

Risco-País e Ciclos Econômicos Brasileiros Pós-Regime de Metas para a Inflação

Country Risk and Brazilian Economic Cycles Post-Inflation Targeting Regime Period

Wesley Augusto de Freitas Borges^a 

Cassiano Bragagnolo^b 

Resumo: Este trabalho busca analisar o impacto do choque de risco-país sobre os ciclos econômicos brasileiros pós-regime de metas de inflação. Para tanto, utiliza-se um modelo *real business cycle* (RBC) de *small open economy* (SOE) de Schmitt-Grohé e Uribe (2003) modificado para estimar parâmetros por meio de métodos bayesianos. Os resultados obtidos sugerem que o choque de risco-país explica majoritariamente as oscilações de curto prazo da dívida externa e do investimento e pequena parte das oscilações de curto prazo do estoque de capital, enquanto as oscilações de curto prazo das demais variáveis são explicadas pelo choque de produtividade. Além disso, um choque positivo no risco-país ou possível *downgrade* por uma agência classificadora de risco geraria maior impacto sobre os investimentos e a dívida externa nacional. Entretanto, há um *trade-off* importante entre a possível perda de autonomia e soberania nacional por parte da autoridade monetária quando se adéqua às recomendações de agências avaliadoras ou supranacionais que necessita maior investigação.

Palavras-chave: risco-país; dívida externa; ciclos econômicos reais.

Abstract: This study analyzes the impact of the country risk shock on the Brazilian economic cycles in the post-inflation targeting regime period. We employed a SOE-RBC model as proposed by Schmitt-Grohé and Uribe (2003) modified to estimate parameters by means of Bayesian methods. The results suggest that the country risk shock mainly explains the short-term oscillations of foreign debt and investment and a small part of the short-term oscillations of the capital stock, while the short-term oscillations of the other variables are explained by the productivity shock. It is considered that a positive shock in the country risk or possible downgrade by a rating agency would have a greater impact on investments and national external debt. However, there is an important trade-off between the possible loss of autonomy and national sovereignty by the monetary authority when it conforms to the recommendations of evaluating or supranational agencies that need further investigation.

a Universidade de São Paulo (USP Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP/USP). Ribeirão Preto, São Paulo Brasil.

b Universidade Federal de São Carlos (UFSCar), Centro de Ciências em Gestão e Tecnologia (CCGT), Departamento de Economia. Sorocaba, São Paulo, Brasil.

Keywords: country risk; foreign debt; real business cycles.

JEL Classification: E32; E40; C11.

1 Introdução

O mecanismo de transmissão por intermédio da taxa de juros é um dos mais conhecidos da política monetária, sendo capaz de influenciar o nível de poupança, atividade econômica, preços, emprego, taxa de câmbio e outras variáveis econômicas (MISHKIN, 1995; BCB, 1999; MONTES, 2013). Dentre os componentes que afetam a formação da taxa de juros, autores como Canuto e Santos (2003), Garcia e Didier (2003) e Soihet, Ribeiro e Safins (2015) discutem a influência que o risco-país exerce sobre essa variável macroeconômica.

A relação entre a taxa básica de juros e o risco-país de uma economia emergente tende a ser diretamente proporcional (CANUTO; SANTOS, 2003; PEREIRA; ELLERY JÚNIOR, 2011). De acordo com Garcia e Didier (2003), Teixeira e Klotzle (2006) e Soihet, Ribeiro e Safins (2015), na medida em que o risco-país se eleva – seja por motivos de instabilidade política ou econômica, incertezas do mercado em relação à capacidade do país em honrar seus compromissos financeiros, expectativa de baixo crescimento econômico, dificuldade em promover reformas econômicas segundo as recomendações de agências supranacionais ou de outra natureza – a taxa de juros nominal praticada nessa economia tende a ser maior para remunerar o acréscimo no risco e amortecer a fuga do capital.

De acordo com Garcia e Didier (2003) e Claessens e Kose (2013), a medida de risco em um mercado emergente é influenciada tanto por seus fundamentos macroeconômicos quanto por importantes acontecimentos econômicos em outros mercados emergentes similares. Nesse sentido, o fim da crise do México em conjunto com o sancionamento do Plano Real em 1994 gerou um otimismo no mercado brasileiro que durou até a eclosão da crise asiática em julho de 1997. A partir de então, o índice reinicia uma tendência de queda, em patamar superior à crise asiática, até a crise russa e o colapso do regime de câmbio administrado em janeiro de 1999. Nos anos seguintes, com a crise de confiança no período pré e pós-eleitoral brasileiro, incerteza sobre o pagamento futuro da dívida externa, depreciação cambial, queda do crescimento, aumento da inflação e falta de crédito no mercado financeiro internacional, o país registra, em setembro de 2002, o maior pico do índice EMBI+ Risco-Brasil em 2.436 pontos (MÖLLER; VITAL, 2016).

