto.

Constam da Tabela 21 os resultados da análise de fronteira estocástica utilizando os métodos que não assumem qualquer forma para a distribuição de  $u_i$ : Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), Mínimos Quadrados Ordinários Corrigidos (COLS), Mínimos Quadrados Ordinários Corrigidos de acordo com a mediana (CMAD); e métodos que assumem uma forma especificada para a distribuição de  $u_i$ : Fronteira Estocástica com a função de distribuição *Half-Normal* (HN), Fronteira Estocástica com a função de distribuição Exponencial (EXP), Fronteira Estocástica com a função de distribuição *Half-Normal* com variáveis exógenas (HNEX e HNEX2) e Fronteira Estocástica com a função de distribuição Exponencial com variáveis exógenas (EXPEX). Estão reportados na Tabela 21 apenas os resultados das especificações em que houve convergência nas estimativas da função log de verossimilhança.

Ao se comparar as diversas estimativas, verificamos que os sinais dos coeficientes dos *inputs* são os mesmos para os diversos modelos. Para os modelos que não assumem uma função de distribuição para  $u_i$ , verifica-se que os coeficientes são aproximadamente iguais e não são significativos estatisticamente. Por outro lado, os diversos modelos de fronteira estocástica que assumem uma determinada função de distribuição para  $u_i$ , as variáveis de *input* são estatisticamente significativas até o nível de 5% de significância para os modelos com variáveis contextuais, havendo uma diferença marginal em sua magnitude.

A magnitude dos efeitos marginais das variáveis explanatórias da ineficiência, por sua vez, não pode ser avaliada diretamente a partir dos resultados, dado que existe uma relação não linear entre os coeficientes calculados e as variáveis. Como neste trabalho interessa muito mais verificar a coerência dos cálculos entre os diversos métodos para análise de eficiência, não será avaliada a magnitude desses coeficientes e tão somente o seu sinal.

Os coeficientes devem aqui ser interpretados com cautela, uma vez que estão relacionados à *ineficiência* de uma unidade de produção. Logo, o aumento dos custos (que englobam também investimentos no trecho concedido) aumenta a nota de avaliação geral da concessionária, enquanto que as receitas diminuem tal avaliação. Estes resultados vão ao encontro do que é verificado na realidade dos contratos de concessão de rodovias federais, uma vez que o aumento das tarifas de receitas arrecadadas não necessariamente são traduzidas

Tabela 21 – Sumário dos modelos SFA.

	(OLS)	(COLS)	(CMAD)	(HN)	(HNX)	(HNX2)	(EXP)	(EXPX)
	l_avg	l_avg	l_avg	l_avg	l_avg	l_avg	l_avg	l_avg
main								
l_cust	-0.0337 (-0.71)	-0.0337 (-0.71)	-0.0422 (-0.51)	-0.0891 (-1.20)	-0.0269 (-0.70)	-0.106*** (-9737470.56)	-0.106*** (-1.51e+07)	-0.0423 (-1.89)
l_rec	0.0395 (1.10)	0.0395 (1.10)	0.0468 (0.74)	0.0747 (1.36)	0.0410 (1.39)	0.0872*** (13856162.56)	0.0872*** (21383358.20)	0.0519 (1.89)
_cons	1.322*** (7.52)	1.322*** (7.52)	1.325*** (4.29)	1.600*** (11.36)	1.331*** (9.34)	1.632*** (49439682.54)	1.632*** (77066416.51)	1.344*** (5.73)
l <sub>insig2v</sub>								
_cons				-36.06 (-0.05)	-5.593*** (-8.61)	-36.32*** (-138.14)	-37.19*** (-110.26)	-5.338*** (-8.35)
l <sub>insig2u</sub>								
npp						0.470* (2.45)	0.181 (1.48)	0.256 (1.11)
tarm						0.122 (1.08)	0.176*** (8.91)	0.353 (0.80)
dEtapa2						-1.620 (-1.48)		
dEtapa3						-2.730* (-2.35)		
_cons				-3.692*** (-11.96)	-5.439*** (-5.66)	-5.748*** (-4.48)	-5.894*** (-8.15)	-10.14 (-1.94)
<i>N</i>	21	21	21	21	21	21	21	21

*t* statistics in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Fonte: Autor.

em melhorias nos trechos concedidos. Vários relatórios do Tribunal de Contas da União apontam este fato (BRASIL, 2019).

As variáveis exógenas, por sua vez, devem afetar o desempenho dos produtores, seja por meio da sua influência na estrutura tecnológica utilizada para converter os insumos em produtos, seja por meio da sua influência na eficiência com a qual os insumos são convertidos em produtos.

De acordo com KUMBHAKAR; WANG; HORNCastle(2015) tal abordagem foi inicialmente incentivada pelos estudos acerca dos problemas de heterocedasticidade na variável aleatória  $u_i$ . Porém, verificou-se que o estudo poderia ser aplicado também à análise dos determinantes exógenos da ineficiência. Ainda de acordo com os autores, diferentemente do DEA, no caso do SFA a prática recomendada, devido aos problemas relacionados ao viés do estimador, é que se utilize a análise em um único estágio (KUMBHAKAR; WANG; HORNCastle, 2015). Tal procedimento foi o aqui adotado.

Quanto às variáveis contextuais, *npp* e *dEtapa3* são estatisticamente significativas somente no modelo HNEX. O modelo HNEX2, estimado para comparação direta com o modelo EXPEX, por seu turno, indicou que *tarm* é estatisticamente significativo, aspecto este não captado pelo modelo que assume uma distribuição exponencial para  $u_i$ .

O número de praças de pedágio e a tarifa (apesar de estatisticamente insignificantes a 5%) contribuem positivamente para a ineficiência (ou negativamente para a eficiência). Ao mesmo tempo, os coeficientes das *dummies* de etapa mostram que o fato de a concessão pertencer à Segunda ou à Terceira Etapa implica em um efeito negativo na ineficiência (ou positivo na eficiência). Este resultado sugere aprendizado ao longo das etapas de concessões rodoviárias federais brasileiras, com avanços na eficiência medida nas etapas mais recentes em relação à primeira etapa realizada ainda na segunda metade dos anos 90. Ademais, esse resultado está em consonância com aquele obtido por SALGADO; WILBERT; ROSANO-PEÑA(2016), que também encontraram evidências de melhor eficiência na segunda etapa em relação à primeira.

Estimadas as equações para a fronteira estocástica, são então calculados os resíduos e, a partir destes, o escore de eficiência. O sumário dos resultados está na Tabela 22.

Tabela 22 – Estatísticas descritivas dos escores de Eficiência de acordo com os métodos de fronteira.

	Mean	SD	Min	Max	N
$eff_{ols}$	1.00	0.09	0.78	1.14	21
$eff_{cols}$	0.88	0.08	0.69	1.00	21
$eff_{cmad}$	0.88	0.08	0.68	1.00	21
$eff_{hn}$	0.79	0.08	0.69	1.00	21
$eff_{hnx}$	0.79	0.08	0.69	1.00	21
$eff_{hnx2}$	0.79	0.08	0.69	1.00	21
$eff_{exp}$	0.82	0.05	0.79	1.00	21
$eff_{expx}$	0.82	0.04	0.80	1.00	21

A  $eff_{ols}$ , conforme esperado, apresenta valor máximo maior que 1, pois a formulação OLS assume que todo o ruído estatístico está relacionado tanto com a omissão de variáveis relevantes do modelo, quanto com erros de medida e a ineficiência. A fronteira estocástica, por sua vez, permite que os valores estejam limitados acima, com valor máximo igual a 1. Os escores  $eff_{cols}$  e  $eff_{cmad}$  possuem uma correção no cálculo dos resíduos de modo que há a garantia de que os valores de eficiência estarão dentro da fronteira de produção. Por isso que, no caso dos modelos COLS e CMAD, o máximo valor de eficiência é 1, conforme prescreve a teoria.

Nos modelos de fronteira estocástica verifica-se a consistência da forma funcional proposta, uma vez que há coerência - na média - entre os escores de eficiência calculados por meio dos diversos modelos, reforçando o resultado do teste de distribuição dos resíduos comentado anteriormente.

Os resultados indicam também haver uma diferença bastante relevante entre as estimativas paramétricas OLS e COLS e as estimativas de fronteira estocástica *half-normal* e exponencial. Tal diferença está em conformidade com a literatura, uma vez que os métodos

baseados em mínimos quadrados estão mais propensos a gerar resultados inconsistentes, enquanto que os métodos baseados em máxima verossimilhança estão menos propensos a este problema (KUMBHAKAR; WANG; HORNCastle, 2015).

Passando-se agora para a análise das estimativas de eficiência com a aplicação do método StoNED (com e sem variáveis contextuais), após a estimação, é necessário realizar um teste de normalidade nos resíduos, o qual identifica se a distribuição é assimétrica (conforme preconizado pela teoria). Portanto, um p-valor  $< 0.05$  indica que os resíduos não são estatisticamente diferentes de uma distribuição normal no nível de 5% de significância, e que o modelo está inadequadamente especificado. Realizando o teste para os modelos StoNED e StoNEZD, foram obtidos os valores de 0,076 e 0,151, respectivamente. Portanto, os resíduos são assimétricos e o modelo é válido.

As estatísticas descritivas dos resultados dos indicadores de eficiência calculados aplicando os métodos StoNED( $eff_{StoNED}$ ) e StoNEZD( $eff_{Stz}$ ) encontram-se na Tabela 23.

Tabela 23 – Estatísticas descritivas dos escores de eficiência de acordo com os métodos StoNED e StoNEZD.

-	Mean	SD	Min	Max	N
$eff_{StoNED}$	0.920	0.060	0.760	0.990	21
$eff_{Stz}$	0.930	0.050	0.810	0.980	21

Fonte: Autor.

Na média, os indicadores de eficiência são mais altos que aqueles obtidos por meio dos métodos paramétricos. KUOSMANEN; SAASTAMOINEN; SIPILÄINEN(2013) afirmam que escores mais altos com o método StoNED são esperados, uma vez que este considera explicitamente o termo de ruído, e captura a heterogeneidade das firmas e do seu ambiente de operação através do uso das variáveis contextuais  $z$ . Porém, KUOSMANEN; SAASTAMOINEN; SIPILÄINEN(2013), não comparou o método StoNEZD com métodos DEA e SFA que utilizam variáveis contextuais.

Neste trabalho, ao contrário, foram calculados escores com o DEA em dois estágios e com o SFA considerando variáveis contextuais. Portanto, pode-se afirmar que o método StoNEZD apresenta valores mínimos maiores que aqueles obtidos para os modelos SFA com variáveis  $z$ , e muito próximos àqueles dos modelos DEA. Os únicos modelos SFA que possuem valores de eficiência mínimos próximos aos obtidos com o modelo StoNEZD são os que utilizam a função de distribuição exponencial para  $u_i$  (Tabela 22). Na média, os modelos mais favoráveis às firmas individuais são o DEA (sem variáveis contextuais - Tabela 18) e o StoNEZD (Tabela 23).

A Tabela 24 mostra que a correlação entre os diversos métodos é estatisticamente significativa ( $p < 0.001$ ), sendo que há alta correlação positiva entre as estimativas StoNED, StoNEZD e as obtidas pelo DEA. A correlação é positiva, porém mais fraca, entre as estimativas de fronteira determinística e aquelas do DEA, e há correlação negativa entre as estimativas paramétricas e DEA. A correlação é também forte e positiva entre as estimativas de fronteira determinística e StoNED/StoNEZD. Em contrapartida, há alta correlação negativa entre as estimativas de fronteira estocástica e StoNED/StoNEZD, sendo que a mais fraca ocorre para a estimativa com o SFA exponencial com variáveis de contexto (coeficiente de correlação igual a  $-0,68$ ).

De um modo geral, é possível perceber que há robustez nos resultados obtidos pois, na média, os resultados tendem a um patamar semelhante e a correlação entre as diversas estimativas é alta e estatisticamente significativa. Destarte, o modelo proposto, juntamente com a aplicação dos diversos métodos para a obtenção dos escores de eficiência constituem um *framework* adequado para a implementação de uma regulação voltada à eficiência das concessões de infraestrutura rodoviária em nível federal.







## 5 Conclusão

Este trabalho teve como objetivo contribuir para o debate acerca dos mandamentos legais e contratuais impostos à ANTT no que tange ao incentivo à eficiência dos serviços prestados pelas concessionárias que atuam nas rodovias federais concedidas.

A análise de eficiência de monopólios regulados pelo Estado pode ser feita por meio da chamada análise de *benchmarking*, a qual consiste em avaliar de modo comparativo a eficiência das diversas firmas, baseando-se em parâmetros de entrada (*input*) e saída (*output*). O resultado da análise de eficiência, por sua vez, pode ser utilizado como ferramenta regulatória para criar mecanismos de incentivos para estimular as firmas reguladas a entregarem melhores serviços aos usuários.

Neste trabalho foi apresentada uma comparação entre diferentes métodos de mensuração de desempenho presentes na literatura de regulação econômica. Foram cotejados variados métodos de *benchmarking* baseados na ideia de fronteira de eficiência: paramétricos (baseados em Mínimos Quadrados Ordinários e *Stochastic Frontier Analysis*, não-paramétricos (*Data Envelopment Analysis*, puro, com correção de viés e em dois estágios) e estocásticos semi-não-paramétricos (*StoNED*).

Em que pese o pequeno número de unidades para análise (21 concessionárias), este trabalho buscou pautar a escolha das variáveis do modelo considerando apenas um *output* e dois *inputs*, de modo que este se adequasse ao pequeno número de dados. Foram, então, seguidas as regras disponíveis na literatura, acerca da proporção entre *inputs*, *outputs* e o número de observações, o que garantiu a consistência dos resultados e das análises.

Foi apresentado também o arcabouço teórico que embasou a metodologia proposta, mostrando que as ferramentas escolhidas, apesar de já usadas por reguladores estrangeiros a alguns anos, representam o estado da arte na análise de *benchmarking*, restando clara a importância de se discutir a implementação sistemática de uma avaliação desse tipo nos contratos de concessão rodoviária no Brasil.

Com a estruturação fundamentada do modelo de *benchmarking*, com seus insumos e produtos, foram realizadas estimativas por meio dos diversos métodos disponíveis para cálculo dos escores de eficiência de cada concessionária. As diversas metodologias demonstraram-se consistentes entre si, e se constituem um arcabouço metodológico interessante e robusto para a prática regulatória voltada à eficiência.

Os resultados obtidos são importantes, pois ampliam a análise feita por artigos anteriores, considerando todos os contratos vigentes de três etapas de concessões rodoviárias federais, além de demonstrar a aplicação de diversos métodos de *benchmarking*. Ademais, ao calcular

os escores de eficiência, o trabalho fornece insumos para discussão de políticas públicas a serem adotadas no futuro, e também para o comportamento do próprio regulador (ANTT), que pode aplicar ferramentas de incentivo à maior produtividade das concessionárias de rodovias federais.

## Parte III

# Proposta de Metodologia de Cálculo do Fator-X em Contratos de Concessão para Exploração da Infraestrutura Rodoviária Federal



# 1 Introdução

Em linguagem simplificada, o Fator X é uma medida de desempenho, de eficiência do concessionário. A ideia é que o concessionário busque ganhos de produtividade durante o longo período de vigência de sua concessão, e que parte desse ganho fique retido com a própria concessionária (que teria, portanto, incentivos pra continuar almejando e buscando incorporar novas técnicas e ampliar, com isso, sua produtividade), enquanto outra parte seja revertida em forma de menor tarifa para o usuário do serviço público concedido. Ou seja, os ganhos de produtividade obtidos durante a execução do contrato seriam compartilhados entre a concessionária e o usuário final.

A Lei nº 8.987, de 13 de fevereiro de 1995 (Lei Geral de Concessões)(BRASIL, 1995) estabelece em seu art. 6º que toda concessão pressupõe a prestação de serviço adequado ao pleno atendimento dos usuários, sendo que o serviço adequado é que aquele que satisfaz, dentre outras condições, a eficiência. A mesma lei também imputa ao poder concedente o dever de estimular o aumento da produtividade e incentivar a competitividade dos serviços concedidos.

Para cumprir tais preceitos legais, o regulador deve alterar a estrutura de incentivos ou o conjunto de ações possíveis do concessionário de modo que este, ao maximizar o seu retorno sobre o contrato, acabe também maximizando o bem-estar coletivo, fornecendo assim um serviço adequado aos usuários. Nesse sentido, a teoria econômica e a experiência internacional(AGRELL; BOGETOFT, 2013) tem demonstrado que a aplicação de regulação da tarifa por preço-teto (price cap), associada ao Fator X, tende a incentivar ganhos de produtividade por parte do setor regulado.

Agências reguladoras federais como Agência Nacional de Energia Elétrica(ANEEL) (BRASIL, 2020) e Agência Nacional de Aviação Civil (ANAC) (BRASIL, 2017) adotaram em sua regulação tarifária um Fator-X baseado na Produtividade Total dos Fatores de Produção (PTF).

A Agência Nacional de Transportes Terrestres(ANTT), na Terceira Etapa - Fase Dois (BRASIL, 2012), no contrato de concessão da BR-101/BA/ES incluiu o Fator-X da seguinte forma:

- Fator X : compartilhamento, com os usuários do Sistema Rodoviário, dos ganhos de produtividade obtidos pela Concessionária;
- Fator X varia, quinquenalmente, de 0 a 1% e será revisto, com a mesma periodicidade, pela ANTT, com base em estudos de mercado por ela realizados, de modo a contemplar a projeção de ganhos de produtividade do setor rodoviário brasileiro.

A ANTT, em um primeiro momento, adotou valores fixos para aplicação do Fator-X a serem deduzidos da Tarifa de Pedágio, conforme a Tabela 25.

Tabela 25 – Fator X - Cláusula 16.3.3 do Contrato de Concessão constante do Edital de Concessão n° 001/2011 .

Período da Concessão	Fator X(%)
Até o 5º ano do Prazo da Concessão	0,00
Do 6º ao 10º ano do Prazo da Concessão	0,25
Do 11º ao 15º ano do Prazo da Concessão	0,50
Do 16º ao 20º ano do Prazo da Concessão	0,75
Do 21º ao 30º ano do Prazo da Concessão	1,00

Neste caso, a equação tarifária do contrato tinha a seguinte forma:

$$\begin{aligned} \text{Tarifa de Pedágio Praticada} &= \text{Fator por Praça} \times \text{Tarifa Básica de Pedágio} \\ &\times IRT \times (1 - \text{Fator X}) \end{aligned} \quad (1.1)$$

onde o Fator por Praça, de acordo com a cláusula 16.3.4 da minuta de contrato, tem os valores seguintes valores para as praças de pedágio de 1 a 7 (em ordem)<sup>1</sup> - 61,9; 83,0; 77,8; 75,2; 77,3; 65,3; 35,6 -, a Tarifa Básica de Pedágio é o valor resultante das revisões tarifárias estabelecidas nas cláusulas 16.4 e 16.5 do contrato de concessão; IRT é o índice de reajustamento para atualização monetária do valor da Tarifa de Pedágio (baseada no IPCA). Segundo o contrato, Tarifa Básica de Pedágio deverá ser aquela resultante das revisões estabelecidas nas subcláusulas supramencionadas, e é aquela que consta da proposta vencedora do leilão.

Porém, nos editais e contratos que se seguiram, a ANTT manteve o Fator-X na equação tarifária e não explicitou a metodologia para o seu cálculo, conforme pode ser verificado na cláusula 18.4.5 do Contrato de Concessão da BR-163/MT(ANTT, 2013):

O Fator X, cujo valor será igual a 0(zero) até o final do 5º (quinto) ano do Prazo da Concessão, será revisto, quinquenalmente, pela ANTT, com base em estudos de mercado por ela realizados, de modo a contemplar a projeção de ganhos de produtividade do setor rodoviário brasileiro, não gerando qualquer reequilíbrio econômico-financeiro ao Contrato.

Em relatório de outubro de 2015(World Bank, 2015), ao analisar os documentos para a licitação da BR-476/153/282/480/PR/SC, o Banco Mundial explicitou a sua preocupação quanto à ausência de previsão de um método exato para o cálculo do Fator-X, bem como de regras claramente definidas para a sua aplicação. Neste caso, o risco causado por tal

<sup>1</sup> Não consta do contrato a memória de cálculo dos fatores para cada praça de pedágio.

deficiência foi classificado como alto, tanto para a obtenção de financiamento, como para a atração de potenciais investidores.

Para suprir tal lacuna regulatória, a ANTT incluiu em sua Agenda Regulatória 2015/2016(BRASIL, 2015) o projeto "Metodologia de Cálculo do Fator-X", que foi mantido na Agenda até o biênio 2019/2020(BRASIL, 2019).

Porém, durante o processo licitatório da RIS (Rodovia de Integração do Sul), ao ser questionada sobre o cálculo do Fator-X, a ANTT assim manifestou-se ("Ata de Respostas aos Pedidos de Esclarecimentos", pg. 66(BRASIL, 2018)):

24.Nos termos da subcláusula 17.6.4 da Minuta de Contrato, o Fator X, cujo valor será igual a 0 (zero) até o final do 5º (quinto) ano do Prazo da Concessão, será revisto quinquenalmente pela ANTT, com base em estudos de mercado por ela realizados, de modo a contemplar a projeção de ganhos de produtividade, não gerando qualquer reequilíbrio econômico-financeiro do Contrato de Concessão. Tendo em vista a referência à realização de estudos de mercado na subcláusula 17.6.4 da Minuta de Contrato, estamos entendendo que a aplicação do Fator X não tomará em consideração ganhos de produtividade que advenham da performance individualizada e específica da Concessionária, mas sim eventuais ganhos de produtividade relacionados ao setor rodoviário como um todo. Está correto o nosso entendimento?

**O fator X será suprimido do Contrato de Concessão.**

De fato, o contrato da RIS foi assinado sem incluir o Fator-X na sua equação tarifária, e hoje o Edital de Concessão nº 01/2021 da BR-153/414/080/TO/GO (BRASIL, 2021) não o inclui, tampouco, no cálculo da tarifa teto, conforme consta da minuta de contrato:

$$TP = TCP \times TBP \times (1 + \sum PTH) \times (1 - D + A + E) \times IRT + (FCM \times IRT) + C \quad (1.2)$$

onde:  $TP$  é a tarifa de pedágio a ser efetivamente cobrada dos usuários;  $TCP$  é a extensão de cobertura de determinada praça de pedágio para fins de fixação e cobrança da tarifa de pedágio;  $TBP$  é o valor básico da tarifa de pedágio em R\$/km;  $PTH$  são os pesos TH (trecho homogêneo) específico associado a cada praça de pedágio a ser aplicado na Reclassificação Tarifária de acordo com valores pré-estabelecidos no contrato;  $D$  é o redutor da Tarifa Básica de Pedágio, utilizado como mecanismo de aplicação do Desconto de Reequilíbrio relativo ao não atendimento aos Parâmetros de Desempenho, conforme previsto no contrato;  $A$  é o incrementador da Tarifa Básica de Pedágio, utilizado como mecanismo de aplicação do Acréscimo de Reequilíbrio no caso de conclusão antecipada de obras e serviços da Frente de Ampliação de Capacidade e Melhorias, conforme previsto no contrato;  $E$  é o incrementador da Tarifa Básica de Pedágio, utilizado como mecanismo de aplicação do Acréscimo de Reequilíbrio relativo à conclusão de obras do Estoque de Melhorias;  $IRT$  é índice de reajustamento para atualização monetária do valor da Tarifa

de Pedágio;  $FCM$  é a forma de calcular o impacto no equilíbrio econômico-financeiro do Contrato em decorrência da inclusão de obras e serviços no seu escopo;  $C$  é o redutor ou incrementador da Tarifa Básica de Pedágio, utilizado como mecanismo de reequilíbrio do Contrato aplicável a eventos que gerem impactos exclusivamente na receita e nas verbas indicadas.

Portanto, a ANTT, ao invés de buscar desenvolver a metodologia para cálculo do Fator-X, resolveu eliminá-lo dos contratos de concessão, indo no sentido contrário daquilo que é considerado uma boa prática regulatória tanto em nível nacional, como em nível internacional.

Nesse contexto, o presente trabalho busca propor uma metodologia que se baseie na aplicação da análise de eficiência desenvolvida na Parte II desta tese, para o cálculo do Fator-X e a sua inclusão na equação tarifária dos contratos de concessão para exploração da infraestrutura rodoviária.

