

INCERTEZA E DESEMPENHO ECONÔMICO DO SETOR DE CONSTRUÇÃO CIVIL NO BRASIL

Uncertainty and economic performance of the civil construction sector in Brazil

Karina Oliveira Belarmino de Almeida

Economista. Bacharel em Economia pela Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora. Pesquisadora do Laboratório de Análises Territoriais e Setoriais (Lates). Faculdade de Economia, Campus Universitário, Rua José Lourenço Kelmer, s/n - São Pedro, MG, 36036-900. belarminokarina@gmail.com

Weslem Rodrigues Faria

Economista. Doutor em Teoria Econômica – IPE/FEA/USP. Professor Adjunto e do PPGE da UFJF, Pesquisador do Laboratório de Análises Territoriais e Setoriais (Lates) e do Núcleo de Economia Regional e Urbana da USP (Nereus). Faculdade de Economia, Campus Universitário, Rua José Lourenço Kelmer, s/n - São Pedro, MG, 36036-900. weslem.faria@ufjf.edu.br

Izak Carlos da Silva

Economista. Mestre em Economia Aplicada e Doutorando em Economia – PPGE/UFJF. Pesquisador do Laboratório de Análises Territoriais e Setoriais (Lates). Faculdade de Economia, Campus Universitário, Rua José Lourenço Kelmer, s/n - São Pedro, MG, 36036-900. izakcarlossilva@gmail.com

Resumo: Este trabalho teve o objetivo de analisar os efeitos da incerteza econômica sobre o desempenho do setor de construção civil brasileiro. Para medir a incerteza, utilizou-se o Indicador de Incerteza Econômica – Brasil (IIE-Br), do Instituto Brasileiro de Economia. Utilizaram-se, ainda, variáveis relacionadas à construção civil, sendo estas: Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) do setor; Índice de Emprego Formal (IEF); taxa de juros real ex post, e Índice Nacional da Construção Civil (INCC). Estimou-se um Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC) e analisaram-se as funções de resposta ao impulso, bem como a decomposição da variância dos erros de previsão. Os resultados corroboram que a incerteza é contracíclica e seus choques, após 12 meses, produzem efeitos contracionistas sobre o setor, afetando negativamente o IEF e a FBCF e positivamente o INCC.

Palavras-chave: Incerteza; IIE-Br; Construção civil.

Abstract: This work had the objective of analyzing the effects of economic uncertainty on the performance of the Brazilian civil construction sector. In order to measure uncertainty, the Economic Uncertainty Indicator – Brazil (IIE-Br) from the Brazilian Institute of Economics was used. Variables related to civil construction were also used: Gross Fixed Capital Formation (GFCF) of the sector; Formal Employment Index (IEF); real interest rate; and National Civil Construction Index (INCC). We estimated a Vector Error Correction Model (VEC) and analyzed the impulse response functions as well as the decomposition of the variance of the prediction errors. The results corroborate that the uncertainty is countercyclical and its shocks, after 12 months, produce contractionary effects on the sector, negatively affecting the IEF and GFCF and positively the INCC.

Keywords: Uncertainty; IIE-BR; Civil Construction.

1 INTRODUÇÃO

Embora a teoria econômica já sugira que a incerteza econômica tem efeitos contracionistas sobre a economia, a crise de 2008 despertou especial atenção para seus efeitos, sugerindo um padrão: em períodos recessivos, a incerteza econômica tende a crescer, enquanto em períodos de *boom*, ela tende a declinar. A incerteza econômica também varia significativamente entre os países, afetando com maior intensidade os países em desenvolvimento, em decorrência de sua pauta exportadora menos diversificada e de políticas macroeconômicas menos efetivas, tornando-as mais suscetíveis à incerteza. O tempo de recuperação de economias emergentes também é, em média, quatro vezes maior em relação às economias desenvolvidas. O aumento da incerteza reduz o investimento e o emprego em setores relacionados a política de defesa, saúde e construção (BERNANKE, 1983; CARRIÈRE-SWALLOW; CÉSPEDES, 2013; BLOOM, 2014; KOREN et al., 2014; BAKER et al., 2016).

A incerteza atua sobre a economia por diferentes canais. Pelo lado da produção, empresas ficam mais cautelosas, frente a choques positivos na incerteza, postergando contratações e investimentos (BERNANKE, 1983; PINDYCK, 1990). Além disso, uma elevação da incerteza eleva a probabilidade de *default*, aumenta o prêmio de risco das firmas e, conseqüentemente, seu custo de financiamento, o que culmina com uma redução nos investimentos (ARELLANO et al., 2010; CHRISTIANO et al., 2014; GILCHRIST et al., 2010). Já pelo lado da demanda, o aumento da incerteza econômica significa uma ambigüidade sobre a renda futura, provocando um adiamento do consumo, sobretudo, de bens duráveis (BAN-SAL; YARON, 2004).

Em análises empíricas, a literatura internacional corrobora o que a teoria sugere. Baker et al (2016), usando dados no nível da empresa, verificam que a incerteza política aumenta a volatilidade dos preços das ações e reduz o investimento e o emprego em setores sensíveis a políticas como defesa, saúde e construção (infraestrutura). Carrière-Swallow e Céspedes (2013) estimam que os choques de incerteza têm um maior impacto em países de mercados emergentes, cuja queda mediana no investimento é, aproximadamente,

quatro vezes maior que a encontrada nos países desenvolvidos e, em geral, experimentam cerca de um terço de maior incerteza macroeconômica. Além disso, destacam a heterogeneidade considerável nos tempos de recuperação entre países: em média, o tempo de recuperação de tal choque é muito maior para os mercados emergentes. Quanto ao consumo privado, enquanto não há reação significativa aos choques de incerteza nas economias desenvolvidas, as economias emergentes apresentam uma grande queda dessa variável.

Koren e Tenreyro (2007) e Jabeen (2014) apontam razões para mercados em desenvolvimento apresentarem um maior nível de incerteza. Um dos motivos está relacionado ao perfil menos diversificado dessas economias, que exportam uma menor gama de produtos, principalmente *commodities*, tendo sua economia exposta à saída e variação de preços desses produtos. Ademais, nos emergentes, políticas monetárias e fiscais tendem a ser menos efetivas e há maior suscetibilidade a choques políticos e desastres naturais.

No Brasil, a incerteza tem sido uma característica inerente ao cenário econômico, sobretudo, após 2014 (BARBOSA; ZILBERMAN, 2018). Nos anos de 2015 e 2016, o índice de incerteza, medido por Baker et al (2016), atingiu recordes consecutivos. Apesar disso, os efeitos da incerteza sobre a atividade econômica ainda são pouco conhecidos para o Brasil.

Costa Filho (2014) utiliza variáveis proxy e avalia que a incerteza é contracíclica, afetando negativamente a economia brasileira e, em maior escala, a produção industrial, a confiança do consumidor e, conseqüentemente, o PIB. Barbosa e Zilberman (2018) também avaliam que a incerteza econômica é um importante determinante do ciclo econômico no Brasil, atuando negativamente sobre a atividade econômica nacional e, em especial, sobre o investimento.

O impacto da incerteza sobre os setores da economia, no entanto, ainda é inexplorado no Brasil e, mesmo na literatura internacional, há poucos registros (BAKER et al., 2016). No entanto, dada a crescente relevância da literatura sobre incerteza, nos âmbitos internacional e nacional, este artigo se propõe a complementá-la a partir de uma análise para o caso brasileiro, contribuindo com novos resultados desagregados ao nível setorial. Escolheu-se o setor de construção civil,

uma vez que, conforme destacado por Teixeira e Carvalho (2005), um desempenho positivo na construção civil tem impacto em diversos outros campos da atividade econômica.

