

Choques de Incerteza e Ciclos de Negócios no Brasil: Uma Abordagem DSGE

CAÍQUE S. MELO*

Pimes - UFPE

Área temática: Macroeconomia e Crescimento

Resumo

Este artigo analisa o impacto dos choques de incerteza sobre a economia brasileira. Foi utilizado um modelo de equilíbrio geral onde puderam ser identificados os canais de transmissão dos choques. O modelo é resolvido usando uma aproximação de terceira ordem para as *policy functions* (aproximações de ordem inferior não são suficientes para capturar os choques de incerteza). Examinando os canais de através dos quais choques de incerteza podem afetar a economia brasileira, as funções de impulso-resposta sugerem que a propagação de um aumento na volatilidade interna e externa normalmente leva a uma queda no consumo, investimento, produção e dívida, e um aumento na oferta de trabalho. Adicionalmente, choques de incerteza são relevantes para explicar a dinâmica da atividade econômica no Brasil.

Palavras-Chave: Incerteza, Equilíbrio Geral, Economia Brasileira, Ciclos de Negócios.

Classificação JEL: C32, E32, F41, E37.

Resumo

This paper analyzes the impact of uncertainty shocks on the Brazilian economy. A general equilibrium model was used in such a way that the transmission channels of the shocks could be identified. The model is solved using a third order approximation for policy functions (lower order approximations are not sufficient to capture uncertainty shocks). Examining the channels through which shocks of uncertainty may affect the Brazilian economy, the impulse-response functions suggest that an increase in domestic and external volatility usually leads to a decline in consumption, investment, output and debt, and an increase in supply of work. In addition, uncertainty shocks are relevant to explain the dynamics of economic activity in Brazil.

Key Words: Uncertainty, General Equilibrium, Brazilian Economy, Business Cycle.

JEL Classification: C32, E32, F41, E37.

*Programa de Pós-Graduação em Economia (Pimes) - Universidade Federal de Pernambuco. Endereço: Av. dos Economistas, s/n, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Cidade Universitária, Recife, Pernambuco, Brasil. Email: caique.melo@outlook.com

1. INTRODUÇÃO

A crise financeira global e a recessão desencadeada em 2008 tiveram (e ainda têm) consequências econômicas em todo o mundo. Um dos canais pelos quais esses eventos se espalharam pelo mundo é o aumento da incerteza (aumento da volatilidade). O raciocínio básico para esse canal é que o risco mais alto desencadeia respostas por motivos de precaução, como adiar o consumo ou decisões de investimento, levando a recessões mesmo em países que não têm um vínculo direto com os países nos quais a crise se originou. Esse tem sido particularmente o caso de muitas pequenas economias abertas, que sofreram os efeitos desses eventos globais sem estarem expostas ao tipo de fragilidade que desencadeou a crise no mundo desenvolvido (por exemplo, na maioria dos países latino-americanos não havia uma bolha imobiliária, as instituições financeiras não estavam expostas aos mercados hipotecários e os governos não estavam enfrentando uma situação fiscal frágil). Desta forma, o objetivo principal deste artigo é analisar os efeitos de mudanças em diferentes fontes de risco (interno e externo) a que a economia brasileira está exposta.

Pequenas economias abertas são afetadas pela evolução global através de seu impacto sobre a produtividade total dos fatores e sobre as taxas de juros internacionais que enfrentam nos mercados financeiros globais, amplamente determinadas por eventos no resto do mundo. Assim, aumentos na incerteza sobre níveis de produtividade e retornos de investimentos devem ser transmitidos a esses países por aumentos nessas. Assim, o primeiro objetivo deste artigo é caracterizar a evolução da volatilidade variável no tempo associada a essas variáveis. Para implementar essa caracterização, estimam-se processos de volatilidade estocástica para cada um dos choques usando uma abordagem bayesiana.

O caso de estudo é a economia brasileira, uma pequena economia aberta emergente na qual as transações financeiras internacionais são relativamente irrestritas e que exporta principalmente *commodities*. Para essa economia em específico, a incerteza tem sido uma marca registrada da vida econômica do país pelo menos desde as eleições presidenciais de 2014. Em 2015 e 2016, foram quebrados dois recordes, de forma consecutiva, de maior média anual de incerteza de toda a série histórica do índice construído por Baker et al. (2016)¹. A crescente incerteza, no entanto, não tem sido uma exclusividade brasileira. Diversos países têm atravessado períodos turbulentos, com mudanças inesperadas e consequências imprevisíveis. Nesse sentido, o *Brexit* no Reino Unido e a eleição de *Donald Trump* nos Estados Unidos são eventos representativos. Em vista disso, este trabalho busca também examinar o impacto da incerteza externa sobre a atividade econômica no Brasil. A Figura 3 (apêndice) relaciona a evolução desse indicador de incerteza desde o ano de 1996

¹O *Economic Policy Uncertainty Index* é construído para o Brasil seguindo os métodos de "Medição da Incerteza da Política Econômica". Os autores utilizam arquivos de texto do jornal Folha de São Paulo de 1991 em diante. Em cada mês, contam o número de artigos contendo os termos "incerto" ou "incerteza", "econômico" ou "economia", e um ou mais dos seguintes termos relevantes para a política: ajuste, déficit, orçamento, imposto, banco central, alvorada, planalto, congresso, senado, câmara dos deputados, legislação, lei, tarifa.

para o Brasil e para o resto mundo com a evolução do PIB real brasileiro. Para isso, foi extraído o componente cíclico por meio do filtro *Hodrick-Prescott* de ambas as 3 séries, resultando em um coeficiente de correlação de -0.41 entre o componente cíclico do PIB real e do índice de incerteza específico do Brasil, e de -0.33 entre o PIB real e o índice de incerteza global. Ou seja, risco importa.

Bloom (2009) considera incerteza em um modelo a nível de firma e mostra que o choque não antecipado diminui a produção agregada. Mais especificamente, o autor mostra que a incerteza expande uma região interna, ou seja, o grau de inação das firmas, dando origem ao valor da opção real da espera (*real options*); assim, as empresas fazem uma “pausa” em suas decisões de investimento e contratação, resultando em efeitos negativos sobre a alocação dos fatores de produção. Outros estudos que consideram os efeitos de choques de volatilidade para países emergentes são Carrière-Swallow and Céspedes (2013) e Carrière-Swallow and Medel (2011). Eles seguem o trabalho de Bloom (2009), identificando choques globais com o índice VIX em um VAR que inclui variáveis reais para países da América Latina.

Fernández-Villaverde and Rubio-Ramírez (2007) e Justiniano and Primiceri (2008) mostram que a volatilidade variável no tempo ajuda a explicar a Grande Moderação entre 1984 e 2007. Bloom (2014) mostram que a incerteza aumenta durante as recessões e o aumento dessa pode causar uma redução de 2,5% no produto. Bachmann et al. (2013) analisam o papel da incerteza na Alemanha e nos EUA. Eles encontram que o aumento da incerteza induz, em ambos os países, uma queda na produção industrial, horas de trabalho e emprego. No entanto, os efeitos negativos da incerteza são mais persistentes nos EUA do que na Alemanha. Leduc and Liu (2013) estudam os efeitos macroeconômicos dos choques de incerteza em um modelo DSGE com fricções na demanda por mão-de-obra e preços rígidos. Os autores mostram que os choques de incerteza agem como choques agregados de demanda, uma vez que aumentam o desemprego e reduzem a inflação. Born and Pfeifer (2014) encontram que os choques de incerteza são um fator importante na explicação dos ciclos de negócios na economia americana.