Além desta introdução, recorreremos ao referencial teórico e à revisão da literatura especializada no Capítulo 2. No capítulo 3 apresentamos a metodologia a ser utilizada, e prosseguimos à sua aplicação para o caso concreto das rodovias federais concedidas no capítulo 4. Encerramos este trabalho com uma capítulo de conclusões.



## 2 Referencial teórico e revisão da literatura

### 2.1 Referencial teórico

Com o intuito de fundamentar economicamente a discussão sobre a implementação do Fator-X em contratos de concessão, é necessário revisar brevemente alguns conceitos fundamentais sobre a teoria dos mercados competitivos e dos fenômenos econômicos que emergem da sua não existência quando encontramos os chamados monopólios naturais. A necessidade de regulação dos serviços de infraestrutura baseia-se fortemente em tais conceitos e na ideia de maximização do bem-estar social em um contexto não competitivo.

Um mercado competitivo é caracterizado pela existência do chamado **Equilíbrio Competitivo (ou Walrasiano)**. A alocação  $(x_1^* \dots x_I^*, q_1^* \dots q_J^*)$  e o vetor de preços  $p^* \in \mathfrak{R}^L$  constituem um equilíbrio competitivo se as seguintes condições são satisfeitas (MAS-COLELL et al., 1995):

- **Maximização da receita:** cada firma  $j$ ,  $y_j^*$  resolve:

$$\underset{y_j^* \in Y_j}{Max} p^* \cdot y_j \quad (2.1)$$

- **Maximização da utilidade:** cada consumidor  $i$ ,  $x_i^*$  resolve:

$$\begin{aligned} & \underset{x_i^* \in X_i}{Max} u_i(x_i) \\ & \text{s.t. } p^* \cdot x_i \leq p^* \cdot \omega_i + \sum_{j=1}^J \theta_{ij} \cdot (p^* \cdot y_j^*) \end{aligned} \quad (2.2)$$

- **Markets clear: oferta = demanda** cada bem  $l = 1 \dots L$ :

$$\sum_{i=1}^I x_{li}^* = \omega_l + \sum_{j=1}^J y_{ji}^* \quad (2.3)$$

Uma melhora no sentido de Pareto é identificada quando um projeto é implementado, ponderando seus custos e benefícios, e há a possibilidade de melhorar a saída para algum agente, sem piorá-la para outro. O ótimo no sentido de Pareto ocorre quando não é possível realizar uma melhora no sentido de Pareto.

O "Primeiro Teorema do Bem-Estar", por sua vez, afirma que, se o preço  $p^*$  e a alocação  $(x_1^* \dots x_I^*, q_1^* \dots q_J^*)$  constituem um equilíbrio competitivo, então esta alocação é ótima no sentido de Pareto. Em outras palavras, quando um mercado é completo, qualquer equilíbrio competitivo é necessariamente ótimo no sentido de Pareto (MAS-COLELL et al., 1995).

O equilíbrio competitivo tem três propriedades importantes para fins de avaliação de bem-estar (CIRACE, 2018):

- A quantidade demandada pelos compradores é igual à quantidade ofertada pelos vendedores, tal que não exista excesso ou escassez;
- O que os compradores pagam por cada unidade do produto é igual ao custo marginal para a sociedade de produzir uma unidade a mais daquele produto;
- Existe uma alocação eficiente de recursos, o que significa a não necessidade (impossibilidade) de reorganizar a produção de modo que sejam produzidos itens que os consumidores desejem por um preço menor.

Para a avaliação do bem-estar a teoria econômica neo-clássica baseia-se ainda em duas medidas importantes: o Excedente do consumidor ( $CS$ ) e o Excedente do produtor ( $PS$ ). O primeiro representa a diferença entre o valor que os consumidores estavam dispostos a pagar pelo bem, e aquilo que eles de fato pagaram devido à existência do equilíbrio competitivo (CIRACE, 2018). O último é a diferença entre o que os produtores recebem pela sua produção, e o valor mínimo que é necessário para fazê-los produzirem o bem (CIRACE, 2018). O chamado Excedente social ( $CS + PS$ ) é a soma dos excedentes do produtor e do consumidor. Se considerarmos somente a existência de custos variáveis para a firma ( $tvc$ ), formalmente temos (JEHLE; RENY, 2011):

$$\begin{aligned}
 CS + PS &= \left[ \int_0^q p(\xi) d\xi - p(q)q \right] + [p(q)q - tvc(q)] \\
 &= \int_0^q p(\xi) d\xi - tvc(q) \\
 &= \int_0^q [p(\xi) - mc(\xi)] d\xi
 \end{aligned} \tag{2.4}$$

onde  $p$  representa um vetor de preços;  $q$  representa um vetor de quantidades;  $tvc$  representa os custos variáveis da firma em função de  $q$ ;  $mc$  é o custo marginal da firma.

O equilíbrio de mercado é representado pelo par  $(\bar{p}, \bar{q})$ , que indica o ponto de interseção das curvas de oferta e de demanda, resultando na maximização de  $CS$  e  $PS$ , conforme indicado na Figura 15.

Quando não é possível garantir o equilíbrio de mercado, podem surgir os chamados monopólios. Um único produtor é monopolista quando possui o poder de aumentar os preços acima do nível eficiente, dependendo da sua habilidade de reduzir a oferta e criar uma escassez artificial no mercado. A capacidade de sustentar o preço acima do nível eficiente é chamado de poder de monopólio (CIRACE, 2018).

Os monopólios tendem a ser ruins para os consumidores de três formas (CIRACE, 2018): (1) restringem a produção a um nível inferior ao eficiente; (2) causam a má-alocação de recursos do produtor (por restringir o nível ótimo de produção, seus recursos em excesso são utilizados em setores competitivos); (3) o preço de monopólio é maior que

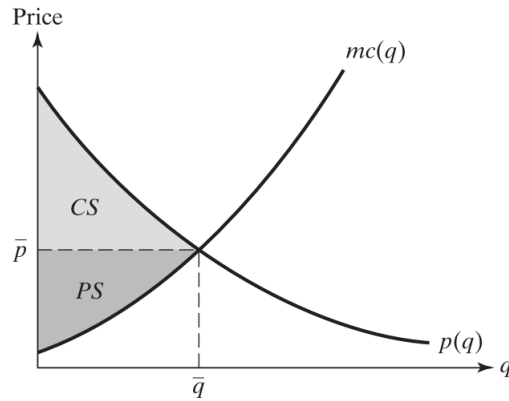


Figura 15 – Equilíbrio de mercado.

Fonte: (JEHLE; RENY, 2011)

aquele obtido em equilíbrio de mercado, portanto, o monopolista se apropria de parte do excedente do consumidor (*deadweight loss*). Formalmente:

$$\begin{aligned}
 p'(q^h)q^h + p'(q^h) &= mc(q) \\
 \text{como } p'(q) < 0 \text{ para todo } q \geq 0, \\
 \text{então } p'(q) > mc(q) & \tag{2.5} \\
 \int_{q_0}^{q^h} [p(\xi) - mc(\xi)]d\xi > 0
 \end{aligned}$$

Neste caso, os excedentes do consumidor e do produtor não são maximizados e, como mostra a Figura 16, o preço praticado pelo produtor está acima do preço de equilíbrio, com uma quantidade ofertada menor que a demanda, gerando uma situação de escassez "artificial" no mercado.

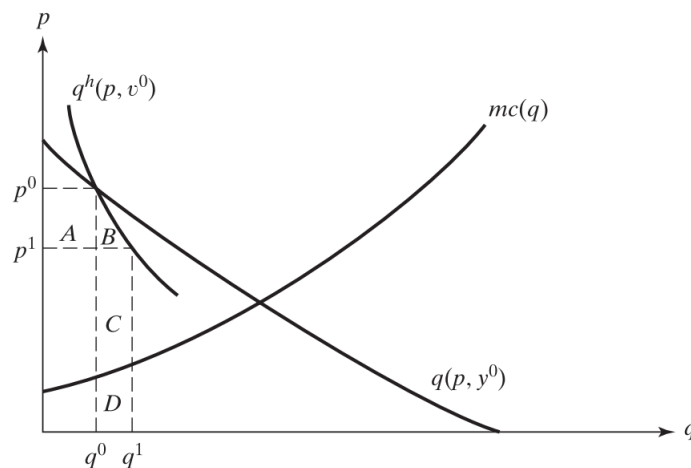


Figura 16 – Ineficiência do equilíbrio de monopólio.

Fonte: (JEHLE; RENY, 2011)

Ainda que não sejam inicialmente desejáveis, monopólios podem emergir naturalmente

quando a tecnologia de produção apresenta economias de escala e/ou de escopo, o que é comum nos setores de infraestrutura, aí incluídas as rodovias e ferrovias.

Cabe ao regulador, portanto, o papel de limitar a tarifa cobrada pela empresa em um patamar inferior à tarifa de monopólio, de forma a maximizar o bem-estar social mas, ao mesmo tempo, remunerando a empresa o suficiente para que ela continue interessada em produzir e investir (PINHEIRO; RIBEIRO, 2017).

Na teoria econômica moderna, o problema regulatório é expresso como um jogo entre o principal (o regulador) e os agentes (empresas reguladas) - uma situação em que há comportamento estratégico. O problema da regulação é basicamente o de controlar uma ou mais empresas que possuem informação superior ao regulador sobre a sua tecnologia e seus esforços em diminuir custos (BOGETOFT; OTTO, 2010).

A mera delegação da tarefa pelo Estado (principal), faz com que a empresa delegatária (agente) tenha acesso a informações que não estão disponíveis àquele, como o custo de oportunidade do projeto e a tecnologia que deverão ser utilizados na sua consecução (LAFFONT; MARTIMORT, 2009).

As assimetrias de informação relacionadas aos custos e escolhas tecnológicas, e à demanda, dificultam a tarefa do regulador de manter a tarifa a um preço acessível ao usuário, ao mesmo tempo em que garante a manutenção da qualidade do serviço prestado pela empresa delegatária do serviço público (TIROLE, 2017).

Esta relação agente-principal cria dois tipos de assimetria de informação: a seleção adversa e o risco-moral. O primeiro tipo está relacionado ao melhor conhecimento que o agente privado tem sobre o projeto e suas variáveis de custo e operação; o segundo advém do fato de que suas ações também afetam o custo e a demanda através da gestão dos seus recursos humanos, decisões estratégicas, o gerenciamento de riscos, entre outros (TIROLE, 2017).

De acordo com ARMSTRONG; COWAN; VICKERS (1994):

Em um mundo ideal, o regulador de uma empresa seria onisciente, benevolente, e teria amplos poderes para se pré-comprometer. A informação disponível para o regulador - relativa à demanda do consumidor, os custos da firma, e as possibilidades de reduzir custo, por exemplo - não seria então de forma alguma inferior àquela conhecida pela firma, o regulador optaria por agir como o 'grande custodiante do interesse público' e teria os meios para se comprometer com qualquer contrato regulatório dinâmico.

Longe do mundo ideal, o problema do principal é então criar mecanismos de incentivos que mitiguem os problemas informacionais inerentes ao jogo regulatório.

De modo formal, podemos modelar o papel do regulador (principal) como um problema de maximizar a média ponderada do excedente do consumidor  $S(q) - t$  e da receita do

monopólio regulado  $U = t - \theta q$ , com um peso  $\alpha < 1$  para a receita da firma (BARON; MYERSON, 1982), onde  $t$  é o pagamento; e  $\theta$  é o custo marginal.

A função objetivo do principal é  $V = S(q) - \theta q - (1 - \alpha)U$ . Como  $\alpha < 1$ , existe um custo social decorrente do excedente transferido para o agente (*rent*).

O menu de contratos ofertados ao agente pelo principal só é considerado factível em incentivos, se forem satisfeitas as restrições de incentivo e de participação (LAFFONT; MARTIMORT, 2009). Para dois tipos de agentes, eficiente ( $\bar{\theta}$ ) e ineficiente ( $\underline{\theta}$ ), temos:

$$\begin{aligned}
 & \text{(incentivo:)} \\
 & t - \underline{\theta} q \geq \bar{t} - \underline{\theta} \bar{q} \\
 & \bar{t} - \bar{\theta} \bar{q} \geq \underline{t} - \bar{\theta} q \\
 & \text{(participação:)} \\
 & \underline{t} - \underline{\theta} q \geq 0 \\
 & \bar{t} - \bar{\theta} \bar{q} \geq 0
 \end{aligned} \tag{2.6}$$

A maximização do bem-estar social esperado, obedecendo às restrições de incentivo e participação, leva a  $q^{SB} = q^*$  para o tipo eficiente, e a uma diminuição da distorção para o tipo ineficiente,  $\bar{q}^{SB} < \bar{q}^*$ , com  $\nu$  sendo a proporção de agentes ineficientes, é dada por (LAFFONT; MARTIMORT, 2009):

$$S'(\bar{q}^{SB}) = \bar{\theta} + \frac{\nu}{1 - \nu} (1 - \alpha) \Delta \theta \tag{2.7}$$

Assim, um valor maior de  $\alpha$  reduz a distorção do produto, porque o regulador está menos preocupado com a distribuição do excedente na sociedade à medida que  $\alpha$  cresce. Se  $\alpha = 1$ , o excedente da firma não possui mais custo e o regulador se comporta como um maximizador puramente eficiente (solução *first-best*) em todos os estados da natureza.

De modo bastante sintético, podemos apontar duas formas de regulação tarifária, que tem por objetivo minimizar as distorções criadas pelo monopólio natural: *Rate of Return regulation* e *Price-Cap regulation*.

A regulação pela taxa de retorno (*Rate of Return regulation*) se baseia na obtenção de dados sobre os custos da empresa para estabelecer a tarifa com base nos custos variáveis mais um adicional para remunerar o capital investido pela empresa (PINHEIRO; RIBEIRO, 2017). Esta técnica pretende estabelecer a relação estável entre o custo de investimento e o retorno projetado ao investidor (MOREIRA, 2016).

Já a regulação por preço-teto (*Price-Cap regulation*), foca essencialmente na eficiência do serviço delegado (MOREIRA, 2016). São estabelecidas previamente as metas e níveis

de qualidade na prestação do serviço, mas é controlado apenas o preço a ser cobrado do usuário.

A tarifa-teto é controlada por meio da comparação direta com outros prestadores do mesmo serviço, ou ainda por meio de um critério conhecido como **IPC - X** (corrige-se a tarifa por meio de um índice de preços, mas dela é reduzida o Fator X - que é calculado por meio de fórmula previamente fixada no ato regulatório ou contrato)(MOREIRA, 2016).

O preço-teto então é controlado com base na eficiência das outras empresas presentes no mercado regulado. Logo, se um concessionário for menos eficiente, o seu investimento terá perdas de rentabilidade proporcionais à sua ineficiência.

Dito isso, a regulação por preço-teto pode funcionar como uma regulação por incentivos, pois induz o concessionário a buscar ganhos de produtividade durante a vigência do contrato, sem exigir ou demandar que o principal (o Estado ou a agência reguladora) precise conhecer a estrutura de custos das empresas reguladas. É esse o tipo de regulação (em tese) praticado pela ANTT nos contratos de rodovias federais analisados neste trabalho.

## 2.2 Revisão da literatura

No relatório do Acórdão 1174/2018 prolatado pelo plenário Tribunal de Contas da União(BRASIL, 2018), assim manifestou-se a unidade técnica da Corte (excertos):

147. A regulação dos serviços públicos baseada nos custos fomenta a ineficiência do prestador e a ampliação dos custos do serviço, acarretando, em última instância, o aumento das tarifas. (...)

150. **Para mitigar os efeitos da assimetria de informações e fomentar a eficiência do serviço e a modicidade tarifária, o legislador estabeleceu que a remuneração do serviço (tarifa) não mais estaria vinculada aos custos do serviço prestado, mas à proposta vencedora da licitação.**

151. Consequentemente, **buscou-se estimular a eficiência**, uma vez que, com a tarifa fixada pela proposta vencedora, quanto maior a diferença entre a remuneração estabelecida e os custos reais do serviço, maiores serão os ganhos da empresa, que será impelida a promover a adoção de soluções de melhor custo-benefício. Similarmente, a assimetria de informação em relação aos custos deixa de ser um problema, dado que esses não compõem mais parâmetro de definição da tarifa (*sic*). (...)

152. Esta sistemática de incentivos também funciona para a execução de obras previstas no escopo inicial da concessão. A partir da remuneração definida na sua proposta de preço, o concessionário tem o interesse de executar as obras de maneira eficiente, com qualidade e sem majorar preços e quantidades: definindo a melhor geometria, escolhendo materiais com elevada durabilidade e qualidade, menor custo ao longo da vida útil e que permitam o alcance dos parâmetros de desempenho e a redução dos custos com manutenção.

153. Desse modo, o legislador criou uma estrutura que alinha os interesses do Poder Concedente aos interesses do prestador de serviço. O primeiro almeja a prestação de um serviço adequado e eficiente (art. 6º da Lei 8.987/95); o segundo, maiores ganhos econômicos. Se o concessionário prestar um serviço adequado e eficiente, consequentemente auferirá maiores lucros. Em linhas gerais, o **alinhamento de interesses** de ambas as partes, dificulta um comportamento oportunista e favorece o cumprimento do contrato por ambas as partes. (grifos nossos)

Portanto, o regime de *price-cap* é reconhecido pela Corte de Contas, tendo como fundamento o arcabouço legislativo vigente, como aquele que deveria ser aplicado pela ANTT na regulação dos contratos de concessão para a exploração da infraestrutura rodoviária.

Segundo TIROLE(2017), entre as reformas necessárias a serem adotadas pelos reguladores ao redor do mundo, com base em trinta anos de pesquisas em Teoria Econômica, está a introdução de mecanismos aprimorados de incentivos que compartilhem os ganhos de eficiência entre operadores da infraestrutura e seus usuários, entre os quais destacam-se as técnicas de *benchmarking*.

Neste caso, o mecanismo de incentivos busca aumentar o bem-estar social introduzindo, da melhor forma possível, a competição perfeita nos mercados de infraestrutura. Há a imposição de uma tarifa-teto, ao longo de um período regulatório, ajustado por variações nos valores alvos (medidas exógenas) dos preços de insumos, qualidade e eficiência impostos pelo regulador(ÉGERT, 2016).

No regime de *price-cap*, o regulador estabelece um teto tarifário para cada contrato por um período regulatório previamente estabelecido (normalmente de 4 a 5 anos) (BOGETOFT; OTTO, 2010). Em termos de receitas, o modelo básico envolve a previsão da evolução da produtividade anual do mercado regulado ( $x$ ), mais um fator de produtividade individual ( $x^k$ ), que deve refletir o nível de custos históricos praticados pela empresa e a sua necessidade de atingir as melhores práticas do mercado:

$$R^k(t) = C^k(0)(1 - x - x^k)^t, t = 1, \dots, T \quad (2.8)$$

onde  $R^k(t)$  é a receita no período  $t$ ;  $C^k(0)$  é o custo praticado pela empresa no período 0;  $x$  é um requisito de eficiência global (PTF);  $x^k$  é um requisito de eficiência individual.

Podemos associar ao regime de *price-cap*, o regime de *yardstick competition*. Neste, o regulador busca mimetizar um mercado competitivo o mais próximo possível por meio da utilização de dados observados para estimar a real função de custo da empresa em cada período, ao invés de regular com base em uma previsão de funções de custo *ex-ante*(BOGETOFT; OTTO, 2010). Em sua forma mais simples, o regime de *yardstick competition*, aplicado à receita (*ex-post*)  $R^k(t)$ , permitida a uma concessionária  $k$ , no

período  $t$ , tomando como referência os custos das outras empresas do mesmo setor regulado  $h = 1, \dots, k - 1, k + 1, \dots, K$ , seria :

$$R^k(t) = \frac{1}{K - 1} \sum_{h \neq k} C^h(t), t = 1, 2, \dots \quad (2.9)$$

O regime de *yardstick competition* apresenta duas características que devem ser destacadas quanto à estrutura de incentivos: (1) a receita da concessionária não é determinada pela sua própria estrutura de custos, mas pelo desempenho das outras empresas reguladas; (2) a evolução da produtividade é medida ao invés de prevista (BOGETOFT; OTTO, 2010).

A regulação tarifária de serviços de infraestrutura, tendo como base o regime de *price-cap* associado à ideia de *yardstick competition*, vem sendo adotado por reguladores em países Europeus desde o final da década de 90 do século passado. Entre estes, podemos citar Finlândia, Alemanha, Inglaterra, Noruega, Suécia, Dinamarca, entre outros (KUOSMANEN, 2012).

Conforme mostramos anteriormente por meio da teoria econômica, a regulação por incentivos objetiva mitigar os problemas informacionais que emergem da relação agente-principal nos monopólios naturais, pois a tarifa cobrada pelo monopolista regulado deve ser independente dos custos por ele praticados, os quais são desconhecidos pelo regulador (POLLITT, 2005).

Inclusive, um dos efeitos diretos de uma regulação deficiente, que não procura mitigar as assimetrias informacionais, é a alta incidência de renegociações contratuais (GUASCH; LAFFONT; STRAUB, 2008).

O Tribunal de Contas da União, por meio dos votos condutores dos Acórdãos 283/2016-Plenário (BRASIL, 2016b) e 943/2016-Plenário (BRASIL, 2016a), apontou a alta incidência de inexecuções e renegociações contratuais que ocorrem nos contratos de concessão regulados pela ANTT. O relatório do Acórdão 1174/2018-TCU-Plenário (BRASIL, 2018) reitera tal apontamento. Em relatório de Auditoria Operacional de 2019 (BRASIL, 2019) a equipe técnica do TCU afirma o seguinte (excertos):

61. Conhecidos tais riscos, mostra-se **alarmante o generalizado aumento das tarifas de pedágio acima da inflação em decorrência da inclusão de investimentos não previstos inicialmente nos editais e contratos**, mesmo após verificado pela própria autarquia reguladora o alto nível de inexecução dos investimentos inicialmente pactuados, como descrito no Acórdão 1.174/2018TCU-Plenário.(...)

305. A diferença entre a tarifa praticada e aquela reajustada pela inflação reflete o **impacto de renegociações contratuais** ocorridas ao longo do tempo. Isso porque, à medida de que novos serviços ou investimentos são aditivados nos contratos de concessão, a tarifa é revisada de modo a refletir o reequilíbrio contratual.

306. Os resultados revelam que a tarifa efetivamente praticada nas concessões é sempre superior àquela ajustada apenas pela inflação, de modo



que a diferença entre os valores se torna maior para as concessões mais antigas. Assim, os indicadores obtidos mostram que as tarifas praticadas nas concessões: da 1ª Etapa, superam a variação da inflação em patamares de 19,79% a 79,9%; da 2ª Etapa, decorridos dez anos de contrato, de 16,59% a 43,01%; e, da 3ª Etapa, de 2,36% a 33,65%, decorridos cerca de 4 anos do início dos contratos. (grifos nossos)

Ao lado dos modelos teóricos, estudos empíricos também apontam para a necessidade de impor um regime regulatório focado em incentivos e, de preferência, baseados em algum tipo de *benchmarking*.

Ao avaliar a influência dos ciclos políticos sobre o risco de renegociações em contratos de infraestrutura de transportes, Aguirre (AGUIRRE, 2016) analisou 27 contratos regulados pela autoridade peruana, entre 2003 e 2011. Os resultados apontam que o impacto da não adoção do sistema ( $IPC - X$ ) é estatisticamente significativo e negativo.

GUASCH; LAFFONT; STRAUB (2008), avaliaram a alta incidência de renegociações em contratos de concessão nos setores de abastecimento de água e de infraestrutura de transportes na América Latina. Baseando-se em um modelo reduzido de regulação, em que as renegociações ocorrem em face de um *enforcement* imperfeito nos termos firmados, os autores utilizaram uma base de dados de 307 contratos, e chegaram à conclusão de que há uma alta probabilidade (mais de 70%) de ocorrerem renegociações quando as autoridades regulatórias adotam o regime de *price-cap* - esquema regulatório que prevalece em 75% da amostra. Os autores apontam que a alta incidência de renegociações e o curto período em que estas começam a ocorrer (em média 2 anos), estão intimamente relacionados ao fato de que as renegociações tendem a converter o esquema de *price-cap* puro em *rate of return regulation* quando a situação macroeconômica do país está deteriorada. Isto é possibilitado pela ausência de mecanismos de incentivo adequados, especialmente baseados em performance, e a sua mitigação pode ocorrer por meio da adoção de esquemas híbridos de regulação.