Em um regime de metas de inflação, como é o caso brasileiro, a decisão do Comitê de Política Monetária (Copom) na definição da taxa de juros de curto prazo, a Selic, é influenciada pelo grau de aversão ao risco dos investidores nacionais

e estrangeiros e pelos desenvolvimentos relativos à política fiscal (LIMA; ARAÚJO; SILVA, 2011). Como as agências de *rating* influenciam o mercado com as suas projeções e avaliações e possuem credibilidade quanto à mensuração do risco de uma determinada economia emergente, essas agências e classificações de risco são levadas em consideração pela autoridade monetária brasileira no momento de comunicar ao mercado as projeções sobre a trajetória da taxa Selic (CARVALHO; MINELLA, 2011; BCB, 2016).

De acordo com Baum, Schäfer e Stephan (2016), as agências de *rating* foram criadas com o objetivo de minimizar o problema de assimetria de informação nos mercados financeiros, fornecendo uma avaliação da capacidade e disposição de um tomador de pagar seus títulos de dívida. Considerando-se esse objetivo, um equilíbrio único pode ser atingido tornando o processo de classificação cada vez mais transparente, permitindo que os participantes do mercado avaliem independentemente a qualidade e a volatilidade das classificações de crédito. Nesse sentido, quanto mais precisos forem os anúncios de classificação de crédito, maior será a eficiência das decisões dos investidores e, desse modo, o resultado do mercado.

Apesar dos avanços na literatura sobre esse assunto para a economia brasileira, ainda não há trabalhos realizados, que se tenha conhecimento, que proponham um modelo capaz de analisar a interação entre o risco-país e as demais variáveis econômicas, não só a taxa de juros, para o período recente. Considerando isso, este estudo intenta contribuir com essa literatura propondo uma análise por meio de um modelo de ciclos econômicos reais que analise a interação do choque de risco-país com o produto, consumo, estoque de capital, investimento e dívida externa da economia.

Diante dessas considerações, o objetivo deste estudo é avaliar como a dinâmica do prêmio pelo risco do Brasil influencia os ciclos econômicos do país. Para tanto, utiliza-se um modelo *real business cycle* (RBC) de *small open economy* (SOE), conforme proposto por Schmitt-Grohé e Uribe (2003), para se analisar a decomposição da variância e a função de impulso-resposta das variáveis do modelo com relação aos choques exógenos de risco-país e de produtividade.

As principais limitações deste estudo estão relacionadas à calibração e definição *das priori*, ao filtro utilizado que separou o componente cíclico de cada variável na estimação e à quantidade de choques utilizados no modelo. Ainda que essas limitações sejam comuns em trabalhos de ciclos econômicos reais com abordagem bayesiana, os resultados encontrados possuem robustez teórica e empírica e estão de acordo com a literatura de SOE-RBC. Além disso, este estudo não considera aspectos relacionados à política fiscal ou funções de reação do Banco Central em sua simulação, o que limita determinadas interpretações de política monetária. Recomendam-se essas complexas elaborações para trabalhos futuros.

Este trabalho está organizado em cinco seções, sendo a primeira esta introdução. A segunda seção aborda o modelo teórico; a terceira explica os procedimentos de estimação, a estratégia de calibração dos parâmetros e a base de dados; a quarta analisa e discute os resultados; e, por fim, a quinta conclui com as considerações finais.

2 Modelo Teórico

Nesta seção apresenta-se o modelo SOE-RBC conforme proposto por Schmitt-Grohé e Uribe (2003), com algumas modificações. A principal destas será incorporar um choque do prêmio pelo risco para analisar a sua interação com todas as outras variáveis do modelo. O trabalho de Pereira e Ellery Júnior (2011) também modifica um dos modelos SOE-RBC proposto por Schmitt-Grohé e Uribe (2003), sugerindo que o prêmio de risco seja elástico à sua dívida externa. Adicionalmente, Souza-Sobrinho (2011) incorpora o choque de risco-país em um modelo SOE-RBC alegando que o choque é influenciado pela probabilidade de o governo local confiscar parcela dos rendimentos dos juros. Essas adaptações permitem que sejam simuladas e acrescentadas determinadas características de economias locais sem comprometer a simplicidade e os objetivos do modelo teórico e empírico.

Como no modelo de Hansen (1985) com trabalho indivisível, cada uma das famílias escolhe uma sequência de valores para $[c_t, h_t, k_{t+1}, b_t]_{t=0}^{\infty}$ que maximize a esperança do valor presente do fluxo de consumo, conforme a equação 1:

$$\max_{(c_t, h_t, k_{t+1}, b_t)} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln(c_t) + \phi \cdot h_t] \quad (1)$$

na qual C_t é o consumo das famílias, β^t é a preferência intertemporal ou fator de desconto temporal, h_t é o tempo médio trabalhado, k_t é o nível de capital e b_t é a quantidade de títulos internacionais (ou débitos internacionais, se for negativo) no tempo t . Além disso, a desutilidade do trabalho ϕ é dada pela equação 2:

$$\phi = \frac{A \cdot \ln(1 - h_0)}{h_0} < 0 \quad (2)$$

na qual A é uma constante positiva utilizada como fator de ajuste para a utilidade e $0 < h_0 < 1$, sendo h_0 a quantidade de trabalho que cada família deve ofertar para o processo de produção caso ela seja uma das escolhidas aleatoriamente

para ofertar trabalho. A fração h_t/h_0 é a probabilidade de que uma determinada família seja escolhida para ofertar trabalho no período t .