Alexopoulos and Cohen (2015) chegam à conclusão de que a incerteza explica uma parte importante da variância das variáveis agregadas, como produto, consumo e investimento para os EUA. Jurado et al. (2015) argumentam que choques de incerteza são provavelmente a maior fonte de flutuações econômicas nos EUA. Basu and Bundick (2017) indicam que a introdução da rigidez de preços é um fator determinante na reprodução dos efeitos da incerteza. Em um modelo com preços flexíveis e uma oferta de trabalho elástica, um choque de incerteza estimula uma reação de precaução que leva a família a ofertar mais trabalho. Portanto, o aumento da incerteza implica um resultado contra-intuitivo, uma vez que reduz o consumo, mas aumenta a produção. Em contraste, quando o ajuste de preços é lento, a produção é determinada pela demanda. Como as empresas não são capazes de ajustar livremente seus próprios preços, elas precisam reduzir sua produção para atender à demanda. Este mecanismo induz uma queda no consumo, investimento, produção e emprego. Embora existam estudos analisando o papel das variáveis externas (choques de nível)

nas pequenas economias abertas (e na América Latina em particular), com poucas exceções, são escassos os estudos que analisam o impacto dos choques de volatilidade para essas economias. A exceção mais relevante, e ponto de partida, é o trabalho pioneiro de Fernández-Villaverde et al. (2011) que analisa os efeitos reais dos choques de volatilidade associados aos *spreads* dos países latino-americanos.

O presente trabalho, em vez de identificar os choques de incerteza com um índice sintético relacionado à volatilidade, busca identificar os choques de volatilidade utilizando variáveis diretamente relacionadas com a economia brasileira. Além disso, de acordo com Fernández-Villaverde et al. (2015), os modelos VAR podem ser inadequados para analisar os efeitos da volatilidade, enquanto a presente abordagem baseada em um modelo de equilíbrio geral permite capturar os canais que conceitualmente são relevantes para essas questões (por exemplo, *real options* ou poupança preventiva). A abordagem geral toma o trabalho de Fernández-Villaverde et al. (2011) como base: primeiro, estimam um modelo de volatilidade estocástica para taxas de juros e *spreads*, e então usam esses processos em um modelo dinâmico e estocástico resolvido com uma aproximação de terceira ordem. No entanto, este trabalho difere daquele em uma frente principal. Primeiro, caracteriza-se empiricamente a evolução da volatilidade não apenas nas taxas de juros, mas também para a produtividade total dos fatores.

Como pontuado por Fernández-Villaverde et al. (2011), capturar a volatilidade variável no tempo cria um desafio computacional. Como se está interessado nas implicações de um aumento de volatilidade mantendo o nível da variável constante, é necessário considerar uma expansão de Taylor de terceira ordem para a solução do modelo. Numa aproximação de primeira ordem, a volatilidade estocástica não teria sequer um papel, uma vez que as *policy rules* do agente representativo seguem um princípio de equivalência de certeza. Na aproximação de segunda ordem, apenas o produto das inovações ao nível e à volatilidade das taxas reais de juros aparece nas *policy rules*. Apenas na aproximação de terceira ordem as inovações para a volatilidade desempenham um papel por si mesmas. O resto do artigo está organizado da seguinte forma. A Seção 2 descreve o modelo de pequena economia aberta de referência, bem como sua resolução. A Seção 3 discute os resultados, e a seção 4 conclui.

2. O MODELO

O modelo proposto por Fernández-Villaverde et al. (2011) descreve o padrão de ciclo de negócios de pequena economia aberta calibrado para corresponder aos dados de quatro economias emergentes: Argentina, Brasil, Equador e Venezuela. A pequena economia aberta é povoada por um agregado familiar representativo cujas preferências são capturadas pela função de utilidade dada por

$$U(C_t, L_t) = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \omega \frac{L_t^{1+\eta}}{1+\eta} \right), \quad (1)$$

onde E_0 é o operador de esperança condicional, C_t denota o consumo, L_t denota as horas trabalhadas e $\beta \in (0, 1)$ corresponde ao fator de desconto intertemporal. A escolha das preferências de Greenwood et al. (1988) (GHH) segue a constatação de Correia et al. (1995) de que essa função de utilidade é mais adequada para coincidir com os segundos momentos de pequenas economias abertas. A principal característica das preferências *GHH* é a ausência de efeito renda na decisão da oferta de trabalho. Desta forma, a oferta de trabalho depende apenas do salário real, e o modelo, como sugerido pelos dados, é capaz de gerar uma contração no consumo, trabalho e produto após um choque positivo no nível da taxa de juros. A família pode investir em dois tipos de ativos: capital físico, K_t , e um título negociado internacionalmente, D_t . Desta forma, a restrição orçamentária das famílias é descrita por:

$$\frac{D_{t+1}}{1+r_t} = D_t - W_t L_t - R_t K_t + C_t + I_t + \frac{\Phi_D}{2} (D_{t+1} - D)^2, \quad (2)$$

onde W_t e R_t representam o salário e a rentabilidade do capital reais, I_t denota o investimento doméstico, $\Phi_D > 0$ é um parâmetro que controla os custos de manter um ativo líquido no exterior, e D é um parâmetro que determina a dívida no estado estacionário. O custo Φ é pago a alguma instituição internacional estrangeira (por exemplo, um banco de investimento que administra a emissão de títulos para o agente representativo).

O estoque de capital evolui de acordo com a lei do movimento com custos de ajustamento:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + \left(1 - \frac{\phi}{2} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \right)^2 \right) I_t \quad (3)$$

onde δ é a taxa de depreciação do capital e $\phi > 0$ determina a magnitude do custo de ajustamento. A introdução desses custos de ajuste é comum em modelos de ciclo de negócios de pequenas economias abertas pois são uma forma conveniente de evitar a volatilidade excessiva do investimento em resposta a mudanças na taxa de juros real. O agente representativo também está sujeito à condição de No-Ponzi-Game.

As firmas empregam capital e mão de obra das famílias para produzir um bem

final em um ambiente competitivo de acordo com a função de produção definida por:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (4)$$

onde A_t corresponde à produtividade total dos fatores que segue um processo autorregressivo $AR(1)$

$$A_t = (1 - \rho_a)A + \rho_a A_{t-1} + \sigma_{a,t} \varepsilon_{a,t}, \quad (5)$$

onde $u_{a,t}$ é um choque de produtividade exógeno normalmente distribuído com média zero e variância 1.