Há, desta forma, bases teóricas e empíricas que suportam a hipótese de que a adoção de um regime regulatório do tipo ( $IPC - X$ ), em que o  $X$  se baseie em análises de *benchmarking*, pode colaborar na redução da incidência de renegociações nos contratos de concessão para exploração da infraestrutura rodoviária.

Além das renegociações contratuais, o Tribunal de Contas da União aponta em seu relatório de Auditoria Operacional de 2019 (BRASIL, 2019) que, ademais de as tarifas praticadas pelas concessionárias de rodovias federais superarem aquelas que deveriam ser cobradas no caso de serem realizados somente os reajustes tarifários devido à inflação (atribuídas principalmente à alta reincidência de renegociações contratuais), as concessionárias obtêm recursos também de operações de crédito junto ao BNDES. Dados do banco coletados pelo TCU mostram que os valores contratados pelas concessões de rodovias federais

totalizaram R\$ 16.191.804.097,86 (em valores históricos). E há ainda, no mínimo, outros R\$ 96.226.034,00 (também em valores históricos) repassados às concessionárias entre 2002 e junho de 2018 pelo BNDES, por meio de operações automáticas, e que não precisam passar por avaliação prévia daquele banco.

Ainda de acordo com o mesmo relatório do TCU:

Em 2014, por exemplo, a diferença, custeada pela sociedade, representaria aproximadamente 4,65% (Selic de 11,65% - Juros de 2% - TJLP de 5%). Isso equivaleria a um subsídio anual potencial, sobre todos os recursos liberados até então, sem atualização, da ordem de R\$ 403 milhões ao programa de concessões, via BNDES, considerando os valores apresentados pela ANTT (4,65% dos R\$ 8.662.968.484,55 liberados até aquele ano). Conforme indicado na Tabela 9 acima, a arrecadação total de pedágios no Procofe, no mesmo ano de 2014, foi de aproximadamente R\$ 3,6 bilhões, também em valores históricos, de modo que os subsídios podem ter proporcionado mais de 11% adicionais às empresas, consideradas de forma global.

Mesmo utilizando recursos subsidiados, as concessionárias de rodovias federais tiveram a possibilidade de realizar sucessivas renegociações contratuais, postergando obrigações e levando à execução parcial de seus contratos (BRASIL, 2019).

O exposto sugere que os recursos expressivos obtidos através do BNDES não foram utilizados de modo eficaz, a despeito das contrapartidas exigidas pelo banco. E, conforme mostramos na Parte I desta tese, ao realizarmos a análise do impacto dos empréstimos do BNDES sobre o nível de investimento agregado da economia brasileira, no período entre 2002 e 2019, podemos concluir que, de fato, os valores repassados às empresas pelo banco não geraram ganhos para a economia nacional, ainda que olhemos exclusivamente para o setor de infraestrutura.

Este cenário de deficiência regulatória dos contratos de concessão de rodoviárias federais é um forte indicativo sobre a necessidade de serem adotados mecanismos que criem um ambiente de incentivos adequado para que os usuários das rodovias, e que os pagadores de impostos de modo indireto, não continuem sendo prejudicados.

Internacionalmente, esses resultados negativos de um aparato regulatório deficiente vem sendo tratados há alguns anos. Reguladores noruegueses e holandeses, reconhecendo a limitação prática de alcançar elevados ganhos de eficiência, impuseram limites mínimos de eficiência a serem demandados, principalmente em relação a companhias menos eficientes (JAMASB; POLLITT, 2000).

A produção de energia elétrica no Reino Unido foi reestruturada e substancialmente privatizada em 1990 (POLLITT, 2005). A regulação do tipo (*IPC - X*) foi introduzida durante o processo de privatização, e uma agência reguladora independente (Ofgem) foi estabelecida. No caso do Reino Unido, segundo POLLITT (2005), é realizada a análise

de *benchmarking* em relação aos custos praticados pelas empresas reguladas por meio da técnica de COLS (*Corrected Ordinary Least Squares*), cujos resultados posteriormente são traduzidos para um Fator-X.

Na Alemanha, para a regulação das concessionárias de distribuição de energia elétrica, foi adotado um modelo de *benchmarking* orientado a *input*, baseado na ideia de minimização dos valores de insumos, mantendo-se o nível de produção (BOGETOFT; OTTO, 2010). Neste caso, o regulador alemão optou por simular o nível de eficiência de cada concessionária por meio do máximo entre quatro escores: EDEA(B), EDEA(S), ESFA(B) e ESFA(A); onde EDEA é o escore de eficiência de Farrell calculado utilizando-se DEA com retornos de escala não decrescentes, ESFA é o escore de eficiência calculado por meio do SFA orientado a *input*. Os argumentos B e S representam os valores de livro texto e os valores padronizados, respectivamente. Empresas que demonstrem um nível particularmente baixo de eficiência, tem atribuído a elas um nível mínimo de 0,60 (ou 60%). Neste caso, o regulador envia a sua análise em prol do regulado, em face da sua avaliação de risco no cálculo dos custos padronizados. De modo resumido, a eficiência de cada unidade de distribuição  $k$  é calculada através da equação:

$$\max\{E_{DEA}^k(B); E_{DEA}^k(S); E_{SFA}^k(B); E_{SFA}^k(S); 0,6\} \quad (2.10)$$

KUOSMANEN(2012) afirma que os reguladores nórdicos estão entre os primeiros a adotarem técnicas de estimativa de fronteiras de produção para a regulação do setor de distribuição de energia elétrica. A Autoridade do Mercado de Energia da Finlândia (*Energiamarkkinavirasto-EMV*) utiliza o método DEA desde 1998(KUOSMANEN, 2012). Em 2010, A EMV patrocinou um projeto de pesquisa que buscou investigar como que as características dos métodos DEA e SFA poderiam ser integradas ao seu arcabouço regulatório empregando um novo método semi-paramétrico de fronteira denominado *StoNED* (*stochastic nonparametric envelopment of data*).

A EMV aplica um misto de técnicas de teto tarifário e de *benchmarking*. A receita anual de cada firma é comparada com o limite de receitas estabelecido para que então haja o cálculo de *déficit* ou *superávit*. O limite de receitas inclui os limites de custos totais e de taxa de retorno sobre o investimento, a qual é calculado por meio do CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). Para determinar o limite de custos totais, a EMV aplica um modelo de fronteira de custos como *benchmark*. Ao final de um período regulatório de quatro anos, é calculado o total de *déficit* ou *superávit* acumulado ao longo do período, o qual precisa ser distribuídos pelos quatro anos seguintes. Em 2012, a EMV substituiu as análises DEA e SFA pelo novo método StoNED.

MEDEIROS(2014) associou as técnicas de *Data Envelopment Analysis*(DEA) e *Stochastic Frontier Analysis*(SFA) para a obtenção de um Fator X a ser aplicado nos contratos

de concessão da 2ª Etapa de Concessões de Rodovias Federais. Ele propôs o cálculo do Fator-X como um produto entre a medida de eficiência individual obtida pelo SFA menos um, e a eficiência de escala calculada pela razão entre escores DEA-CRS e DEA-VRS. Porém, o autor concluiu que o modelo por ele proposto não resulta em um Fator X com magnitude suficiente para gerar uma ação regulatória capaz de estimular o aumento da eficiência das concessionárias. Tal resultado foi atribuído ao pequeno espaço amostral e à necessidade de buscar identificar insumos e produtos que possam trazer maior sensibilidade ao modelo por ele proposto.

Neste contexto, este trabalho tem por objetivo propor uma metodologia para a implementação de um regime de *price-cap* do tipo  $IPC - X$ , tendo por base a análise de eficiência realizada nos contratos de concessão de rodovias federais, por meio da aplicação das técnicas de *benchmarking* desenvolvidas na Parte II desta tese. Entendemos que esta é uma contribuição importante especialmente para a prática regulatória brasileira, uma vez que propomos uma alternativa àquela de MEDEIROS(2014), trabalhamos com uma base de dados maior, e aplicamos várias outras técnicas de análise de eficiência - inclusive uma técnica estocástica semi-não-paramétrica desenvolvida recentemente, denominada StoNED(KUOSMANEN; JOHNSON; SAASTAMOINEN, 2015) - que, em conjunto, visam dar maior robustez à metodologia proposta e, conseqüentemente, maior segurança ao regulador e ao regulado.

### 3 Metodologia

Uma função de produção (Figura 17) é uma representação matemática da tecnologia que transforma insumos (*inputs*) em produtos (*outputs*). Ela especifica um relacionamento quantitativo entre insumos e a quantidade máxima possível de produtos.

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_n) \equiv f(x) \quad (3.1)$$

onde  $x_i$  representa os insumos;  $y$  representa os produtos; e  $f(x)$  é o mapeamento do espaço de insumos para o de produtos.

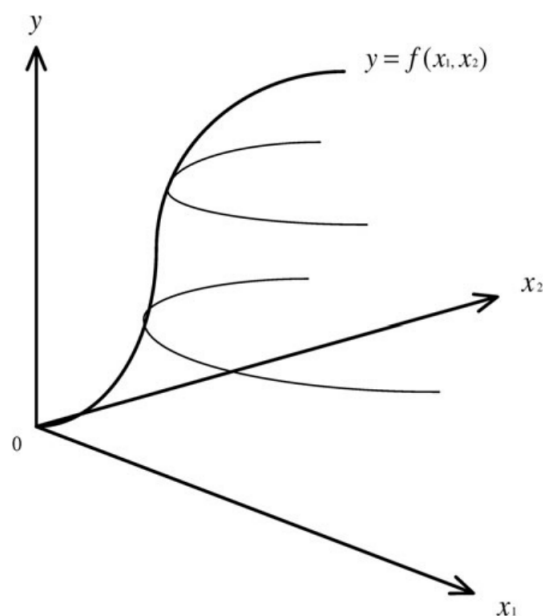


Figura 17 – Fronteira de produção - conjunto factível .

Fonte: (RAY; KUMBHAKAR; DUA, 2015).

A função  $f(\cdot)$  possui as seguintes características: (i) finita, não-negativa, real, e injetiva para todo e qualquer valor não finito; (ii)  $f(0) = 0$ ; (iii)  $f(x) \geq f(x')$  para todo  $x \geq x'$  (monotonicidade);  $f(x)$  é contínua e duas vezes diferenciável; (v) o conjunto de insumos  $V(y) = \{x | f(x) \geq y\}$  é convexo  $\Rightarrow f(x)$  é quase-côncava;  $V(y)$  é um conjunto fechado e não-vazio para todo  $y > 0$ . Além disso, as derivadas de  $f(\cdot)$  possuem as seguintes propriedades:  $\partial y / \partial x_i \geq 0$  (produtividade marginal não-negativa) e  $\partial^2 y / \partial^2 x_i \leq 0$  (produtividade marginal decrescente).

Um plano de produção é tecnicamente ineficiente se um nível maior de produto é tecnicamente factível para um dado conjunto de insumos (orientação a *outputs*), ou se um determinado nível de produto é factível utilizando menos insumos (orientação a *inputs*).

Os planos de produção ineficientes estão localizados abaixo da fronteira de produção (Figura 18).

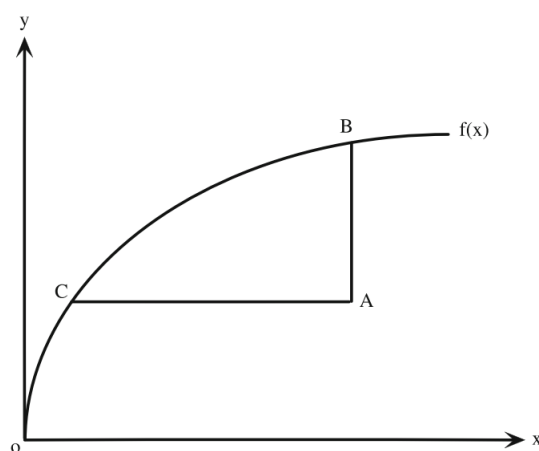


Figura 18 – Fronteira de produção (conjunto factível).

Fonte: (RAY; KUMBHAKAR; DUA, 2015).

O retorno de escala é uma propriedade da fronteira resultante do conjunto factível de produção. Quando um pequeno incremento equi-proporcional em todos os insumos causa uma variação (positiva ou negativa) mais que proporcional em todos os produtos ao longo da fronteira de produção, prevalecem localmente os **retornos variáveis de escala (VRS)**. No caso dos **retornos constantes de escala (CRS)**, os insumos e produtos crescem (ou decrescem) na mesma proporção ao longo da fronteira de produção.

O objetivo da análise de eficiência é, dado um conjunto de unidades de produção, estabelecer a fronteira de produção, e como estas unidades se comportam em relação a ela. E a regulação por incentivos busca utilizar este racional da análise de eficiência como elemento da formulação de mecanismos regulatórios.

Portanto, é necessário primeiro propor um modelo para realizar a análise de eficiência. Este modelo foi discutido na Parte II desta tese, e envolve uma análise de eficiência baseada em uma função de produção que pode ser sintetizada através da seguinte equação:

$$\log(AVG) = f(\log(CT), \log(RT), Z) \quad (3.2)$$

onde: *AVG* é a avaliação geral do trecho concedido de acordo com as pesquisas da CNT; *RT* representa as receitas totais, divididas pelas respectivas extensões (EXT); *CT* representa os custos totais, divididos pelas respectivas extensões (EXT); *Z* representa as variáveis contextuais (o número de praças de pedágio por concessão, a tarifa média a cada 100 km (tarm), e duas *dummies* dEtapa2 e dEtapa3).

Como foi mostrado no Capítulo 4 da Parte II, com o modelo acima calculamos os indicadores de eficiência por meio dos métodos DEA (*Data Envelopment Analysis* - em um e dois estágios), paramétricos (de fronteira estocástica e determinística) e StoNED/StoNEZD (*Stochastic Semi-Nonparametric Envelopment of Data*). Os resultados da análise de eficiência então devem ser traduzidos para o Fator-X.

A autoridade finlandesa que regula o mercado de energia elétrica determina o alvo do escore de eficiência a partir da média aritmética dos escores obtidos para cada unidade de produção por meio de diferentes métodos (até 2012, DEA e SFA); já a autoridade regulatória alemã, de modo similar, calcula os escores de eficiências individuais por meio dos métodos DEA e SFA, porém considera o máximo ao invés da média (KUOSMANEN, 2012).

A nossa proposta para cálculo do indicador de eficiência para os contratos de concessão, baseia-se no cálculo dos escores de eficiência para cada concessionária através de diversos métodos, o cálculo da sua média aritmética (limitando os escores ao mínimo de 50%) e a eliminação de *outliers* (por meio da análise de correlação), para assim obtermos um indicador de eficiência final para cada contrato de concessão. Em resumo, o conjunto de equações para o cálculo do escore de eficiência de cada firma é o seguinte:

$$\begin{aligned}
 E_i &= \max\{\bar{E}_i; 0.50\} \\
 E_i &= \{E \in R | E = 0.50, \dots, 1.00\} \\
 \bar{E}_i &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n E_k^i \quad \text{s.t. } |\rho_{E_k^i, DEA}| > 0.60 \\
 E_k^i &\in \{E_{DEA}^{i,a}; E_{SFA}^{i,b}; E_{StoNEZD}^{i,c}\} \\
 a &\in \{DEA, DEA_{bc}, DEA_{sw}\} \\
 b &\in \{SFA_{cols}, SFA_{cmad}, SFA_{hn}, SFA_{hnx}, SFA_{exp}, SFA_{expx}\} \\
 c &\in \{StoNED, StoNEZD\}
 \end{aligned} \tag{3.3}$$

onde  $\bar{E}_i$  é o indicador individual de eficiência da concessionária  $i$ , dado pela média aritmética dos indicadores de eficiência individual, calculados por meio dos diversos métodos de análise de eficiência.

De acordo com a formulação proposta, a média aritmética será composta apenas por aqueles escores de eficiência cuja correlação  $|\rho_{E_k^i, DEA}|$  seja maior que 0,6 em relação ao escore calculado por meio do DEA simples. Este critério de exclusão de *outliers* visa garantir que haja mínima coerência entre os escores calculados de acordo com as diversas metodologias. Vale lembrar que a média aritmética é sempre a maior das três médias Pitagóricas (média aritmética, média harmônica e média geométrica). O valor de 0,6 foi

escolhido em função da análise de correlação realizada de acordo com a Tabela 27 que será apresentada no próximo capítulo.

Deste modo, podemos obter um indicador de eficiência para cada contrato de concessão e, posteriormente, calcularmos o Fator-X. Ato contínuo, devemos fazer outra opção metodológica sobre a forma de aplicação do Fator-X envolvendo o ciclo regulatório, limites e a sua forma de aplicação no tempo. As equações a seguir estabelecem a nossa proposta de aplicação do Fator-X para um ciclo de  $T$  anos:

$$\begin{aligned} X_t^i &= P_i(t)\delta_i, t = 1, 2, \dots, T \\ P_i(t) &= \{p \in R | p = p_{inf}, \dots, p_{sup}\} \\ \delta_i &= \min\{(1 - \bar{E}^i), \delta_{sup}\} \end{aligned} \quad (3.4)$$

onde  $X_t^i$  é o valor do Fator X aplicado ao contrato  $i$  no tempo  $t$ ;  $P_i(t)$  é a parcela do Fator X a ser aplicada ao contrato  $i$  no tempo  $t$ ;  $p_{inf}$  é a parcela mínima e  $p_{sup}$  é a parcela máxima do total  $P_i(t)$ ;  $\delta_i$  é o desvio de eficiência, dado pelo mínimo entre  $(1 - \bar{E}^i)$ , com  $\bar{E}^i$  calculado pela equação 3.3, e o máximo desvio de eficiência tolerado,  $\delta_{sup}$ . A forma como  $P_i(t)$  será distribuído no tempo é flexível, e pode ser dada tanto por uma simples distribuição equitativa no tempo, como por uma forma funcional mais complexa, como uma curva de decaimento exponencial.

Com o intuito de melhor esclarecermos a aplicação da metodologia proposta, apresentamos a seguir um exemplo fictício de cálculo do Fator-X.

Suponhamos um ciclo regulatório de 5 anos ( $T = 5$ ), e definamos que o desvio de eficiência tolerado seja de 20% ( $\delta_i^{sup} = 0.2$ ). Assumamos também os limites mínimo e máximo das parcelas de desconto anual, respectivamente, 0,10 e 0,35. A regra de aplicação das parcelas em cada período  $t$ , pode seguir uma regra de decaimento exponencial do tipo  $P_i(t) = Ae^{-Bt}$ , onde  $A$  e  $B$  são determinados a partir de  $p_{inf}$  e  $p_{sup}$ . A partir daí, temos os valores de  $P_i(t)$ , que é uma sequência decrescente de valores discretos, do tipo  $P_i(t) = \{p_{sup}, \dots, p_{inf}\}$ , a qual deve, por óbvio, obedecer a restrição  $\sum_{i=1}^5 P_i(t) = 1$ . Ao final desses passos, temos os valores de  $X_i(t)$ , que pode assim ser incluído na equação tarifária (Figura 19).

Tomando como exemplo a equação tarifária constante do Edital de Concessão nº 01/2021 da BR-153/414/080/TO/GO (BRASIL, 2021), podemos perceber uma das principais diferenças entre o Fator-X e os demais fatores que hoje integram a equação tarifária (**D,A,E,C**). Os fatores **D,A,E,C** são definidos *ex-ante*, e restritos à avaliação individual do contrato (são endógenas). Inclusive, a definição de tais fatores vem sendo objeto de sucessivos questionamentos por parte do Tribunal de Contas da União, conforme relatório do parecer prévio sobre o Edital de Concessão nº 01/2021.



<p><b>Parâmetros regulatórios:</b></p> $X_t^i = P_i(t)\delta_i, t = 1, 2, \dots, 5$ $\delta_i^{sup} = 0.2;$ $p_{inf} = 0.10 ; p_{sup} = 0.35$ <p><b>Regra de decaimento exponencial:</b></p> $P_i(t) = 0.4787e^{-0.3132t}$ <p><b>Valores discretos:</b></p> $P_i(t) = \{0.35, 0.22, 0.19, 0.14, 0.1\}$ $\sum_{i=1}^5 P_i(t) = 1$	<p><b>Aplicação - concessionária <math>i</math>, no período <math>t</math>:</b></p> <p>(Eq. tarifária do Edital nº 01/2021)</p> $TP_t^i = (1 - X_t^i)$ $\times TCP_t^i \times \{TBP_t^i \times (1 + \sum PTH_t^i) \times$ $(1 - D_t^i + A_t^i + E_t^i) \times IRT_t^i$ $+ (FCM_t^i \times IRT_t^i) + C_t^i\}$ <p><b>Se <math>E_i = 0.85</math>, então:</b></p> $\delta_i = \min\{(1 - 0.85), \delta_{sup}\} = 0.15$ $X_t^i = \{0.35\delta_i, 0.22\delta_i, 0.19\delta_i, 0.14\delta_i, 0.10\delta_i\}$ $\therefore X_t^i = \{0.0525, 0.033, 0.0285, 0.021, 0.015\}$
--	---

Figura 19 – Exemplo fictício de aplicação do Fator-X.

Fonte: Autor.

Por outro lado, o **Fator X** é definido *ex-post* e acompanha a dinâmica do contrato e do setor regulado (é exógena). Assim sendo, possui o potencial de exercer o *enforcement* regulatório necessário para buscar o cumprimento eficiente dos contratos de concessão.

Para produzir os resultados mostrados neste trabalho, foram desenvolvidos *scripts* para execução no *software* STATA<sup>1</sup> e programas em linguagem Python<sup>2</sup> e R<sup>3</sup>.

No **Python** foi implementado todo o algoritmo para o cálculo e a aplicação do Fator-X a partir dos resultados de análise de eficiência produzidos, resultando em um aplicativo que utiliza uma interface *web*, o que facilita a sua eventual aplicação pelo regulador.

<sup>1</sup> Para as estimativas dos modelos DEA e de fronteira, foram utilizadas os seguintes comandos disponíveis no próprio **STATA** e no *ssc (Statistical Software Components)*: **teradial**(BADUNENKO; MOZHAROVSKYI, 2016), **tobit**, **simarwilson**(BADUNENKO; TAUCHMANN, 2019), **reg**, **qreg** e **frontier**.

<sup>2</sup> Para as estimativas do modelo StoNED, foram desenvolvidos códigos que utilizam as bibliotecas **pystoned**(DAI et al., 2020) e **pyomo**(Pyomo Developer Team, 2021) (a qual acessa as bibliotecas de algoritmos de otimização do *NEOS-SERVER*(Czyzyk; Mesnier; Moré, 1998))

<sup>3</sup> Para as análises do comportamento dos dados em painel, foram desenvolvidos códigos que utilizam o pacote **plm**(CROISSANT; MILLO, 2018).



## 4 Resultados e Discussões

A base de dados consiste em **21 contratos** (20 ativos e 1 encerrado) das três etapas de concessões federais brasileiras no período **entre 2012 e 2016**. A escolha das variáveis que integram o modelo tomou como base outros trabalhos desenvolvidos sobre o assunto, como exposto em NEVES; BERTUSSI(2019) e no Capítulo 3 da Parte II desta tese.

Realizamos a aplicação de várias técnicas de análise de eficiência para nos certificarmos da consistência dos resultados, transmitindo confiabilidade para os regulados, com e sem variáveis contextuais. Também procedemos com uma análise preliminar do comportamento dos dados no tempo (em painel) para identificar variações sensíveis nas variáveis escolhidas para a construção do modelo. Foi verificada uma tendência de manutenção da estabilidade em torno da média, corroborando a premissa de que a média das variáveis do modelo, além de amortecer eventuais choques, fornece uma boa percepção do seu comportamento, dada a finalidade da análise.

Os modelos de análise de eficiência consideram retornos variáveis de escala (VRS), e as estatísticas descritivas das medidas de eficiência, por método de análise, estão sumarizadas na Tabela 26. Uma análise mais detalhada sobre os resultados dos escores de eficiência pode ser verificada no Capítulo 4 da Parte II.

Tabela 26 – Estatísticas descritivas dos escores de eficiência de acordo com os métodos empregados.

