

Impactos assimétricos da incerteza na produção industrial brasileira

Ariana Stephanie Zerbinatti

Mestre em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do ABC (PPGE-UFABC)

Economista do Departamento de Pesquisas e Estudos Econômicos do Banco Bradesco (Depec-Bradesco)

Rua Aurora Barbosa Soares, 1081 – Vila Campesina, Osasco-SP, 06023-010

Tel/Fax: (11) 3684-8225

ariana.zerbinatti@ufabc.edu.br

Bruno de Paula Rocha

Doutor em Teoria Econômica pela Universidade de São Paulo (USP)

Docente do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do ABC (PPGE-UFABC)

Alameda da Universidade, 3, Sala 320 - Anchieta, São Bernardo do Campo - SP, 09606-070

Tel/Fax: (11) 2320-6328

rocha.b@ufabc.edu.br

Ana Luísa Gouvêa Abras

Ph.D em Economia pela University of Maryland College Park

Docente do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do ABC (PPGE-UFABC)

Alameda da Universidade, 3, Sala 369 - Anchieta, São Bernardo do Campo - SP, 09606-070

Tel/Fax: (11) 2320-6372

ana.abras@ufabc.edu.br

Área 4 – Teoria Econômica e Métodos Quantitativos

Impactos assimétricos da incerteza na produção industrial brasileira

RESUMO

Diante dos impactos negativos da incerteza na atividade econômica descritos pela literatura e dos poucos estudos sobre o tema no Brasil, este artigo tem como objetivo analisar a relação entre incerteza e produção industrial. Buscou-se testar a presença de não-linearidade dos efeitos da primeira variável sobre a segunda, com a estimação de modelos Logistic Smooth Transition Autoregressive (LSTAR). Esses modelos incorporam mudança de regime com transição suave entre um estado e outro, que, neste estudo, se referem a períodos de alta e baixa incerteza. Foram construídas duas variáveis *proxies* de incerteza: (i) um índice industrial agregado, que captura a incerteza dentre os segmentos da indústria de transformação e (ii) uma medida agregada, que consiste na média ponderada de 17 indicadores subsetoriais. Os resultados apontam para assimetria da incerteza, tanto macroeconômica como industrial, com efeitos mais intensos para patamares mais elevados.

Palavras-chave: Incerteza. Atividade econômica. Produção industrial. Modelos LSTAR.
Códigos JEL: C24, E00.

ABSTRACT

Given the negative impacts of uncertainty on economic activity described by the literature and the few studies about this subject in Brazil, this study aims to analyze the effects of uncertainty on industrial production. We estimate Logistic Smooth Transition Autoregressive (LSTAR) models considering aggregate manufacturing activity. These models incorporate regime-switching that allows a smooth transition between two regimes (in this study, periods of high or low uncertainty). Also, we calculate three types of proxies to uncertainty: (i) an aggregate index, to measure industrial uncertainty among the manufacturing subsectors and (ii) an aggregate index calculated as a weighted average of the 17 subsectorial indexes. The results suggest that the impacts of macroeconomic and industrial uncertainties on aggregate industrial production are asymmetric.

Keywords: Uncertainty. Economic Activity. Industrial Production. LSTAR models.
JEL Codes: C24, E00.

1 Introdução

A incerteza pode ser definida como a ausência de conhecimento da distribuição de probabilidade dos possíveis eventos futuros. Assim, em situações de incerteza, os indivíduos são incapazes de prever as chances de que eventos aconteçam. Esse conceito difere da concepção de risco, para o qual a distribuição de probabilidade dos acontecimentos possíveis é conhecida (BLOOM, 2014). A incerteza tende a ser contracíclica, nos níveis micro e macroeconômico, com redução e postergação do investimento, das contratações e da produção, conforme apontado pela literatura sobre o tema.

Essa aceção foi inicialmente trabalhada em estudos teóricos como os de Bernanke (1983) e de Dixit e Pindyck (1994), que analisaram os impactos negativos da incerteza em investimentos considerados irreversíveis (que não podem ser desfeitos ou recuperados). Essas análises partem do pressuposto de que não somente as informações necessárias para a tomada de decisão dos agentes econômicos são importantes, mas o *timing* em que são obtidas também é relevante para elevar a probabilidade de sucesso de projetos cujos retornos se dão no longo prazo.

Na última década, o interesse pelo tema tem se mostrado crescente, diante das incertezas advindas da crise financeira de 2008 e da europeia no início desta década e, mais recentemente, do *Brexit* (processo que deu início à saída do Reino Unido da União Europeia). Além disso, a dificuldade de se mensurar a incerteza e a inexistência de medidas perfeitas fazem com que sejam criadas e calculadas diversas variáveis *proxies*, contribuindo também para o aumento de trabalhos sobre o assunto.

Nos países em desenvolvimento, a análise dos efeitos da incerteza sobre a atividade econômica ganha importância adicional, visto que esses países tendem a apresentar ambientes mais incertos (BLOOM, 2014). Estudos empíricos têm apontado para impacto negativo mais persistente e de maior magnitude nessas regiões. Carrière-Swallow e Céspedes (2013), por exemplo, estimaram os efeitos de choques de incerteza global em 40 economias. Segundo os resultados encontrados, os países emergentes apresentaram, em média, declínio dos investimentos cerca de quatro vezes mais intenso que o observado em países desenvolvidos. No mesmo sentido, o consumo das famílias também mostrou recuo mais acentuado nesses países, cuja recuperação se deu mais lentamente que a verificada em economias desenvolvidas.

A literatura também tem discutido a presença de não-linearidade dos impactos da incerteza na economia. Foerster (2014), por exemplo, encontrou efeitos negativos de maior magnitude na economia norte-americana em períodos de incerteza mais elevada, ao incluir em suas estimativas lineares duas variáveis de interações dos indicadores de incerteza com *dummies* que assumem valor um para momentos de alta ou baixa incerteza.¹

O estudo de Jones e Enders (2016) analisou o efeito da incerteza na atividade dos Estados Unidos a partir de modelos que contemplam mudança de regime de baixa para alta incerteza (ou vice-versa) cuja transição ocorre suavemente. Foram estimados modelos *Logistic Smooth Transition Autoregressive* (LSTAR), que são não-lineares e geram equilíbrios distintos para cada regime. De acordo com os resultados obtidos, a incerteza impacta negativamente a atividade macroeconômica, cujo crescimento é menor em períodos de alta, mostrando-se robustos para diversos indicadores e diferentes medidas de incerteza.

Modelos vetoriais autorregressivos (VAR) não-lineares também têm sido utilizados para verificar respostas assimétricas de variáveis macroeconômicas à incerteza. Caggiano, Castelnuovo e Groshenny (2014) utilizaram modelos *Smooth Transition Vector Autoregressions* (STVAR), cujos resultados apresentaram efeitos mais intensos e prologados

¹ Esses períodos foram definidos como patamares acima ou abaixo da média dos índices somados ou subtraídos de um desvio-padrão, respectivamente.

de choques de incerteza que os encontrados por modelos lineares. Fazendo uso dessa classe de modelos, Caggiano, Castelnuovo e Nodari (2017) apontaram para inefetividade da política monetária na atividade macroeconômica em períodos de maior incerteza.

A assimetria da incerteza tem sido pouco explorada pela literatura nacional. Souza, Zobot e Caetano (2017) investigaram a dinâmica e a transição do nível da incerteza, por meio da estimação de autorregressões quantílicas para essa variável. Os resultados encontrados sugerem que choques de incerteza não geram deslocamentos de estados extremos, de baixa incerteza para alta e vice-versa. A probabilidade de que permaneça elevada no período seguinte é superior à de que continue baixa no próximo período. Ou seja, a persistência da incerteza é maior em níveis mais altos.

O objetivo deste artigo é analisar o efeito da incerteza na atividade industrial brasileira. Buscou-se verificar a existência de impactos não-lineares da incerteza sobre a produção industrial agregada. Seguindo a abordagem de Jones e Enders (2016), foram estimados modelos LSTAR, que contemplam mudança de regime de alta para baixa incerteza (ou vice-versa) cuja transição se dá de maneira suave.

O presente trabalho procura preencher as lacunas de estudos que tratem da relação entre incerteza e atividade industrial e da investigação de impactos assimétricos da primeira variável sobre a segunda. Ademais, a abordagem econométrica utilizada neste artigo difere das implementadas pelos demais trabalhos sobre o tema para a economia brasileira, visto que não há conhecimento de análises que contemplem estimativas de modelos LSTAR para quantificar os efeitos da incerteza na atividade doméstica.

Os resultados encontrados sugerem a presença de assimetria da incerteza, tanto industrial como macroeconômica, na variação interanual do produto da indústria, com efeito negativo mais intenso em períodos de alta incerteza. Ademais, há evidências de que a taxa de crescimento da produção apresenta equilíbrios de longo prazo distintos entre os regimes de alta e baixa incerteza.