A formação bruta de capital fixo fornece uma proxy adequada em termos de unidade padrão de investimento, na qual o setor de construção civil possui elevada participação (DOMINGUES; CARVALHO, 2012). A formação bruta de capital fixo está diretamente relacionada com os investimentos realizados em infraestrutura, como: rodovias, pontes, usinas de energia, telecomunicações e aumento da capacidade produtiva das empresas. De acordo com Perobelli et al. (2016), as atividades do setor de construção civil são essenciais para o crescimento econômico, devido à sua capacidade de prover infraestrutura e gerar empregos. Com isso, atividades como a expansão de infraestrutura, projetos de construção de empresas e de moradia, isto é, atividades que requerem a atuação intensiva da construção civil, tendem a afetar a produtividade dos fatores de produção. A intuição econômica é de que tal relação seja positiva. Por exemplo, espera-se que a duplicação de uma rodovia reduza o tempo de deslocamento entre duas regiões, tendo efeitos positivos sobre a produtividade. Na literatura, vários trabalhos trataram da questão da produtividade e setor de construção, mostrando essa relação (e.g. OFORI, 1988; ARDITI; MOCHTAR, 2000; LOPES et al., 2002; ZHI et al., 2003; CRAWFORD; VOGL, 2006; ABDEL-WAHAB; VOGL, 2011; HU; LIU, 2015).

Perobelli et al (2016) indicaram que o setor de construção civil tem elevada capacidade de impactar a economia como um todo, pois suas atividades requerem diretamente insumos da siderurgia, cimento, produtos químicos e máquinas e equipamentos. Uma das formas de avaliar as ligações do setor de construção civil na estrutura econômica nacional é por meio de modelos de insumo-produto, capazes de fornecer os efeitos multiplicadores desse setor e a interdependência com os demais setores da economia brasileira. A partir da matriz de insumo-produto disponibilizada pelo Núcleo de Estudos Regionais e Urbanos da Universidade de São Paulo (NEREUS) para o ano de 2017 (GUILHOTO; SESSO FILHO, 2005; 2010), com abertura de 68 setores e 128 produtos, multiplicadores de produção e emprego e índices de ligação para frente e para

trás foram calculados (GUILHOTO et al., 1994; MILLER; BLAIR, 2009).

Com base nessa análise, foi encontrado um multiplicador de produção igual 1,88, indicando que esse é o valor total da produção em todos os setores da economia necessário para atender uma unidade adicional de demanda final (e.g. investimento) do setor de construção civil no Brasil. Desse valor, 1,12 é a produção adicional requerida da construção civil, enquanto 0,76 (ou 40,42%) é a produção adicional requerida dos demais setores. O multiplicador de emprego encontrado foi igual a 21,09. Isso significa que 21,09 postos de trabalho, em todos os setores, são necessários para satisfazer cada R\$ 1 milhão adicional da demanda final pela produção do setor de construção do Brasil.

As relações intersetoriais observadas pelos multiplicadores são condizentes com um índice de ligação para trás, de 0,92, e de um índice de ligação para frente, de 1,04, encontrados na análise, indicando que o setor de construção civil tem alta capacidade de dinamizar a economia por meio de suas demandas. Para Minas Gerais, Ribeiro et al. (2013), em uma análise realizada com uma matriz de 2009 para o estado, indicou que o setor de construção civil era um dos que detinham os maiores índices puros de ligação.

Além dessas interdependências setoriais, o setor de construção civil representou, aproximadamente, 4,5% do valor adicionado bruto nacional e 7,6% do total das ocupações em 2017 (IBGE, 2019). Apenas em termos de comparação, a construção civil dos países do G7 apresentou, conjuntamente, uma participação em torno de 7% no valor da produção, entre 1997 e 2009, enquanto nos BRICs tal participação era em torno de 8% (PEROBELLI et al, 2016). De acordo com Pereira et al (2020), devido às suas respostas mais imediatas quanto ao ambiente econômico, tal setor pode ser considerado um importante termômetro da economia.

Sob a hipótese de o investimento ser afetado negativamente e de forma mais intensa por choques de incerteza, teve-se por objetivo investigar quais os efeitos destes sobre o desempenho econômico do setor de construção civil no Brasil. Para tanto, utilizou-se, para medir incerteza, o Indicador de Incerteza Econômica – Brasil, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Economia, da

Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV). Utilizou-se ainda, variáveis relacionadas à construção civil, sendo estas: Formação Bruta de Capital Fixo do setor, disponibilizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA); Índice de Emprego Formal do setor, disponibilizado pelo Banco Central do Brasil (BACEN); taxa de juros real *ex post*, e Índice Nacional da Construção Civil (INCC), também do IBRE. Estimou-se um Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC) e analisaram-se as funções de resposta ao impulso, bem como a decomposição da variância dos erros de previsão.

Dado o comportamento *forward looking* das firmas, incluindo aquelas do setor de construção, isto é, o comportamento das firmas em termos de planejamento, previsão e antecipação, que Patvardhan (2018) resumiu como “prospecção” em razão das incertezas, os principais resultados deste artigo indicam que os custos da construção civil respondem positivamente ao aumento da incerteza, enquanto que os empregos formais e a formação bruta de capital (investimentos) do setor de construção têm relação inversa ao aumento da incerteza econômica. Além disso, foi encontrada uma relação positiva entre a incerteza e a taxa de juros. A intuição econômica desses resultados é que, com o aumento de incerteza, as firmas ficam avessas ao risco e optam por postergar contratações e investimentos. Em síntese, os resultados indicam um comportamento contracíclico da incerteza econômica sobre o setor de construção civil no Brasil.

O presente trabalho divide-se em 5 seções, incluindo esta introdução. Na seção 2, apresenta-se uma breve revisão de literatura, com as contribuições científicas utilizadas como referencial teórico. Na seção 3, apresentam-se a metodologia e a base de dados, caracterizando as variáveis utilizadas e a estratégia empírica. Na seção 4, descrevem-se os resultados obtidos, a partir das estimações realizadas. Por fim, na seção 5, faz-se uma breve conclusão.

2 INCERTEZA E ATIVIDADE ECONÔMICA: UMA REVISÃO DE LITERATURA

A incerteza é um conceito ainda pouco palpável, refletindo as indecisões de consumidores, administradores e formuladores de políticas públicas sobre o futuro próximo. Ao mesmo tem-

po, é abrangente, tanto economicamente – relacionando-se aos fenômenos nos níveis macro e micro, como o crescimento do Produto Interno Bruto e a taxa de crescimento das firmas – quanto não economicamente, considerando mudanças climáticas, tragédias e atentados políticos, por exemplo (BLOOM, 2014).

Knight (1921) criou um conceito moderno para incerteza e o diferenciou, em seu trabalho, do conceito de risco, descrevendo este como uma distribuição de probabilidade conhecida em um conjunto de eventos, enquanto a incerteza é a incapacidade dos indivíduos de preverem a probabilidade de os eventos ocorrerem. Ampla e subjetiva, a incerteza não é diretamente observável, mas é possível traduzi-la quantitativamente, por meio de um conjunto de variáveis *proxy*.

Uma medida de incerteza reconhecidamente utilizada pela literatura é a volatilidade do mercado acionário, mas o sentimento de incerteza refletido em notícias de jornais também desempenha um papel importante nessa mensuração (BLOOM, 2009; ALEXOPOULOS; COHEN, 2009; HADDOW; HARE, 2013). Baker et al. (2016) criaram um indicador de incerteza baseado na frequência de notícias dos principais jornais dos Estados Unidos. O mesmo foi feito por Haddow e Hare (2013) para Inglaterra e por Alexopoulos e Cohen (2009), com notícias publicadas pelo *The New York Times*.