As firmas maximizam seus lucros igualando salários e taxas de juros à produtividade marginal do trabalho e do capital, respectivamente. Logo, observe que podemos reescrever a restrição orçamentária do agente representativo em termos de exportação líquida NX_t :

$$NX_t = Y_t - C_t - I_t = D_t - \frac{D_{t+1}}{1 + r_t} + \frac{\Phi_D}{2} (D_{t+1} - D)^2 \quad (6)$$

2.1. Lei de Movimento dos Choques Exógenos

Para modelar os choques de incerteza é utilizada a abordagem de volatilidade estocástica, assumindo a volatilidade temporal da inovação para a PTF, taxa de juros real internacional e *spreads*. Como definido anteriormente, um choque de incerteza é um choque de segundo momento que afeta a forma da distribuição, aumentando sua variância, mas mantendo a sua média inalterada², como é possível observar na figura abaixo.

A abordagem de volatilidade estocástica assegura que a dispersão dos choques de nível varia ao longo do tempo, de modo que há choques de alta e baixa magnitude. Como definido na seção anterior, a PTF segue um processo $AR(1)$ com volatilidade variável dada por:

$$A_t = (1 - \rho_a)A + \rho_a A_{t-1} + \sigma_{a,t} \varepsilon_{a,t}, \quad (7)$$

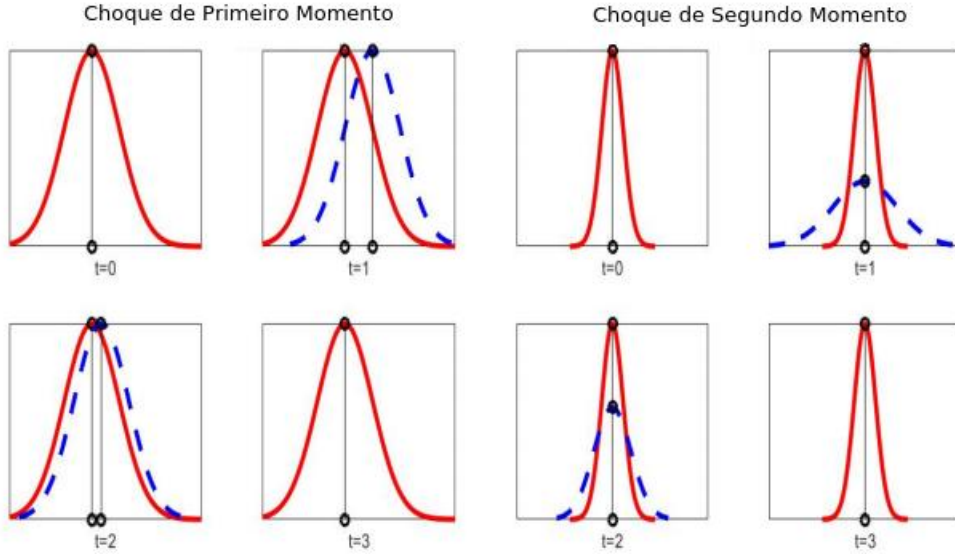
onde $e_t^a \sim N(0,1)$ e o coeficiente $\rho_a \in (-1,1)$ determina a persistência do choque de nível da PTF e A representa o nível de estado estacionário da PTF. Além disso, o desvio padrão das inovações, σ_t^a , evolui de acordo com o seguinte processo estacionário:

$$\sigma_{a,t} = (1 - \rho_{\sigma_a})\sigma_a + \rho_{\sigma_a}\sigma_{a,t-1} + \eta_a u_t^{\sigma_a}, \quad (8)$$

onde $e_t^{\sigma_a} \sim N(0,1)$ e o coeficiente $\rho_{\sigma_a} \in (-1,1)$ determina a persistência do choque de incerteza e σ_a representa o nível de estado estacionário de $\sigma_{t,a}$ e η_a é o desvio padrão do choque de incerteza sobre a PTF, $e_t^{\sigma_a}$. A taxa de juros real, r_t é decomposta

²O contrário, por exemplo, de um choque de nível, que é um choque de primeiro momento que varia o nível da variável em questão, mantendo sua distribuição inalterada.

Figura 1: Diferença entre um choque de nível (primeiro momento) e um choque de incerteza (segundo momento), ambos sobre a PTF.



Fonte: Chatterjee (2017)

como a soma entre a taxa real internacional livre de risco e um *spread*:

$$r_t = r + \varepsilon_{tb,t} + \varepsilon_{r,t}, \quad (9)$$

onde $\varepsilon_{tb,t}$ é igual à taxa de juros real internacional livre de risco subtraída da sua média e $\varepsilon_{r,t}$ é igual ao *spread*. Estes dois termos seguem um processo $AR(1)$ descritos por:

$$\varepsilon_{tb,t} = \rho_{tb}\varepsilon_{tb,t-1} + e^{\sigma_{tb,t}}u_{tb,t} \quad (10)$$

$$\varepsilon_{r,t} = \rho_r\varepsilon_{r,t-1} + e^{\sigma_{r,t}}u_{r,t} \quad (11)$$

onde $u_{r,t}$ e $u_{tb,t}$ são variáveis aleatórias normalmente distribuídas com média zero e variância 1. Assim como para a PTF, esses processos também determinam a volatilidade estocástica. Em particular:

$$\sigma_{tb,t} = (1 - \rho_{\sigma_{tb}})\sigma_{tb} + \rho_{\sigma_{tb}}\sigma_{tb,t-1} + \eta_{tb}u_{\sigma_{tb},t} \quad (12)$$

$$\sigma_{r,t} = (1 - \rho_{\sigma_r})\sigma_r + \rho_{\sigma_r}\sigma_{r,t-1} + \eta_r u_{\sigma_r,t} \quad (13)$$

onde, novamente, $u_{\sigma_{tb},t}$ e $u_{\sigma_r,t}$ são variáveis aleatórias normalmente distribuídas com média zero e variância 1. Note que cada componentes dos processos descritos acima são afetados por dois choques. Por exemplo, $\varepsilon_{a,t}$ é afetado por $u_{a,t}$ e $u_{\sigma_a,t}$; o mesmo ocorre com os demais choques exógenos.

2.2. Equilíbrio

O equilíbrio competitivo é formado por uma sequência de alocações e preços tais que as famílias maximizam a sua renda sujeita à restrição orçamentária, as firmas maximizam os seus lucros e os mercados se equilibram. O conjunto de condições de equilíbrio que caracterizam as sequências de $C_t, D_{t+1}, K_{t+1}, H_t$ e I_t são dadas pelas condições de primeira ordem definidas abaixo:

$$\left[C_t - \frac{L_t^\omega}{\omega} \right]^{-\sigma} = \lambda_t \quad (14)$$

$$\frac{\lambda_t}{1+r_t} = \lambda_t \Phi_D (D_{t+1} - D) + \beta E_t \lambda_{t+1} \quad (15)$$

$$-\varphi_t + \beta E_t \left[(1-\delta)\mu_{t+1} + \alpha \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}} \lambda_{t+1} \right] = 0 \quad (16)$$

$$L_t^\omega = (1-\alpha)Y_t \quad (17)$$

$$\varphi_t \left[1 - \frac{\phi}{2} \left(\frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}} \right)^2 - \frac{\phi I_t}{I_{t-1}} \left(\frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}} \right) \right] + \beta E_t \left[\varphi_{t+1} \phi \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 \left(\frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}} \right) \right] \quad (18)$$

conjuntamente com a restrição de recursos, lei de movimento do capital, função de produção e o processo para a taxa de juros. O Lagrangeano λ_t é associado ao nível de débito e o Lagrangeano φ_t com o capital físico. O estado estacionário determinístico é dado pela solução das seguintes equações:

$$\left[C - \frac{L^\omega}{\omega} \right]^{-\sigma} = \lambda \quad (19)$$

$$\beta \left[(1-\delta)\varphi + \alpha \frac{Y}{K} \lambda \right] = \varphi \quad (20)$$

$$L^{\omega-1} \left[C - \frac{L^\omega}{\omega} \right]^{-\sigma} = (1-\alpha)\lambda \frac{Y}{K} \quad (21)$$

$$\lambda = \varphi \quad (22)$$

$$\frac{D}{1+r} = D - Y + C + I \quad (23)$$

$$Y = K^\alpha L^{1-\alpha} \quad (24)$$

$$I = \delta K \quad (25)$$

Desta forma, chega-se ao sistema de 7 equações para as 7 incógnitas do modelo: $C, L, \lambda, \varphi, K, I$ e Y .