2 Medidas de incerteza utilizadas na literatura e estudos para o Brasil

Os trabalhos empíricos que investigam os efeitos da incerteza na atividade econômica têm trazido resultados convergentes, no sentido de que apontam para impactos negativos nos investimentos, consumo, produção e emprego. Todavia, divergem quanto à abordagem econométrica utilizada e, principalmente, aos indicadores de incerteza empregados.

Em sua maioria, os efeitos são estimados por meio de modelos VAR, como em Colombo (2013), Aastveit, Natvik e Sola (2013) e Bachmann, Elstner e Sims (2013). Há estudos, como os de Bloom (2009), Leduc e Liu (2016) e Basu e Bundick (2017), que combinam VAR e modelos de equilíbrio geral estocástico dinâmico (DSGE), comparando os resultados obtidos de forma empírica e por simulações. Ainda que em menor número, também existem trabalhos que buscaram verificar tais impactos por meio da construção de painéis para países ou empresas, como o de Nowzohour e Stracca (2017), no qual utilizaram dados em painel de 27 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Baker, Bloom e Davis (2016), por exemplo, combinaram o uso de modelos VAR para a economia agregada e de painéis para empresas.

Em relação às medidas de incerteza, destacam-se os indicadores construídos a partir de notícias de jornais, como os presentes em Baker, Bloom e Davis (2016), Alexopoulos e Cohen (2009), Baker *et al.* (2014) e Bloom (2013). O primeiro desses trabalhos, bastante citado por estudiosos do assunto, propôs a criação do *Economic Policy Uncertainty index (EPU index)*, que mensura a frequência da divulgação de notícias que mencionem, simultaneamente, termos referentes à incerteza, políticas monetária ou fiscal e economia. Há diversos indicadores originados a partir do *EPU index*, como o índice global de incerteza construído por Davis

(2016), calculado como a média dos índices de diversos países ponderada pelos respectivos pesos relativos do PIB.

Dada a complexidade de se distinguir risco de incerteza, outra variável *proxy* frequentemente utilizada em estudos sobre o tema é a volatilidade do mercado acionário, vista em Bloom (2009), Aastveit, Natvik e Sola (2013) e Carrière-Swallow e Céspedes (2013), por exemplo. Ademais, medidas baseadas em dispersões também são constantemente usadas, como as das projeções macroeconômicas dos analistas de mercado construídas por Scotti (2016) e de respostas de *surveys* calculadas por Bachmann, Elstner e Sims (2013). As surpresas das projeções macroeconômicas dos analistas de mercado (diferença entre as projeções e os dados efetivos) foram empregadas no artigo de Rossi, Sekhpoian e Soupre (2016), enquanto os trabalhos de Nowzohour e Stracca (2017) e de Moore (2016) agregaram diversas das medidas mencionadas anteriormente, seja calculando sua média ponderada ou por meio de análise de componentes principais.

Em consonância com os estudos internacionais, a literatura sobre incerteza aplicada ao Brasil analisou o impacto dessa variável na atividade principalmente por meio da estimação de modelos VAR e encontrou efeitos negativos estatisticamente significativos da incerteza na economia.

Mesquita, Guardado e Burity (2013) sugeriram a construção de um novo indicador a partir de dois grupos de variáveis, industriais e macroeconômicas. O primeiro é constituído pelos desvios-padrão dentre os segmentos industriais de suas perspectivas de produção, demanda e emprego, presentes na Sondagem da Indústria do IBRE/FGV. O segundo é composto pela variação interanual do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), taxa de câmbio, diferença entre as projeções de PIB para o ano corrente em t e para o mesmo período nos doze meses anteriores, além da dispersão das projeções para o IPCA acumulado em doze meses. Posteriormente, essas séries foram agregadas por meio da análise de componentes principais, dando origem ao índice de incerteza.

Ferreira *et al.* (2017) também propuseram uma medida, que passou a ser divulgada mensalmente pelo IBRE/FGV. Trata-se do Indicador de Incerteza Econômica-Brasil (IIE-Br), calculado como a média ponderada de três subíndices (IIE-Br Mídia, IIE-Br Expectativa e IIE-Br Mercado, com pesos de 70%, 20% e 10%, respectivamente). O IIE-Br Mídia é um indicador de notícias baseado em Baker, Bloom e Davis (2016), construído a partir de notícias das versões impressa e online dos jornais Valor Econômico, Folha de S. Paulo, Correio Brasiliense, Estado de S. Paulo, O Globo e Zero Hora. O IIE-Br Expectativa, por sua vez, é baseado nas projeções dos analistas de mercado presentes no Relatório Focus divulgado semanalmente pelo Banco Central. Consiste na média aritmética simples das variações das expectativas das cinco instituições com menores erros de previsão (*Top 5*) para o IPCA doze meses à frente e para a taxa de câmbio. Já o IIE-Br Mercado é a volatilidade do mercado acionário, sendo calculado como a razão entre o desvio-padrão e a média dos fechamentos diários do Ibovespa.

Costa Filho (2014) fez uso de três variáveis *proxies* para estimar os efeitos da incerteza na atividade (indicador construído a partir de notícias, volatilidades do Ibovespa e das projeções para o PIB de um, dois e três anos à frente). No mesmo sentido, os trabalhos de Barboza (2017) e Barboza e Zilberman (2017) consideraram diversas medidas: (i) média entre o *EPU index* para o Brasil, de Baker, Bloom e Davis (2016) e indicador semelhante calculado pelos autores, com notícias do jornal O Globo; (ii) volatilidade implícita dos contratos de opção de câmbio (“*at the money*”); (iii) desvio-padrão dos retornos diários do Ibovespa e (iv) variação das expectativas de inflação e de taxa de câmbio do Focus doze meses à frente; (v) primeiro componente principal das quatro medidas anteriores e (iv) o IIE-Br do IBRE/FGV.

Bezerra (2017) elaborou um indicador de incerteza agregando índices baseados em Bachmann, Elstner e Sims (2013) para a indústria de transformação, serviços, construção civil e comércio, a partir de dados das Sondagens do IBRE/FGV. Azevedo (2017), por sua vez,

construiu um indicador de sentimento utilizando o *Google Trends* e outro baseado em notícias do *Broadcast*, portal de notícias da Agência Estado. Ademais, Godeiro e Lima (2017) calcularam um índice de incerteza baseado na metodologia de Jurado, Ludvigson e Ng (2015), na qual a incerteza h períodos à frente é definida como a volatilidade condicional do componente do valor futuro do PIB que não é possível de ser previsto.

Souza, Zabet e Caetano (2017) investigaram a assimetria da incerteza usando autorregressão quantílica no teste de raiz unitária. Para as duas variáveis *proxies* utilizadas pelos autores, observou-se comportamento assimétrico dos coeficientes autorregressivos, com reversão à média nos quantis mais baixos, ao passo que, nos mais altos, os índices apresentam comportamento não estacionário. Barbosa (2018) estudou os efeitos da incerteza sobre variáveis fiscais, ao fazer uso de modelos VAR e DSGE, encontrando impactos relevantes e persistentes sobre a receita tributária. Em contrapartida, as transferências governamentais mostraram-se pouco afetadas, enquanto a despesa pública apresentou respostas não significativas.

3 Modelos LSTAR

Considerando que a maioria das séries macroeconômicas é resultado de decisões de diversos agentes, os processos de mudanças de regime podem ser descritos com mais precisão por modelos nos quais essa transição ocorra de maneira suave, em comparação com uma transição direta. Ainda que se assuma que os agentes alterem seu comportamento de forma discreta, é menos provável que isso ocorra simultaneamente (TERASVIRTA, 1994). Os modelos LSTAR são uma categoria do modelo *Smooth Transition Autoregressive* (STAR) que atendem a essa condição de transição gradual entre regimes, que é descrita por uma função logística. Tratam-se, portanto, de regressões não-lineares do tipo (JONES; ENDERS, 2016; TERASVIRTA, 1994):

$$y_t = \phi_1 x_t [1 - G(s_t; \gamma, c)] + \phi_2 x_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t, \quad (1)$$

sendo x_t o vetor composto por 1 e os termos defasados de y_t , s_t a variável de transição, γ o parâmetro de suavização e c o parâmetro de centralização. Assume-se que $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. $G(s_t; \gamma, c)$ é a função de transição logística que varia entre 0 e 1:

$$G(s_t; \gamma, c) = [1 + \exp(-\gamma(s_t - c))]^{-1}, \quad \gamma > 0. \quad (2)$$

O parâmetro de suavização determina a suavidade da transição entre os dois regimes, ao passo que o parâmetro c é o valor *threshold* que divide a variável em regimes distintos. Quando γ tende a zero, o modelo se reduz a um AR(p). Em contrapartida, quando γ assume valores suficientemente grandes, a mudança de um regime para o outro torna-se instantânea em c (JONES; ENDERS, 2016).