-	Mean	SD	Min	Max	N
<i>deascore<sub>o</sub></i>	0.935	0.083	0.791	1	21
<i>deascore<sub>bc</sub></i>	0.925	0.084	0.790	1	21
<i>deascore<sub>sw</sub></i>	0.908	0.081	0.785	0.994	21
<i>eff<sub>ols</sub></i>	1.004	0.089	0.785	1.145	21
<i>eff<sub>cols</sub></i>	0.877	0.078	0.685	1	21
<i>eff<sub>cmad</sub></i>	0.877	0.078	0.684	1	21
<i>eff<sub>hn</sub></i>	0.792	0.077	0.694	1	21
<i>eff<sub>hn<sub>x</sub></sub></i>	0.791	0.079	0.694	1	21
<i>eff<sub>hn<sub>x</sub>2</sub></i>	0.791	0.079	0.694	1	21
<i>eff<sub>exp</sub></i>	0.825	0.047	0.788	1	21
<i>eff<sub>exp<sub>x</sub></sub></i>	0.825	0.042	0.797	1	21
<i>eff<sub>st</sub></i>	0.920	0.057	0.762	0.990	21
<i>eff<sub>stz</sub></i>	0.932	0.045	0.805	0.985	21

Fonte: Autor.

Na média, os indicadores de eficiência do método StoNED são mais altos que aqueles

obtidos por meio dos métodos de fronteira determinística e de fronteira estocástica, ao mesmo tempo em que são mais próximos daqueles calculados utilizando o DEA.

A Tabela 27 mostra que a correlação entre os diversos métodos é estatisticamente significativa ( $p < 0.001$ ), sendo que há alta correlação positiva entre as estimativas StoNED, StoNEZD e as obtidas pelo DEA. A correlação é positiva, porém mais fraca, entre as estimativas de fronteira determinística e aquelas do DEA, e há correlação negativa entre as estimativas de fronteira estocástica e DEA. A correlação é também forte e positiva entre as estimativas de fronteira determinística e StoNED/StoNEZD. Em contrapartida, há alta correlação negativa entre as estimativas de fronteira estocástica e StoNED/StoNEZD, sendo que a mais fraca ocorre para a estimativa com o SFA exponencial com variáveis de contexto.

Tendo sido obtidos os indicadores de eficiência e a correlação entre eles, podemos aplicar as equações 3.3 e 3.4.

Primeiramente, aplicamos o critério de eliminação de *outliers* e podemos verificar na Tabela 28 os resultados dos escores de eficiência por unidade de produção (DMU) e por método de análise de eficiência. Os escores calculados por meio do método OLS também foram eliminados, uma vez que resultaram em valores de maiores que 1, demonstrando que este método não é indicado para o cálculo da medida de eficiência, servindo tão somente para os testes de consistência do modelo proposto (Capítulo 4 da Parte II).

Aplicando o critério de eliminação, verificamos que  $\bar{E}_i$  é calculado excluindo os indicadores de eficiência calculados por meio do SFA, com exceção daquele que assume uma função exponencial para a distribuição de probabilidade do termo  $u_i$ , sem as variáveis contextuais. Este fato é importante de ser notado, pois as análises de eficiência realizadas com o SFA foram as que resultaram em  $E_i$ s mais baixos, sendo assim menos benéficos para o concessionário.

As estatísticas descritivas dos escores de eficiência por DMU podem ser verificadas na Tabela 29. Na primeira coluna da tabela já podemos verificar a medida individual de eficiência ( $\bar{E}_i$ ) que será utilizada no cálculo de  $X_t(i)$ .

Considerando um ciclo regulatório de cinco anos (em conformidade com a literatura cotejada), os parâmetros regulatórios foram escolhidos de modo que o regulado, nos primeiros períodos, seja incentivado a aumentar a sua eficiência, ao mesmo tempo em que este não tenha uma restrição de receitas que venha a comprometer o cumprimento de suas obrigações contratuais. Desta forma, tomando arbitrariamente, e de forma exemplificativa, os diversos parâmetros regulatórios (vide exemplo do Capítulo 3), a equação 3.4 assume o seguinte:  $\delta_i^{sup} = 0.20$ ;  $p_{inf} = 0.10$  ;  $p_{sup} = 0.35$ ; e uma regra de decaimento exponencial para a aplicação de  $P_i(t) = Ae^{-Bt}$ , com  $A$  e  $B$  sendo definidos a partir de  $p_{inf}$  e  $p_{sup}$ .

Tabela 27 – Análise de correlação dos escores de eficiência.

	<i>deascore_o</i>	<i>deascore_bc</i>	<i>deascore_sw</i>	<i>eff_ols</i>	<i>eff_cols</i>	<i>eff_cmad</i>	<i>eff_hn</i>	<i>eff_hmx</i>	<i>eff_hmx2</i>	<i>eff_exp</i>	<i>eff_expz</i>	<i>eff_st</i>	<i>eff_stz</i>
<i>deascore_o</i>	1.0***	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>deascore_bc</i>	0.98***	1.0***	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>deascore_sw</i>	0.91***	0.91***	1.0***	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>eff_ols</i>	0.66***	0.62***	0.69***	1.0***	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>eff_cols</i>	0.66***	0.62***	0.69***	1.0***	1.0***	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>eff_cmad</i>	0.65***	0.6***	0.68***	1.0***	1.0***	1.0***	-	-	-	-	-	-	-
<i>eff_hn</i>	-0.58***	-0.54**	-0.65***	-0.96***	-0.96***	-0.97***	1.0***	-	-	-	-	-	-
<i>eff_hmx</i>	-0.55***	-0.5**	-0.62***	-0.94***	-0.94***	-0.95***	1.0***	1.0***	-	-	-	-	-
<i>eff_hmx2</i>	-0.55***	-0.5**	-0.62***	-0.94***	-0.94***	-0.95***	1.0***	1.0***	1.0***	-	-	-	-
<i>eff_exp</i>	-0.61***	-0.56***	-0.57***	-0.88***	-0.88***	-0.88***	0.88***	0.86***	0.86***	1.0***	-	-	-
<i>eff_expz</i>	-0.47**	-0.44**	-0.48**	-0.72***	-0.72***	-0.73***	0.78***	0.77***	0.77***	0.92***	1.0***	-	-
<i>eff_st</i>	0.72***	0.67***	0.65***	0.95***	0.95***	0.95***	-0.9***	-0.86***	-0.86***	-0.9***	-0.7***	1.0***	-
<i>eff_stz</i>	0.73***	0.69***	0.63***	0.85***	0.85***	0.85***	-0.8***	-0.77***	-0.77***	-0.86***	-0.68***	0.93***	1.0***

\* $p < 0.05$ , \*\* $p < 0.01$ , \*\*\* $p < 0.001$ 

Fonte: Autor.

Tabela 28 – Estatísticas descritivas dos escores de eficiência por DMU, após eliminação de *outliers*.

DMU	$deascore_o$	$deascore_{bc}$	$deascore_{sw}$	$eff_{cols}$	$eff_{cmad}$	$eff_{expr}$	$eff_{st}$	$eff_{stz}$
1	0.8575	0.85625	0.85055	0.77149	0.77286	0.8821	0.82969	0.87771
2	0.79106	0.79035	0.78554	0.87586	0.87965	0.81225	0.90781	0.92564
3	0.90205	0.90119	0.89575	0.86385	0.86729	0.8171	0.89961	0.92825
4	0.82853	0.81768	0.81337	0.82449	0.8274	0.83543	0.86883	0.88149
5	0.9982	0.9977	0.99205	0.96539	0.96825	0.79252	0.97416	0.98364
6	0.9982	0.99783	0.99397	0.85916	0.85495	0.82565	0.92192	0.93947
7	0.85181	0.8119	0.80032	0.82733	0.8296	0.83231	0.91977	0.93629
8	0.79106	0.79076	0.78714	0.68529	0.68445	1	0.76167	0.80512
9	0.84647	0.84614	0.84196	0.85472	0.85545	0.82301	0.90163	0.94287
10	0.95853	0.9186	0.91808	0.96389	0.96874	0.79206	0.9684	0.97022
11	0.9982	0.99744	0.99022	0.87335	0.86729	0.81241	0.93611	0.92628
12	0.81699	0.80284	0.79676	0.80264	0.80098	0.8498	0.8659	0.86649
13	0.9982	0.99783	0.99372	0.98357	0.98113	0.79166	0.98863	0.93735
14	1	1	0.87188	0.87759	0.86729	0.80682	0.9509	0.98293
15	0.99837	0.98558	0.98151	0.92237	0.92506	0.7984	0.94549	0.9402
16	1	1	0.88455	0.82116	0.82625	0.83764	0.91977	0.93629
17	0.9982	0.99783	0.99358	0.93428	0.93145	0.7982	0.96977	0.98473
18	0.9982	0.99573	0.98886	1	1	0.78827	0.98972	0.97743
19	1	0.96418	0.95628	0.95548	0.95491	0.79267	0.97569	0.9708
20	1	0.96577	0.95437	0.92956	0.93281	0.79666	0.94889	0.96087
21	0.99459	0.98676	0.979	0.82283	0.82437	0.83683	0.87214	0.90849

Fonte: Autor.

Na prática regulatória, em face das regras de arredondamento contidas nos contratos de concessão para o cálculo dos ajustes tarifários, pode haver alguma dificuldade para a adoção de uma função contínua. Neste caso, é possível estabelecer previamente os valores discretos de aplicação anual tendo como base a função contínua de aplicação. A figura 20 mostra tanto os valores contínuos, como os valores discretos para a regra de decaimento exponencial. Por óbvio, é necessário garantir que a soma dos  $P_i(t)$ s seja igual a 1.

Concretamente, os valores das parcelas de aplicação para cada  $t$  são  $P_i(t) = \{0,35000, 0,22614, 0,18708, 0,13678, 0,10000\}$ , com cinco casas decimais, seguindo o critério de cálculo da TBP (BRASIL, 2021).

Finalmente, o desvio de eficiência  $\delta_i$  e o Fator-X são calculados para cada ano e cada concessionária. A Tabela 30 apresenta as estatísticas descritivas do Fator-X a ser descontado na tarifa das concessionárias ao longo de cinco anos, e do respectivo  $\delta_i$ .

Na média, as parcelas descontadas são próximas a um décimo dos valores de  $P_i(t)$ , sendo que, no máximo, a concessionária menos eficiente tem 7% do seu valor de reajuste descontado no primeiro ano. Por outro lado, a concessionária mais eficiente tem somente 1% do seu valor de reajuste descontado na tarifa. O fato de que, mesmo para a concessionária

Tabela 29 – Estatísticas descritivas dos escores de eficiência por DMU, após eliminação de *outliers*.

DMU	Mean	SD	Min	Max	$N_{eff}$
1	0.837	0.043	0.771	0.882	8
2	0.846	0.057	0.786	0.926	8
3	0.884	0.034	0.817	0.928	8
4	0.837	0.025	0.813	0.881	8
5	0.959	0.068	0.793	0.998	8
6	0.924	0.070	0.826	0.998	8
7	0.851	0.050	0.800	0.936	8
8	0.788	0.098	0.684	1	8
9	0.864	0.039	0.823	0.943	8
10	0.932	0.061	0.792	0.970	8
11	0.925	0.069	0.812	0.998	8
12	0.825	0.030	0.797	0.866	8
13	0.959	0.070	0.792	0.998	8
14	0.920	0.073	0.807	1	8
15	0.937	0.063	0.798	0.998	8
16	0.903	0.073	0.821	1	8
17	0.951	0.067	0.798	0.998	8
18	0.967	0.073	0.788	1	8
19	0.946	0.064	0.793	1	8
20	0.936	0.060	0.797	1	8
21	0.903	0.075	0.823	0.995	8

$N_{eff}$  é o número de escores de eficiência para o cálculo do escore final.

Fonte: Autor.

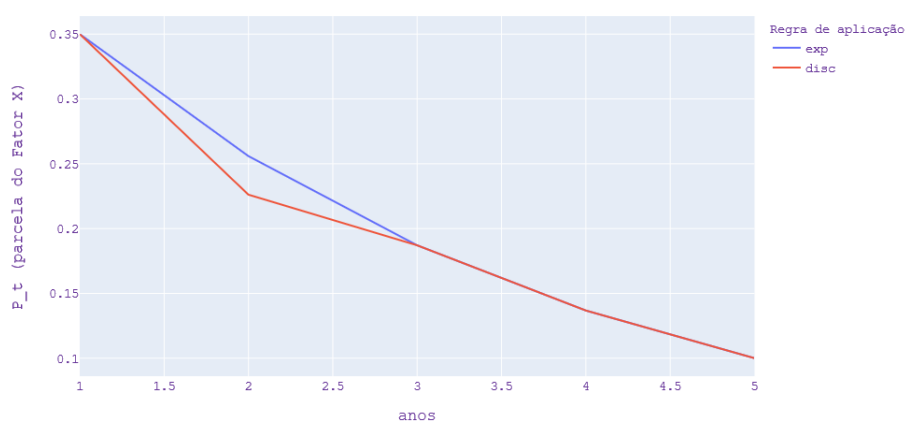


Figura 20 – Regra de aplicação das parcelas do Fator X no tempo - função de decaimento exponencial e valores discretos.

Fonte: Autor.

Tabela 30 – Estatísticas descritivas do valor do Fator X a ser aplicado para um ciclo de 5 anos.

-	Mean	SD	Min	Max	N
t=1	0.035	0.018	0.011	0.070	21
t=2	0.023	0.012	0.007	0.045	21
t=3	0.019	0.010	0.006	0.037	21
t=4	0.014	0.007	0.004	0.027	21
t=5	0.010	0.005	0.003	0.020	21
$\delta_i$	0.100	0.051	0.033	0.200	21

Fonte: Autor.

mais eficiente ainda há um valor a ser descontado na tarifa, é consistente com a ideia de que todas as reguladas têm a necessidade melhorar a sua eficiência.

Na média, também podemos afirmar que as concessionárias não ficaram muito distantes da fronteira de eficiência, uma vez que o  $\delta_i$  médio é de 0,10. Por outro lado, a pior concessionária foi, de certo modo, beneficiada pelo limite de desconto, uma vez  $\delta_i^{sup} = 0,20$  e há um  $\delta_i$  máximo de 0,20 na Tabela 30.

Seria ainda necessário realizar simulações utilizando o Método de Monte Carlo - a exemplo de KUOSMANEN; SAASTAMOINEN; SIPILÄINEN(2013) - para melhor medir a sensibilidade do modelo proposto neste trabalho. Porém, comparando os nossos resultados com aqueles obtidos por MEDEIROS(2014), podemos afirmar que a presente metodologia, ao contrário daquela proposta por ele, tem o potencial de ser uma ação regulatória capaz de estimular a eficiência das concessionárias, uma vez que os valores obtidos de Fator-X são de magnitude relevante, e a metodologia é flexível o bastante para permitir sua melhor calibragem de acordo com a realidade do mercado regulado.



## 5 Conclusão

Este trabalho teve como objetivo contribuir para o debate acerca dos mandamentos legais e contratuais impostos à Agência Nacional de Transportes Terrestres (ANTT) no que tange ao incentivo à eficiência dos serviços prestados pelas concessionárias que atuam nas rodovias federais concedidas, por meio da proposição de uma metodologia para o cálculo do Fator-X.

Para tanto, foram apresentados os fundamentos econômicos que justificam a adoção de mecanismos de regulação por incentivos em monopólios naturais. Ademais, também buscamos na literatura, bem como em julgados do Tribunal de Contas da União (TCU), elementos indicativos da premência de se discutir tecnicamente a melhor forma de implementar o Fator-X.

A ANTT, em 2012, incluiu pela primeira vez em seus contratos o Fator-X. Porém, após alguns anos sem estabelecer a metodologia que deveria ser utilizada para o seu cálculo, em 2018 decidiu por retirar o Fator-X dos contratos de concessão.

O fato é que há diversas evidências apontando para a necessidade da adoção do Fator-X como um mecanismo para compor a regulação do tipo *price-cap* que a agência reguladora se propõe a fazer. A alta incidência de renegociações contratuais e de inexecuções apontadas em diversos relatórios de auditoria do TCU, indicam que há um problema na regulação executada pela ANTT. Vale ainda ressaltarmos que o TCU aponta que os prejuízos advindos da regulação ineficiente dos contratos de concessão ultrapassam os usuários do serviço concedido. Os empréstimos do BNDES a juros subsidiados para as concessionárias de rodovias não geraram o resultado esperado em termos de realização de investimentos, o que foi confirmado inclusive pelo trabalho apresentado na Parte I desta tese.

Ante essa realidade, neste trabalho demonstramos como é possível utilizar técnicas de análise de eficiência, não-paramétricas (DEA), paramétricas (de fronteira determinística e estocástica - SFA), além do recentemente desenvolvido método StoNED (*Stochastic Semi-Nonparametric Envelopment of Data*), para o cálculo de medidas de eficiência individuais para os concessionários de rodovias federais.

Foram utilizados os dados de vinte e um contratos de concessão de rodovias federais, entre os anos de 2012 e 2016 para a composição da base de dados. O modelo de análise de eficiência toma como insumos os custos totais e as receitas totais das concessionárias, normalizados pela extensão do trecho concedido, e como produto, a média ponderada da avaliação do trecho pela Confederação Nacional dos Transportes (CNT).

Nossa metodologia se baseia na robustez e consistência dos resultados obtidos por meio

da aplicação de vários métodos de *benchmarking*, uma vez que não é possível afirmar que exista um método estritamente melhor que o outro (KUOSMANEN; SAASTAMOINEN; SIPILÄINEN, 2013).

Nos valemos então da experiência internacional, especialmente de países como Alemanha (BOGETOFT; OTTO, 2010) e Finlândia (KUOSMANEN, 2012), para propor uma forma de traduzir as medidas de eficiência em Fator-X a ser incluído nas revisões tarifárias executadas pela ANTT.

Os resultados obtidos mostram que o Fator-X calculado, considerando um ciclo de aplicação de cinco anos, e uma regra de decaimento exponencial para as parcelas a serem aplicadas anualmente, equivale, na média, a um desconto de 3,5% nas tarifas das vinte e uma concessionárias no primeiro ano do ciclo de regulatório. No máximo, a concessionária menos eficiente tem 7% do seu valor de reajuste descontado no primeiro ano. Por outro lado, a concessionária mais eficiente tem somente 1% do seu valor de reajuste descontado na tarifa do primeiro ano. Já no último ano do ciclo regulatório, a média do Fator-X cai para 1%, o que implica em uma regra de incentivos que busca forçar as concessionárias a melhorarem a sua eficiência, ao mesmo tempo em que garante um fluxo de receitas adequado para afastar o risco de descumprimento de obrigações contratuais.

Seria ainda necessário realizar simulações utilizando o Método de Monte Carlo - a exemplo de KUOSMANEN; SAASTAMOINEN; SIPILÄINEN (2013) - para melhor medir a sensibilidade do modelo proposto neste trabalho. Porém, comparando os nossos resultados com aqueles obtidos por MEDEIROS (2014), podemos afirmar que a presente metodologia, ao contrário daquela proposta por ele, tem o potencial de ser uma ação regulatória capaz de estimular a eficiência das concessionárias, uma vez que os valores obtidos de Fator-X são de magnitude relevante, e a metodologia é flexível o bastante para permitir sua melhor calibragem de acordo com avaliação do regulador sobre o mercado regulado.

## Referências

- ABREU, M. d. P. et al. A ordem do progresso: dois séculos de política econômica no Brasil. *São Paulo: Campus*, 2014. Citado na página 34.
- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. A. *Por que as nações fracassam*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2012. ISBN 85-352-6329-2. Citado 2 vezes nas páginas 33 e 93.
- AGHION, B. A. D. Development banking. *Journal of Development Economics*, Elsevier, v. 58, n. 1, p. 83–100, 1999. Citado na página 30.
- AGRELL, P.; BOGETOFT, P. *Benchmarking and Regulation, CORE Discussion Paper*. 2013. Citado 2 vezes nas páginas 100 e 131.
- AGUIRRE, J. C. Electoral cycle and renegotiation of transport infrastructure. In: PICOT, A. et al. (Ed.). *The economics of infrastructure provisioning: The changing role of the state*. [S.l.]: MIT press, 2016. cap. 6, p. 315–337. Citado na página 143.
- ALÉM, A. C.; MADEIRA, R. F.; MARTINI, R. A. National systems of development financial institutions: comparative experiences. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 2017. Citado na página 29.
- ALESINA, A.; ARDAGNA, S. Large changes in fiscal policy: taxes versus spending. *Tax policy and the economy*, The University of Chicago Press, v. 24, n. 1, p. 35–68, 2010. Citado 2 vezes nas páginas 38 e 47.
- ALSTON, L. J. et al. *Brazil in transition: beliefs, leadership, and institutional change*. [S.l.]: Princeton University Press, 2016. v. 64. Citado na página 33.
- ALTAVILLA, C.; BOUCINHA, M.; PEYDRO, J.-L. Monetary policy and bank profitability in a low interest rate environment. *Economic Policy*, v. 33, n. 96, p. 531–586, 2018. Publisher: Oxford University Press. Citado na página 62.
- ALTAVILLA, C.; PARIÈS, M. D.; NICOLETTI, G. Loan supply, credit markets and the Euro area financial crisis. *Journal of Banking & Finance*, Elsevier, v. 109, p. 105658, 2019. Citado na página 62.
- ANTT, A. *EDITAL DE CONCESSÃO N° 003/2013 - Contrato de Concessão*. 2013. Publisher: Agência Nacional de Transportes Terrestres. Disponível em: <[http://3etapaconcessoes.antt.gov.br/index.php/content/view/2370/Lote\\_7.html](http://3etapaconcessoes.antt.gov.br/index.php/content/view/2370/Lote_7.html)>. Citado na página 132.
- ARMSTRONG, M.; COWAN, S.; VICKERS, J. *Regulatory reform: economic analysis and British experience*. [S.l.]: MIT press, 1994. v. 20. Citado na página 138.
- AZEVEDO, G. H. Ismael de et al. Uso de análise envoltória de dados para mensurar eficiência temporal de rodovias federais concessionadas. *Journal of Transport Literature*, v. 6, n. 1, p. 37–56, 2012. Disponível em: <[http://www.academia.edu/download/46578842/v6n1a03\\_1\\_.pdf](http://www.academia.edu/download/46578842/v6n1a03_1_.pdf)>. Citado 2 vezes nas páginas 101 e 103.

- BACHA, E. L.; BONELLI, R. Uma interpretação das causas da desaceleração econômica do Brasil. *Brazilian Journal of Political Economy*, SciELO Brasil, v. 25, n. 3, p. 163–189, 2005. Citado na página 34.
- BADUNENKO, O.; MOZHAROVSKIY, P. Nonparametric frontier analysis using stata. *The Stata Journal*, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, v. 16, n. 3, p. 550–589, 2016. Citado 2 vezes nas páginas 115 e 151.
- BADUNENKO, O.; TAUCHMANN, H. Simar and wilson two-stage efficiency analysis for stata. *The Stata Journal*, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, v. 19, n. 4, p. 950–988, 2019. Citado 2 vezes nas páginas 115 e 151.
- BAÑBURA, M.; GIANNONE, D.; REICHLIN, L. Large Bayesian vector auto regressions. *Journal of Applied Econometrics*, Wiley Online Library, v. 25, n. 1, p. 71–92, 2010. Citado 2 vezes nas páginas 60 e 61.
- BANERJEE, A.; DOLADO, J.; MESTRE, R. Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *Journal of time series analysis*, Wiley Online Library, v. 19, n. 3, p. 267–283, 1998. Citado na página 71.
- BANKER, R. D.; CHARNES, A.; COOPER, W. W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management science*, v. 30, n. 9, p. 1078–1092, 1984. Citado na página 109.
- BARBOZA, R. d. M. et al. O que aprendemos sobre o bndes? Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 2020. Citado 2 vezes nas páginas 40 e 94.
- BARBOZA, R. de M.; VASCONCELOS, G. F. Measuring the aggregate effects of the Brazilian development bank on investment. *The North American Journal of Economics and Finance*, Elsevier, v. 47, p. 223–236, 2019. Citado 12 vezes nas páginas 11, 15, 40, 42, 43, 45, 48, 50, 74, 83, 84 e 86.
- BARON, D. P.; MYERSON, R. B. Regulating a monopolist with unknown costs. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 911–930, 1982. Citado na página 139.
- BAUMEISTER, C.; KILIAN, L. Understanding the decline in the price of oil since June 2014. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, University of Chicago Press Chicago, IL, v. 3, n. 1, p. 131–158, 2016. Citado na página 62.
- BLACK, C. Termos de troca e crescimento econômico no Brasil. *Indicadores Econômicos FEE*, v. 45, n. 4, p. 27–40, 2018. Citado 2 vezes nas páginas 81 e 82.
- BOGETOFT, P.; OTTO, L. *Benchmarking with Dea, Sfa, and R*. Springer Science & Business Media, 2010. v. 157. Disponível em: <<https://books.google.com.br/books?hl=pt-BR&lr=&id=rBiGxrgFk-kC&oi=fnd&pg=PR3&dq=Benchmarking+with+DEA,+SFA,+and+R&ots=tPK7DDoScu&sig=xEfQs49QXGNoz8JNBnOuh0m1Z98>>. Citado 5 vezes nas páginas 138, 141, 142, 145 e 160.
- BOLLE, M. D. Do public development banks hurt growth? evidence from Brazil. *Peterson Institute for International Economics, Policy Brief PB*, v. 15, n. 16, p. 1–15, 2015. Citado na página 41.