2.3. Estimação do Modelo para a Economia Brasileira

O modelo é resolvido por meio de métodos de perturbação para aproximar as *policy functions* dos agentes e as leis do movimento das variáveis exógenas em torno do estado estacionário determinístico definido na seção 2.2. Como o objetivo principal deste trabalho é mensurar os efeitos de um aumento na volatilidade (choque positivo em $u_{\sigma_{a,t}}$, $u_{\sigma_{r,t}}$ e $u_{\sigma_{tb,t}}$), mantendo contantes os níveis dessas variáveis ($u_{a,t} = u_{r,t} = u_{tb,t} = 0$) é necessário obter uma aproximação de Taylor de terceira ordem das *policy functions*.

Uma aproximação de primeira ordem do modelo induziria uma perda de toda a dinâmica criada pela volatilidade uma vez que as *policy rules* seguem um princípio de equivalência de certeza. Assim, as *policy rules* dependerão exclusivamente dos choques de nível $u_{a,t}$, $u_{r,t}$ e $u_{tb,t}$. Uma aproximação de segunda ordem captura apenas os efeitos das iterações destes choques, ou seja, $u_{a,t} \times u_{\sigma_{a,t}}$, $u_{r,t} \times u_{\sigma_{r,t}}$ e $u_{tb,t} \times u_{\sigma_{tb,t}}$. Apenas na aproximação de terceira ordem os choques $u_{\sigma_{a,t}}$, $u_{\sigma_{r,t}}$ e $u_{\sigma_{tb,t}}$ desempenham um papel para as *policy functions* diferentes de zero. Portanto, se o interesse é explorar o papel direto da volatilidade, precisa-se considerar termos cúbicos. Além disso, dados os processos estimados de volatilidade estocástica, os termos cúbicos nas *policy functions* são quantitativamente significativos.

As variáveis de estado do modelo são $Estado_t = (\hat{K}_t, \hat{I}_{t-1}, \hat{D}_t, A_{t-1}, \varepsilon_{a,t-1}, \varepsilon_{r,t-1}, \varepsilon_{tb,t-1}, \sigma_{a,t-1}, \sigma_{r,t-1}, \sigma_{tb,t-1}, \Lambda)'$ e os choques exógenos são $\xi_t = (u_{a,t}, u_{r,t}, u_{tb,t}, u_{\sigma_{a,t}}, u_{\sigma_{r,t}}, u_{\sigma_{tb,t}})'$, onde \hat{K}_t , \hat{I}_{t-1} e \hat{D}_t são desvios do log de K_t e I_{t-1} , e o nível de D_t . Além disso, Λ é o parâmetro de perturbação. Inicialmente, fixa-se a solução em torno de $\Lambda = 0$, isto é, em torno do estado estacionário implícito quando todas as variâncias dos choques são iguais a 0. Desde que as regras de decisão ótimas dependam das variáveis de estado e dos choques exógenos, define-se $s_t = (Estado_t, \xi_t)'$ como um vetor de argumentos das *policy functions*. Ademais, define-se s_t^i como o i -ésimo elemento de s_t e ns como sendo a cardinalidade de $S - t$. Assim, é possível escrever as aproximações de terceira ordem para as leis de movimento das variáveis endógenas. Inicialmente, para a lei de movimento do capital, temos:

$$\hat{K}_{t+1} = \psi_i^K s_t^i + \frac{1}{2} \psi_{i,j}^K s_t^i s_t^j + \frac{1}{6} \psi_{i,j,l}^K s_t^i s_t^j s_t^l. \quad (26)$$

Similarmente, para as leis de movimento do investimento e do débito externo,

$$\hat{I}_t = \psi_i^I s_t^i + \frac{1}{2} \psi_{i,j}^I s_t^i s_t^j + \frac{1}{6} \psi_{i,j,l}^I s_t^i s_t^j s_t^l. \quad (27)$$

$$\hat{D}_t = \psi_i^D s_t^i + \frac{1}{2} \psi_{i,j}^D s_t^i s_t^j + \frac{1}{6} \psi_{i,j,l}^D s_t^i s_t^j s_t^l. \quad (28)$$

Desta forma, são obtidos o desvio do processo tecnológico, (5), o desvio do taxa de juros real devido ao *spread*, (11), o desvio da taxa de juros real devido à taxa real internacional livre de risco, (10), e as volatilidades, (8), (12) e (13). Todas as simulações utilizaram o *Dynare*.

2.3.1. Dados

A medida da produtividade total dos fatores da economia brasileira utilizada é a série de *TFP* desenvolvida por Fenestra et al. (2015), disponibilizada no site da *Penn World Table*³. Decompôs-se a taxa de juros real, r_t , como a taxa de juros real internacional livre de risco mais um *spread* específico do Brasil. Usou-se a taxa de retorno dos títulos do Tesouro Americano como uma medida da taxa de juros nominal internacional livre de risco. Construiu-se a taxa real livre de risco internacional subtraindo a inflação esperada da taxa dos títulos do Tesouro Americano, assim como feito em Fernández-Villaverde et al. (2011). Calculou-se a inflação esperada como a inflação média dos EUA no mês atual e nos onze meses anteriores. Tanto a taxa dos títulos do Tesouro Americano quanto a série de inflação são obtidas do *Federal Reserve Bank of St. Louis*⁴.

Foram utilizados dados mensais em vez de dados trimestrais porque aqueles são mais apropriados para capturar a volatilidade das taxas de juros. Caso contrário, os meios trimestrais suavizariam grande parte da variação nas taxas de juros. Para os dados sobre *spreads* brasileiros, utilizou-se o *Global Spread Emerging Markets Bond Index (EMBI)* divulgado pelo *J.P. Morgan* em uma periodicidade mensal. Neumeyer and Perri (2005) explicam em detalhes as vantagens dos dados EMBI em comparação com as alternativas existentes. Todas as séries usadas neste trabalho cobrem o período de 1995:04 - 2018.01 e seus gráficos se encontram no Apêndice.