4 Dados e indicadores de incerteza

As séries utilizadas neste trabalho têm início em janeiro de 2003 e término em dezembro de 2017, com frequência mensal. Os dados de produção industrial foram extraídos da Pesquisa Industrial Mensal (PIM-PF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Os indicadores de incerteza construídos neste trabalho foram calculados a partir dos dados da Sondagem da Indústria do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV). A sondagem é uma pesquisa mensal majoritariamente qualitativa, que traz a percepção dos empresários sobre diversos aspectos dos negócios, como produção, demandas interna e externa, emprego e estoques. Essas informações também são divulgadas de

forma agregada, nos índices de confiança. A parte quantitativa da pesquisa engloba as séries de Nível de Utilização da Capacidade Instalada (NUCI).

Primeiramente, foi calculada uma medida cujo objetivo é mensurar a incerteza dentre os subsetores da indústria de transformação, a saber, o Indicador de Incerteza Agregada Industrial (IIAI). Para tanto, foram construídas séries dos desvios-padrão *cross-sectional* das variáveis de produção, emprego e demanda esperados para os próximos três meses, para 17 subsetores², extraído-se, em seguida, seu primeiro componente principal. Essa metodologia é equivalente ao subíndice industrial do indicador de Mesquita, Guardado e Burity (2013). Assume-se que os respondentes calculam seus choques idiossincráticos de distribuições semelhantes, e que, portanto, modificações na dispersão (desvios-padrão) são decorrentes de alterações no nível de incerteza. Como o primeiro componente principal apresenta valores negativos, considerou-se seu valor zero como 100, somando-se, portanto, 100 a todas as entradas da série.

Como forma de construir um índice de incerteza alternativo ao IIAI, 17 indicadores subsetoriais foram agregados como uma média ponderada pelos seus pesos na PIM-PF presentes na última nota metodológica divulgada pelo IBGE (2015). Esse indicador foi denominado Indicador de Incerteza Subsetorial da Indústria Ponderado (IISIP).

O índice para cada um dos segmentos, chamado de Indicador de Incerteza Subsetorial da Indústria (IISI), foi baseado em uma das diversas medidas propostas por Bachmann, Elstner e Sims (2013). De acordo com os autores, indicadores de incerteza compostos por dados de *surveys* são adequados para mensurar o impacto dessa variável na atividade, pois visam a captar a incerteza dos tomadores de decisão, em contraposição à observada pelo público geral.

O IISI consiste na dispersão do percentual das respostas positivas e negativas para determinada questão da pesquisa qualitativa da indústria. No caso deste estudo, foi escolhida a pergunta referente à expectativa dos empresários sobre a tendência dos negócios para os próximos seis meses, medido como:

$$IISI_{i,t} = \sqrt{Frac_{i,t}^+ + Frac_{i,t}^- - (Frac_{i,t}^+ - Frac_{i,t}^-)^2}, \quad (3)$$

em que $Frac_{i,t}^+$ e $Frac_{i,t}^-$ são as porcentagens de respostas positivas e negativas no período t , respectivamente, para cada um dos i subsetores. O indicador varia entre zero e um, sendo que valores próximos a um denotam maiores níveis de incerteza. Os 17 índices foram dessazonalizados pelo método X13-ARIMA-SEATS, pois foi possível observar padrões sazonais nessas séries.

Além disso, foram utilizadas duas medidas de incerteza macroeconômica. A primeira delas, o IIE-Br do IBRE/FGV, foi escolhida por se tratar de uma média ponderada de três outros indicadores, conforme descrito na subseção anterior. A segunda é o *Economic Policy Uncertainty index (EPU index)* para o Brasil, calculado por Baker, Bloom e Davis (2016) e disponibilizado pelos autores.³ O índice é construído a partir da frequência de notícias do jornal Folha de S. Paulo que mencionem a palavra incerteza ou correlatas, juntamente com termos que remetam

² Os subsetores analisados foram: alimentos, têxtil, vestuário, couro e calçados, celulose e papel, derivados de petróleo e biocombustíveis, produtos químicos, produtos farmacêuticos, plástico, minerais não metálicos, metalurgia, metal, informática e eletrônicos, máquinas e materiais elétricos, máquinas e equipamentos, automóveis e outros transportes, sendo responsáveis por aproximadamente 78% do total da produção industrial em 2015 (IBGE, 2015). A indústria extrativa e os demais segmentos da indústria de transformação não foram considerados neste estudo devido à ausência de informações sobre eles na Sondagem da Indústria, impossibilitando a construção de seus respectivos indicadores subsetoriais de incerteza.

³ O índice *EPU* global calculado por Davis (2016) não foi utilizado neste estudo como variável *proxy* de incerteza externa devido a sua alta correlação com os indicadores de incerteza macroeconômica para o Brasil.

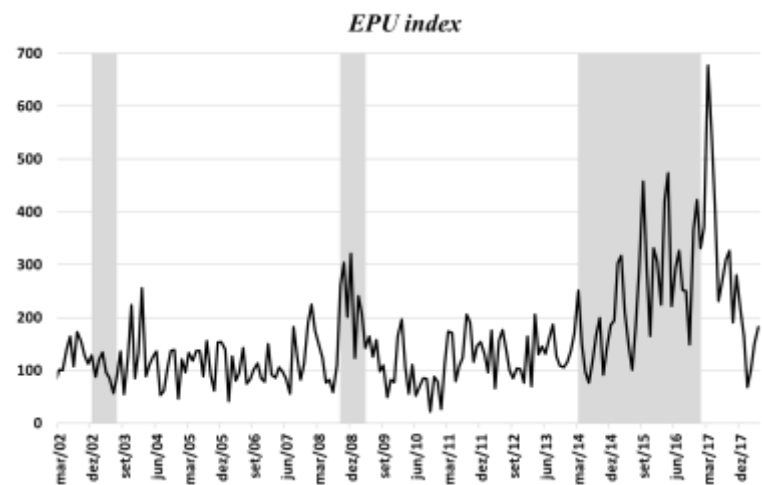
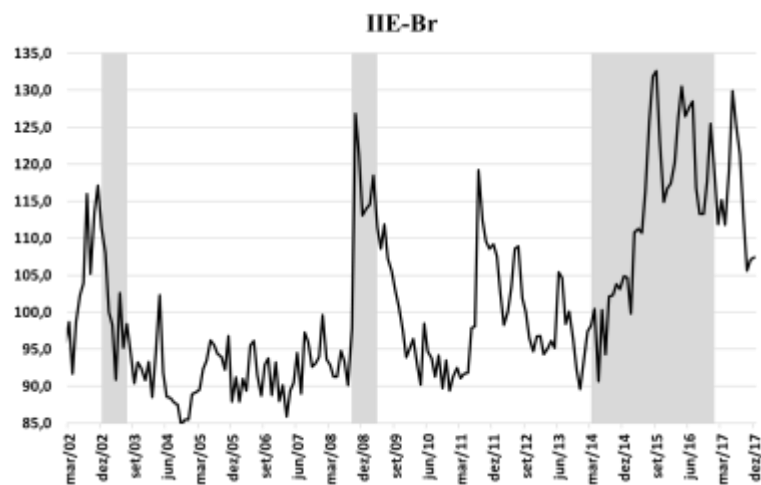
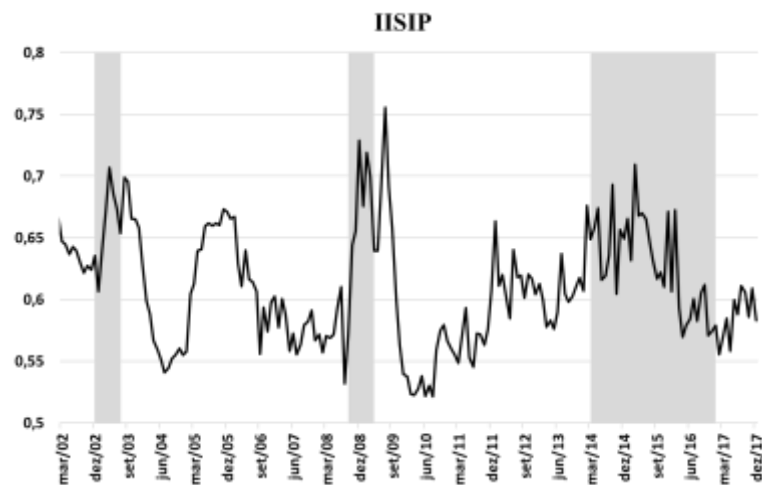
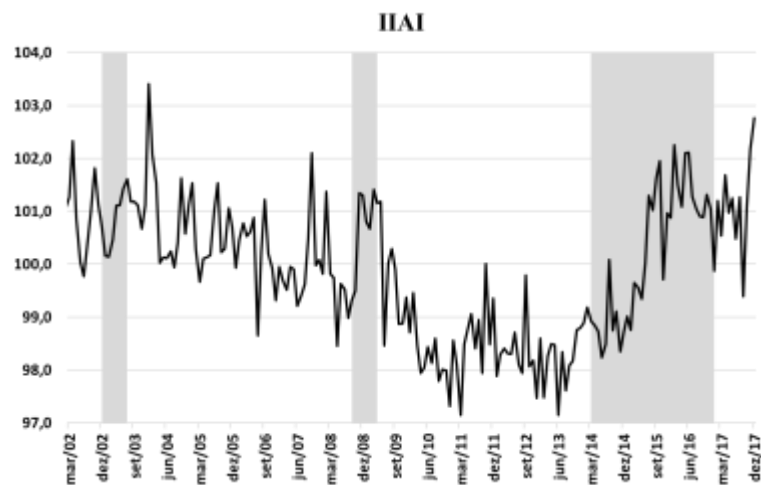
à política econômica, e foi selecionado por ser a variável de incerteza mais usada em trabalhos nacionais.⁴