Há, ainda, a incerteza relacionada à incapacidade de previsão da economia. Divergências nas expectativas de especialistas acerca de variáveis macroeconômicas sinalizam a incerteza do mercado sobre o futuro da economia. Uma das medidas de incerteza apresentada por Haddow e Hare (2013) corresponde ao grau de dispersão das empresas quanto ao seu lucro futuro e à previsão do PIB. Guiso e Parigi (1999), por sua vez, basearam-se nas informações, fornecidas pelos empresários, sobre a distribuição de probabilidade subjetiva da demanda futura para medir a incerteza italiana. Bachmann et al (2013) construíram outro tipo de medida de incerteza, baseada em pesquisas do tipo *survey*, utilizando os microdados do *German IFO Business Climate Survey* para a Alemanha e do *Business Outlook Survey* para os Estados Unidos.

Em vista das diferentes abordagens citadas acerca das possíveis mensurações para incerteza

za, Barboza e Zilberman (2018) propuseram a criação do Indicador de Incerteza da Economia – Brasil (IIE-Br), com o objetivo de mensurar o grau de incerteza econômica brasileiro ao longo do tempo. Compilando as três principais formas de medida, o IIE-Br considera a frequência de notícias sobre incerteza veiculadas nos principais jornais do país, o grau de dispersão dos especialistas acerca de variáveis componentes do relatório Focus, publicado pelo Banco Central, e a volatilidade do IBOVESPA. Assim, o índice tenta circunverter as fraquezas de trabalhos similares aumentando o número de fontes de notícias e combinando informações de expectativa e volatilidade do mercado de ações.

Em termos metodológicos, a utilização de modelos VAR, que, por meio das funções de impulso resposta, permitem, por exemplo, associar altas da incerteza com quedas de compras de equipamentos e contratações, além de outras variáveis macroeconômicas, tem sido a abordagem mais utilizada (COSTA FILHO, 2014; BARBOZA; ZILBERMAN, 2018), embora outros métodos também sejam possíveis (LEAHY; WHITED, 1995; ABER; EBERLY, 1996; GUIISO; PARIGI, 1999). Conforme apontou Costa Filho (2014), a economia é negativamente afetada pelo aumento da incerteza, com efeitos mais agudos na produção industrial, no PIB e na confiança do consumidor. Barboza e Zilberman (2018) também sugerem efeitos contracionistas significativos da incerteza sobre a economia, em particular, sobre o investimento. Além disso, indicam que os efeitos da incerteza doméstica são mais acentuados do que os da incerteza externa e que os níveis de incerteza vigentes no Brasil, desde as eleições presidenciais de 2014, representaram importante fator por trás da recessão subsequente.

Independentemente do nível de agregação, com uma análise macroeconômica, microeconômica, empresas ou plantas individuais, a incerteza parece aumentar durante as recessões (BLOOM, 2014). Bernanke (1983) afirmou que as empresas ficam mais cautelosas, postergando contratações e investimentos, enquanto aguardam por mais informações. O investimento também pode ser afetado ou postergado, em períodos de maior incerteza, assim como as decisões relativas à utilização da mão de obra por parte das firmas. A justificativa teórica apresentada para a relação negativa entre a incerteza e o in-

vestimento é de que, quando este é irreversível, os agentes preferem esperar para obter mais informações.

Utilizando o índice de incerteza de política econômica (EPU – *Economic Policy Uncertainty*, do inglês) e dados no nível da empresa, Baker et al (2016) mostraram que a incerteza política aumenta a volatilidade dos preços das ações e reduz o investimento e o emprego em setores sensíveis a políticas, como defesa, saúde e construção (infraestrutura).

Carrière-Swallow e Céspedes (2013) verificaram que países de mercados emergentes sofrem uma queda mediana no investimento, aproximadamente quatro vezes maior que a encontrada nos países desenvolvidos. Há uma heterogeneidade considerável nos tempos de recuperação entre países dos choques de incerteza, e, em média, o tempo de recuperação é muito maior para os mercados emergentes.

Rigolon (1996) e Rigolon e Piccinini (1997) analisaram o investimento em infraestrutura como promotor do crescimento econômico sustentado e Polenske e Sivitanides (1990) estudaram os *linkages* no setor de construção civil em vários países, mas não no Brasil.

Entretanto, além de haver poucos trabalhos para a economia brasileira, não há registros de trabalhos que avaliaram a relação entre incerteza econômica e o desempenho do setor de construção civil. Este trabalho contribui para a literatura de duas maneiras: i) complementando as poucas evidências empíricas entre incerteza e desempenho econômico no Brasil e ii) ao analisar, de forma inédita, a relação entre incerteza e desempenho econômico setorialmente, em específico, no setor de construção civil do Brasil.

3 METODOLOGIA

Precedeu-se à análise dos efeitos da incerteza no desempenho da construção civil brasileira uma investigação de estacionariedade das séries utilizadas. De acordo com Enders (2008), um processo estocástico será estacionário, se sua média e variância forem constantes ao longo do tempo e se o valor da covariância intertemporal não for superior a dois períodos.

Primeiramente, utilizando as séries de dados em logaritmo, estimou-se o teste de Cox-Stuart, para testar a ausência de tendência determinística nas séries, crescente ou decrescente. Para avaliar a ordem dos processos estocásticos das séries, aplicaram-se os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e DF-GLS, de Elliott, Rotherberg e Stock (1992), amplamente difundidos na literatura, com hipótese nula de presença de raiz unitária. Sob a suspeita de sazonalidade ou quebra estrutural interferindo nas estimações dos testes tradicionais, realizaram-se ainda os testes de Canova e Hansen (CH), Hellyberg, Engle, Granger e Yoo (HEGY) e Zivot-Andrews (ZA). Respectivamente, estes testam as hipóteses de padrão sazonal estável, presença de raiz unitária sazonal e ausência de quebra estrutural.

Analisada a estacionariedade das séries, estimou-se o Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), utilizado para a identificação de relações de longo-prazo entre determinada variável dependente e as demais variáveis explicativas. Seja X um vetor de variáveis endógenas com tendência estocástica, pode-se representar um processo gerador de dados, por meio de um vetor autorregressivo (VAR) de ordem k como:

$$X_t = \sum_{i=1}^k A_i X_{t-i} + \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que ε_t é independente e identicamente distribuído, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. Contudo, na presença de combinações lineares entre as variáveis, gerando vetores de cointegração, o modelo VAR da equação (1) deve ser reparametrizado em termos de um VEC, de modo a representar a seguinte relação de longo-prazo:

$$\Delta X_t = \mu_0 + \mu_1 t + \prod_k X_{t-1} \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Com \prod indicando as propriedades de longo-prazo do sistema, sob a qual o teste de cointegração de Johansen (1991) avalia o posto da matriz de coeficientes das variáveis no nível e defasadas em um período, Γ indica o comportamento de curto-prazo do sistema, com $i=1, \dots, k-1$ e k denotando a ordem de defasagem dos vetores auto-regressivos. Especificamente, o teste de Johansen (1991) propõem a decomposição da matriz \prod em i) coeficientes de ajustamento dos desvios de longo-prazo e ii) vetores de cointegração com raízes diferentes de zero, que são testados

pela estatística do traço de Johansen e Juselius (1990), mais robusta a ausência de normalidade, e pela estatística do máximo autovalor.