BRANDÃO, J. C.; VOGT, C. M. Os efeitos macroeconômicos do superciclo de commodities e a influência da china na economia brasileira. *Revista Tempo do Mundo*, n. 24, p. 283–318, mar. 2021. Disponível em: <<https://www.ipea.gov.br/revistas/index.php/rtm/article/view/271>>. Citado na página 81.

BRASIL, Agência Nacional de Aviação Civil(ANAC). *CONSULTA SOBRE A 1ª REVISÃO DOS PARÂMETROS DA CONCESSÃO - Fator X e Taxa de Desconto do Fluxo de Caixa Marginal - Concessões dos aeroportos de Guarulhos, Viracopos e Brasília*. 2017. Publisher: Agência Nacional de Aviação Civil. Disponível em: <[https://www.anac.gov.br/assuntos/paginas-tematicas/concessoes/chamamento-previo/fator\\_x\\_desconto\\_rpc.pdf](https://www.anac.gov.br/assuntos/paginas-tematicas/concessoes/chamamento-previo/fator_x_desconto_rpc.pdf)>. Citado na página 131.

BRASIL, Agência Nacional de Energia Elétrica(ANEEL). *Módulo 2: Revisão Tarifária Periódica das Concessionárias de Distribuição - Submódulo 2.5 Fator X*. 2020. Publisher: Agência Nacional de Energia Elétrica. Disponível em: <[http://www2.aneel.gov.br/cedoc/aren2020877\\_Proret\\_Submod\\_2\\_5\\_V3.pdf](http://www2.aneel.gov.br/cedoc/aren2020877_Proret_Submod_2_5_V3.pdf)>. Citado na página 131.

BRASIL, Agência Nacional de Transportes Terrestres(ANTT). *EDITAL DE CONCESSÃO N° 001/2011*. 2012. Publisher: Agência Nacional de Transportes Terrestres. Disponível em: <<http://3etapaconcessoes.antt.gov.br/index.php/content/view/783/Edital.html>>. Citado na página 131.

BRASIL, Agência Nacional de Transportes Terrestres(ANTT). *Agenda Regulatória da ANTT*. 2015. Publisher: Agência Nacional de Transportes Terrestres. Disponível em: <<http://governanca.antt.gov.br/AgendaRegulatoria/Paginas/CronogramasAntigos.aspx?IDD=4>>. Citado na página 133.

BRASIL, Agência Nacional de Transportes Terrestres(ANTT). *Edital nº 1/2018 - Ata de Respostas aos Pedidos de Esclarecimentos*. 2018. Disponível em: <[https://portal.antt.gov.br/documents/359170/836103/Ata+de+Respostas+aos+Pedidos+de+Esclarecimentos+-+Edital+01\\_2018.pdf/6806b83e-70df-f798-a536-9a64d0f4bbee?t=1593004394777](https://portal.antt.gov.br/documents/359170/836103/Ata+de+Respostas+aos+Pedidos+de+Esclarecimentos+-+Edital+01_2018.pdf/6806b83e-70df-f798-a536-9a64d0f4bbee?t=1593004394777)>. Citado na página 133.

BRASIL, Agência Nacional de Transportes Terrestres(ANTT). *Agenda Regulatória da ANTT*. 2019. Publisher: Agência Nacional de Transportes Terrestres. Disponível em: <<http://governanca.antt.gov.br/AgendaRegulatoria/Paginas/CronogramasAntigos.aspx?IDD=1>>. Citado na página 133.

BRASIL, Agência Nacional de Transportes Terrestres(ANTT). *Edital nº 01/2021 - BR-153/414/080/TO/GO*. 2021. Disponível em: <[https://portal.antt.gov.br/documents/359170/0/Edital+BR-153-414-080\\_GO-TO.pdf/54dd0253-b73e-82e6-cfd0-fa21d9cd31c8?t=1611920574510](https://portal.antt.gov.br/documents/359170/0/Edital+BR-153-414-080_GO-TO.pdf/54dd0253-b73e-82e6-cfd0-fa21d9cd31c8?t=1611920574510)>. Citado 3 vezes nas páginas 133, 150 e 156.

BRASIL, Lei nº 8.987, de 13 de fevereiro de 1995. *Dispõe sobre o regime de concessão e permissão da prestação de serviços públicos previsto no art. 175 da Constituição Federal, e dá outras providências*. 1995. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/leis/18987cons.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/18987cons.htm)>. Citado na página 131.

BRASIL, Tribunal de Contas da União(TCU). *ACóRDÃO 943/2016-PLENÁRIO: ACOMPANHAMENTO. PRIMEIRO ESTÁGIO DE CONCESSÃO DO TRECHO DA*

RODOVIA BR-364/365/GO/MG. 2016. Disponível em: <<https://pesquisa.apps.tcu.gov.br/#/documento/acordao-completo/943%252F2016/%2520DTRELEVANCIA%2520desc%252C%2520NUMACORDAOINT%2520desc/0/%2520>>. Citado na página 142.

BRASIL, Tribunal de Contas da União(TCU). *ACóRDãO-PLENáRIO: ACOMPANHAMENTO.PRIMEIRO PRIMEIRO ESTáGIO DE CONCESSãO DO TRECHO DA RODOVIA BR-476/153/282/480/PR/SC*. 2016. Disponível em: <[https://pesquisa.apps.tcu.gov.br/#/documento/acordao-completo/\\*/NUMACORDAO%253A1174%2520ANOACORDAO%253A2018%2520COLEGIADO%253A%2522Plen%25C3%25A1rio%2522/DTRELEVANCIA%2520desc%252C%2520NUMACORDAOINT%2520desc/0/%2520](https://pesquisa.apps.tcu.gov.br/#/documento/acordao-completo/*/NUMACORDAO%253A1174%2520ANOACORDAO%253A2018%2520COLEGIADO%253A%2522Plen%25C3%25A1rio%2522/DTRELEVANCIA%2520desc%252C%2520NUMACORDAOINT%2520desc/0/%2520)>. Citado na página 142.

BRASIL, Tribunal de Contas da União(TCU). *ACóRDãO 1174/2018-PLENáRIO: ACOMPANHAMENTO. PRIMEIRO ESTáGIO DE CONCESSãO DO LOTE RODOVIáRIO DENOMINADO RODOVIA DE INTEGRAçãO DO SUL - RIS (BR-101/RS, BR-290/RS, BR-386/RS e BR-448/RS)*. 2018. Disponível em: <[https://pesquisa.apps.tcu.gov.br/#/documento/acordao-completo/\\*/NUMACORDAO%253A1174%2520ANOACORDAO%253A2018%2520COLEGIADO%253A%2522Plen%25C3%25A1rio%2522/DTRELEVANCIA%2520desc%252C%2520NUMACORDAOINT%2520desc/0/%2520](https://pesquisa.apps.tcu.gov.br/#/documento/acordao-completo/*/NUMACORDAO%253A1174%2520ANOACORDAO%253A2018%2520COLEGIADO%253A%2522Plen%25C3%25A1rio%2522/DTRELEVANCIA%2520desc%252C%2520NUMACORDAOINT%2520desc/0/%2520)>. Citado 2 vezes nas páginas 140 e 142.

BRASIL, Tribunal de Contas da União(TCU). *ACóRDãO 2190/2019-PLENáRIO: AUDITORIA OPERACIONAL. AVALIAR A PERFORMANCE DAS CONCESSõES NO âMBITO DO PROGRAMA DE CONCESSõES RODOVIáRIAS FEDERAIS (PROCROFE) E O SEU REAL CUSTO PARA SOCIEDADE*. 2019. Disponível em: <<https://pesquisa.apps.tcu.gov.br/#/documento/acordao-completo/2190%252F2019/%2520DTRELEVANCIA%2520desc%252C%2520NUMACORDAOINT%2520desc/0/%2520>>. Citado 4 vezes nas páginas 121, 142, 143 e 144.

BREDOW, S. M. S.; LÉLIS, M. T. C.; CUNHA, A. M. O ciclo de alta nos preços das commodities e a economia brasileira: uma análise dos mecanismos externos de transmissão entre 2002 e 2014. *Economia e Sociedade*, SciELO Brasil, v. 25, n. 3, p. 695–731, 2016. Citado na página 81.

BRESSER-PEREIRA, L. et al. *Macroeconomia desenvolvimentista: teoria e política econômica do novo desenvolvimentismo*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2017. Citado 3 vezes nas páginas 34, 35 e 36.

BROOKS, C. *Introductory econometrics for finance*. [S.l.]: Cambridge university press, 2019. Citado na página 59.

BROWN, R. L.; DURBIN, J.; EVANS, J. M. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, Wiley Online Library, v. 37, n. 2, p. 149–163, 1975. Citado na página 67.

BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P. A. *Estatística Básica*. Edição: 9ª. [S.l.]: Saraiva, 2017. ISBN 978-85-472-2022-8. Citado na página 108.

CIRACE, J. *Law, Economics, and Game Theory*. [S.l.]: Lexington Books, 2018. Citado 2 vezes nas páginas 135 e 136.

CLARK, T. E. Real-time density forecasts from Bayesian vector autoregressions with stochastic volatility. *Journal of Business & Economic Statistics*, Taylor & Francis, v. 29, n. 3, p. 327–341, 2011. Citado na página 62.

CLIMACO, J. C. N.; MELLO, J. C. C. S. de; MEZA, L. A. A study of highways performance with a MOLP-DEA model and an interactive tri-criteria linear programming package (TRIMAP). *Brazilian Journal of Operations & Production Management*, v. 7, n. 1, p. 163–179, 2010. Citado na página 103.

COELLI, T. Estimators and hypothesis tests for a stochastic frontier function: A Monte Carlo analysis. *Journal of productivity analysis*, v. 6, n. 3, p. 247–268, 1995. Citado na página 119.

COELLI, T. J. et al. *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Springer Science & Business Media, 2005. Disponível em: <[https://books.google.com.br/books?hl=pt-BR&lr=&id=V2Rpu8M6RhwC&oi=fnd&pg=PA1&dq=an+introduction+to+efficiency+and+productivity+analysis&ots=E2xbiipS6T&sig=v1qC8o9u59WfA\\_\\_tNd6rKLKjvW-4](https://books.google.com.br/books?hl=pt-BR&lr=&id=V2Rpu8M6RhwC&oi=fnd&pg=PA1&dq=an+introduction+to+efficiency+and+productivity+analysis&ots=E2xbiipS6T&sig=v1qC8o9u59WfA__tNd6rKLKjvW-4)>. Citado na página 112.

CORREA, C. A. V. Economic evaluation of current conditions of competition and efficiency of automotive and rail systems in Colombia. *Energy Policy*, v. 46, p. 78–87, 2012. Citado na página 102.

CROISSANT, Y.; MILLO, G. *Panel Data Econometrics with R: the plm package*. [S.l.]: Wiley, 2018. Citado 2 vezes nas páginas 115 e 151.

Czyzyk, J.; Mesnier, M. P.; Moré, J. J. The neos server. *IEEE Journal on Computational Science and Engineering*, v. 5, n. 3, p. 68 — 75, 1998. Citado 2 vezes nas páginas 115 e 151.

DAI, S. et al. *A Package for Stochastic Nonparametric Envelopment of Data (StoNED) in Python*. 2020. Disponível em: <<https://github.com/ds2010/pyStoNED>>. Citado 2 vezes nas páginas 115 e 151.

DOAN, T.; LITTERMAN, R.; SIMS, C. Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric Reviews*, Taylor & Francis, v. 3, n. 1, p. 1–100, 1984. Citado 2 vezes nas páginas 60 e 63.

ELLERY, R. *Anotações de um Reformista no País dos Incentivos: Posts sobre reformas, investimento, produtividade, liberalismo e outros temas chatos*. [S.l.]: Amazon Servicos de Varejo do Brasil Ltda, 2020. Citado na página 30.

ELLERY, R. d. G. et al. *Avaliando o impacto do Programa de Sustentação do Investimento na taxa de investimento da economia brasileira*. [S.l.], 2018. Citado 3 vezes nas páginas 31, 35 e 42.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, p. 251–276, 1987. Publisher: JSTOR. Citado na página 57.

- FARSI, M.; FILIPPINI, M. Regulation and measuring cost-efficiency with panel data models: Application to electricity distribution utilities. *Review of Industrial Organization*, v. 25, n. 1, p. 1–19, 2004. Disponível em: <<http://link.springer.com/article/10.1023/B:REIO.0000040474.83556.54>>. Citado na página 101.
- FERREIRA, F. R. N. et al. Análise das concessões de rodovias federais utilizando DEA sob a perspectiva do usuário. *XLV Simpósio Brasileiro de Pesquisa Operacional: a pesquisa operacional na busca de eficiência nos serviços públicos e/ou privados*, Natal, v. 16, 2013. Citado na página 103.
- FILHO, F. d. H. B. A crise econômica de 2014/2017. *Estudos avançados*, SciELO Brasil, v. 31, n. 89, p. 51–60, 2017. Citado na página 38.
- GALLEN, T.; WINSTON, C. Transportation capital and its effects on the us economy: A general equilibrium approach. *unpublished paper*, 2018. Citado na página 83.
- GELMAN, A. et al. *Bayesian data analysis*. [S.l.]: CRC press, 2013. Citado na página 61.
- GEWEKE, J. Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculations of posterior moments. In: BERNARDO, J. M. et al. (Ed.). *Bayesian Statistics*. [S.l.]: Clarendon Press, 1992. v. 4, p. 641–649. ISBN 9780198522669. Citado 2 vezes nas páginas 85 e 88.
- GIAMBIAGI, F.; JUNIOR, M. F. de A. *Retomada do Crescimento: diagnóstico e propostas*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2017. Citado 3 vezes nas páginas 30, 37 e 40.
- GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A. A. *Economia brasileira contemporânea (1945-2016)*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2016. Citado na página 34.
- GIANNONE, D.; LENZA, M.; PRIMICERI, G. E. Prior selection for vector autoregressions. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 97, n. 2, p. 436–451, 2015. Citado 6 vezes nas páginas 43, 61, 62, 63, 84 e 87.
- GOMES, E. et al. Gestão de auto-estradas: análise de eficiência das auto-estradas federais brasileiras com portagens. *"Revista Portuguesa e Brasileira de Gestão"*, v. 11, n. 2-3, p. 68–75, 2004. Disponível em: <[http://www.scielo.mec.pt/scielo.php?pid=S1645-44642012000200005&script=sci\\_arttext&tlng=es](http://www.scielo.mec.pt/scielo.php?pid=S1645-44642012000200005&script=sci_arttext&tlng=es)>. Citado 3 vezes nas páginas 102, 103 e 109.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis: International Edition: Global Edition*. Edição: 6. [S.l.]: Pearson Education, 2008. Citado na página 58.
- GUASCH, J. L.; LAFFONT, J.-J.; STRAUB, S. Renegotiation of concession contracts in latin america: Evidence from the water and transport sectors. *International Journal of Industrial Organization*, Elsevier, v. 26, n. 2, p. 421–442, 2008. Citado 2 vezes nas páginas 142 e 143.
- GUIMARÃES, F. *Concessão de serviço público*. [S.l.]: Editora Saraiva, 2017. Citado na página 99.
- HOERL, A. E.; KENNARD, R. W. Ridge regression: Biased estimation for nonorthogonal problems. *Technometrics*, v. 12, n. 1, p. 55–67, 1970. Publisher: Taylor & Francis Group. Citado na página 60.



- IMF, I. M. F. *IMF Country Report No. 12/206 -Brazil: Financial System Stability Assessment*. 2012. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2012/cr12206.pdf>. Citado na página 35.
- INOUE, C. F. et al. Leviathan as a minority shareholder: Firm-level implications of state equity purchases. *Academy of Management Journal*, Academy of Management Briarcliff Manor, NY, v. 56, n. 6, p. 1775–1801, 2013. Citado na página 40.
- ISLAQM, M. Evaluation of different temporal disaggregation techniques and an application to italian gdp. v. 4, p. 21–32, 01 2009. Citado na página 49.
- JAMASB, T.; POLLITT, M. Benchmarking and regulation: international electricity experience. *Utilities policy*, v. 9, n. 3, p. 107–130, 2000. Citado 2 vezes nas páginas 107 e 144.
- JEHLE, G.; RENY, P. Advanced microeconomic theory (third)'. *Essex: Pearson Education Limited*, 2011. Citado 2 vezes nas páginas 136 e 137.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, p. 1551–1580, 1991. Publisher: JSTOR. Citado na página 57.
- JOHNSON, A. L.; KUOSMANEN, T. An introduction to cnls and stoned methods for efficiency analysis: Economic insights and computational aspects. In: RAY, S. C.; KUMBHAKAR, S. C.; DUA, P. (Ed.). *Benchmarking for performance evaluation*. [S.l.]: Springer, 2015. cap. 3, p. 117–186. Citado na página 114.
- JUDEA, P. An introduction to causal inference. *The International Journal of Biostatistics*, De Gruyter, v. 6, n. 2, p. 1–62, 2010. Citado na página 53.
- JÚNIOR, G. B.; AFONSO, J. R. Estado e novo arranjo para o financiamento do investimento público no brasil. *Economia e Sociedade*, SciELO Brasil, v. 26, n. 1, p. 189–213, 2017. Citado na página 47.
- KENNY, D. A. Correlation and causality. *coca*, 1979. Citado na página 53.
- KILIAN, L.; LÜTKEPOHL, H. *Structural vector autoregressive analysis*. [S.l.]: Cambridge University Press, 2017. Citado na página 63.
- KOOP, G. Forecasting with medium and large Bayesian VARs. University of Strathclyde, 2010. Citado 2 vezes nas páginas 60 e 62.
- KOSE, M. A. et al. DP11346, *Do Fiscal Multipliers Depend on Fiscal Positions?* 2016. Citado na página 47.
- KRIPFGANZ, S.; SCHNEIDER, D. Response surface regressions for critical value bounds and approximate p-values in equilibrium correction models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford, 2020. Citado 2 vezes nas páginas 58 e 59.
- KRIPFGANZ, S.; SCHNEIDER, D. C. et al. ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models. In: *Proceedings of the 2018 London Stata Conference*. [S.l.: s.n.], 2018. Citado 2 vezes nas páginas 59 e 70.

- KUMBHAKAR, S. C.; WANG, H.; HORNCastle, A. P. *A practitioner's guide to stochastic frontier analysis using Stata*. Cambridge University Press, 2015. Disponível em: <[https://books.google.com.br/books?hl=pt-BR&lr=&id=PT7WBQAAQBAJ&oi=fnd&pg=PR13&dq=a+practitioner%27s+guide+to+stochastic+frontier+analysis+using+stata&ots=9VX91swN3q&sig=CDXmsl3kVZL\\_cN23JK2nqGyEJPg](https://books.google.com.br/books?hl=pt-BR&lr=&id=PT7WBQAAQBAJ&oi=fnd&pg=PR13&dq=a+practitioner%27s+guide+to+stochastic+frontier+analysis+using+stata&ots=9VX91swN3q&sig=CDXmsl3kVZL_cN23JK2nqGyEJPg)>. Citado 3 vezes nas páginas 112, 121 e 123.
- KUOSMANEN, T. Stochastic nonparametric envelopment of data: combining virtues of sfa and dea in a unified framework. MTT Discussion Paper, 2006. Citado 4 vezes nas páginas 105, 110, 113 e 114.
- KUOSMANEN, T. Stochastic semi-nonparametric frontier estimation of electricity distribution networks: Application of the stoned method in the finnish regulatory model. *Energy Economics*, v. 34, n. 6, p. 2189–2199, 2012. ISSN 0140-9883. Citado 6 vezes nas páginas 113, 114, 142, 145, 149 e 160.
- KUOSMANEN, T.; JOHNSON, A.; SAASTAMOINEN, A. Stochastic Nonparametric Approach to Efficiency Analysis: A unified Framework. In: ZHU, J. (Ed.). *Data Envelopment Analysis*. [S.l.]: Springer, 2015. cap. 7, p. 191–244. Citado 5 vezes nas páginas 11, 15, 110, 112 e 146.
- KUOSMANEN, T.; SAASTAMOINEN, A.; SIPILÄINEN, T. What is the best practice for benchmark regulation of electricity distribution? comparison of dea, sfa and stoned methods. *Energy Policy*, Elsevier, v. 61, p. 740–750, 2013. Citado 5 vezes nas páginas 105, 113, 123, 158 e 160.
- KUSCHNIG, N.; VASHOLD, L. Bvar: Bayesian vector autoregressions with hierarchical prior selection in r. WU Vienna University of Economics and Business, 2019. Disponível em: <<https://epub.wu.ac.at/7216/>>. Citado na página 64.
- KUSCHNIG, N.; VASHOLD, L. *BVAR: Hierarchical Bayesian Vector Autoregression*. [S.l.], 2020. R package version 1.0.1. Disponível em: <<https://CRAN.R-project.org/package=BVAR>>. Citado na página 84.
- LACERDA, A. C. de et al. *Economia brasileira*. [S.l.]: Saraiva Educação SA, 2017. Citado na página 34.
- LAFFONT, J.-J.; MARTIMORT, D. *The theory of incentives: the principal-agent model*. [S.l.]: Princeton university press, 2009. Citado 2 vezes nas páginas 138 e 139.
- LAVIERI, B. M. *Efeitos da Atuação do BNDES sobre o Investimento*. Dissertação (Mestrado) — FGV - Fundação Getúlio Vargas, 8 2015. Disponível em <<http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/13885?show=full>>. Citado na página 41.
- LAZZARINI, S. G. et al. What do state-owned development banks do? evidence from bndes, 2002–09. *World Development*, Elsevier, v. 66, p. 237–253, 2015. Citado 2 vezes nas páginas 40 e 74.
- LEEPER, E. M.; WALKER, T. B.; YANG, S.-C. S. Government investment and fiscal stimulus. *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 57, n. 8, p. 1000–1012, 2010. Citado na página 83.

- LEISMANN, E. L.; ANTONOVZ, T. Dívida pública bruta e líquida e os repasses da união ao bndes. *Revista Competitividade e Sustentabilidade*, v. 2, n. 2, p. 1–11, 2015. Citado na página 46.
- LITTERMAN, R. B. A Bayesian procedure for forecasting with vector autoregressions. *MIT Working Paper*, MIT, n. 275, 1980. Citado na página 62.
- LITTERMAN, R. B. Forecasting with Bayesian vector autoregressions – Five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, Taylor & Francis Group, v. 4, n. 1, p. 25–38, 1986. Citado na página 61.
- MADEIRA, G. A. et al. *Impactos do Direcionamento de Crédito Sobre a Economia Brasileira: uma abordagem de equilíbrio geral*. [S.l.], 2018. Citado na página 74.
- MAS-COLELL, A. et al. *Microeconomic theory*. [S.l.]: Oxford university press New York, 1995. v. 1. Citado na página 135.
- MASSIANI, J.; RAGAZZI, G. Costs and efficiency of highway concessionaires: a survey of Italian operators. 2008. Disponível em: <<http://www.openstarts.units.it/dspace/handle/10077/5970>>. Citado 2 vezes nas páginas 101 e 105.
- MEDEIROS, F. d. S. Eficiência em concessões de infraestrutura: Benchmarking, Price-cap e o fator “x”. 2014. Citado 6 vezes nas páginas 104, 105, 145, 146, 158 e 160.
- MOL, C. D.; GIANNONE, D.; REICHLIN, L. Forecasting using a large number of predictors: Is Bayesian shrinkage a valid alternative to principal components? *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 146, n. 2, p. 318–328, 2008. Citado na página 60.
- MOREIRA, E. B. Contratos administrativos de longo-prazo: a lógica de seu equilíbrio econômico-financeiro. In: MOREIRA, E. B. (Ed.). *Contratos Administrativos, equilíbrio econômico-financeiro e a taxa interna de retorno: a lógica das concessões e parcerias público-privadas*. Belo Horizonte - Brasil: Fórum, 2016. cap. 4, p. 79–88. Citado 2 vezes nas páginas 139 e 140.
- MUSACCHIO, A.; LAZZARINI, S. G. *Reinventando o capitalismo de Estado: o Leviata nos negócios: Brasil e outros países*. [S.l.]: Portfolio-Penguin, 2015. Citado na página 40.
- NATSIPOULOS, K.; TZEREMES, N. *ARDL: ARDL, ECM and Bounds-Test for Cointegration*. [S.l.], 2021. R package version 0.1.1. Disponível em: <<https://CRAN.R-project.org/package=ARDL>>. Citado na página 66.
- NEGRO, M. D.; SCHORFHEIDE, F. Priors from general equilibrium models for VARs: forecasting and identification. 2003. Publisher: Citeseer. Citado na página 61.
- NELSON, B.; PINTER, G.; THEODORIDIS, K. Do contractionary monetary policy shocks expand shadow banking? *Journal of Applied Econometrics*, Wiley Online Library, v. 33, n. 2, p. 198–211, 2018. Citado na página 62.
- NETO, A. S. *ESTATÍSTICA E INTRODUÇÃO À ECONOMETRIA*. [S.l.]: Saraiva Educação SA, 2017. Citado na página 108.
- NEVES, C. E. V.; BERTUSSI, G. L. EFICIÊNCIA EM CONCESSÕES DE RODOVIAS FEDERAIS BRASILEIRAS. *Brazilian Review of Economics & Agribusiness/Revista de Economia e Agronegócio*, v. 17, n. 2, 2019. Citado 3 vezes nas páginas 105, 106 e 153.