2.3.2. Calibração

O modelo tem um total de 22 parâmetros. Desse total, calibraram-se 10 (os parâmetros que não são de principal interesse neste estudo) e estimaram-se 12. A calibração dos parâmetros seguiu da seguinte forma: o parâmetro que determina a elasticidade da oferta de trabalho (ω) foi fixado em 2; a taxa de depreciação do capital, $\delta = 0,014$; a parcela do capital na produção, $\alpha = 0.33$; a elasticidade de substituição intertemporal inversa, $\sigma = 2$ (agentes aversos ao risco); o fator de desconto intertemporal, $\beta = (1 + r)^{-1}$; o parâmetro do custo de ajustamento de capital, $\phi = 95$; o parâmetro que controla o valor médio da dívida, $D = 4$; o custo de manter a dívida, $\Phi_D = 0.001$. Os valores fixados para ω , α , σ e δ foram retirados de Mendoza (1997), Schmitt-Grohé and Uribe (2003), Aguiar and Gopinath (2007) e Neumeyer and Perri (2005). Os demais parâmetros têm como fonte a calibração

³Disponível em <https://fred.stlouisfed.org/series/RTFPNABRA632NRUG>.

⁴Disponível em <https://fred.stlouisfed.org/series/TB3MS>

original de Fernández-Villaverde et al. (2011). Abaixo segue uma tabela com o resumo da calibração:

Tabela 1: *Parâmetros calibrados*

Parâmetro	Descrição	Valor
σ	Elasticidade de Substituição Intertemporal Inversa	5
η	Elasticidade de Substituição Inversa da Oferta de Trabalho	2
δ	Taxa de Depreciação do Capital	0.014
α	Parcela do Capital em relação ao Produto	0.33
\bar{r}	Taxa de Juros de Estado Estacionário	$\log(0.02)$
β	Fator de Desconto Intertemporal	$(1 + r)^{-1}$
Φ	Elasticidade de Substituição do Débito Externo	0.001
\bar{D}	Débito Externo de Estado Estacionário	4
ϕ	Custo de Ajustamento do Capital	95

Fonte: Fernández-Villaverde et al. (2011).

2.3.3. Estimação Bayesiana

Utilizaram-se técnicas bayesianas para estimar o modelo descrito anteriormente adaptado para o Brasil. As técnicas bayesianas consistem em usar a informação disponível que se tenha sobre a economia na forma de *prioris* das distribuições dos parâmetros e depois usar os dados observados para atualizar essas distribuições, chegando assim nas distribuições *posterioris* dos parâmetros estimados.

O algoritmo utilizado na estimação dos momentos da distribuição posteriori foi o *Metropolis Hastings*, no qual foram utilizadas 1.000.000 de replicações e foram desconsiderados 20% dos vetores de parâmetros gerados antes de se usar as simulações. A taxa de aceitação foi de aproximadamente 25%. A ideia geral do uso do algoritmo é simular a distribuição *posteriori* a partir de uma sequência de amostras geradas de uma distribuição que inicialmente é desconhecida. O algoritmo usa o fato de que sob condições usuais os parâmetros do modelo serão assintoticamente normais. Com isso, é possível que se faça uma eficiente exploração da distribuição *posteriori* na vizinhança da moda, que foi previamente encontrada utilizando-se os métodos bayesianos de estimação.

Como existe um problema relacionado à presença de duas inovações (nível e volatilidade) que interagem de forma não linear, é utilizado o *particle filter*. Como argumentam Robert and Casella (2013), este filtro é um algoritmo Sequencial de Monte Carlo que permite a avaliação da verossimilhança dados alguns valores de parâmetros através de métodos de simulação de reamostragem. Segue-se então com uma abordagem de inferência bayesiana combinando a função de verossimilhança com uma *prior*.

2.3.4. Priors

O próximo passo é a especificação de distribuições *prioris* para os parâmetros a serem estimados. Cada *prior* é uma função de densidade de probabilidade de um parâmetro, constituindo um modo formal de especificar probabilidades para cada valor que o parâmetro pode assumir, geralmente baseadas em estudos passados. Os valores utilizados para a estimação (média e desvio padrão) são baseados em Fernández-Villaverde et al. (2011). Exceto para os parâmetros que determinam o desvio padrão dos processos (8), (12) e (13), são definidas as mesmas *prioris* para todos os demais parâmetros. A Tabela 2 reporta as *prioris* para os parâmetros dos processos (5), (8), (10), (11), (12) e (13):

Tabela 2: *Distribuições a priori*

Parâmetro	Distribuição	Média	Desvio Padrão
ρ_a	Beta	0.9	0.02
σ_a	Normal	-6.60	0.04
$\rho\sigma_a$	Beta	0.9	0.1
η_a	Beta	0.5	0.3
ρ_r	Beta	0.9	0.02
σ_r	Normal	-6.60	0.04
$\rho\sigma_r$	Beta	0.9	0.1
η_r	Beta	0.5	0.3
ρ_{tb}	Beta	0.9	0.02
σ_{tb}	Normal	-6.60	0.04
$\rho\sigma_{tb}$	Beta	0.9	0.1
η_{tb}	Beta	0.5	0.3

Fonte: Fernández-Villaverde et al. (2011).

2.3.5. Posteriores

Após maximizada a função de verossimilhança e especificadas as *prioris* é possível estimar as distribuições *posteriores*. As *posteriores* representam as probabilidades atribuídas a diferentes valores dos parâmetros após a observação dos dados. Basicamente, constituem uma atualização das probabilidades dadas pela *priori*, com base nas informações adicionais fornecidas pelas variáveis presentes na amostra. Para expressar formalmente como a *posteriori* se relaciona com as *prioris*, aplica-se o Teorema de *Bayes* aos dois eventos aleatórios θ e y^* , que produzem:

$$p(\theta | y^*) = \frac{p(\theta, y^*)}{p(y^*)} \quad (29)$$

$$p(y^* | \theta) = \frac{p(\theta, y^*)}{p(\theta)} \Leftrightarrow p(\theta, y^*) = p(y^* | \theta)p(\theta) \quad (30)$$

onde $p(\theta | y^*)$ é a densidade dos parâmetros condicionais aos dados (*posteriori*),

$p(\theta, y^*)$ é a densidade conjunta dos parâmetros e dos dados, $p(y^* | \theta)$ é a densidade dos dados condicionais aos parâmetros (verossimilhança), $p(\theta)$ é a densidade incondicional dos parâmetros (*priori*) e $p(y^*)$ é a densidade marginal dos dados. Substituindo (30) em (29), temos:

$$p(\theta | y^*) = \frac{p(y^* | \theta)p(\theta)}{p(y^*)} \quad (31)$$

A Tabela 3 reporta as médias para os parâmetros que determinam os processos dos choques exógenos. É interessante notar que os dados são bastante informativos em relação aos parâmetros que determinam o comportamento das variáveis exógenas, uma vez que os valores estimados são bem diferentes dos valores estipulados pelas distribuições a *priori*.