Realizou-se a decomposição da variância dos erros de previsão. Esta ferramenta forneceu-nos um percentual de movimentos, após um determinado número de períodos, que é devida a choques nela mesma contra os choques de outras variáveis. Ortogonalizaram-se os erros, por meio da decomposição de Cholesky, importando a ordenação das variáveis. Em conformidade com Bloom (2009), ordenou-se começando pelas variáveis latentes (incerteza, confiança etc.), seguidas das de preço (inflação, juros, etc.), e, por último, as quantidades (produção, emprego etc.). O vetor de variáveis endógenas X_t é dado por: a medida de incerteza (Indicador de Incerteza Econômica – Brasil), taxa de juros real, Índice Nacional de Custo da Construção, Formação Bruta de Capital Fixo da construção civil e Índice de Emprego Formal da construção civil, nesta ordem.

Trata-se de uma forma flexível e conveniente de estimar os efeitos de choques econômicos, sem a imposição de toda estrutura e restrições de um modelo econométrico completo. A hipótese por trás da “ordenação causal contemporânea” proposta é a de que o Banco Central não é capaz de observar os níveis de emprego e atividade correntes, de modo que tais variáveis não podem afetar contemporaneamente (isto é, dentro de um mesmo mês) o instrumento de política monetária. Supõe-se também que o Banco Central conhece contemporaneamente as variáveis de incerteza, o que afeta suas decisões de política monetária. Sob esses pressupostos, o efeito de um choque de incerteza na atividade econômica é identificado e pode-se proceder às funções de resposta ao impulso. Estas são interessantes não só na análise de como uma variável responde ao impulso em outra variável, *ceteris paribus*, mas também na investigação do horizonte de permanência dos choques.

Cabe reconhecer que dificilmente obtêm-se correlações causais a partir de modelos VAR ou VEC. Neste caso, isso decorre do fato de que a incerteza pode responder a condições econômicas do presente e do futuro. No entanto, o exercício revela-se um instrumento útil, conforme esclarece Barboza e Zilberman (2018). No mínimo, pode-se sugerir que choques de incerteza antecipam

um desempenho econômico mais fraco, considerando um conjunto de variáveis do modelo.

3.1 Base de dados

A Tabela 1 sumariza as séries utilizadas, com suas respectivas características e sua ordenação, sendo todas de frequência mensal. O período de coleta foi de janeiro de 2000 a maio de 2018. As Figuras A1 a A5 do Apêndice A apresentam as séries das variáveis utilizadas em log. As estimativas foram realizadas com as séries em log, como forma de garantir uma diminuição da sua heterocedasticidade.

Para representar a incerteza, utilizou-se o Indicador de Incerteza Econômica – Brasil (**IIE-Br**), proposto pelo Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV/IBRE). A escolha do IIE-Br baseou-se na capacidade do indicador de agregar as *proxies* até então

reconhecidas pela literatura exclusivamente para o cenário brasileiro. Este considera a frequência de notícias sobre incerteza veiculadas nos principais jornais do país, o grau de dispersão dos especialistas acerca de variáveis componentes do relatório Focus e a volatilidade do IBOVESPA.

Baker et al (2016) apresentam um indicador de incerteza econômica para o Brasil baseado na frequência de notícias de incerteza da Folha de São Paulo. Buscando corrigir o possível viés ocasionado pela análise de somente uma mídia nacional, o IIE-Br incorpora outros cinco jornais nacionais. Outra inovação do indicador proposto, em termos tecnológicos, é a captura de todos os dados automaticamente, por meio de técnicas de *web-scraping*, em que notícias são extraídas de veículos de informação on-line, como páginas de jornais. O texto extraído é analisado para geração de medidas que se relacionam com os movimentos da incerteza.

Tabela 1 – Variáveis e Estatísticas Descritivas

Ordem	Série	Acrônimo	Fonte	Unidade	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo
1	Indicador de Incerteza Econômica – Brasil	IIE-Br	FGV/IBRE	Indicador	101,14	11,24	136,8	83,5
2	Taxa de juros real	JREAL	BACEN/IBGE	% a.a.	7,19	3,15	13,73	0,66
3	Índice Nacional de Custo da Construção	INCC	FGV/IBRE	Indicador	427,23	163,13	726,92	184,04
4	Formação Bruta de Capital Fixo	FBCF	IPEA	Indicador	136,99	24,06	182,57	103,79
5	Índice do Emprego Formal	IEF	BACEN/MTE	Índice	165,68	57,38	260,71	93,53

Fonte: Elaboração própria.

Calculou-se a taxa de juros real *ex post* (**JREAL**), dada pela diferença entre a taxa de juros nominal SELIC (Sistema Especial de Liquidação e Custódia), decidida pelo Banco Central, e a inflação, medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), acumulada nos 12 meses anteriores (GOLDFAJN; BICALHO, 2011). O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística/Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC) disponibiliza este último. Como enfatizado em outros trabalhos sobre o impacto de incerteza na presença de restrições financeiras, a incerteza aumenta a probabilidade de inadimplência pelo aumento de custos de empréstimos, o que pode reduzir o crescimento micro e macro (ARELLANO et al., 2010; CHRISTIANO et al., 2014; GILCHRIST et al., 2010). De acordo com Pinheiro e Cabral (1998), uma das razões para as altas nos juros do Brasil é a taxa de inadimplência relativamente elevada, quando

fixam seus *spreads*. Dessa maneira, o presente trabalho pretende utilizar a taxa de juros real como um reflexo das variações de inadimplência para o cenário nacional.

O Índice Nacional de Custo da Construção (**INCC**), disponibilizado também pelo FGV/IBRE, mede o ritmo evolutivo dos custos das construções habitacionais como materiais de construção, serviços e mão de obra. Tem abrangência geográfica nacional, com pesquisa de preços realizada em doze capitais (Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Florianópolis, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo), entre o 1º e o último dia do mês de referência. Sua importância no modelo deve-se à capacidade de apurar a evolução dos custos no setor da construção.

Na prática, as construtoras utilizam o INCC na cobrança das parcelas de seus empreendimentos, como manutenção do poder de compra do valor acertado com o seu cliente e utilizado para

proteger os valores do financiamento de imóveis na planta diretamente com a construtora, contra a inflação nos preços dos insumos no segmento da Construção Civil, que pode ocorrer durante a construção do empreendimento. O índice também ajuda a refletir aumentos que só impactam a construção civil, por exemplo, os reajustes salariais do setor.

Conforme sugerem evidências de estudos como os de Guiso e Parigi (1999) e Bernanke (1983), consubstanciados por Bloom (2014), a incerteza reduz o crescimento de curto prazo das firmas, bem como seus investimentos e contratações. Dadas essas colocações, na sequência, foi incluído o Indicador IPEA de Formação Bruta de Capital Fixo – Construção Civil – Dessazonalizada, média com 1997 de ano base (**FBCF**). A série é calculada com base na agregação dos componentes: construção civil e consumo aparente de bens de capital (máquinas e equipamentos). De acordo com o CONAC-IBGE (2000), a maior parte da demanda de FBCF das famílias concentra-se em produtos da construção civil, de maneira que a série se faz útil para análise de trajetória de investimentos do setor. Seguindo ainda as evidências de relação negativa entre incerteza e emprego, por fim, adicionou-se o Índice do Emprego Formal (**IEF**) da construção civil, fornecido pelo Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para verificar a estacionariedade das séries trabalhadas, realizaram-se os testes de raiz unitária Dickey- Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e DF-GLS. Considerou-se a presença de tendência determinística na realização dos testes de raiz unitária, uma vez que o teste de Cox-Stuart, apresentado no Apêndice B, rejeitou a hipótese de ausência de tendência determinística nas séries, crescente ou decrescente, a 1% de significância.