- NORTH, D. Instituições, mudança institucional e desempenho econômico. *São Paulo: Três Estrelas*, p. 16–19, 2018. Citado na página 33.
- OGUNC, F. *A Bayesian VAR Approach to Short-Term Inflation Forecasting*. [S.l.], 2019. Citado 2 vezes nas páginas 84 e 85.
- OLIVEIRA, G. *Desafios da infraestrutura no Brasil*. [S.l.]: Editora Trevisan, 2018. Citado na página 30.
- OLIVEIRA, G. C. d.; VAZQUEZ, D. A.; WOLF, P. J. W. Evolução da dívida e da necessidade de financiamento do setor público no Brasil (1995-2016): um balanço do período pós-real. *Revista de Economia Contemporânea*, SciELO Brasil, v. 21, n. 3, 2017. Citado 2 vezes nas páginas 46 e 47.
- ORAIR, R. et al. Política fiscal e ciclo econômico: uma análise baseada em multiplicadores do gasto público. *XXI Prêmio do Tesouro Nacional*, 2016. Citado na página 41.
- OREIRO, L. J.; PAULA, L. F. de. *Macroeconomia da Estagnação Brasileira*. [S.l.]: Alta Books, 2021. Citado na página 38.
- PEREIRA, T. R.; MITERHOF, M. T. O Papel do BNDES e o financiamento do desenvolvimento: considerações sobre a antecipação dos empréstimos do Tesouro Nacional e a criação da TLP. *Economia e Sociedade*, v. 27, n. 3, p. 875–908, 2018. Publisher: SciELO Brasil. Citado na página 39.
- PESARAN, M. H. *Time series and panel data econometrics*. [S.l.]: Oxford University Press, 2015. Citado na página 59.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y. An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, v. 31, p. 371–413, 1998. Publisher: Cambridge University Press. Citado na página 57.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, v. 16, n. 3, p. 289–326, 2001. Publisher: Wiley Online Library. Citado 5 vezes nas páginas 57, 58, 68, 69 e 77.
- PFAFF, B. *Analysis of integrated and cointegrated time series with R*. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 2008. Citado na página 54.
- PFAFF, B. et al. Var, svar and svec models: Implementation within r package vars. *Journal of Statistical Software*, v. 27, n. 4, p. 1–32, 2008. Citado na página 84.
- PHILIPS, A. Q. Have your cake and eat it too? Cointegration and dynamic inference from autoregressive distributed lag models. *American Journal of Political Science*, v. 62, n. 1, p. 230–244, 2018. Publisher: Wiley Online Library. Citado 5 vezes nas páginas 19, 59, 60, 68 e 69.
- PHILLIPS, P. C.; HANSEN, B. E. Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The Review of Economic Studies*, v. 57, n. 1, p. 99–125, 1990. Publisher: Wiley-Blackwell. Citado na página 57.
- PICOT, A. et al. *The Economics of Infrastructure Provisioning – The Changing Role of the State*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 2016. ISBN 978-0-262-02965-0. Citado na página 99.

- PINHEIRO, A. C.; RIBEIRO, L. C. *Regulação das ferrovias*. [S.l.]: FGV Editora, 2017. Citado 2 vezes nas páginas 138 e 139.
- PIRES, M. *Política fiscal e ciclos econômicos: teoria e experiência recente*. [S.l.]: Rio de Janeiro, Elsevier: FGV, 2017. Citado na página 47.
- POLLITT, M. The role of efficiency estimates in regulatory price reviews: Ofgem's approach to benchmarking electricity networks. *Utilities Policy*, v. 13, p. 279–288, 12 2005. Citado 2 vezes nas páginas 142 e 144.
- POSNER, R. A. Teorias da regulação econômica. *Regulação econômica e democracia: o debate norte-americano*. São Paulo: Editora, v. 34, p. 49–80, 2004. Citado na página 99.
- POSSAMAI, R. P. Avaliação de eficiência técnica em concessionárias de rodovias utilizando análise envoltória de dados. 2006. Disponível em: <<http://www.lume.ufrgs.br/handle/10183/8144>>. Citado na página 102.
- Profeta. Regulação e eficiência dos modelos de concessões de rodovias no Brasil. 2014. Disponível em: <<http://www.locus.ufv.br/handle/123456789/162>>. Citado 3 vezes nas páginas 104, 105 e 107.
- Pyomo Developer Team. *Pyomo: Python Optimization Modeling Objects*. 2021. Disponível em: <<http://pyomo.org>>. Citado 2 vezes nas páginas 115 e 151.
- RAMALHO, E. A.; RAMALHO, J. J.; HENRIQUES, P. D. Fractional regression models for second stage DEA efficiency analyses. *Journal of Productivity Analysis*, v. 34, n. 3, p. 239–255, 2010. Citado na página 111.
- RAMEY, V. A. *The macroeconomic consequences of infrastructure investment*. [S.l.], 2020. Citado na página 82.
- RAY, S. C.; KUMBHAKAR, S. C.; DUA, P. *Benchmarking for performance evaluation*. [S.l.]: Springer, 2015. Citado 2 vezes nas páginas 147 e 148.
- SAFATLE, C. et al. *Anatomia de um desastre: Os bastidores da crise econômica que mergulhou o país na pior recessão da história*. [S.l.]: Portfolio-Penguin, 2016. Citado 2 vezes nas páginas 35 e 37.
- SALGADO, S. de R.; WILBERT, M.; ROSANO-PEÑA, C. Concessões Rodoviárias Federais: Análise da Eficiência da Primeira e Segunda Etapa dos Contratos de Concessão. In: . [S.l.: s.n.], 2016. Citado 2 vezes nas páginas 104 e 122.
- SALTO, F.; ALMEIDA, M. *Finanças públicas*. [S.l.]: Editora Record, 2016. Citado 3 vezes nas páginas 35, 36 e 37.
- SCHMIDT, P.; LIN, T.-F. Simple tests of alternative specifications in stochastic frontier models. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 24, n. 3, p. 349–361, 1984. Citado na página 119.
- SCOTTI, D. et al. The impact of airport competition on technical efficiency: A stochastic frontier analysis applied to Italian airport. *Journal of Air Transport Management*, v. 22, p. 9–15, 2012. Citado na página 101.

- SIMAR, L.; WILSON, P. W. Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes. *Journal of econometrics*, v. 136, n. 1, p. 31–64, 2007. Citado 2 vezes nas páginas 111 e 117.
- SIMS, C. A. A nine-variable probabilistic macroeconomic forecasting model. In: *Business cycles, indicators, and forecasting*. [S.l.]: University of Chicago press, 1993. p. 179–212. Citado na página 64.
- SIMS, C. A.; ZHA, T. Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review*, JSTOR, p. 949–968, 1998. Citado na página 64.
- SINGER, A. Cutucando onças com varas curtas: o ensaio desenvolvimentista no primeiro mandato de Dilma Rousseff (2011-2014). *Novos estudos CEBRAP*, SciELO Brasil, n. 102, p. 39–67, 2015. Citado na página 36.
- SMITH, A. S. The application of stochastic frontier panel models in economic regulation: Experience from the European rail sector. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, v. 48, n. 2, p. 503–515, 2012. Citado na página 101.
- TIBSHIRANI, R. Regression shrinkage and selection via the lasso. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, v. 58, n. 1, p. 267–288, 1996. Publisher: Wiley Online Library. Citado na página 60.
- TIROLE, J. *Economics for the common good*. [S.l.]: Princeton University Press, 2017. Citado 3 vezes nas páginas 99, 138 e 141.
- TIROLE, J.; LAFFONT, J.-J. *A Theory of Incentives in Procurement and Regulation*. [S.l.]: Mit Press, 1993. ISBN 0-262-12174-3. Citado na página 99.
- TIRYAKI, G. F.; ANDRADE, C. S. M. *Econometria na Prática*. [S.l.]: Alta Books, 2017. ISBN 978-85-508-0080-6. Citado na página 109.
- TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 66, n. 1-2, p. 225–250, 1995. Citado na página 79.
- TURNER, P. Power properties of the cusum and cusumsq tests for parameter instability. *Applied Economics Letters*, Taylor & Francis, v. 17, n. 11, p. 1049–1053, 2010. Citado na página 68.
- VELLOSO, R. W. R. *Investimento em Infraestrutura no Brasil: Continuar investindo, apesar do ajuste*. [S.l.]: Fórum Nacional, 2015. Citado 3 vezes nas páginas 45, 46 e 47.
- VILLANI, M. Steady-state priors for vector autoregressions. *Journal of Applied Econometrics*, Wiley Online Library, v. 24, n. 4, p. 630–650, 2009. Citado na página 61.
- WANG, L.-C.; TSAI, H.-Y. Evaluation of Highway Maintenance Performance Using Data Envelopment Analysis (DEA) in Taiwan. *Journal of Marine Science and Technology*, v. 17, n. 2, p. 145–155, 2009. Citado na página 101.
- WELDE, M.; ODECK, J. The efficiency of Norwegian road toll companies. *Utilities Policy*, v. 19, n. 3, p. 162–171, 2011. Citado na página 102.

World Bank. *Advising Services for Enhancement of BR-476 PPP Bidding Documents*. 2015. Citado na página 132.

ZHAI, S. et al. Modeling the impacts of climate change and technical progress on the wheat yield in inland China: An autoregressive distributed lag approach. *PloS one*, v. 12, n. 9, p. e0184474, 2017. Publisher: Public Library of Science San Francisco, CA USA. Citado na página 57.

ÉGERT, B. Infrastructure investment in network industries. In: PICOT, A. et al. (Ed.). *The economics of infrastructure provisioning: The changing role of the state*. [S.l.]: MIT press, 2016. cap. 6, p. 175–194. Citado na página 141.





# Apêndices



# APÊNDICE A – Apêndice da Parte I

## A.1 Testes de raiz unitária

As séries foram testadas para a existência de raízes unitárias por meio dos testes ADF, Phillips-Perron, KPSS e ADF-GLS. Foram testadas as séries mensais com transformação logarítmica e a primeira diferença de tais séries.

Para as séries mensais, PIB, EMBI, IBOV, LIND, LIND, LCOM, LTOT e ICI são estacionárias em nível - Tabela 31. Já os resultados para as mesmas séries em primeira diferença - Tabela 32 - indicam que as séries são estacionárias após a diferenciação. Portanto, as séries pode ser consideradas  $I(1)$ .

Tabela 31 – Testes de Raiz Unitária.

	ADF-stat	ADF-S/NS	KPSS-stat	KPSS-S/NS	PP-stat	PP-S/NS	ADF/GLS-stat	ADF/GLS-S/NS	Zivot-Andrews-stat	Zivot-Andrews-S/NS
FBCF	-1.39	NS	0.95	NS	-0.6	NS	-1.25	NS	-2.96	NS
CIB	-2.35	NS	0.7	NS	-2.72	NS	-1.5	NS	-5.54	S
CURI	-2.85	NS	0.63	NS	-2.4	NS	-1.56	NS	-3.5	NS
EMBI	-2.94	NS	0.61	NS	-3.59	S	-0.91	NS	-3.16	NS
ER	-1.94	NS	0.85	NS	-2.16	NS	-0.77	NS	-3.68	NS
IBOV	-2.7	NS	0.62	NS	-2.92	NS	-0.94	NS	-2.79	NS
ICE	-2.68	NS	0.31	NS	-2.58	NS	-2.29	NS	-2.9	NS
ICI	-3.18	NS	0.22	NS	-2.83	NS	-2.66	NS	-3.28	NS
IIE	-4.02	S	0.23	NS	-4.66	S	-1.36	NS	-2.9	NS
IR	-3.59	S	0.38	NS	-2.23	NS	-3.55	S	-5.04	S
LAGR	-1.03	NS	0.91	NS	-3.97	S	-0.33	NS	-3.97	NS
LCOM	0.16	NS	0.94	NS	-1.17	NS	-0.29	NS	-4.45	S
LIND	-2.36	NS	0.34	NS	-6.47	S	-2.06	NS	-3.08	NS
LINF	-1.31	NS	0.93	NS	-4.14	S	-1.19	NS	-2.96	NS
LTOT	-0.5	NS	0.96	NS	-2.4	NS	-0.34	NS	-3.4	NS
NFSP	-1.83	NS	0.53	NS	-1.91	NS	-1.8	NS	-2.48	NS
PIB	-0.76	NS	0.98	NS	-0.52	NS	-0.65	NS	-3.59	NS
POUP	-1.6	NS	0.9	NS	-1.96	NS	-0.53	NS	-3.6	NS
TT	-1.79	NS	0.7	NS	-1.77	NS	-1.89	NS	-3.72	NS
WP	-3.68	S	0.13	S	-2.42	NS	-2.48	NS	-3.17	NS

Fonte: Autor.

Por meio dos testes de raiz unitária podemos então concluir que os **dados com transformação logarítmica** são os mais adequados para a construção de modelos, pois nenhuma das séries é  $I(2)$ .

### A.1.1 Teste de cointegração - Procedimento de Johansen

Vimos na seção anterior que existem evidências apontando que algumas das variáveis são integradas de ordem  $I(1)$ , enquanto que outras são  $I(0)$ . Neste caso, qualquer variável independente que potencialmente seja  $I(1)$ , deve integrar o modelo ARDL defasada em nível em  $t-1$ . Outro ponto importante para se certificar de que o modelo poderá ser corretamente especificado, é que há relação de cointegração entre a variável dependente e as variáveis independentes. Neste caso, podemos executar o procedimento de Johansen para identificar as relações de cointegração que existem entre as séries temporais analisadas.

Tabela 32 – Testes de Raiz Unitária - primeira diferença.

	ADF-stat	ADF-S/NS	KPSS-stat	KPSS-S/NS	PP-stat	PP-S/NS	ADF/GLS-stat	ADF/GLS-S/NS	Zivot-Andrews-stat	Zivot-Andrews-S/NS
FBCF	-4.06	S	0.13	S	-5.06	S	-2.36	NS	-3.51	NS
CIB	-9.87	S	0.03	S	-10.97	S	-3.36	S	-5.29	S
CURI	-5.94	S	0.05	S	-10.2	S	-2.46	NS	-4.67	S
EMBI	-9.13	S	0.1	S	-11.12	S	-2.79	NS	-4.71	S
ER	-9.19	S	0.05	S	-11.52	S	-4.61	S	-5.23	S
IBOV	-6.88	S	0.16	NS	-10.45	S	-2.52	NS	-4.91	S
ICE	-4.32	S	0.05	S	-7.87	S	-3.99	S	-4.19	NS
ICI	-6.66	S	0.04	S	-8.08	S	-3.49	S	-4.95	S
IIE	-9.94	S	0.05	S	-16.68	S	-3.16	S	-5.2	S
IR	-4.55	S	0.06	S	-8.29	S	-3.88	S	-5.2	S
LAGR	-8.24	S	0.02	S	-22.34	S	-3.03	S	-6.3	S
LCOM	-10.48	S	0.07	S	-29.74	S	-1.8	NS	-6.22	S
LIND	-9.98	S	0.04	S	-27.05	S	-2.56	NS	-4.9	S
LINF	-11.27	S	0.04	S	-32.49	S	-0.97	NS	-4.99	S
LTOT	-7.82	S	0.03	S	-26.36	S	-1.49	NS	-5.76	S
NFSP	-9.33	S	0.12	S	-13	S	-2.86	NS	-4.1	NS
PIB	-7.46	S	0.12	S	-5.5	S	-2.04	NS	-3.81	NS
POUP	-5.44	S	0.04	S	-5.6	S	-2.78	NS	-4.82	S
TT	-8.99	S	0.05	S	-17.38	S	-1.92	NS	-3.9	NS
WP	-5.06	S	0.05	S	-9.03	S	-2.15	NS	-4.46	S

Fonte: Autor.

## A.1.1.1 Procedimento de Johansen para a análise de cointegração

Aplicaremos o procedimento de Johansen às séries mensais em log. Inicialmente procedemos com os testes excluindo os desembolsos do BNDES por setor econômico. Posteriormente, excluimos somente a série de desembolsos totais do BNDES.

Para determinar o número de defasagens a ser utilizado no teste de cointegração, utilizamos os critérios de informação, conforme Tabelas 33 e 34.

Tabela 33 – Critérios de Informação para seleção do número de defasagens - modelo com desembolsos totais.

	AIC(n)	HQ(n)	SC(n)	FPE(n)
1	12	12	12	11

Fonte: Autor.

Tabela 34 – Critérios de Informação para seleção do número de defasagens - modelo com desembolsos setoriais.

	AIC(n)	HQ(n)	SC(n)	FPE(n)
1	10	10	10	10

Fonte: Autor.

As Tabelas 35 e 36 mostram o número de vetores de cointegração que existem entre FBCF e as demais séries.

O resultados indicam que as séries são cointegradas, o que permite a construção dos modelos **ARDL(p,q)** e **BVAR**.

Tabela 35 – Valores das estatísticas de teste e valores críticos - Johansen - por pares com desembolsos totais.

	teststat	cval.10pct	cval.5pct	cval.1pct
CIB.r $\leq 1$	3.47	7.52	9.24	12.97
CIB.r = 0	12.52	13.75	15.67	20.20
CURI.r $\leq 1$	3.49	7.52	9.24	12.97
CURI.r = 0	21.16	13.75	15.67	20.20
EMBI.r $\leq 1$	10.37	7.52	9.24	12.97
EMBI.r = 0	29.22	13.75	15.67	20.20
ER.r $\leq 1$	6.34	7.52	9.24	12.97
ER.r = 0	21.33	13.75	15.67	20.20
IBOV.r $\leq 1$	5.53	7.52	9.24	12.97
IBOV.r = 0	16.37	13.75	15.67	20.20
ICE.r $\leq 1$	3.79	7.52	9.24	12.97
ICE.r = 0	39.91	13.75	15.67	20.20
ICL.r $\leq 1$	3.59	7.52	9.24	12.97
ICL.r = 0	49.95	13.75	15.67	20.20
IIE.r $\leq 1$	5.55	7.52	9.24	12.97
IIE.r = 0	16.94	13.75	15.67	20.20
IR.r $\leq 1$	2.56	7.52	9.24	12.97
IR.r = 0	7.89	13.75	15.67	20.20
LTOT.r $\leq 1$	4.03	7.52	9.24	12.97
LTOT.r = 0	12.84	13.75	15.67	20.20
NFSP.r $\leq 1$	3.98	7.52	9.24	12.97
NFSP.r = 0	11.34	13.75	15.67	20.20
PIB.r $\leq 1$	3.80	7.52	9.24	12.97
PIB.r = 0	21.72	13.75	15.67	20.20
POUP.r $\leq 1$	6.12	7.52	9.24	12.97
POUP.r = 0	10.43	13.75	15.67	20.20
TT.r $\leq 1$	4.56	7.52	9.24	12.97
TT.r = 0	13.61	13.75	15.67	20.20
WP.r $\leq 1$	1.97	7.52	9.24	12.97
WP.r = 0	7.80	13.75	15.67	20.20

Fonte: Autor.

Tabela 36 – Valores das estatísticas de teste e valores críticos - Johansen - por pares com desembolsos setoriais.

	teststat	cval.10pct	cval.5pct	cval.1pct
CIB.r $\leq 1$	3.47	7.52	9.24	12.97
CIB.r = 0	12.52	13.75	15.67	20.20
CURI.r $\leq 1$	3.49	7.52	9.24	12.97
CURI.r = 0	21.16	13.75	15.67	20.20
EMBI.r $\leq 1$	10.37	7.52	9.24	12.97
EMBI.r = 0	29.22	13.75	15.67	20.20
ER.r $\leq 1$	6.34	7.52	9.24	12.97
ER.r = 0	21.33	13.75	15.67	20.20
IBOV.r $\leq 1$	5.53	7.52	9.24	12.97
IBOV.r = 0	16.37	13.75	15.67	20.20
ICE.r $\leq 1$	3.79	7.52	9.24	12.97
ICE.r = 0	39.91	13.75	15.67	20.20
ICI.r $\leq 1$	3.59	7.52	9.24	12.97
ICI.r = 0	49.95	13.75	15.67	20.20
IIE.r $\leq 1$	5.55	7.52	9.24	12.97
IIE.r = 0	16.94	13.75	15.67	20.20
IR.r $\leq 1$	2.56	7.52	9.24	12.97
IR.r = 0	7.89	13.75	15.67	20.20
LAGR.r $\leq 1$	3.81	7.52	9.24	12.97
LAGR.r = 0	6.29	13.75	15.67	20.20
LCOM.r $\leq 1$	3.75	7.52	9.24	12.97
LCOM.r = 0	6.82	13.75	15.67	20.20
LIND.r $\leq 1$	2.72	7.52	9.24	12.97
LIND.r = 0	14.12	13.75	15.67	20.20
LINF.r $\leq 1$	6.12	7.52	9.24	12.97
LINF.r = 0	38.01	13.75	15.67	20.20
NFSP.r $\leq 1$	3.98	7.52	9.24	12.97
NFSP.r = 0	11.34	13.75	15.67	20.20
PIB.r $\leq 1$	3.80	7.52	9.24	12.97
PIB.r = 0	21.72	13.75	15.67	20.20
POUP.r $\leq 1$	6.12	7.52	9.24	12.97
POUP.r = 0	10.43	13.75	15.67	20.20
TT.r $\leq 1$	4.56	7.52	9.24	12.97
TT.r = 0	13.61	13.75	15.67	20.20
WP.r $\leq 1$	1.97	7.52	9.24	12.97
WP.r = 0	7.80	13.75	15.67	20.20

Fonte: Autor.

## A.2 Resultados complementares do Modelo ARDL - Desembolsos totais do BNDES

O resultado da regressão ARDL considerando os desembolsos totais consta da Tabela 37. Notamos que o  $R_{adj}^2$  tem o valor de 1.

Os resultados dos gráficos para averiguação da normalidade dos resíduos constam das Figuras 21 e 22.

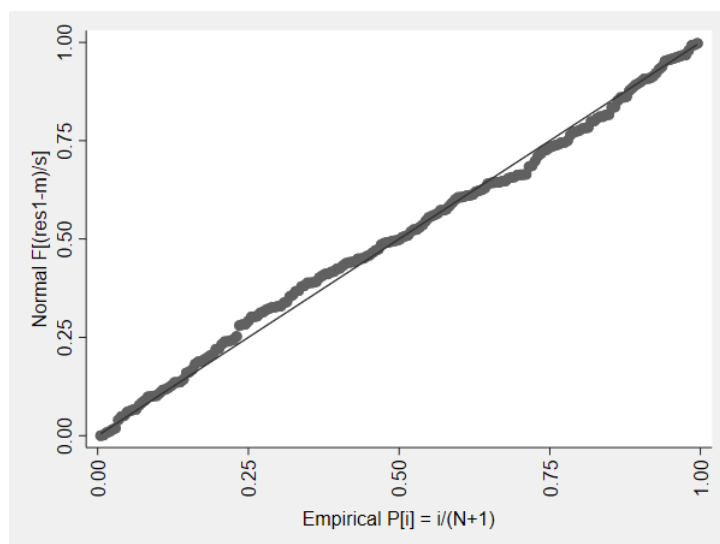


Figura 21 – Distribuição normal padronizada para os resíduos do modelo ARDL (desembolsos totais).