O quadro 1 traz os quatro indicadores agregados de incerteza considerados neste trabalho. Nota-se que os três períodos de crises da economia brasileira abrangidos por eles coincidem com patamares mais altos de incerteza, principalmente das recessões de 2008-9 e 2014-16, e mais evidentes no IISIP, no IIE-Br e no *EPU index*. A despeito disso, os índices apresentam comportamentos distintos, evidenciados pelas correlações lineares relativamente baixas entre a maioria deles, disponíveis na Tabela 1 a seguir.

Tabela 1. Coeficiente de correlação de Pearson – Indicadores agregados de incerteza

	IIAI	IISIP	IIE-Br	<i>EPU index</i>
IIAI	1	0,2521	0,2980	0,3237
IISIP	0,2521	1	0,2033	0,0189
IIE-Br	0,2980	0,2033	1	0,6738
<i>EPU index</i>	0,3237	0,0189	0,6738	1

⁴ O indicador é atualizado mensalmente e disponibilizado em www.policyuncertainty.com. Foram contabilizadas as notícias que contêm os verbetes “incerto” ou “incerteza”, “econômico” ou “economia” e um ou mais dos seguintes termos relacionados a políticas: “regulação”, “déficit”, “orçamento”, “imposto”, “banco central”, “alvorada”, “planalto”, “congresso”, “senado”, “câmara dos deputados”, “legislação”, “lei” e “tarifa”.



Quadro 1. Indicadores agregados de incerteza – Dados mensais

Fontes: IBRE/FGV; policyuncertainty.com (Baker, Bloom e Davis (2016)). As áreas sombreadas correspondem aos períodos de recessões da economia brasileira definidos pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE).

5 Estimação

Foram estimados modelos LSTAR de ordem 1 para a variação interanual da produção da indústria de transformação. Foram utilizados como variáveis de transição os níveis do IISIP, do IIE-Br e do *EPU index* e da primeira diferença da série do IIAI⁵, como forma de verificar se o crescimento da atividade industrial é diferente em regimes de alta e baixa incerteza:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + (\beta_0 + \beta_1 y_{t-1}) [1 + \exp(-\gamma(\text{inc}_t - c))]^{-1} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

em que y_t é a variação interanual do logaritmo da produção no período t e inc_t são os indicadores de incerteza em t . Para todas as especificações, foram utilizados erros-padrão robustos à heterocedasticidade de White (1980).

Quanto maior a incerteza no período t , mais próximo de um será a função de transição. Assim, valores do parâmetro β_0 negativos implicam efeitos mais intensos da incerteza nos períodos em que se encontra em patamares mais elevados, em comparação com os de baixa incerteza (função de transição mais próxima de zero).

Seguindo Jones e Enders (2016), foram realizados os testes de não-linearidade *Regression error specification test* (RESET) e para modelos STAR, presente em Terasvirta (1994), para os dados de produção industrial. O teste RESET consiste em testar a hipótese nula de linearidade contra hipótese alternativa de não-linearidade, embora não especifique qual seja sua melhor forma funcional. Assim, a rejeição da hipótese nula não implica que o modelo LSTAR captura a forma funcional adequada da não-linearidade. Primeiramente, estima-se o modelo linear de melhor ajuste. Seu resíduo (ε_t) é posteriormente regredido em uma regressão auxiliar contra os valores estimados anteriormente e suas potências (ENDERS, 2014):

$$\varepsilon_t = \delta z_t + \sum_{h=2}^H \alpha_h \hat{y}_t^h, \quad (5)$$

sendo z_t e \hat{y}_t os termos da equação originalmente estimada e os valores estimados anteriormente, nessa ordem. Rejeita-se a hipótese de linearidade caso os valores de α_h sejam, conjuntamente, estatisticamente diferentes de zero.

O teste para modelos STAR também verifica se o modelo estimado é linear ou apresenta comportamento STAR (podendo, nesse caso, ser LSTAR ou *Exponential Smooth Transition Autoregressive* – ESTAR). Como não é possível testar essa hipótese diretamente por meio do teste *Lagrange Multiplier* (LM), é feita uma aproximação de Taylor de terceira ordem da função de transição. Assim, estima-se a seguinte regressão auxiliar (Terasvirta, 1994; Jones e Enders, 2016):

$$y_t = \beta_0 y_{t-1} + \beta_1 y_{t-1} s_t + \beta_2 y_{t-1} s_t^2 + \beta_3 y_{t-1} s_t^3 + e_t, \quad (6)$$

em que $e_t = \varepsilon_t + (\phi_2 - \phi_1) y_t R_3(s_t; \gamma, c)$, onde $R_3(s_t; \gamma, c)$ é o termo restante da expansão de Taylor. Como os parâmetros β_s são funções de ϕ_1 , ϕ_2 , γ e c , a hipótese nula de não linearidade é equivalente à de que os β_s estimados são conjuntamente iguais a zero.

Após as estimações, foram calculadas funções de resposta ao impulso para choques de incerteza na produção industrial. Ao contrário dos modelos lineares, para os quais as funções de impulso-resposta são simétricas, os modelos não-lineares apresentam funções que são assimétricas e dependentes da condição inicial da variável dependente e da magnitude e sinal dos choques e de seus valores posteriores (KOOP; PESARAN; POTTER, 1996; JONES; ENDERS, 2016). Neste caso, como se quer analisar o impacto de um choque na variável de

⁵ Utilizou-se a primeira diferença do IIAI, visto que a série é não-estacionária.

transição na variável dependente, e não de ε_t propriamente dito, foram considerados choques nos indicadores de incerteza, em linha com Jones e Enders (2016). Para tanto, foram estimados modelos autorregressivos para as variáveis *proxies* de incerteza. Seus resíduos foram selecionados aleatoriamente via *bootstrap*, com 1000 repetições. Para um choque continuamente positivo (negativo) de incerteza, foram somados (subtraídos) a esses termos o valor de um desvio-padrão, sendo posteriormente incorporados como resíduos aos modelos AR(p) para doze períodos à frente.

Assim como em Jones e Enders (2016), para o estado inicial da variação interanual da produção industrial, foi considerado o valor do equilíbrio de longo prazo do modelo linear (esperança não condicional para y_t), ao passo que, para os valores iniciais de incerteza, foram utilizadas as estimativas para c obtidas nos modelos LSTAR.

Também foram realizados exercícios contrafactuais para o período da crise de 2008-9, que consistem em simular qual seria o nível da produção industrial caso os patamares da incerteza observados antes e durante esse período fossem mantidos constantes.

6 Resultados

A tabela a seguir traz os resultados dos testes RESET e STAR para o modelo autorregressivo de ordem 1 – AR(1) – para a série de variação interanual da produção industrial agregada. Não é possível rejeitar a hipótese nula de linearidade do teste RESET, enquanto o STAR sugere não-linearidade a 10% de significância.

Tabela 2. Testes de não-linearidade: indústria de transformação

	RESET	STAR
Estatística do teste	1,77	2,14
p-valor	0,1547	0,0972

Nota: Para ambos os testes, a hipótese nula é de que o modelo é linear, contra hipótese alternativa de não linearidade.

Ainda que a rejeição da hipótese nula do último teste não tenha se dado ao nível de significância mais adequado (5%), foram estimados modelos LSTAR de ordem 1 para o logaritmo natural da variação interanual da produção da indústria de transformação, cujos resultados encontram-se na tabela 3.⁶

As estimativas para o β_0 mostraram-se negativas e estatisticamente significativas, aos níveis de 1%, 5% e 10% quando utilizados o IISIP, o IIE-Br e o *EPU index*, respectivamente. Em contrapartida, não se pode rejeitar a hipótese nula de que o coeficiente estimado é estatisticamente igual a zero quando a primeira diferença do IIAI é variável de transição. Os resultados apontaram, portanto, para a não-linearidade dos efeitos da incerteza para três das quatro medidas utilizadas, sugerindo que, para patamares elevados de incerteza, o impacto negativo é mais intenso que aquele verificado para níveis mais baixos. Essas evidências estão, portanto, alinhadas às encontradas para variáveis macroeconômicas norte-americanas e à literatura sobre o tema.