Tabela 3: *Distribuições a posteriori*

Parâmetro	Priori			Posteriori	
	Distribuição	Média	Desvio Padrão	Média	Intervalo de Confiança
ρ_a	Beta	0.9	0.02	0.94	[0.91 ; 0.94]
σ_a	Normal	-6.60	0.4	-7.02	[-7.05 ; -6.99]
ρ_{σ_a}	Beta	0.9	0.1	0.95	[0.93 ; 0.97]
η_a	Beta	0.5	0.3	0.25	[0.21 ; 0.29]
ρ_r	Beta	0.9	0.02	0.95	[0.93 ; 0.96]
σ_r	Normal	-6.60	0.4	-6.87	[-7.69 ; -6.19]
ρ_{σ_r}	Beta	0.9	0.1	0.96	[0.94 ; 0.98]
η_r	Beta	0.5	0.3	0.38	[0.35 ; 0.41]
ρ_{tb}	Beta	0.9	0.02	0.95	[0.93 ; 0.97]
σ_{tb}	Normal	-6.60	0.4	-8.85	[-9.26 ; -8.44]
$\rho_{\sigma_{tb}}$	Beta	0.9	0.1	0.94	[0.91 ; 0.97]
η_{tb}	Beta	0.5	0.3	0.43	[0.40 ; 0.46]

Fonte: Cálculos do autor.

3. EFEITOS DOS CHOQUES DE INCERTEZA

As IRFs são plotadas para os três choques (colunas) sobre as principais variáveis endógenas do modelo (linhas): consumo (primeira linha de painéis), investimento (segunda linha), capital (terceira linha), saída (quarta linha), horas trabalhadas (quinta linha), taxa de juros (sexta linha) e dívida (sétima linha). Para o escopo de demonstrar os mecanismos de transmissão, este trabalho concentra-se em um choque de 1 desvio padrão nos parâmetros que determinam a volatilidade estocástica assim como em Born and Pfeifer (2014).

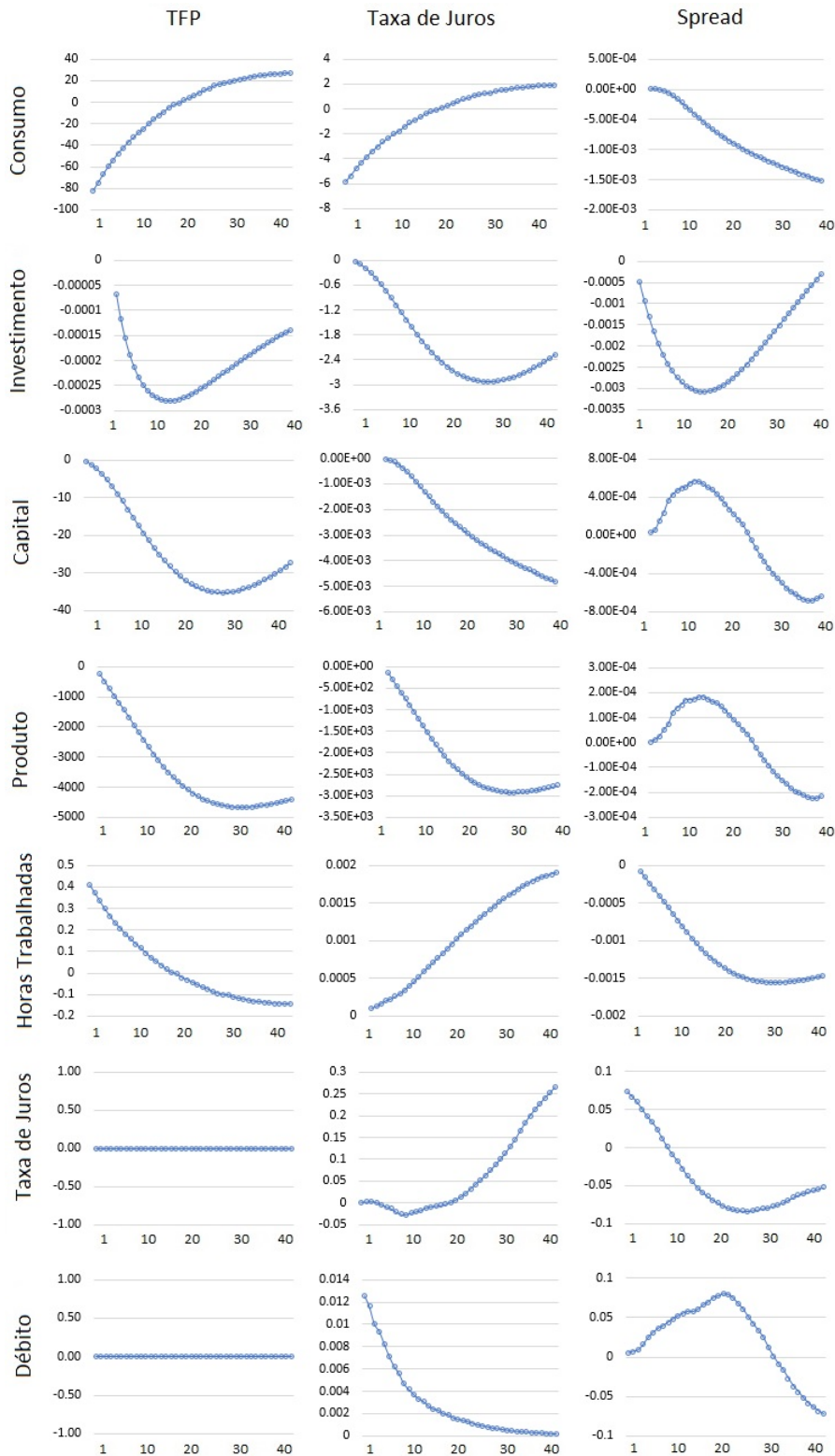
Em resposta aos choques de volatilidade, é possível observar (*i*) uma queda no consumo, (*ii*) um declínio no investimento de aproximadamente 15 meses até que esta variável retorne ao nível inicial, (*iii*) uma diminuição no produto, (*iv*) um aumento nas horas trabalhadas, (*v*) elevação da taxa de juros e do débito externo. Iniciando pelos choques de incerteza sobre a produtividade total dos fatores, observa-se respostas condizentes com o motivo da poupança preventiva, como encontrado por Born and Pfeifer (2014). Assim como em Bachmann et al. (2013) e Baker et al. (2016), choques de volatilidade sobre a produtividade têm efeitos negativos sobre a atividade econômica.

Analisando agora os efeitos dos choques de incerteza sobre a taxa de juros real internacional e os *spreads*, consumo, investimento, capital e produto caem e horas trabalhadas aumentam. Da mesma forma como os choques sobre a produtividade, os resultados estão em linha com os encontrados por Fernández-Villaverde et al. (2011) (poupança preventiva). Os agentes consomem e investem menos e estão dispostos a aumentar a sua oferta de trabalho. Um potencial impulsionador dos efeitos encontrados na Figura 2 são as flutuações contracíclicas da poupança preventiva. Segundo Basu and Bundick (2017), este fato ocorre devido à aversão ao risco dos agentes em períodos de recessão: os indivíduos tendem a ser mais cautelosos e elevar seus níveis de poupança, amplificando assim o efeito de um choque de incerteza.

Os resultados também esclarecem por que os choques de incerteza importam. Primeiro, o mecanismo de *real options* dos choques de incerteza proposto por Bloom (2009) explica uma parte significativa dos efeitos reais dos choques de incerteza. A ideia do mecanismo de *real options* é que, quando as empresas enfrentam um custo de ajuste no investimento e na contratação não convexos, um aumento na incerteza aumenta o valor da opção de atrasar a tomada de decisão sobre essas atividades. As empresas querem, assim, evitar cometer erros que são caros de reverter.