Fonte: Autor.

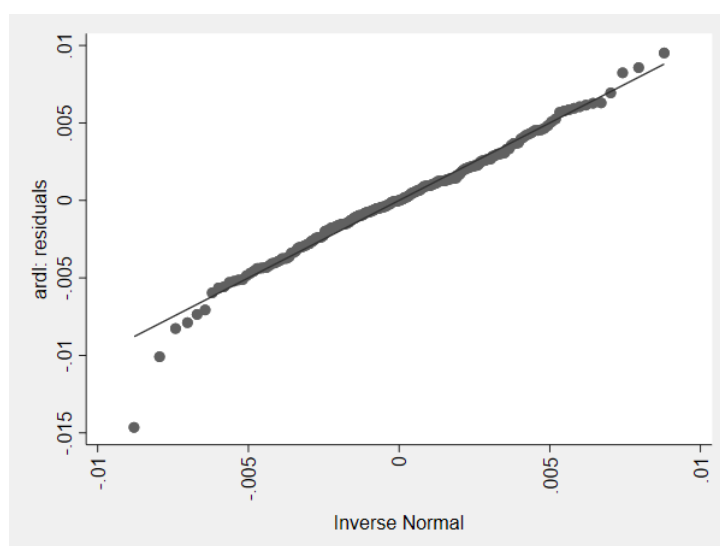


Figura 22 – Quantis dos resíduos do modelo ARDL (desembolsos totais) x Quantis da distribuição normal.

Fonte: Autor.

O resultado do teste **ARDL-Bounds** consta da Tabela 38.

Tabela 37 – ARDL(3 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 3 3 0 1) - Desembolsos Totais.

VARIABLES	(1) fbcf
L.fbcf	2.151*** (0.0548)
L2.fbcf	-1.827*** (0.0967)
L3.fbcf	0.599*** (0.0548)
cib	0.00394 (0.00637)
curi	0.0550 (0.0403)
embi	0.00305 (0.00216)
er	-0.00837 (0.00778)
ibov	0.00405 (0.00320)
ice	0.0138 (0.0131)
ici	-0.00871 (0.0155)
iie	-0.00350 (0.00553)
ir	-0.000474* (0.000262)
ltot	-0.000647 (0.00121)
nfsp	-0.00170** (0.000667)
pib	1.037*** (0.109)
L.pib	-2.310*** (0.234)
L2.pib	1.922*** (0.258)
L3.pib	-0.525*** (0.132)
poup	0.143*** (0.0393)
L.poup	-0.251*** (0.0878)
L2.poup	0.241*** (0.0879)
L3.poup	-0.113*** (0.0384)
tt	-0.0332*** (0.0105)
wp	0.121* (0.0639)
L.wp	-0.198*** (0.0632)
t	1.63e-05 (0.000119)
Observations	203
R-squared	1.000

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

Fonte: Autor.



Tabela 38 – Teste de cointegração no modelo com desembolsos totais. Pesaran, Shin, and Smith (2001) bounds test Case 4

	ftest							
	10%:I(0)	10%:I(1)	5%:I(0)	5%:I(1)	1%:I(0)	1%:I(1)	p-value:I(0)	p-value:I(1)
F	1.790973	2.886701	1.991899	3.153664	2.415657	3.70904	0	0
t	-3.062759	-5.257976	-3.366415	-5.625224	-3.960517	-6.319764	.0001476	.1134104

Fonte: Autor.

### A.3 Resultados complementares do Modelo ARDL - Desembolsos setoriais do BNDES

O resultado da regressão ARDL considerando os desembolsos totais consta da Tabela 39. Notamos que o  $R_{adj}^2$  tem o valor de 1.

Os resultados dos gráficos para averiguação da normalidade dos resíduos constam das Figuras 23 e 24.

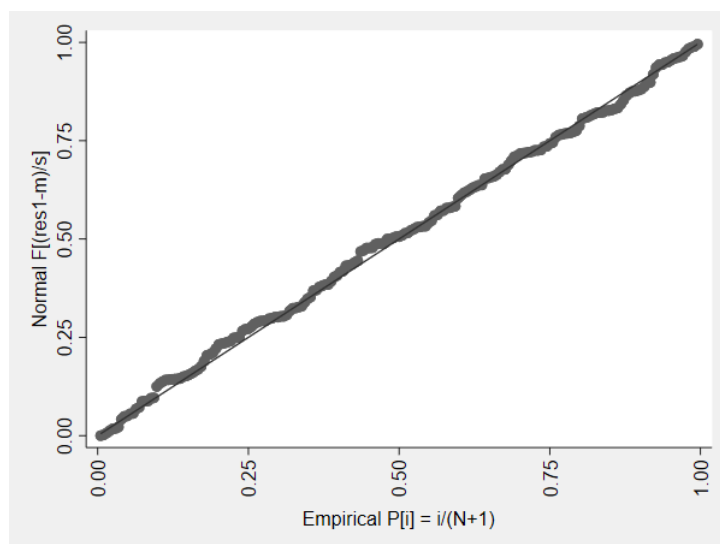


Figura 23 – Distribuição normal padronizada para os resíduos do modelo ARDL (desembolsos setoriais).

Fonte: Autor.

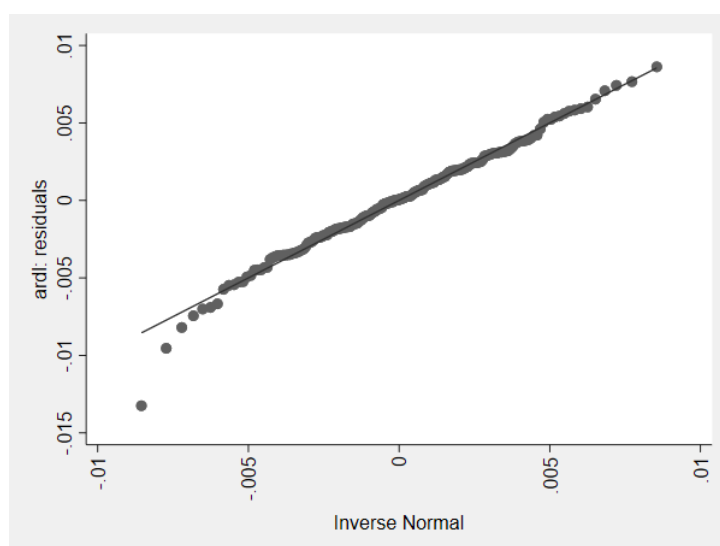


Figura 24 – Quantis dos resíduos do modelo ARDL (desembolsos setoriais) x Quantis da distribuição normal.

Fonte: Autor.

O resultado do teste **ARDL-Bounds** consta da Tabela 40).

Tabela 39 – ARDL(3 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0 0 0 0 0 3 3 2 1) - Desembolsos setoriais.

VARIABLES	(1) fbcf
L.fbcf	2.148*** (0.0560)
L2.fbcf	-1.807*** (0.0978)
L3.fbcf	0.581*** (0.0557)
cib	0.00258 (0.00645)
curi	0.0447 (0.0408)
embi	0.00366 (0.00222)
er	-0.00638 (0.00794)
ibov	0.00470 (0.00345)
ice	0.0127 (0.0133)
ici	-0.00466 (0.0155)
iie	-0.00361 (0.00584)
ir	-0.00172*** (0.000648)
L.ir	0.00149** (0.000653)
lagr	0.000201 (0.000732)
lcom	0.000295 (0.00111)
lind	0.00126 (0.00129)
linf	-0.000550 (0.000984)
nfsp	-0.00217*** (0.000741)
piib	1.020*** (0.110)
L.piib	-2.234*** (0.238)
L2.piib	1.786*** (0.264)
L3.piib	-0.442*** (0.137)
poup	0.142*** (0.0394)
L.poup	-0.258*** (0.0884)
L2.poup	0.247*** (0.0890)
L3.poup	-0.114*** (0.0393)
tt	-0.0236 (0.0146)
L.tt	0.0172 (0.0160)
L2.tt	-0.0303** (0.0142)
wp	0.100 (0.0660)
L.wp	-0.172*** (0.0652)
t	5.33e-06 (0.000123)
Observations	203
R-squared	1.000

Standard errors in parentheses  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fonte: Autor.

Tabela 40 – Teste de cointegração no modelo com desembolsos totais. Pesaran, Shin, and Smith (2001) bounds test Case 4

	ftest						p-value:I(0)	p-value:I(1)
	10%:I(0)	10%:I(1)	5%:I(0)	5%:I(1)	1%:I(0)	1%:I(1)		
F	1.790973	2.886701	1.991899	3.153664	2.415657	3.70904	0	0
t	-3.062759	-5.257976	-3.366415	-5.625224	-3.960517	-6.319764	.0001476	.1134104

Fonte: Autor.

## A.4 Avaliação de adequabilidade do modelo BVAR(12) - Desembolsos totais

Os gráficos de traço e de distribuição do parâmetro  $\lambda$  e da ML estão na Figura 25. A análise dos gráficos nos permite verificar que há a convergência dos valores em torno de um determinado valor. Também, especialmente a distribuição de  $\lambda$  mostra uma forma aproximadamente normal.

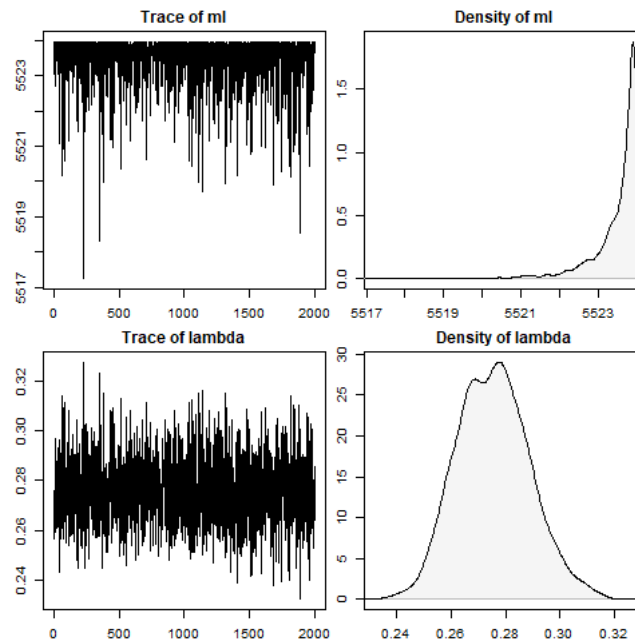


Figura 25 – Distribuição e traço do parâmetro  $\lambda$  e da ML - BVAR(12).

Fonte: Autor.

Os gráficos dos resíduos das duas séries de interesse, FBCF e LTOT, também sugerem a convergência em torno da média zero, em que pese os resíduos de LTOT mostrarem que há *outliers* (Figura 26).

O gráfico da estatística de Geweke mostra que os valores, em geral, estão dentro da faixa de dois desvios padrão, permitindo-nos concluir que o algoritmo MCMC convergiu (Figura 27). Também a inspeção visual do gráfico de autocorrelação serial apresenta o padrão desejado para a convergência (Figura 28).

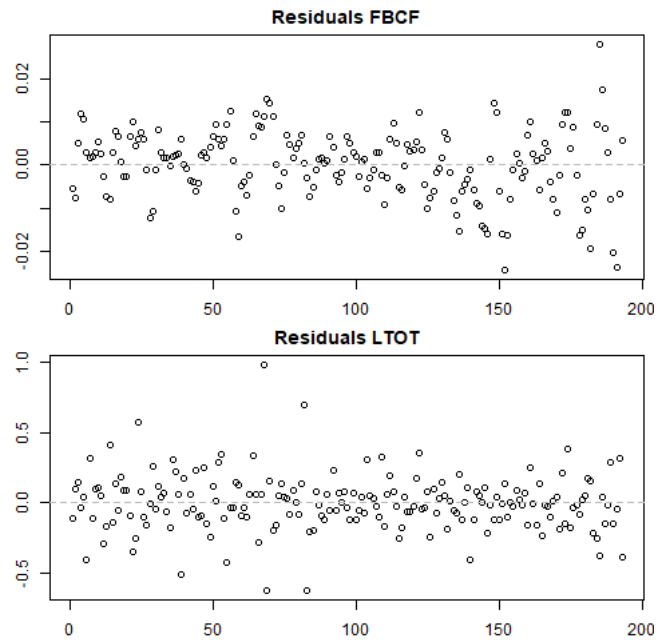


Figura 26 – Resíduos para as variáveis FBCF e LTOT - BVAR(12).

Fonte: Autor.

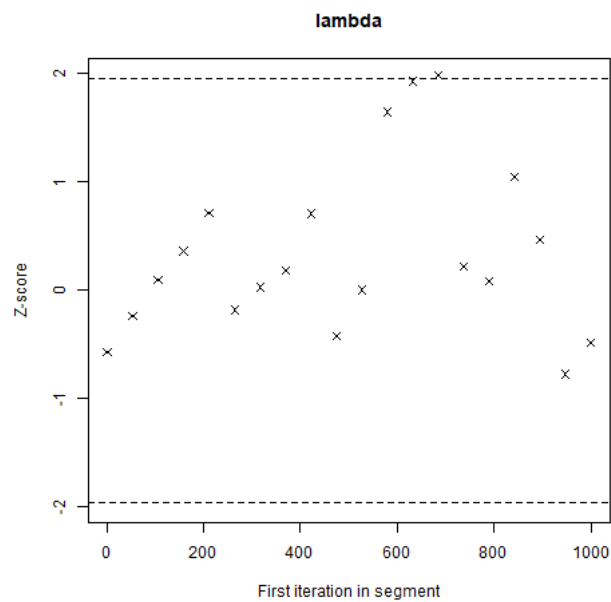


Figura 27 – Gráfico do teste de Geweke para a convergência do MCMC - BVAR(12).

Fonte: Autor.

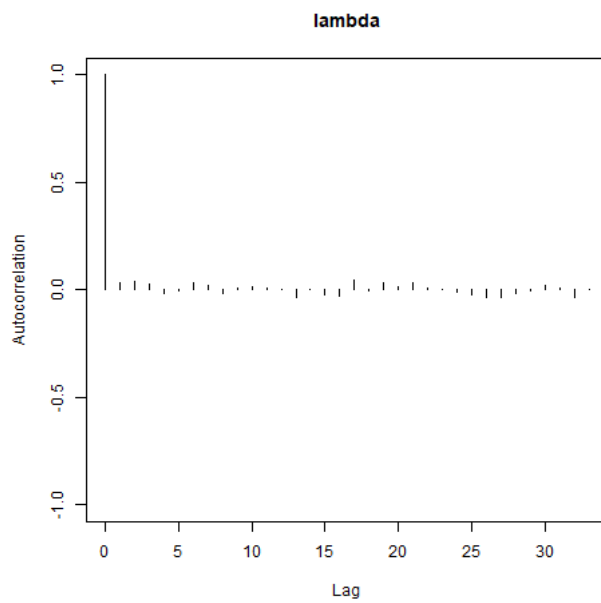


Figura 28 – Teste de autocorrelação serial para a convergência do MCMC -  $BVAR(12)$ .

Fonte: Autor.

## A.5 Avaliação de adequabilidade do modelo BVAR(10) - Desembolsos setoriais

Os gráficos de traço e de distribuição do parâmetro  $\lambda$  e da ML estão na Figura 29. A análise dos gráficos nos permite verificar que há a convergência dos valores em torno de um determinado valor. Também, especialmente a distribuição de  $\lambda$  mostra uma forma aproximadamente normal.

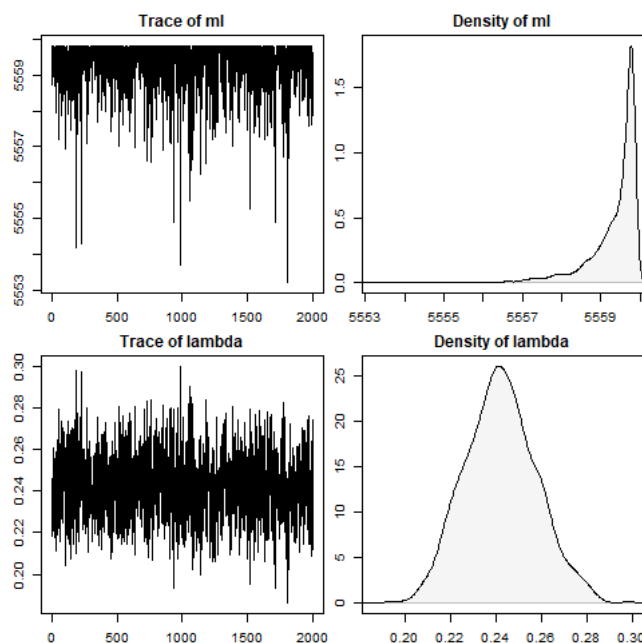


Figura 29 – Distribuição e traço do parâmetro  $\lambda$  e da ML - BVAR(10).

Fonte: Autor.

Os gráficos dos resíduos das duas séries de interesse, FBCF, LAGR, LCOM, LIND e LINF, também sugerem a convergência em torno da média zero, em que pese os resíduos de LAGR e LINF mostrarem que há *outliers* (Figura 30).

O gráfico da estatística de Geweke mostra que os valores, em geral, estão dentro da faixa de dois desvios padrão, permitindo-nos concluir que o algoritmo MCMC convergiu (Figura 31). Também a inspeção visual do gráfico de autocorrelação serial apresenta o padrão desejado para a convergência (Figura 32).



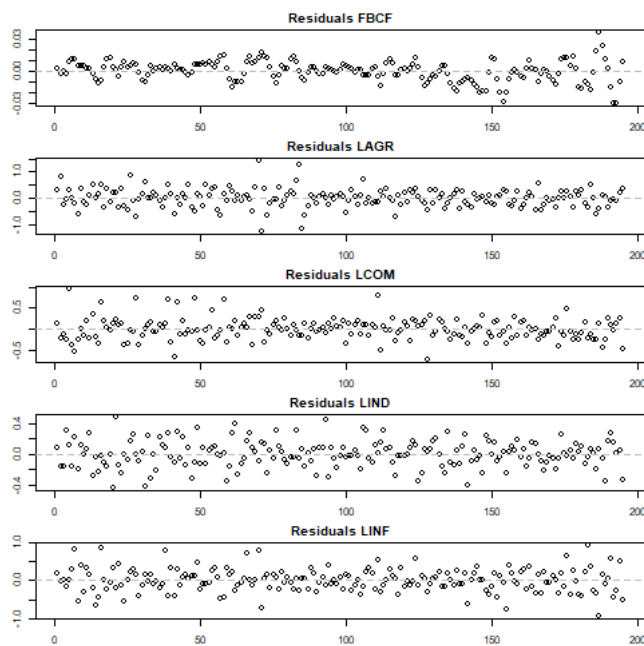


Figura 30 – Resíduos para as variáveis FBCF, LAGR, LCOM, LIND e LINF -  $BVAR(10)$ .

Fonte: Autor.

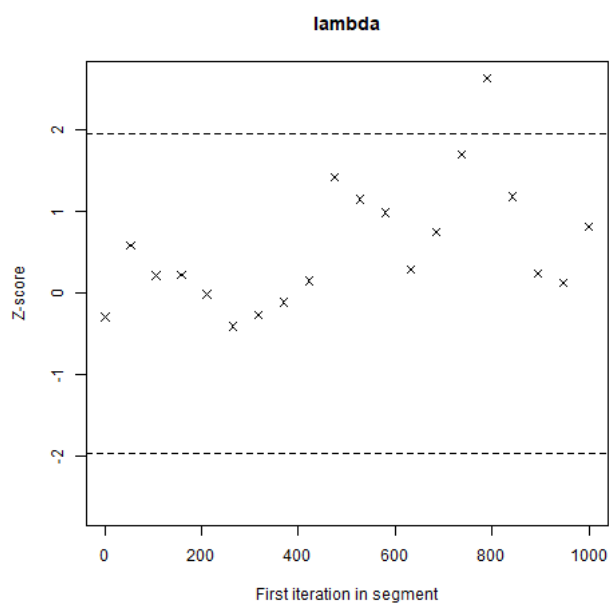


Figura 31 – Gráfico do teste de Geweke para a convergência do MCMC -  $BVAR(10)$ .

Fonte: Autor.

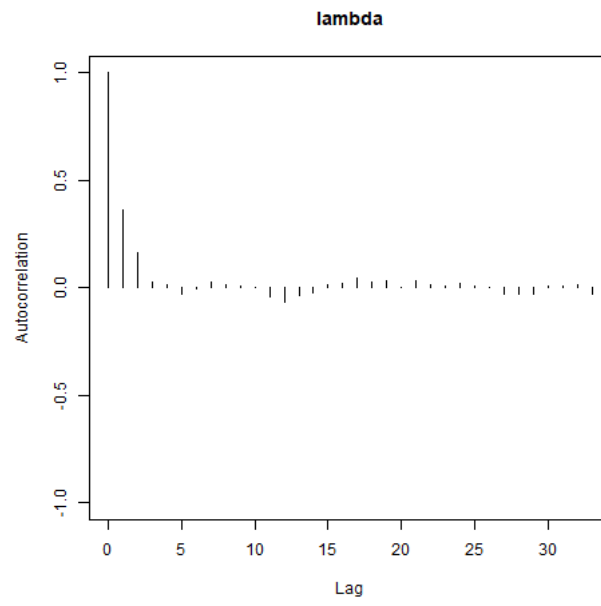


Figura 32 – Teste de autocorrelação serial para a convergência do MCMC - BVAR(10).

Fonte: Autor.

## A.6 Gráficos das séries temporais

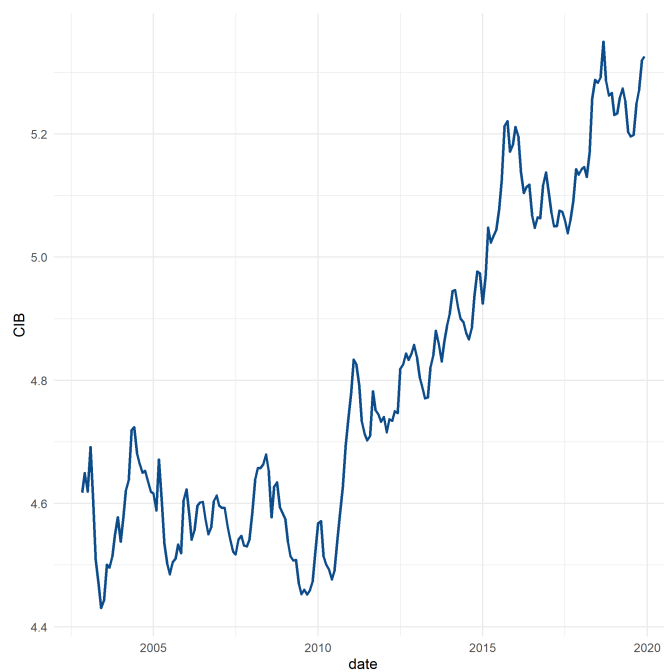


Figura 33 – Índice de Preços de Commodities no Brasil (CIB).

Fonte: Autor.

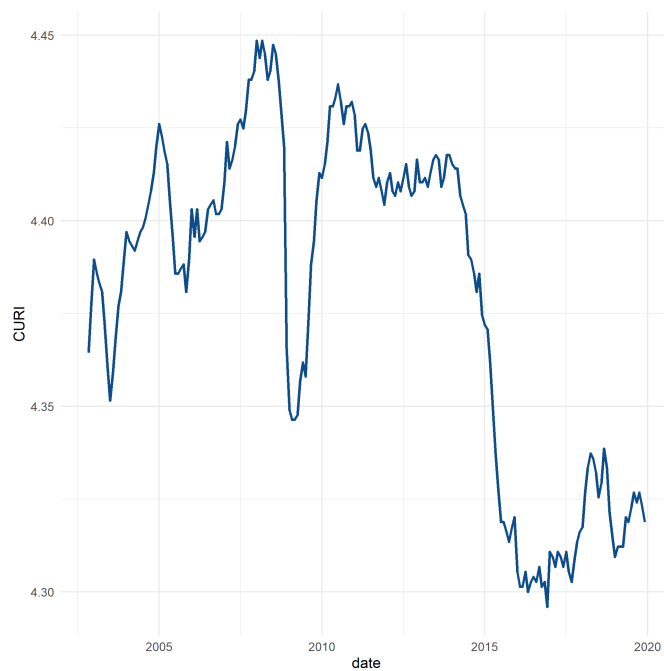


Figura 34 – Nível de Utilização da Capacidade Instalada(CURI).