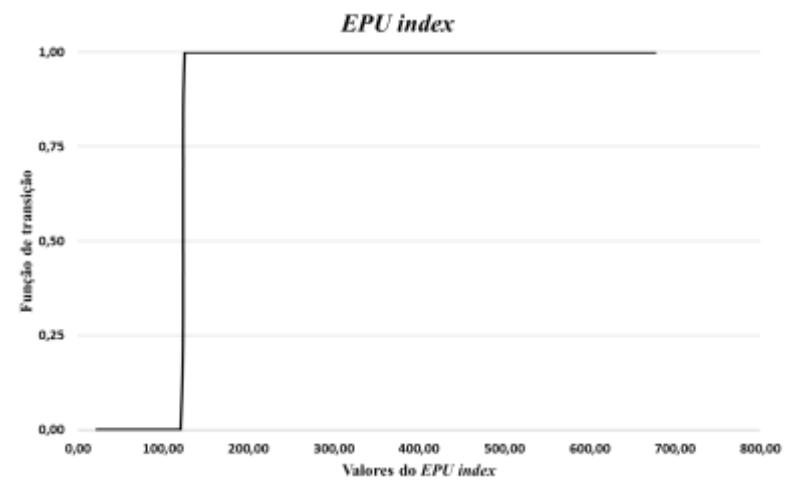
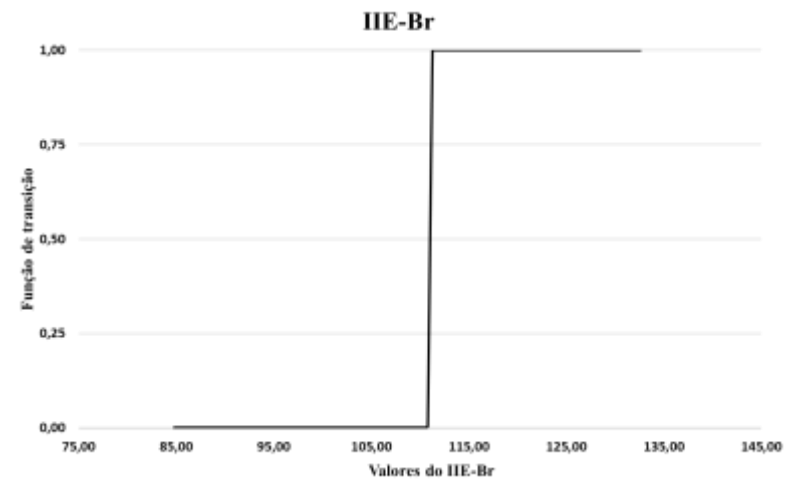
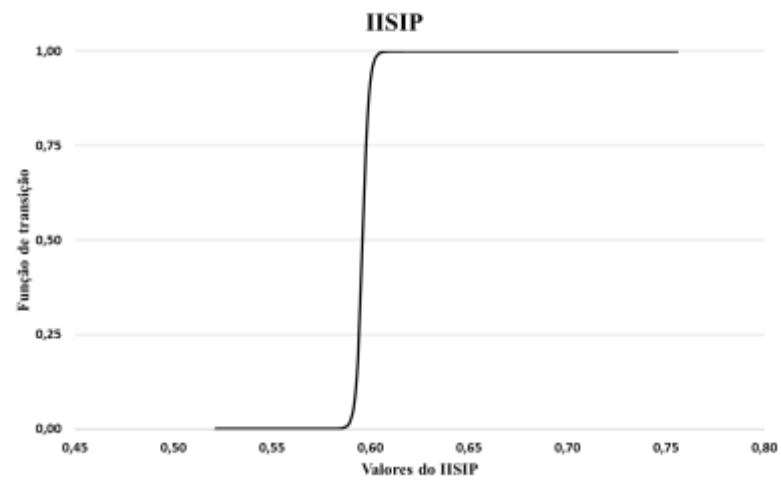
⁶ O modelo LSTAR com uma defasagem foi escolhido devido à dificuldade de se estimar processos mais longos. Os testes reportados acima foram os realizados para um modelo linear AR(1) para se ter uma comparação mais próxima com o LSTAR estimado, não significando, necessariamente, melhor especificação linear para o modelo de crescimento industrial.

Tabela 3. Estimacões para a indústria de transformacão

VARIÁVEIS	(37) IIE-Br	(38) <i>EPU index</i>	(39) IIAI	(40) IISIP
α_0	0,00594* (0,00347)	0,00873* (0,00451)	0,00116 (0,00676)	0,0175*** (0,00576)
α_1	0,769*** (0,0476)	0,723*** (0,0583)	0,837*** (0,0794)	0,689*** (0,0645)
β_0	-0,0230** (0,00914)	-0,0112* (0,00609)	-0,000320 (0,00756)	-0,0259*** (0,00713)
β_1	-0,0169 (0,102)	0,126 (0,0783)	-0,0202 (0,0913)	0,101 (0,0864)
γ	27,04 (1422)	7,003 (26,88)	-386,6 (195285)	622,2 (1309,014)
c	111,0*** (11,13)	123,5*** (0,909)	0,873 (3,913)	0,596*** (0,00594)
Observacões	179	179	179	179
R-quadrado ajustado	0,691	0,682	0,683	0,699
AIC	-646,750	-641,839	-637,194	-651,399
BIC	-627,626	-622,715	-618,070	-632,275

Nota: Desvios-padrão robustos ajustados em parênteses. Os asteriscos indicam a significância aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente (***) $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$, sendo p os p-valores).

Analisando as funções de transição para os indicadores de incerteza para os quais foi possível identificar impactos assimétricos no crescimento interanual da produção industrial, ilustradas no quadro 2, nota-se que a transição é mais suave entre os regimes de alta e baixa incerteza industrial (IISIP) que entre os regimes de incerteza macroeconômica (IIE-Br e *EPU index*). Para o último tipo de incerteza, as duas variáveis indicam mudança quase imediata de um estado para o outro. No caso do IISIP e do *EPU index*, em cerca de 57% da amostra os valores da função de transição foram diferentes de zero, enquanto que, para o IIE-Br, isso foi verificado em 22% do período considerado. Para os três índices, as funções apresentaram valores iguais a um ao longo das crises iniciadas em 2008 e 2014, apontando para efeito negativo máximo da incerteza no crescimento da produção industrial nesses períodos.



Quadro 2. Funções de transição dos modelos LSTAR

Fonte: Cálculo dos autores.

Seguindo Jones e Enders (2016), foram calculados os valores de equilíbrio de longo prazo para os regimes de alta e baixa incerteza e para o modelo AR(1) linear, dado que as estimativas de β_1 também podem afetar o equilíbrio. Trata-se do cálculo da esperança não condicional da variação interanual da produção industrial. Por definição, no regime de incerteza alta, a função de transição é igual a um, assumindo valor zero no regime de incerteza baixa. Posteriormente, foi testada a significância estatística desses valores. Essas informações estão disponíveis na tabela 4.

A despeito do coeficiente associado à primeira defasagem da variação da produção industrial ser significativo na estimação linear, o equilíbrio de longo prazo mostrou-se estatisticamente igual a zero, devido à não significância da constante do modelo. Em contrapartida, os equilíbrios das estimações não-lineares, com exceção do referente ao regime de alta incerteza para o *EPU index* como variável de transição, são significativos aos níveis de 1%, 5% ou 10% de significância. Chamam atenção os valores de longo prazo para o IIE-Br. O equilíbrio do regime de alta incerteza para esse indicador, é, em módulo, mais de duas vezes superior ao do regime de baixa incerteza, além de ser quase catorze vezes mais intenso que o equilíbrio sugerido pelo modelo linear, reforçando as evidências de assimetria dos efeitos da incerteza no crescimento da produção industrial. Para as demais medidas de incerteza, essas diferenças apresentaram menor magnitude.