Na Tabela 2, apresentam-se os resultados do teste ADF para as séries em nível e em primeira diferença, considerando as três equações de teste: sem intercepto e tendência (T_1), sem intercepto ($T_{\mu 1}$) e com intercepto e tendência ($T_{\mu 2}$). Em nível, não se rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária nas séries, a 1% de significância,

para uma equação de teste sem intercepto e sem tendência. Considerando ausência de intercepto, o teste é estatisticamente significativo a 1% somente para o INCC. Por fim, não se rejeita a hipótese de raiz unitária nas séries em nível, para uma equação de teste com intercepto e com tendência, a 1%. Uma vez verificada a não estacionariedade das séries em nível, faz-se a análise em primeira diferença. Observa-se, pela Tabela 2, que os resultados são estatisticamente significativos a 1%, considerando as três equações de teste. Em outras palavras, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária para as séries em primeira diferença a 1%, com tendência e intercepto.

Para complementar a análise e conferir maior confiabilidade aos resultados, realizaram-se outros testes de raiz unitária, apresentados nas Tabelas B1 a B5 do Apêndice B. Verifica-se que os resultados do teste DF-GLS corroboram aqueles obtidos pelo teste ADF. Após a primeira diferenciação das séries com tendência e intercepto, não houve indicação da presença de raiz unitária. Pelo teste CH, não se rejeita a hipótese nula de padrão sazonal conjunta estável das séries a 1%, 5% e 10% de significância. Paralelamente, o teste HEGY não indicou a presença de raiz unitária sazonal para as séries em primeira diferença, nem na frequência 1:12. Por fim, os resultados do teste ZA sugerem que as séries não apresentam quebra estrutural, não enviesando, assim, os testes de raiz unitária tradicionais.

Conclusivamente, uma vez que as séries se tornam, todas, estacionárias em primeira diferença, pode-se dizer que estas seguem um processo integrado de ordem 1, ou são $I(1)$. Por conseguinte, o próximo passo é o Teste de Cointegração de Johansen. A Tabela 3 apresenta os resultados pelas estatísticas do Traço e do Máximo Autovalor, com ambos os resultados indicando a presença de, no máximo, um vetor de cointegração aos níveis de significância de 1%, 5% e 10%.

A partir do resultado do Teste de Cointegração de Johansen, estimou-se o modelo VEC com um vetor de cointegração. A seleção do critério de defasagem do VEC estimado se deu pelos critérios de Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), que indicaram duas defasagens (*lags*). Determinou-se, ainda, a inclusão de tendência linear no modelo, por meio do Teste *Likelihood Ratio* de Tendência Linear. Podem-se verificar ambos os

resultados nas Tabelas B6 e B7 do Apêndice B, respectivamente.

Tabela 2 – Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) de Raiz Unitária com Tendência e Intercepto

Em nível			
Série	T_t	$T_{\mu 1}$	$T_{\mu 2}$
IIE-Br	-3,568**	4,319*	6,369*
FBCF	0,078	0,739	1,084
INCC	-1,129	21,363***	3,362
JREAL	-3,018	3,112	4,553
IEF	0,229	1,171	1,0173
Em 1ª diferença			
Série			
IIE-Br	-12,312***	50,535***	75,799***
FBCF	-10,146***	34,488***	51,718***
INCC	-8,163***	22,225***	33,337***
JREAL	-6,584***	14,484***	21,721***
IEF	-6,842***	15,605***	23,407***

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *, ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 3 – Teste de Cointegração de Johansen

Vetores de Cointegração	Estatística do Traço	10%	5%	1%
Teste do Traço				
$r = 0$	95,39	66,49	70,6	78,87
$r \leq 1$	58,36	45,23	48,28	55,43
$r \leq 2$	26,26	28,71	31,52	37,22
$r \leq 3$	10,00	15,66	17,95	23,52
$r \leq 4$	2,52	6,50	8,18	11,65
Teste do Máximo Autovalor				
$r = 0$	37,03	38,84	33,32	38,78
$r \leq 1$	33,11	24,78	27,14	32,14
$r \leq 2$	15,25	18,9	21,07	25,75
$r \leq 3$	7,49	12,91	14,9	19,19
$r \leq 4$	2,52	6,50	8,18	11,65

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados da Tabela 4¹ revelam que as variáveis IEF e FBCF são aquelas que mais explicam choques não antecipados do IIE-Br. Após 6 meses, cerca de 1% da variação é explicada pelo IEF, chegando a cerca de 2%, em 12 meses. A participação da FBCF, por outro lado, mostrou-se crescente, até o 12º mês, quando chegou a 5%. A JREAL alcança cerca de 1% da variação explicada do IIE-Br, no curto-prazo, até o último período. Já para o INCC, sua variação é crescente, a partir sétimo mês, atingindo cerca de 1%.

1 As Tabelas B8 a B11 do Apêndice B apresentam os resultados para a decomposição da variância dos erros de previsão do VEC estimado.

Tabela 4 – Decomposição da Variância dos Erros de Previsão do IIE-Br¹ (%)

Período (Meses)	IIE-Br	JREAL	INCC	FBCF	IEF
1	100	0	0	0	0
2	99	0	0	0	0
3	97	1	0	2	0
4	96	1	0	2	0
5	95	1	0	3	1
6	94	1	0	4	1
7	93	1	1	4	1
8	93	1	1	4	1
9	92	1	1	5	2
10	92	1	1	5	2
11	91	1	1	5	2
12	91	1	1	5	2

Fonte: Elaboração própria.

Nota: 1) Ordenação de Cholesky: IIE-Br JREAL INCC FBCF IEF.

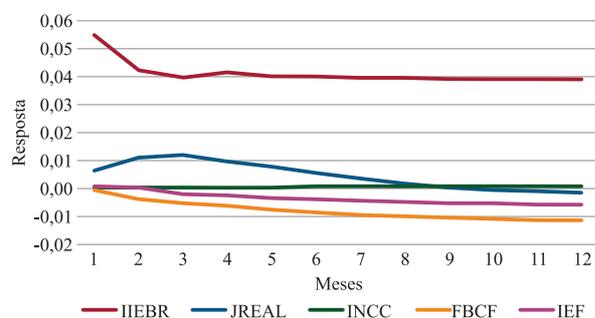
A Figura 1 resume as respostas a choques no IIE-Br na própria variável, JREAL, INCC, FBCF e IEF, de acordo com as funções de impulso resposta estimadas. Os resultados apresentaram-se em consonância com a decomposição da variância. A resposta do IIE-Br a choques nele mesmo é maior nos primeiros meses, decaindo nos períodos posteriores. Já a resposta da JREAL cresce até o sexto mês e começa a recuar nos meses seguintes. O INCC, por sua vez, tem resposta crescente, até o 12º mês. A resposta da FBCF é negativa e segue recuando, até o último período de análise. O IEF tem um tempo de resposta mais demorado, cerca de 2 meses, mas, a partir do terceiro mês, entra em trajetória de queda, até o último período de análise.

Esses resultados sugerem que o aumento da incerteza impacta negativamente o setor de construção civil, sobretudo no curto-prazo, uma vez que esse aumento está associado à redução da formação bruta de capital fixo e emprego e aumento dos custos da construção civil. O aumento da incerteza também tende a aumentar os juros reais nos períodos iniciais. Foi verificado que a taxa de juros também explicaria choques não antecipados na formação bruta de capital fixo.² A intuição econômica desses resultados é que o aumento da incerteza implica em maior aversão ao risco e, conseqüentemente, maior prêmio de risco. Esse efeito é mimetizado pelo aumento da taxa de juros. O aumento da taxa de juros pode provocar a postergação dos investimentos e das contratações do setor de construção civil. Esse mecanismo, associado ao aumento da taxa de ju-

2 Tabela B10 do Apêndice B.

ros, reflete a característica do setor de construção civil, dependente do acesso ao crédito e ao financiamento de longo prazo.