Fonte: Autor.

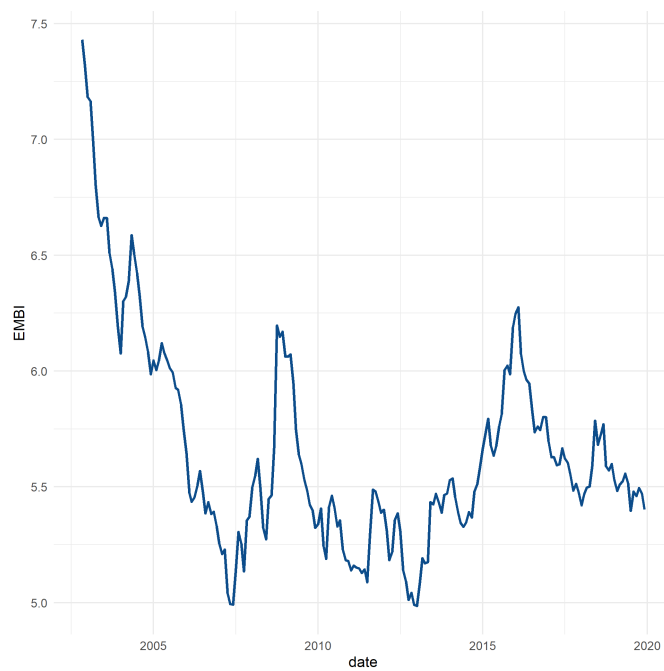


Figura 35 – Risco Brasil da JP Morgan (EMBI).

Fonte: Autor.

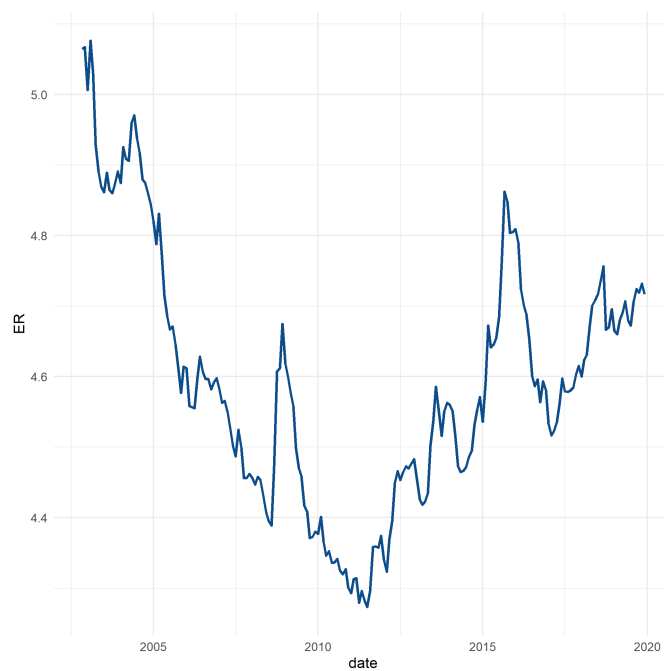


Figura 36 – Índice da Taxa Real de Câmbio (ER).

Fonte: Autor.

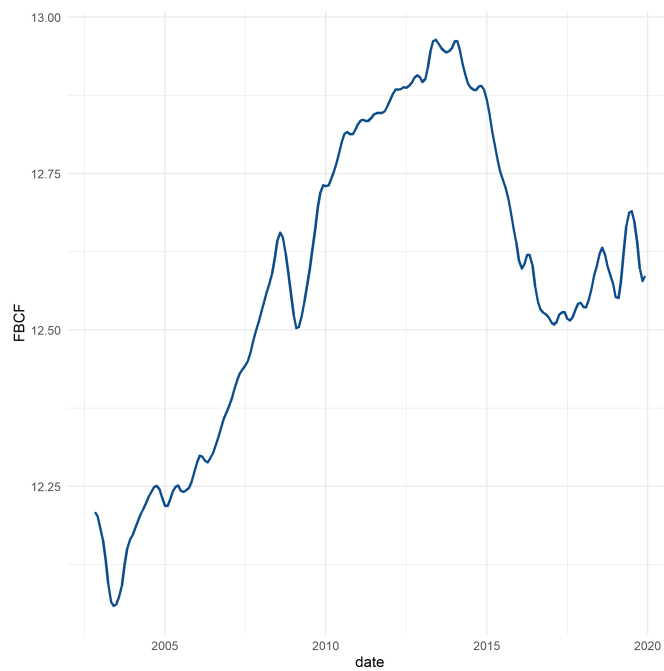


Figura 37 – Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF).

Fonte: Autor.

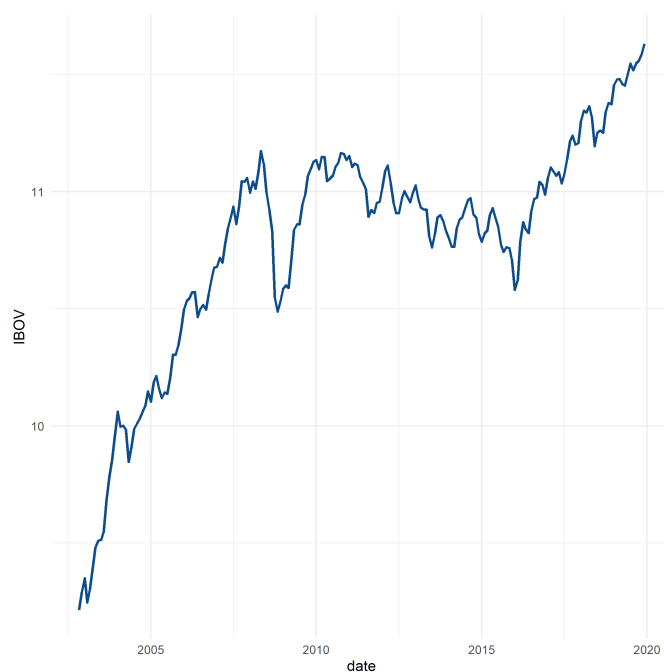


Figura 38 – Índice da Bolsa de Valores de São Paulo - B3 (IBOV).

Fonte: Autor.

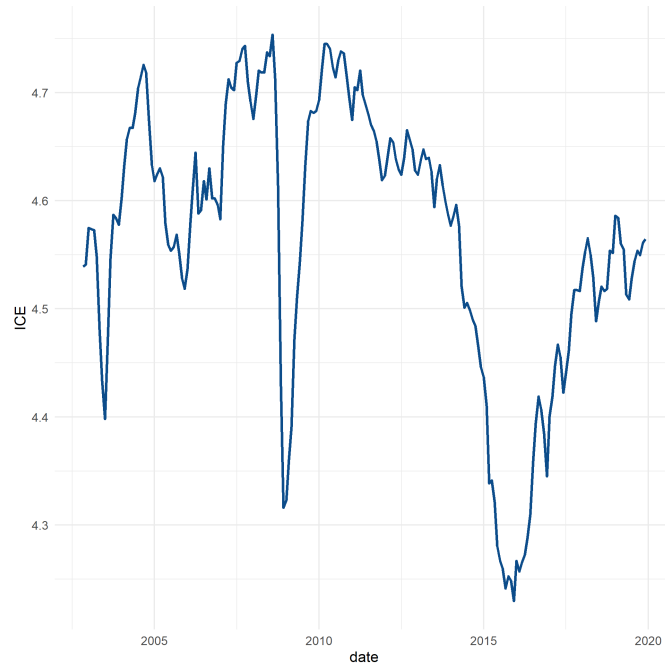


Figura 39 – Índice de Confiança Empresarial (ICE).

Fonte: Autor.

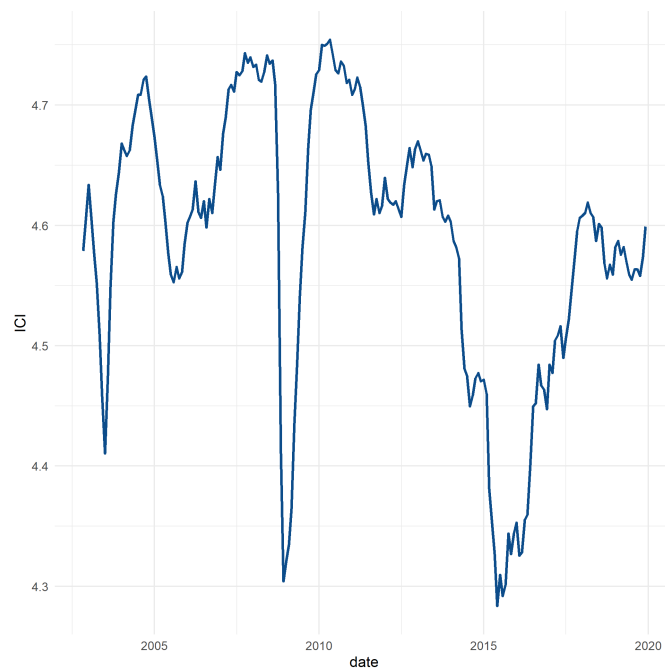


Figura 40 – Índice de Confiança da Indústria (ICI).

Fonte: Autor.

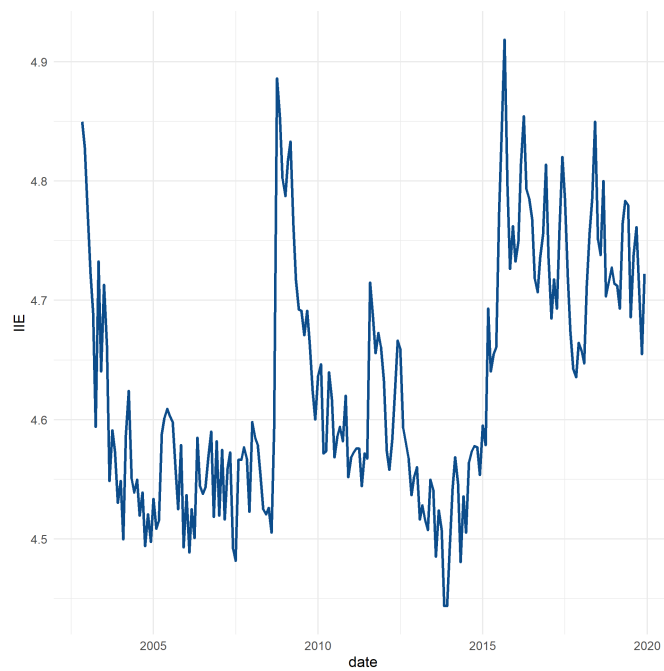


Figura 41 – Índice de Incerteza Econômica (ICE).

Fonte: Autor.

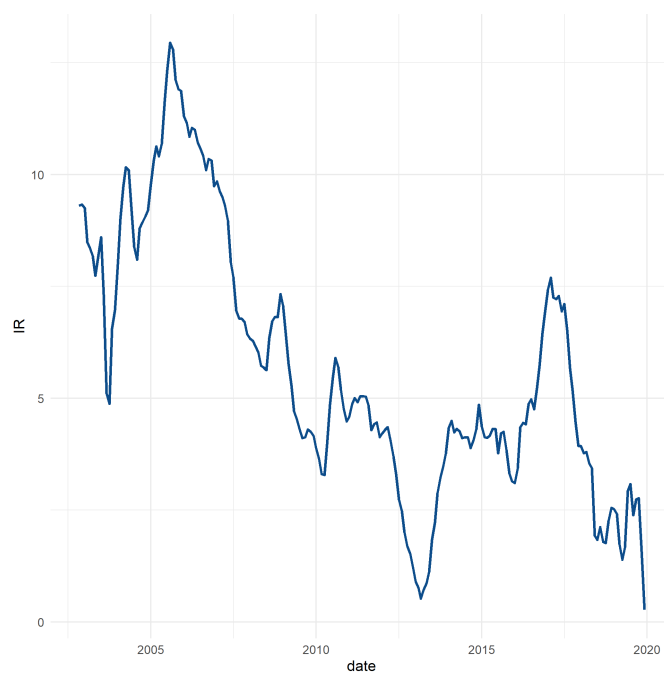


Figura 42 – Taxa de Juros Real (IR).

Fonte: Autor.

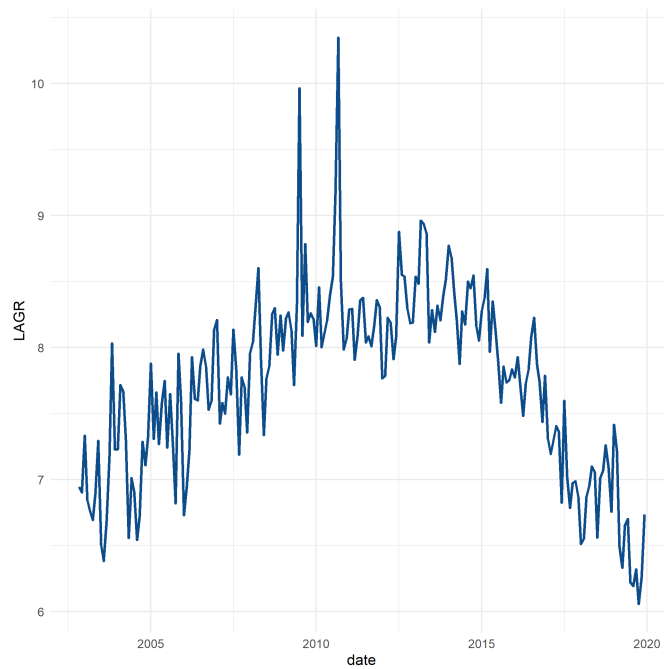


Figura 43 – Desembolsos do BNDES para o Setor Agropecuário (LAGR).

Fonte: Autor.

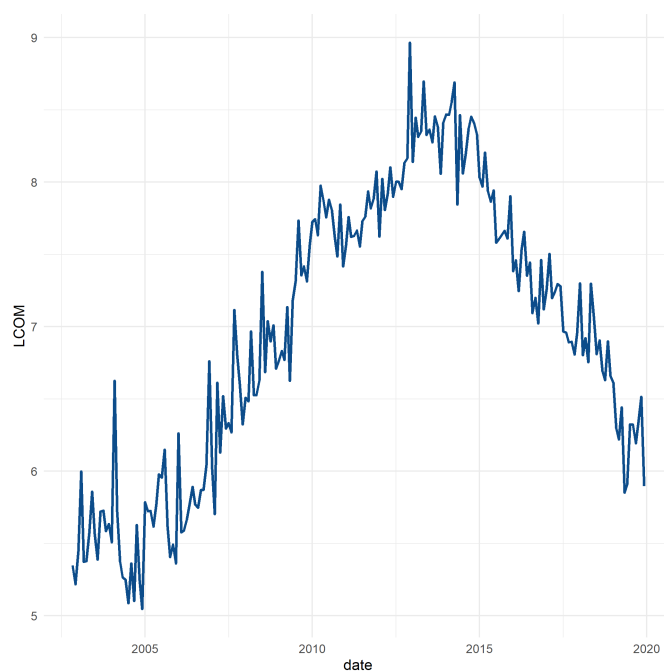


Figura 44 – Desembolsos do BNDES para os Setores de Comércio e Serviços (LCOM).

Fonte: Autor.



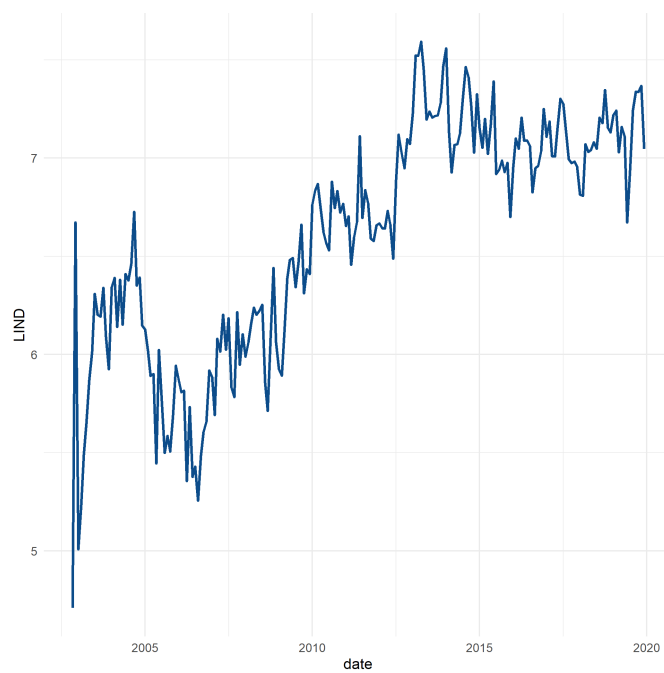


Figura 45 – Desembolsos do BNDES para os Setor Industrial (LIND).

Fonte: Autor.

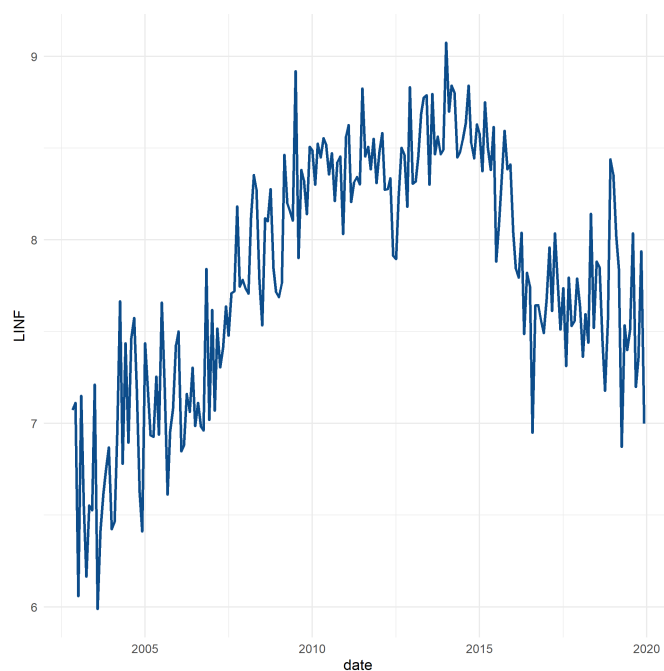


Figura 46 – Desembolsos do BNDES para os Setor de Infraestrutura (LINF).

Fonte: Autor.

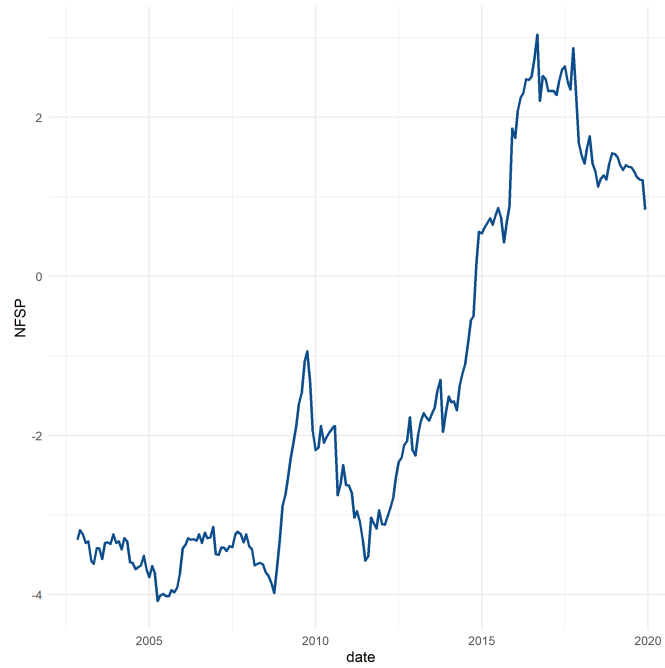


Figura 47 – Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP).

Fonte: Autor.

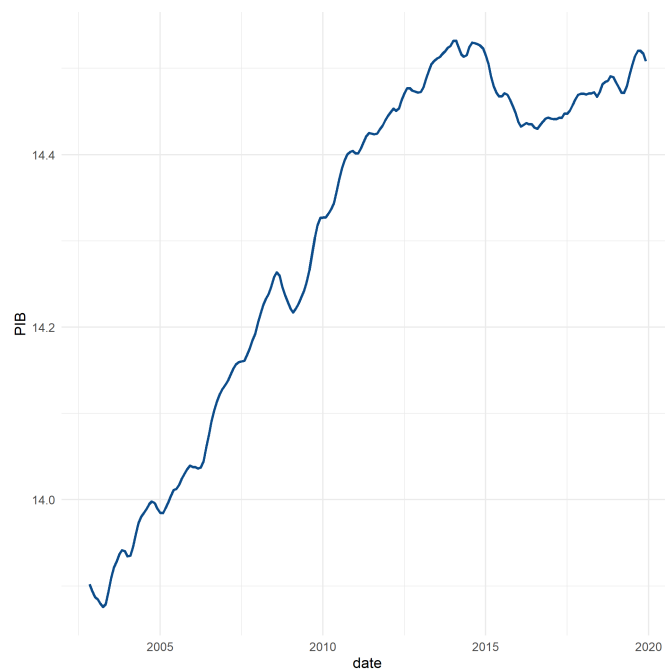


Figura 48 – Produto Interno Bruto (PIB).

Fonte: Autor.

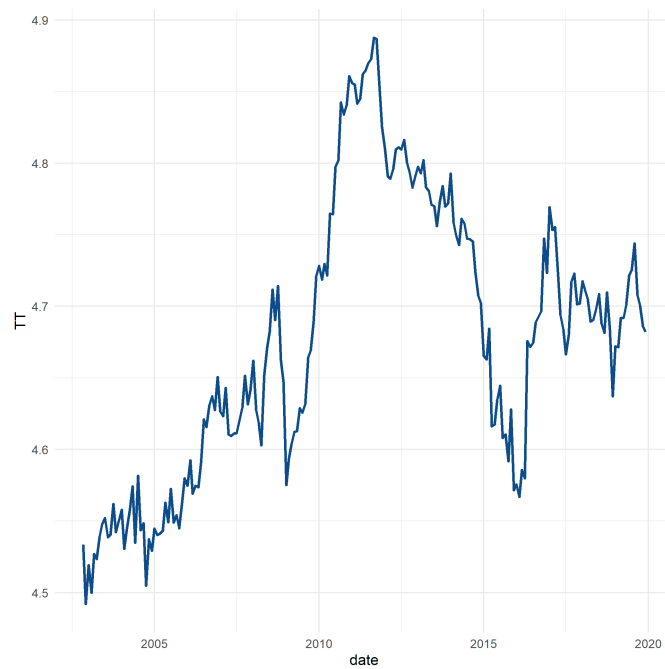


Figura 49 – Índice de Termos de Troca (TT).

Fonte: Autor.

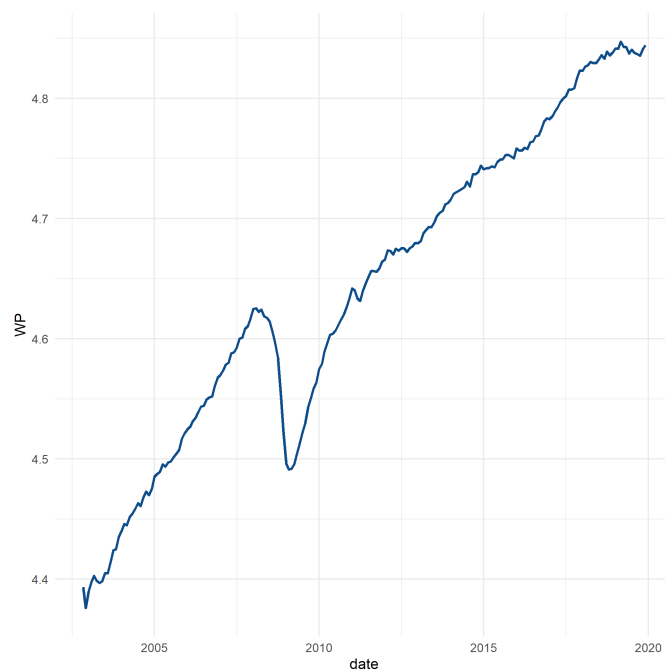


Figura 50 – Índice de Produção Mundial (WP).

Fonte: Autor.