Tabela 4. Equilíbrios de longo prazo: Estimação linear e regimes de alta e baixa incerteza

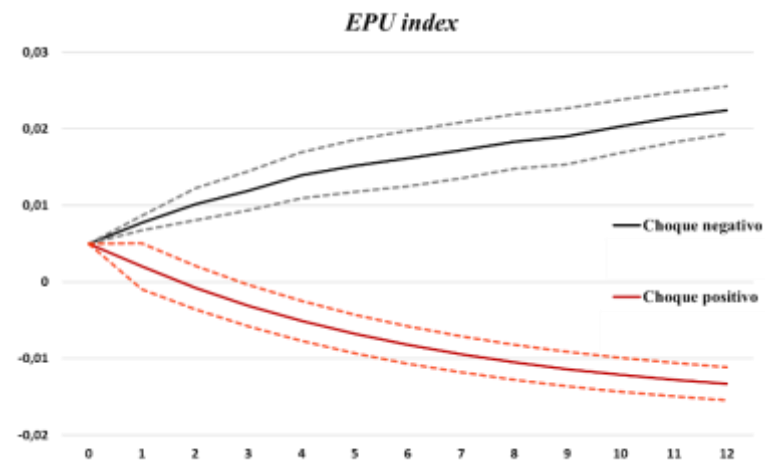
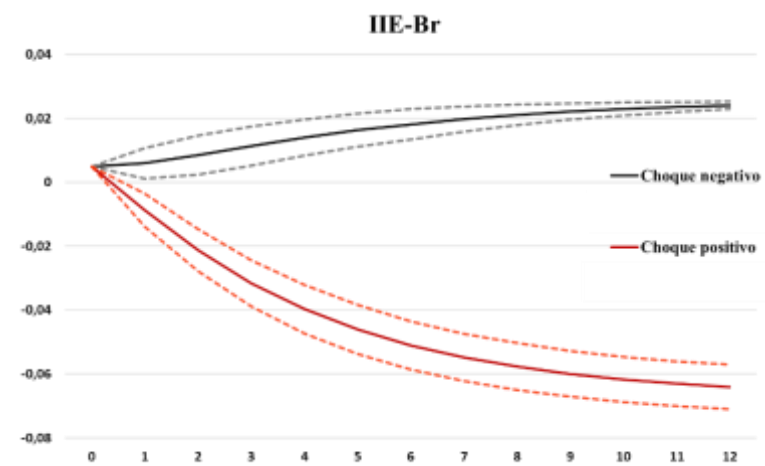
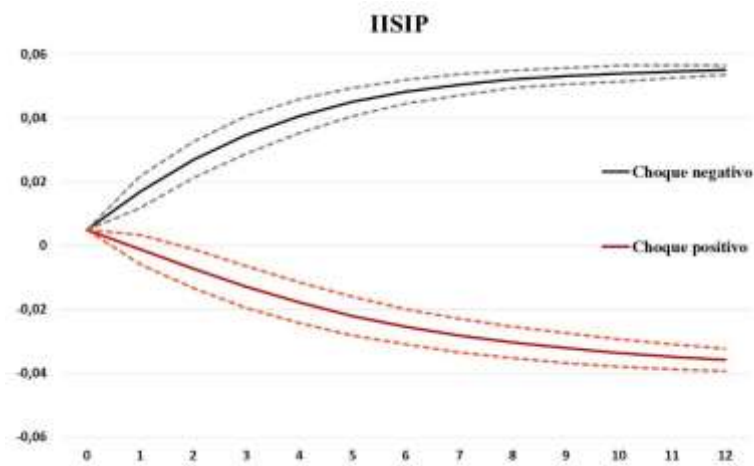
		Regime de alta incerteza	Regime de baixa incerteza	Modelo linear
IISIP	Equilíbrio	-0,0400052	0,0562212	0,004974
	Estatística de teste	-2,02	3,74	0,29
	p-valor	0,044	0,000	0,773
IIE-Br	Equilíbrio	-0,0687299	0,0256715	0,004974
	Estatística de teste	-2,49	1,83	0,29
	p-valor	0,013	0,067	0,773
<i>EPU index</i>	Equilíbrio	-0,0164499	0,0315576	0,004974
	Estatística de teste	-0,61	2,05	0,29
	p-valor	0,545	0,040	0,773

Nota: O modelo linear estimado foi $\hat{y}_t = 0,000875 + 0,827795 \hat{y}_{t-1}$. O equilíbrio de longo prazo é calculado como a esperança não condicional de y_t . No caso do modelo linear, tem-se que $E(y_t) = \frac{0,000875}{1-0,827795} = 0,004974$.

Para o cálculo das funções de resposta ao impulso, os pontos de partida foram os modelos autorregressivos que melhor explicam o comportamento do nível das medidas de incerteza, de acordo com os critérios de informação *Akaike Information Criterion* (AIC) e *Baysean Information Criterion* (BIC). Dessa forma, os sucessivos choques foram incorporados a esses indicadores e, posteriormente, aos modelos LSTAR. Especificamente em relação ao IISIP, o melhor modelo encontrado foi o AR(2). Para o cálculo das séries de incerteza com os choques contínuos positivo e negativo, partiu-se da estimativa do *threshold* do modelo não-linear (0,596), ao passo que, para a função impulso-resposta, considerou-se o equilíbrio de

longo prazo linear (0,004974) como valor inicial. Para o IIE-Br e para o *EPU index*, foram estimados modelos AR(1) e AR(3), nessa ordem.

Como pode ser observado no quadro 3, que traz as funções para choques positivos e negativos de incerteza, juntamente com seus respectivos intervalos de confiança de 95%, os valores para o crescimento interanual da produção da indústria de transformação tendem aos de equilíbrio de longo prazo com o passar do tempo. Para choques continuamente positivos do IISIP, a taxa de variação caiu de aproximadamente 0,0050 para -0,0358 após 12 meses, enquanto, para choques negativos, subiu para 0,0551. No mesmo sentido, a variação da produção para choques positivos do IIE-Br contraiu-se de aproximadamente 5% para -0,0640 em um ano e cresceu para 0,0241 quando considerados choques negativos. Por fim, para o *EPU index*, as taxas de crescimento da atividade industrial após choques positivos e negativos passaram para -0,0133 e 0,0225, respectivamente, no mesmo período.



Quadro 3. Resposta da variação da produção industrial a choques contínuos de incerteza

Fonte: Cálculo dos autores.

7 Contrafactuais para a Crise de 2008-9

Jones e Enders (2016) realizaram dois exercícios contrafactuais para ilustrar o efeito da incerteza na produção industrial norte-americana, considerando os níveis de incerteza pré e durante a crise de 2008-9, que serão seguidos nesta seção. Esses exercícios consistem em fixar o patamar da incerteza nos valores médios observados nesses dois períodos e calcular as taxas de crescimento da produção a partir desses valores. Assume-se que não somente os níveis de incerteza estão inalterados, mas também ausência de outros tipos de choques que podem aumentar ou contrair o produto, com o objetivo de verificar os impactos de níveis elevados e reduzidos de incerteza.

Embora as medidas de incerteza brasileira tenham alcançado valores mais elevados na recessão iniciada em 2014 (período no qual também foi registrada queda mais intensa do produto), os períodos pré e durante a crise de 2008-9 para a análise do impacto na produção nacional foram mantidos, visto que não seria possível comparar os níveis sugerido e observado por um período extenso (restariam apenas 12 meses na amostra, finda em dez/17). Os períodos pré e durante a crise foram selecionados conforme a datação do CODACE para recessões.

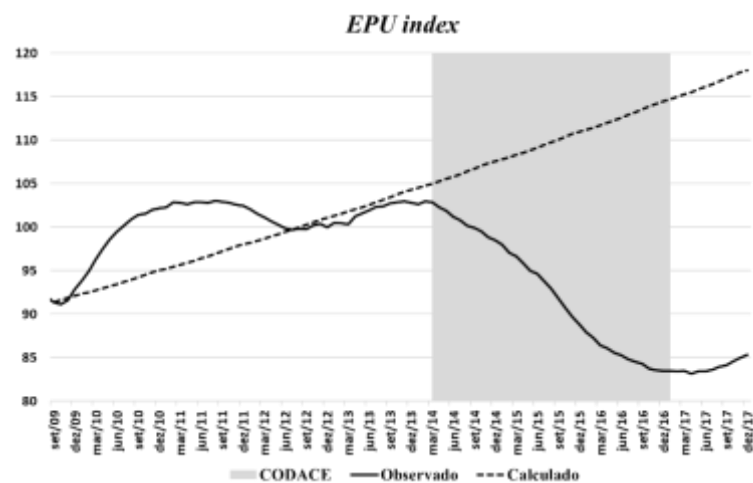
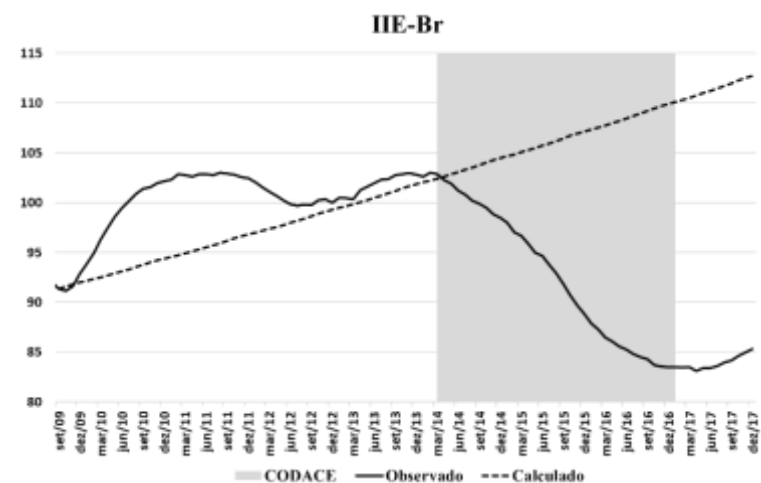
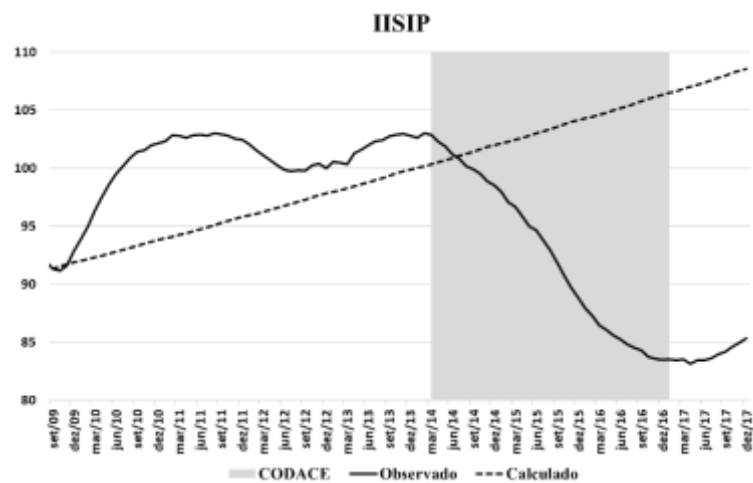
Para o caso da incerteza baixa, foi calculada a média dos indicadores entre setembro de 2003 e mesmo mês de 2008. A partir de set/2008, foram encontradas as taxas de crescimento interanual da produção industrial para todo período restante da amostra. Visto que as variações são interanuais, os níveis da produção foram calculados a partir de set/2009. O exercício foi repetido para o período entre outubro de 2008 e março de 2009 (incerteza durante a crise), encontrando-se as variações interanuais a partir desse período.