Figura 1 – Respostas a Choques no Índice de Incerteza Econômica – Brasil



Fonte: Elaboração própria.

5 CONCLUSÃO

Tendo como base a literatura sobre incerteza econômica e a relativa escassez de trabalhos empíricos nacionais sobre o tema, o presente trabalho se propôs a verificar os efeitos da incerteza sobre o desempenho econômico do setor de construção civil brasileiro. Escolheu-se o setor de construção civil, por sua classificação como um setor-chave para a economia brasileira, caracterizado por forte encadeamento com outros setores e capacidade de geração de emprego e renda.

Para medir a incerteza, utilizou-se o Indicador de Incerteza Econômica – Brasil (IIE-Br), disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Economia, da Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV). Em sua metodologia, este agrega as principais *proxies* utilizadas na literatura sobre incerteza: frequência de citação em cobertura de jornal, o grau de dispersão dos especialistas acerca do desempenho econômico e a volatilidade do mercado acionário. Utilizaram-se, ainda, variáveis relacionadas à construção civil, sendo estas: taxa de juros real *ex post*; Índice Nacional da Construção Civil (INCC); Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) do setor; e Índice de Emprego Formal (IEF).

Estimou-se um Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), utilizando o IIE-Br e variáveis relacionadas direta e indiretamente ao setor. Analisou-se a decomposição da variância dos

erros de previsão e as funções de resposta ao impulso. Conclui-se, a partir da análise, que as variáveis mais explicadas pelo indicador a choques não antecipados foram o IEF e a FBCF.

Em relação às respostas ao impulso, o INCC respondeu positivamente ao IIE-Br, enquanto o IEF e a FBCF, negativamente, mesmo após um horizonte de 12 meses. Isto sugere que dados choques de incerteza, estes têm efeitos contractionistas sobre as variáveis associadas ao setor. Este resultado mostra-se relevante, na medida em que o comportamento das firmas tende a ser *forward looking*. Em outras palavras, ocorrendo mudanças de expectativas sobre situações econômicas futuras, estas respondem de forma mais intensa, postergando investimentos e contratações, afetando, portanto, negativamente o desempenho do setor.

Dada a importância social da construção civil e sua relativa sensibilidade aos efeitos da incerteza econômica, tomando-se as medidas cabíveis de estímulo ao setor, é possível estimular sua recuperação. No sentido de traçar uma trajetória de crescimento setorial sustentado, fazem-se necessários estudos que verifiquem esta relação e permitam a prevenção de suas repercussões, lacuna esta que o presente trabalho procurou preencher.

REFERÊNCIAS

- ABDEL-WAHAB, M.; VOGL, B. Trends of productivity growth in the construction industry across Europe, US and Japan. **Construction Management and Economics**, v. 29, n. 6, p. 635-644, 2011.
- ABEL, A. B.; EBERLY, J. C. Optimal investment with costly reversibility. **The Review of Economic Studies**, Wiley-Blackwell, v. 63, n. 4, p. 581-593, 1996.
- ALEXOPOULOS, M.; COHEN, J. **Uncertain times, uncertain measures**. University of Toronto Department of Economics Working Paper, v. 352, 2009.
- ARDITI, D.; MOCHTAR, K. Trends in productivity improvement in the US construction industry. **Construction Management & Economics**, v. 18, n. 1, p. 15-27, 2000.

- ARELLANO, C.; BAI, Y.; KEHOE, P. **Financial markets and fluctuations in uncertainty**. Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper, 2010.
- BACHMANN, R.; ELSTNER, S.; SIMS, E. R. Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data. **American Economic Journal: Macroeconomics**, American Economic Association, v. 5, n. 2, p. 217–249, 2013.
- BAKER, S. R.; BLOOM, N.; DAVIS, S. J. Measuring economic policy uncertainty. **The Quarterly Journal of Economics**, Oxford University Press, v. 131, n. 4, p. 1593–1636, 2016.
- BANSAL, R.; YARON, A. Risks for the long run: A potential resolution of asset pricing puzzles. **The Journal of Finance**, Wiley Online Library, v. 59, n. 4, p. 1481–1509, 2004.
- BARBOZA, R. M.; ZILBERMAN, E. Os Efeitos da Incerteza sobre a Atividade Econômica no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 72, n. 2, p. 144-160, 2018.
- BERNANKE, B. S. Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. **The Quarterly Journal of Economics**, MIT Press, v. 98, n. 1, p. 85–106, 1983.
- BLOOM, N. The impact of uncertainty shocks. **Econometrica**, Wiley Online Library, v. 77, n. 3, p. 623–685, 2009.
- BLOOM, N. Fluctuations in uncertainty. **The Journal of Economic Perspectives**, American Economic Association, v. 28, n. 2, p. 153–175, 2014.
- CARRIÈRE-SWALLOW, Y.; CÉSPEDES, L. F. The impact of uncertainty shocks in emerging economies. **Journal of International Economics**, Elsevier, v. 90, n. 2, p. 316–325, 2013.
- CHRISTIANO, L. J.; MOTTO, R.; ROSTAGNO, M. Risk shocks. **The American Economic Review**, American Economic Association, v. 104, n. 1, p. 27–65, 2014.
- CONAC-IBGE, C. D. C. N. Formação bruta de capital fixo (versão para informação e comentários). n. 19, 2000.
- CRAWFORD, P.; VOGL, B. Measuring productivity in the construction industry. **Building Research & Information**, v. 34, n. 3, p. 208-219, 2006.
- DOMINGUES, E. P.; CARVALHO, T. S. **Análise dos impactos econômicos dos desembolsos do BDMG nos anos 2005, 2009 e 2010 em Minas Gerais**. Cadernos BDMG, v. 21, p. 7-54, 2012.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. **Efficient tests for an autoregressive unit root**. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1992.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2008.
- FILHO, A. E. d. C. Incerteza e atividade econômica no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 18, n. 3, p. 421–453, 2014.
- GILCHRIST, S.; SIM, J.; ZAKRAJSEK, E. **Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics**. In: CITESEER.2010 Meeting Papers. [S.l.], 2010. v. 1285.
- GOLDFAJN, I.; BICALHO, A. **A longa travessia para a normalidade: os juros reais no Brasil**. Valor Econômico, 2011.
- GUILHOTO, J. J. M.; SONIS, M.; HEWINGS, G. J. D.; MARTINS, E. Índices de ligações e setores-chave na economia brasileira: 1959-1980. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 24, n. 2, p. 287-314, 1994.
- GUILHOTO, J. J. M., SESSO FILHO, U. A. Estimação da Matriz Insumo-Produto a partir de dados preliminares das contas nacionais. **Economia Aplicada**, v. 9, n. 2. p. 277-299, 2005.
- GUILHOTO, J. J. M., SESSO FILHO, U. A. Estimação da Matriz Insumo-Produto utilizando dados preliminares das Contas Nacionais: aplicação e análise de indicadores econômicos para o Brasil em 2005. **Economia & Tecnologia**. UFPR/TECPAR. Ano 6, v. 23, 2010.