Em face às funções de impulso-resposta apresentadas a seguir para as diversas variáveis endógenas do modelo, pode-se concluir que choques de incerteza têm efeitos recessivos. A redução no consumo e investimento, causada pela alocação não otimizada de recursos, fornece uma explicação para o impacto negativo dos choques de incerteza sobre a atividade econômica. Além disso, a análise das funções de impulso-resposta indica que a recuperação após choques de volatilidade é lenta, não levando menos do que seis meses para retornarem ao seu nível anterior.

Figura 2: Funções de impulso resposta aos três choques de incerteza analisados.



Fonte: Elaboração própria. O eixo vertical denota a fonte dos choques exógenos. A unidade de tempo no eixo horizontal é de meses (40). A magnitude do choque é uma unidade de inovação para o termo de erro nas equações da volatilidade estocástica.

4. CONCLUSÕES

De fato, é bem documentado na literatura acadêmica, tanto teórica quanto empírica, que a incerteza impacta negativamente as decisões de investimento e as contratações, gerando uma contração da atividade econômica. Isto posto, procuramos quantificar como a incerteza recente vem afetando a atividade econômica no Brasil. Em particular, após estimar os parâmetros dos processos que definem a volatilidade estocástica por meio de técnicas bayesianas, foi utilizado um modelo de equilíbrio geral de tal forma que puderam ser identificados os canais de transmissão dos choques. O modelo é resolvido usando uma aproximação de terceira ordem para as *policy functions* (aproximações de ordem inferior não são suficientes para capturar os choques de incerteza) e os demais parâmetros foram calibrados para coincidir com vários momentos dos agregados macroeconômicos brasileiros.

Examinando os canais de precaução através dos quais choques de incerteza podem afetar a economia brasileira, as funções de impulso-resposta sugerem que a propagação de um aumento na volatilidade interna e externa normalmente levam a uma queda no consumo, investimento, produção e dívida, e um aumento na oferta de trabalho. Adicionalmente, choques de incerteza são relevantes para explicar a dinâmica da atividade econômica no Brasil, tendo em vista os resultados obtidos. Esses resultados estão em linha com os encontrados por Bloom (2009), Bachmann et al. (2013) e Alexopoulos and Cohen (2015).

De fato, quantificar as mudanças na volatilidade da produtividade e taxa de juros real e sua interação com as flutuações do ciclo de negócios aumenta ainda mais a compreensão da macroeconomia financeira internacional. Embora o período de análise deste estudo se encerre em janeiro de 2018, diversos fatos que venham a ocorrer na economia e na política brasileira, assim como no cenário internacional, sugerem um prolongamento da situação de incerteza no país. Em particular, a presente análise do impacto dos choques de volatilidade deve ajudar aos *policy makers* na formulação de intervenções macroeconômicas mais eficazes.