Os quadros 4 e 5 apresentam os patamares da atividade industrial observado e sugeridos pelas incertezas pré e durante a crise, respectivamente. Como os modelos LSTAR foram estimados a partir da série original (não dessazonalizada), os gráficos trazem os valores para a média móvel de doze meses da produção, de forma a facilitar a visualização.

A média do IISIP do período pré-crise foi de 0,5957, para a qual a função de transição do modelo LSTAR assume valor zero. De acordo com essa simulação, o nível médio da produção industrial em 2017 foi 27,5% mais baixo que o sugerido pelo patamar da incerteza pré-crise e ausência de demais choques. Apesar disso, é possível notar que, entre 2010 e 2013, a produção industrial esteve em um patamar acima do calculado para baixa incerteza. Uma das possíveis causas, ainda que parcial, deste resultado não esperado pode ser a política fiscal (e parafiscal) expansionista praticada nesse período, que impulsionou o crescimento do produto.

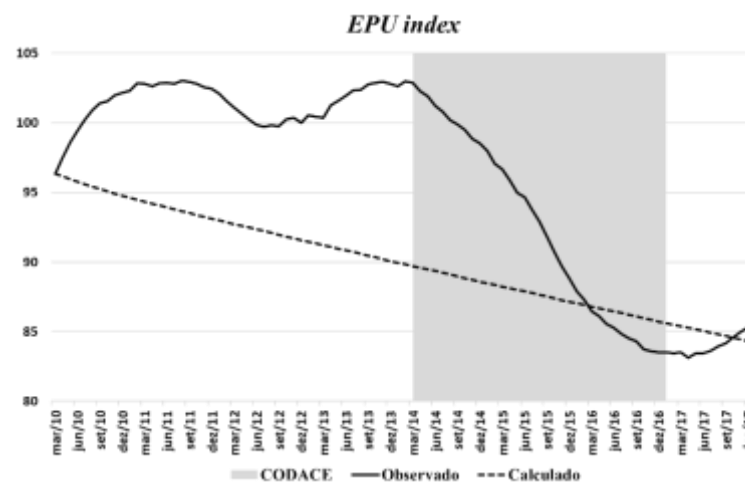
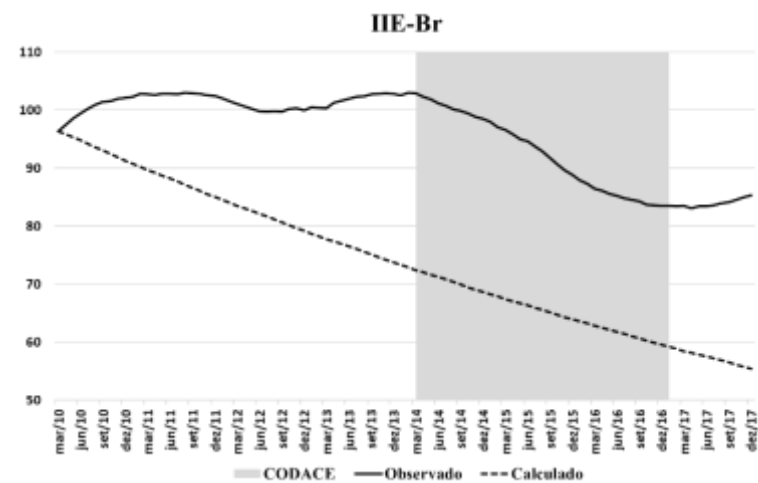
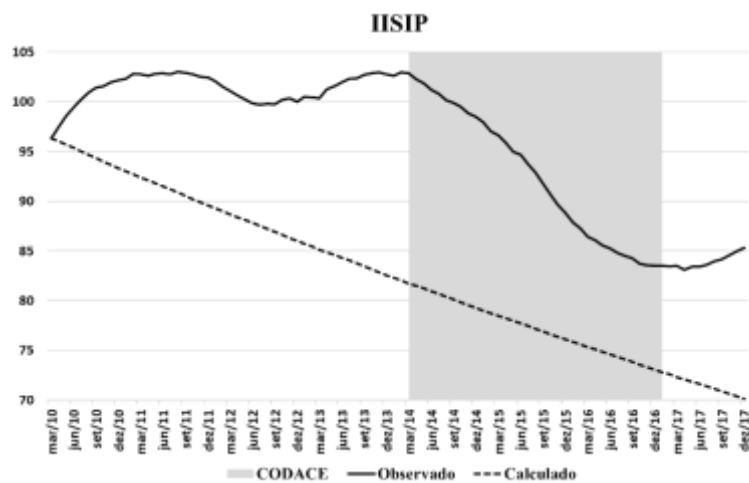
Para a média do IISIP observada durante a crise de 2008-9 (0,6872), o exercício mostrou que o patamar médio da produção industrial em 2017 foi 17,8% mais alto que o indicado pelo nível da incerteza referente à crise de 2008-9. Os resultados foram similares para os níveis médios do IIE-Br antes (91,8) e durante a crise (118,1). O patamar da produção industrial em 2017 foi cerca de 32% inferior ao sugerido pela incerteza pré-crise e 35% superior ao indicado pela incerteza durante a crise. A simulação considerando o *EPU index* como medida de incerteza também forneceu resultado semelhante ao obtido para as outras duas *proxies* para o período pré-crise, enquanto a realizada a partir do patamar médio da incerteza durante a crise apresentou resultado quantitativamente bastante distinto. Para o primeiro período, a média do *EPU index* foi de 116,7, apontando para nível de produto 38,3% acima do verificado em 2017. Em contrapartida, o patamar do *EPU index* durante a crise, cuja média foi de 232,7, apontou para produto apenas 1,5% abaixo do observado (lembrando que a taxa de variação interanual da produção industrial estimada para regime de baixa incerteza do *EPU index* é menos intensa que a sugerida pelas demais medidas).

Ademais, os resultados reforçam as evidências de assimetria da incerteza, ao mostrarem que, com exceção do IIE-Br, a elevação da produção industrial para o nível da incerteza pré-crise é superior ao recuo, em módulo, dessa variável, quando considerado o patamar médio da incerteza durante a recessão.



Quadro 4. Níveis da produção industrial observado e sugerido pela média da incerteza pré-crise de 2008-9 – Média móvel doze meses

Fonte: IBGE. Cálculo dos autores. As áreas sombreadas correspondem aos períodos de recessões da economia brasileira definidos pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE).



Quadro 6. Níveis da produção industrial observado e sugerido pela média da incerteza durante a crise de 2008-9 – Média móvel doze meses
 Fonte: IBGE. Cálculo dos autores. As áreas sombreadas correspondem aos períodos de recessões da economia brasileira definidos pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE)

8 Conclusão

O presente artigo testou a existência de comportamento não-linear dos efeitos da incerteza na produção industrial. Foram estimados modelos LSTAR, classe de modelos não-lineares que permite transição suave entre dois regimes distintos. Foi analisado o comportamento da variação interanual da produção industrial de transformação, utilizando como variáveis de transição as duas medidas de incerteza industrial construídas neste trabalho (IIAI e IISIP) e dois indicadores de incerteza macroeconômica (IIE-Br e *EPU index*).