- GUIISO, L.; PARIGI, G. Investment and demand uncertainty. **The Quarterly Journal of Economics**, MIT Press, v. 114, n. 1, p. 185–227, 1999.
- HADDOW, A.; HARE, C. Macroeconomic uncertainty: what is it, how can we measure it and why does it matter? **Quarterly Bulletin**, Q2, Bank of England, 2013.
- HU, X.; LIU, C. Energy productivity and total-factor productivity in the Australian construction industry. **Architectural Science Review**, 2015.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Tabelas - 2017 Sistema de contas nacionais: Brasil. Rio de Janeiro: IBGE, 2019.
- JABEEN, H. World bank, world development report 2014: Risk and opportunities. Population and Development Review. **The Population Council**, Inc., v. 40, n. 2, p. 373–374, 2014.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, p. 1551–1580, 1991.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, Wiley Online Library, v. 52, n. 2, p. 169–210, 1990.
- KNIGHT, F. H. **Risk, uncertainty and profit**. New York: Hart, Schaffner and Marx, 1921.
- KOREN, M.; TENREYRO, S. Volatility and development. **The Quarterly Journal of Economics**, MIT Press, v. 122, n. 1, p. 243–287, 2007.
- LEAHY, J. V.; WHITED, T. M. **The effect of uncertainty on investment: Some stylized facts**. [S.l.], 1995.
- LOPES, J.; RUDDOCK, L.; RIBEIRO, F. L. Investment in construction and economic growth in developing countries. **Building Research & Information**, v. 30, n. 3, p. 152-159, 2002.
- MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. **Input-output analysis: foundations and extensions**. 2nd. ed. New York: Cambridge University Press, 2009.
- OFORI, G. Construction industry and economic growth in Singapore. **Construction Management and Economics**, v. 6, n. 1, p. 57-70, 1988.
- PATVARDHAN, S. Prospection: Review and reflections on forward-looking behavior of firms. **Academy of Management**, 2013.
- PEREIRA, S. A. S.; BARROS, I. C.; SILVA JUNIOR, A. C.; DIAS, D. G. Avaliação do mercado da construção civil utilizando ciência de dados. Proceeding Series of the Brazilian **Society of Computational and Applied Mathematics**, v. 7, n. 1, 2020.
- PEROBELLI, F. S.; CAMPOS, R. B. A.; CARDOSO, V. L.; VALE, V. A. Avaliação do setor da construção civil para as principais economias mundiais: uma análise sistêmica a partir de uma abordagem de insumo-produto para o período de 1995 a 2009. **Ensaios FEE**, v. 37, n. 2, p. 331-366, 2016.
- PINDYCK, R. S. **Irreversibility, uncertainty, and investment**. [S.l.], 1990.
- PINHEIRO, A. C.; CABRAL, C. **Mercado de crédito no Brasil: o papel do judiciário e de outras instituições**. [S.l.]: BNDES, Área de Planejamento, Departamento Econômico, DEPEC, 1998. v. 9.
- POLENSKE, K. R.; SIVITANIDES, P. Linkages in the construction sector. **The Annals of Regional Science**, Springer, v. 24, n. 2, p. 147–161, 1990.
- RIBEIRO, L. C. S.; MONTENEGRO, R. L. G.; PEREIRA, R. M. Estrutura econômica e encadeamentos setoriais de Minas Gerais: uma contribuição para as políticas de planejamento. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 41, 2013.
- RIGOLON, F. J. Z. **A retomada do crescimento e o papel do BNDES**. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 1996.

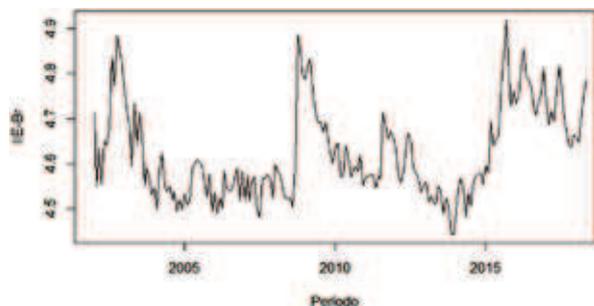
RIGOLON, F. J. Z.; PICCININI, M. S. **O investimento em infraestrutura e a retomada do crescimento econômico sustentado.** Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 1997.

TEIXEIRA, L. P.; CARVALHO, F. M. A. de. A construção civil como instrumento do desenvolvimento da economia brasileira. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social, n. 109, p. 9–26, 2005.

ZHI, M.; HUA, G. B.; WANG, S. Q.; OFORI, G. Total factor productivity growth accounting in the construction industry of Singapore. **Construction Management and Economics**, v. 21, n. 7, p. 707-718, 2003.

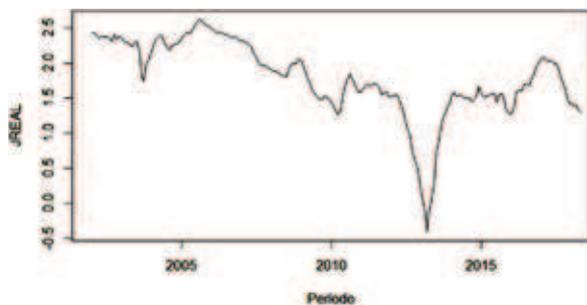
APÊNDICE A – SÉRIES

Figura A1 – Evolução do IIE-Br: janeiro de 2000 a maio de 2018



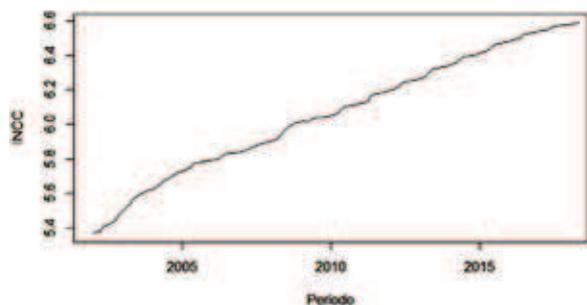
Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do IBRE/FGV.

Figura A2 – Evolução do JREAL: janeiro de 2000 a maio de 2018



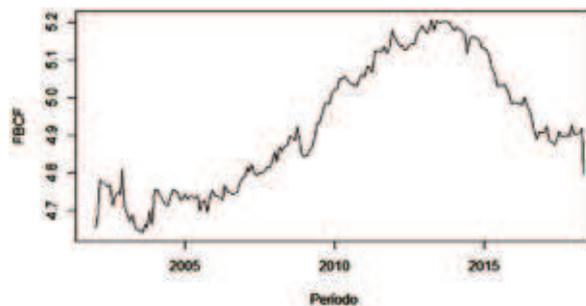
Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do BACEN/IBGE-SNPIC.

Figura A3 – Evolução do INCC: janeiro de 2000 a maio de 2018



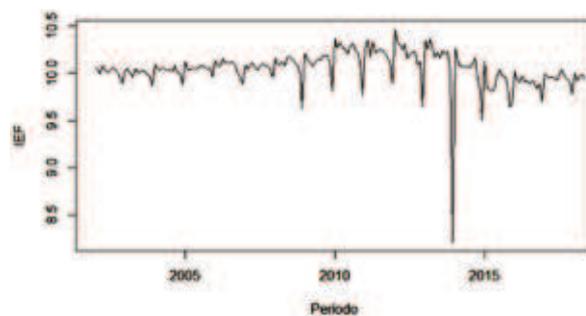
Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do IBRE/FGV.

Figura A4 – Evolução da FBCF: janeiro de 2000 a maio de 2018



Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do IPEA.

Figura A5 – Evolução do IEF: janeiro de 2000 a maio de 2018



Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do BACEN.

APÊNDICE B – TESTES ESTATÍSTICOS

Tabela B1 – Teste Cox-Stuart de tendência determinística

Séries	Estatística	p-valor
IIE-Br	65	0,070
FBCF	108	0,000
INCC	110	0,000
JREAL	9	0,000
IEF	108	0,000

Fonte: Elaboração própria.

Tabela B2 – Teste DF-GLS de Raiz Unitária com Tendência e Intercepto

Em nível	
Séries	Estatística
IIE-Br	-1,225
FBCF	-0,709
INCC	1,914
JREAL	-1,554
IEF	-0,109
Em 1ª diferença	
Séries	Estatística
IIE-Br	-7,266***
FBCF	-1,969**
INCC	-4,405***
JREAL	-3,221***
IEF	-3,834***

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *, ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1%.