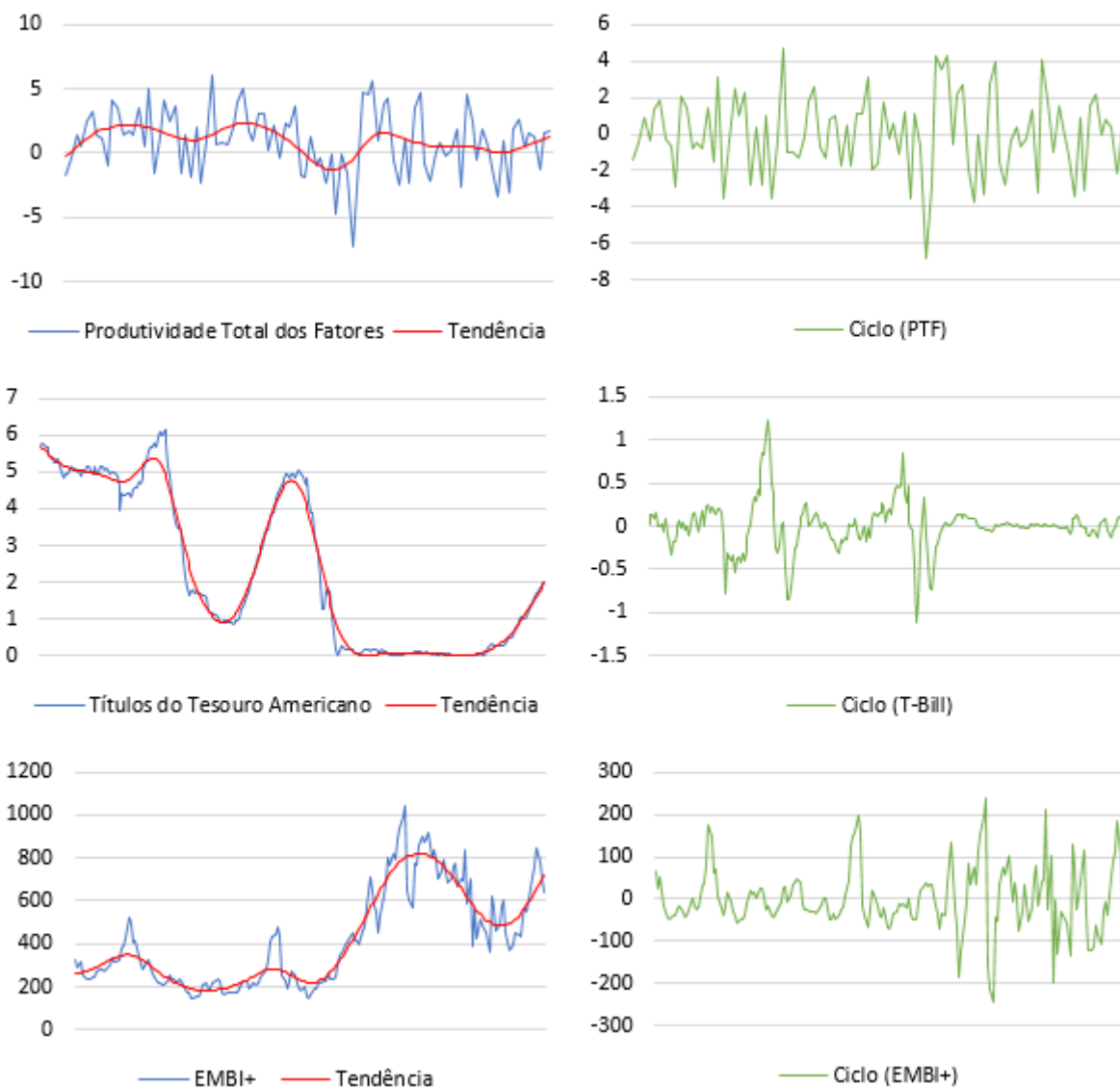
REFERÊNCIAS

- Aguiar, M. and Gopinath, G. (2007). Emerging Market Business Cycles: The Cycle Is the Trend. *Journal of Political Economy*, 115:69–102.
- Alexopoulos, M. and Cohen, J. (2015). The power of print: Uncertainty shocks, markets, and the economy. *International Review of Economics & Finance*, 40:8–28.
- Bachmann, R., Elstner, S., and Sims, E. R. (2013). Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 5(2):217–49.
- Baker, S. R., Bloom, N., and Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty*. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4):1593–1636.
- Basu, S. and Bundick, B. (2017). Uncertainty shocks in a model of effective demand. *Econometrica*, 85(3):937–958.
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3):623–685.
- Bloom, N. (2014). Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2):153–76.
- Born, B. and Pfeifer, J. (2014). Policy risk and the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 68:68–85.
- Carrière-Swallow, Y. and Céspedes, L. F. (2013). The impact of uncertainty shocks in emerging economies. *Journal of International Economics*, 90(2):316–325.
- Carrière-Swallow, Y. and Medel, C. A. (2011). Incertidumbre externa sobre la economía chilena. *Notas de Investigación Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)*, 14(3):75–82.
- Chatterjee, P. (2017). Uncertainty shocks, financial frictions and business cycle asymmetries across countries. *Stanford Summer Workshops 2018*.
- Correia, I., Neves, J. C., and Rebelo, S. (1995). Business cycles in a small open economy. *European Economic Review*, 39(6):1089–1113.
- Fenestra, R., Inklaar, R., and Timmer, M. P. (2015). The next generation of the penn world table. *American Economic Review*, 105(10):3150–3182.

- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Kuester, K., and Rubio-Ramírez, J. (2015). Fiscal volatility shocks and economic activity. *American Economic Review*, 105(11):3352–84.
- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Rubio-Ramírez, J. F., and Uribe, M. (2011). Risk matters: The real effects of volatility shocks. *American Economic Review*, 101(6):2530–61.
- Fernández-Villaverde, J. and Rubio-Ramírez, J. F. (2007). Estimating macroeconomic models: A likelihood approach. *The Review of Economic Studies*, 74(4):1059–1087.
- Greenwood, J., Hercowitz, Z., and Huffman, G. (1988). Investment, capacity utilization, and the real business cycle. *American Economic Review*, 78(3):402–17.
- Jurado, K., Ludvigson, S. C., and Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*, 105(3):1177–1216.
- Justiniano, A. and Primiceri, G. E. (2008). The time-varying volatility of macroeconomic fluctuations. *American Economic Review*, 98(3):604–41.
- Leduc, S. and Liu, Z. e. o. (2013). Uncertainty and the slow labor market recovery. *FRBSF economic letter*, 21:22.
- Mendoza, E. G. (1997). Terms-of-trade uncertainty and economic growth. *Journal of Development Economics*, 54(2):323–356.
- Neumeyer, P. A. and Perri, F. (2005). Business cycles in emerging economies: the role of interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 52(2):345–380.
- Robert, C. and Casella, G. (2013). *Monte Carlo Statistical Methods*. Springer Science & Business Media.
- Schmitt-Grohé, S. and Uribe, M. (2003). Closing small open economy models. *Journal of International Economics*, 61(1):163 – 185.

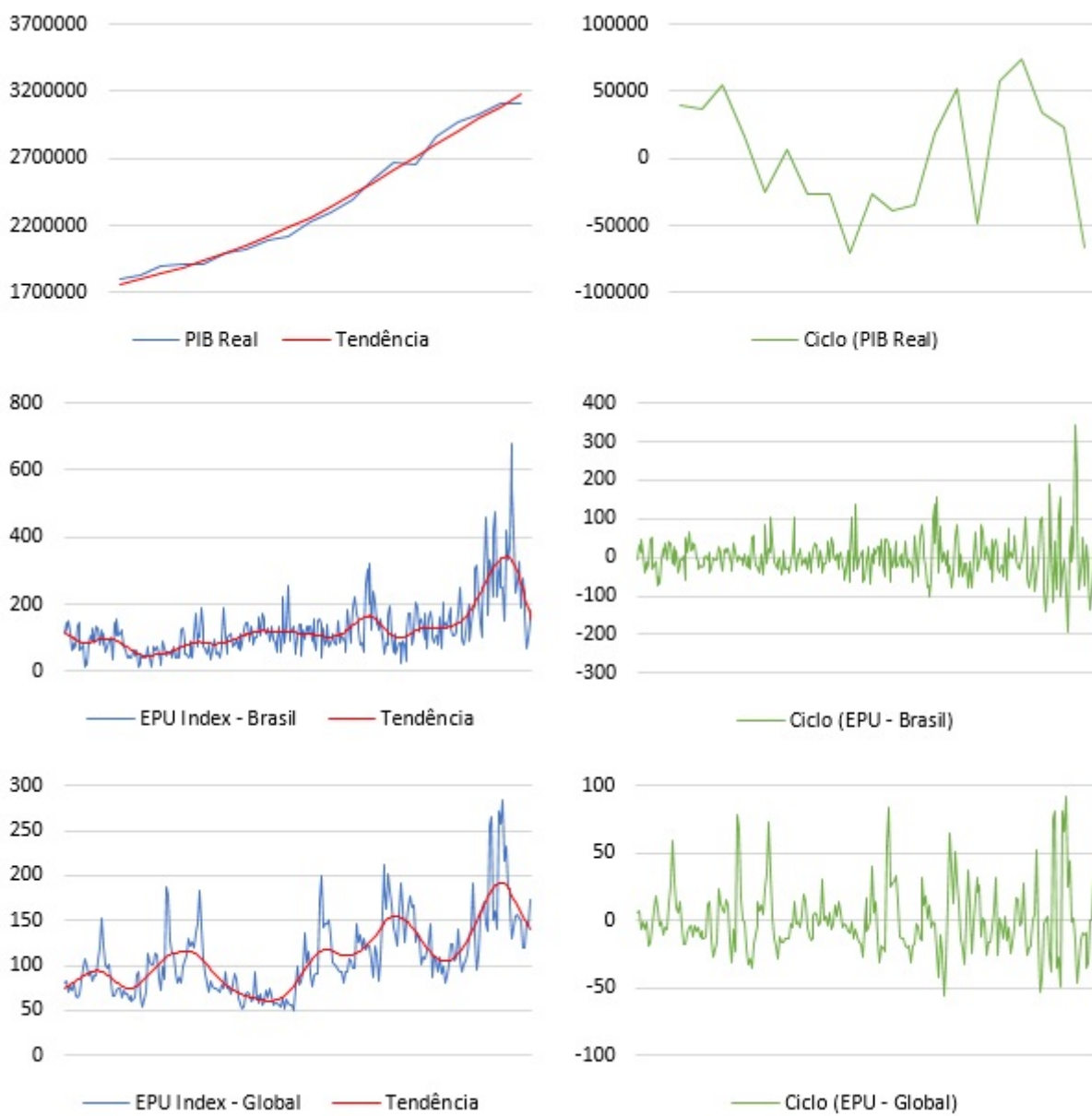
APÊNDICE

Figura 3: *Dados utilizados para a estimação dos parâmetros dos processos que definem a volatilidade estocástica.*



Fonte: *Federal Reserve Bank of St. Louis e J. P. Morgan.*

Figura 4: *Comparação entre os componentes cíclicos dos índices de incerteza do Brasil e mundial e o PIB real do Brasil.*



Fonte: Ipeadata e Policy Uncertainty.