Os resultados sugerem impactos assimétricos, com o crescimento da produção sendo afetado de forma mais negativa em períodos de alta incerteza, quando comparados com períodos de baixa, para três das quatro medidas utilizadas. Essas evidências estão, portanto, em linha com a literatura sobre o assunto, que enfatiza o impacto negativo mais intenso da incerteza elevada na atividade econômica. Os equilíbrios de longo prazo para os regimes de alta e baixa incerteza, que se mostraram estatisticamente significativos, indicam taxas de variação da produção de maior magnitude que a apresentada pelo equilíbrio do modelo linear, também ressaltando a relação negativa entre incerteza elevada e crescimento do produto.

Os efeitos negativos da incerteza exercidos na produção industrial também foram exemplificados pelos exercícios contrafactuais, que mantiveram os patamares da incerteza dos períodos pré e durante a crise de 2008-9 constantes para o restante da amostra. Os contrafactuais apontam para níveis de produção mais altos caso os valores de incerteza pré-crise fossem registrados durante todo o período analisado, e níveis mais baixos para os patamares de incerteza observados ao longo da crise.

As conclusões estão alinhadas aos trabalhos sobre não-linearidade da incerteza sobre variáveis macroeconômicas, principalmente com o artigo de Jones e Enders (2016) seguido aqui. Em conformidade com os modelos empregados para explicar as taxas de variação da produção norte-americana, os coeficientes associados às funções de transição se mostraram negativos para diferentes variáveis *proxies* utilizadas no caso brasileiro.

Por fim, o desenvolvimento de estudos sobre incerteza no Brasil, além de contribuir com a literatura nacional, joga luz sobre períodos de recessão, principalmente o mais recente. Altos níveis de incerteza por períodos prolongados tendem a intensificar e estender crises. De fato, observaram-se patamares elevados de incerteza a partir de 2014, que coincidiram com sucessivas quedas do produto. Apesar da melhora das condições de negócio, da qual o ciclo de redução da taxa de juros iniciado em meados de 2016 e encerrado no primeiro trimestre de 2018 é exemplo, a economia do País tem se recuperado lenta e gradativamente.

REFERÊNCIAS

AASTVEIT, Knut Are; NATVIK, Gisle James; SOLA, Sergio. **Economic uncertainty and the effectiveness of monetary policy**. Working paper n. 17, Norges Bank Research, 2013.

ALEXOPOULOS, Michelle; COHEN, John. **Uncertain Times, Uncertain Measures**. Working paper n. 352, University of Toronto, 2009.

AZEVEDO, Luis Fernando Pereira. **Impactos econômicos e financeiros de notícias**. Tese (Doutorado) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2017.

BACHMANN, Rüdiger; STEFFEN, Elstner; SIMS, Eric R. **Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data**. American Economic Journal: Macroeconomics v. 5, n. 2, p. 217-249, 2013.

BAKER, Scott R.; BLOOM, Nicholas; DAVIS, Steven J. **Measuring Economic Policy Uncertainty**. *Quarterly Journal of Economics*, v. 131, n. 4, p. 1593-1936, 2016.

BARBOSA, Rafael Barros. **Impactos da incerteza macroeconômica sobre a situação fiscal no Brasil**. 46º Encontro Nacional de Economia da Anpec, 2018.

BARBOZA, Ricardo de Menezes; ZILBERMAN, Eduardo. **Os Efeitos da Incerteza sobre Atividade Econômica no Brasil**. Texto para Discussão n. 658, Departamento de Economia da PUC-RJ, 2017.

BARBOZA, Ricardo de Menezes. **Os Efeitos da Incerteza sobre Atividade e Política Monetária no Brasil**. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica, Rio de Janeiro, 2017.

BASU, Susanto; BUNDICK, Brent. **Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand**. *Econometrica*, v. 85, n. 3, p. 937-958, 2017.

BERNANKE, Ben. S. **Irreversibility, Uncertainty and Cyclical Investment**. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 98, n. 1, p. 85-106, 1983.

BEZERRA, Itaguara de Oliveira. **Índice de Incerteza Empresarial: Uma Abordagem Usando Microdados de Sondagens**. *Economia Aplicada*, v. 21, n. 4, p. 659-679, 2017.

BLOOM, Nicholas. **Fluctuations in Uncertainty**. *Journal of Economic Perspectives*, v. 28, n. 2, p. 153-176, 2014.

BLOOM, Nicholas. **Has Economic Policy Uncertainty Slowed Down the World Economy?** *World Development Report*, 2013.

BLOOM, Nicholas. **The Impact of Uncertainty Shocks**. *Econometrica*, v. 77, n. 3, p. 623-685, 2009.

CAGGIANO, Giovanni; CASTELNUOVO, Efram; GROSHENNY, Nicolas. **Uncertainty shocks and unemployment dynamics in US recessions**. *Journal of Monetary Economics*, v. 67, p. 78-92, 2014.

CAGGIANO, Giovanni; CASTELNUOVO, Efram; NODARI, Gabriela. **Uncertainty and Monetary Policy in Good and Bad Times**. *Bank of Finland Research Discussion Paper*, n. 8, 2017.

CARRIÈRE-SWALLOW, Yan; CÉSPÉDES, Luis Felipe. **The Impact of Uncertainty Shocks in Emerging Economies**. *Journal of International Economics*, v. 90, p. 316-325, 2013.

COLOMBO, Valentina. **Economic Policy Uncertainty in the US: Does it matter for the Euro Area?** *Economic Letters*, v. 131, p. 39-42, 2013.

COSTA FILHO, Adonias Evaristo. **Incerteza e Atividade Econômica no Brasil**. *Economia Aplicada*, v. 18, n. 3, p. 421-453, 2014.

DAVIS, Steven. J. **An Index of Global Economic Policy Uncertainty**. Working Paper n. 22740, National Bureau of Economic Research, 2016.

DIXIT, Avinash; PINDYCK, Robert. **Investment Under Uncertainty**. Princeton University Press, 1994.

ENDERS, Walter. **Applied Econometrics Time Series**. 4ª ed., Wiley, 2014.

- FERREIRA, Pedro Costa; OLIVEIRA, Ingrid C.; LIMA, Lucas. Farias; BARROS, Anna. C. **Medindo a Incerteza Econômica no Brasil**. Texto para Discussão IBRE/FGV, 2017.
- FOERSTER, Andrew. **The Asymmetric Effects of Uncertainty**. *Economic Review*, q. 3, p. 5-26, 2014.
- GODEIRO, Lucas Lúcio; LIMA, Luiz Renato Régis de Oliveira. **Medindo Incerteza Macroeconômica para o Brasil**. *Economia Aplicada*, v. 21, n. 2, p. 311-334, 2017.
- IBGE. **Indicadores Conjunturais da Indústria**: Produção. 2^a ed, 2015.
- JONES, Paul M.; ENDERS, Walter. **The Asymmetric Effects of Uncertainty on Macroeconomic Activity**. *Macroeconomic Dynamics*, n. 20, p. 1219-1246, 2016.
- KOOP, Gary; PESARAN, M. Harshem; POTTER, Simon M. **Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models**. *Journal of Econometrics*, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.
- LEDUC, Sylvain; LIU, Zheng. **Uncertainty Shocks are Aggregate Demand Shocks**. *Journal of Monetary Economics*, v. 82, p. 20-35, 2016.
- MESQUITA, Mario; GUARDADO, Fernanda; BURITY, Priscilla. **Brasil: The Role of Uncertainty**. *Brasil Plural Economic Research*, 2013.
- MOORE, Angus. **Measuring Economic Uncertainty and its Effects**. Research Discussion Paper 2016-1, Reserve Bank of Australia, 2016.
- NOWZOHOUR, Laura; STRACCA, Livio. **More than a Feeling: Confidence, Uncertainty and Macroeconomic Fluctuations**. Working Paper Series n. 2100, European Central Bank, 2017.
- ROSSI, Barbara; SEKHPOSYAN, Tatevik; SOUPRE, Matthieu. **Understanding the Sources of Macroeconomic Uncertainty**. Centre for Economic Policy Research n. 11415, 2016.
- SCOTTI, Chiara. **Surprise and Uncertainty Indexes: Real-time Aggregation of Real-activity Macro-surprises**. *Journal of Monetary Economics*, v. 82, p. 1-19, 2016.
- SOUZA, Michel; ZABOT, Udilmar; CAETANO, Sidney. **Dinâmica e Transição da Incerteza no Brasil: Uma Investigação de Autorregressão Quantílica**. 45^o Encontro Nacional de Economia da Anpec, 2017.
- TERASVIRTA, Timo. **Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models**. *Journal of the American Statistical Association*, v. 89, n. 425, p. 208-218, 1994.
- WHITE, Halbert. **A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity**. *Econometrica*, v. 48, n. 4, p. 817-838, 1980.