Tabela B3 – Teste Zivot-Andrews de Quebra Estrutural com Tendência e Intercepto

Em Nível	
Séries	Estatística
IIE-Br	-5,308**
FBCF	-3,187
INCC	-4,926*
JREAL	-2,566
IEF	-2,949
Em 1ª Diferença	
Séries	Estatística
IIE-Br	-18,325***
FBCF	-17,687***
INCC	-11,286***
JREAL	-9,975***
IEF	-11,083***

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *, ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1%.

Tabela B4 – Teste Canova e Hansen de Raiz Unitária Sazonal - Em nível, com tendência e intercepto

Séries	IIE-Br	FBCF	INCC	JREAL	IEF
Jan	0,181 (0,340)	0,942*** (0,001)	1,365*** (0,000)	0,849*** (0,003)	1,134*** (0,000)
Fev	0,369* (0,091)	0,967*** (0,000)	1,364*** (0,000)	0,822*** (0,003)	1,123*** (0,000)
Mar	0,463* (0,048)	0,889*** (0,002)	1,364*** (0,000)	0,738*** (0,006)	1,117*** (0,000)
Abr	0,599** (0,018)	0,903*** (0,002)	1,364*** (0,000)	0,794*** (0,004)	1,109*** (0,000)
Mai	0,380* (0,084)	0,803*** (0,004)	1,364*** (0,000)	0,825*** (0,003)	1,101*** (0,000)
Jun	0,404* (0,072)	0,896*** (0,002)	1,228*** (0,000)	0,755** (0,006)	1,056*** (0,000)
Jul	0,325 (0,123)	0,920*** (0,001)	1,228*** (0,000)	0,811*** (0,004)	1,048*** (0,000)
Ago	0,236 (0,228)	0,899*** (0,002)	1,228*** (0,000)	0,797*** (0,004)	1,041*** (0,000)
Set	0,292 (0,153)	0,882*** (0,002)	1,228*** (0,000)	0,754*** (0,006)	1,033*** (0,000)
Out	0,083 (0,739)	0,861*** (0,002)	1,228*** (0,000)	0,773*** (0,005)	1,025*** (0,000)
Nov	0,104 (0,617)	0,876*** (0,002)	1,228*** (0,000)	0,827*** (0,003)	1,017*** (0,000)
Dez	0,148 (0,437)	0,815*** (0,003)	1,229*** (0,000)	0,792*** (0,004)	1,015*** (0,000)
Joint	1,457 (0,516)	1,936 (0,357)	2,219 (0,264)	1,496 (0,504)	2,351 (0,220)

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *, ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1%. p-valores estão entre parênteses.

Tabela B5 – Teste HEGY de Raiz Unitária Sazonal - Em nível, com tendência e intercepto

Séries	IIE-Br	FBCF	INCC	JREAL	IEF
T1	-2,714* (0,052)	0,410 (0,999)	-3,055* (0,093)	-2,023 (0,517)	-1,715 (0,373)
T2	-5,632*** (0,000)	-5,450*** (0,000)	-2,044** (0,033)	-3,818*** (0,002)	-4,152*** (0,000)
F 3:4	17,120*** (0,000)	21,028*** (0,000)	9,926*** (0,000)	20,412*** (0,000)	18,317*** (0,000)
F 5:6	16,934*** (0,000)	18,229*** (0,000)	4,800*** (0,009)	30,957*** (0,000)	14,776*** (0,000)
F 7:8	16,208*** (0,000)	18,477*** (0,000)	4,738*** (0,010)	28,605*** (0,000)	15,847*** (0,000)
F 9:10	15,216*** (0,000)	14,088*** (0,000)	4,713** (0,010)	17,745*** (0,000)	14,468*** (0,000)
F 11:12	18,466*** (0,000)	21,916*** (0,000)	8,349*** (0,000)	19,116*** (0,000)	19,264*** (0,000)
F 2:12	18,241*** (0,000)	21,963*** (0,000)	7,953*** (0,000)	38,674*** (0,000)	48,805*** (0,000)
F 1:12	17,978*** (0,000)	20,195*** (0,000)	9,321*** (0,000)	45,568*** (0,000)	50,318*** (0,000)

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *, ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1%. p-valores estão entre parênteses.

Tabela B6 – Critério de Seleção dos Lags

Lag	SC	HQ
0	-4743316	-4790948
1	-2244896	2273475
2	-22,454*	-22,978*
3	-2198285	-2274495
4	-2146843	-2246870
5	-2100429	-2224272
6	-2095276	-2242935
7	-2055779	-2227254
8	-2036001	-2231291
9	-2023906	-2243012
10	-1975506	-2218428
11	-1929996	-2196734
12	-1879079	-2169633

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * indica a ordem de defasagem selecionada pelo critério.

Tabela B7 – Teste Likelihood Ratio de Tendência Linear

Estatística	p-valor
29,12	0,000***

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *, ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1%.

Tabela B8 – Decomposição da Variância dos Erros de Previsão da JREAL1 (%)

Período (Meses)	IIE-Br	JREAL	INCC	FBCF	IEF
1	1	99	0	0	0
2	1	99	0	0	0
3	1	99	0	0	0
4	0	98	1	0	0
5	0	98	1	1	0
6	0	97	2	1	0
7	0	96	2	1	0
8	0	96	3	1	0
9	0	95	3	2	0
10	0	95	3	2	0
11	0	95	3	2	0
12	0	94	3	2	0

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ¹ Ordenação de Cholesky: IIE-Br JREAL INCC FBCF IEF.

Tabela B9 – Decomposição da Variância dos Erros de Previsão da INCC1 (%)

Período (Meses)	IIE-Br	JREAL	INCC	FBCF	IEF
1	1	1	98	0	0
2	1	3	97	0	0
3	1	3	96	1	0
4	1	2	95	2	0
5	1	2	93	4	0
6	1	2	91	6	0
7	1	2	90	7	0

Período (Meses)	IIE-Br	JREAL	INCC	FBCF	IEF
8	1	2	89	8	0
9	1	2	87	9	0
10	1	2	86	10	0
11	1	2	85	11	0
12	1	2	85	11	0

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ¹ Ordenação de Cholesky: IIE-Br JREAL INCC FBCF IEF.

Tabela B10 – Decomposição da Variância dos Erros de Previsão da FBCF¹ (%)

Período (Meses)	IIE-Br	JREAL	INCC	FBCF	IEF
1	0	0	0	99	0
2	2	1	0	96	0
3	5	1	0	92	2
4	7	2	0	87	4
5	10	3	0	80	6
6	13	4	0	74	8
7	16	6	0	68	10
8	19	8	0	62	12
9	21	9	0	57	13
10	22	11	0	52	15
11	24	12	0	48	16
12	25	13	0	45	17

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ¹ Ordenação de Cholesky: IIE-Br JREAL INCC FBCF IEF.

Tabela B11 – Decomposição da Variância dos Erros de Previsão da IEF¹ (%)

Período (Meses)	IIE-Br	JREAL	INCC	FBCF	IEF
1	0	0	1	0	99
2	0	0	0	1	98
3	0	1	1	3	95
4	1	1	1	4	94
5	1	1	2	4	93
6	1	1	2	4	92
7	1	1	2	4	91
8	2	1	2	4	91
9	2	1	2	4	91
10	2	1	2	4	91
11	3	1	2	4	90
12	3	1	2	4	90

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ¹ Ordenação de Cholesky: IIE-Br JREAL INCC FBCF IEF.