A teoria RBC define um problema a ser resolvido por um planejador que, caso haja convexidade, coincide com as decisões individuais em um equilíbrio competitivo. Esse conceito foi levado a níveis mais abstratos por Hansen (1985) no caso em que considera a indivisibilidade na oferta de trabalho, fazendo uso de loterias de Rogerson (1988) para restaurar a convexidade no modelo. Desse modo, assegura-se que todas as famílias recebam o mesmo salário independente de elas terem sido escolhidas para trabalhar, para que, assim, haja curvas de consumo e utilidade contínuas.

Admite-se que o produto é proveniente de uma função de produção Cobb-Douglas com retornos constantes à escala que tem como insumos o capital e o trabalho. As flutuações de curto prazo transitórias do produto são provenientes de choques tecnológicos representados por z_t . O produto é dado pela equação 3:

$$y_t = f(z_t, k_t, h_t) = e^{z_t} \cdot k_t^\mu \cdot h_t^\theta \quad (3)$$

em que k_t é o insumo de capital físico, h_t é o insumo de trabalho e e^{z_t} representa a produtividade. O parâmetro μ pode ser interpretado como a parcela do capital na renda e θ como a parcela do trabalho na renda, sendo que a soma desses dois componentes é igual a um por se tratar de retornos constantes à escala. O choque z_t é um parâmetro invariante de produtividade em que z segue um processo autorregressivo AR (1) definido pela equação 4:

$$z_{t+1} = \rho \cdot z_t + \psi_{t+1} \quad (4)$$

na qual z_{t+1} é um vetor com os choques de produtividade, $0 < \rho < 1$ é a persistência do choque de produtividade do período anterior e o erro ψ_t segue uma distribuição normal com média zero e variância σ_ψ^2 .

Para cada família, mudar o nível de capital próprio envolve um custo de ajustamento, η , que é dado pela equação 5:

$$\eta = \frac{\kappa}{2} \cdot (k_{t+1} - k_t)^2 \quad (5)$$

sendo que ajustes rápidos de capital são simetricamente mais custosos para cada família, já que o parâmetro κ é incluído para evitar excessiva volatilidade no investimento em resposta a variações no diferencial da taxa de juros nacional e

estrangeira. No entanto, a reposição de capital depreciado não gera novos custos de ajustamento de capital.

A taxa de juros paga por uma família devido a empréstimos é uma função crescente da dívida externa e do risco desse país, enquanto a taxa de juros que uma família recebe por poupança diminui com o aumento da poupança total. Essa relação é apresentada pela equação 6:

$$r_t = r^* - a \cdot B_t + e^{d_t} \quad (6)$$

em que r_t é a taxa de juros real que cada família paga para obter empréstimos ou recebe para emprestar, r^* é a taxa de juros neutra e a é uma constante positiva. O sinal negativo significa que, caso haja acúmulo de débitos ($B_t < 0$) internacionais pelo país, a taxa de juros paga deve ser maior. A taxa de juros neutra $r^* > 0$ é a taxa de juros que ocorreria no limite quando $b_t = 0$, isto é, quando não houver débitos ou créditos internacionais. Como a taxa de juros é função do débito ou poupança total de um país, e não de uma única família, a condição de primeira ordem para as famílias permanece inalterada. O choque d_t é um parâmetro do prêmio pelo risco, em que d segue um processo autorregressivo AR (1) definido pela equação 7:

$$d_{t+1} = \varphi \cdot d_t + \tau_{t+1} \quad (7)$$

na qual d_{t+1} é um vetor com os choques do prêmio pelo risco, $0 < \varphi < 1$ é a persistência do choque proveniente do período anterior e o erro τ_t segue uma distribuição normal com média zero e variância σ_τ^2 .

Assumindo-se que o mercado de fatores é competitivo, têm-se as condições estabelecidas pelas equações 8 e 9 para a rentabilidade do capital (r_t^k) e para os salários (w_t):

$$\frac{\partial y_t}{\partial k_t} = r_t^k = \mu \cdot e^{z_t} \cdot k_t^{\mu-1} \cdot h_t^\theta \quad (8)$$

$$\frac{\partial y_t}{\partial h_t} = w_t = \theta \cdot e^{z_t} \cdot k_t^\mu \cdot h_t^{\theta-1} \quad (9)$$

Considerando-se os empréstimos feitos ou recebidos, o investimento, os custos de ajustamento de capital, o consumo das famílias, o salário real, a taxa de remuneração real do capital e as taxas de juros pagas ou recebidas pelos empréstimos para cada família, tem-se a restrição orçamentária descrita pela equação 10:

$$b_t + [k_{t+1} - (1 - \delta) \cdot k_t] + \frac{\kappa}{2} (k_{t+1} - k_t)^2 + c_t = w_t h_t + r_t^k k_t + (1 + r^* - a B_{t-1} + e^{d_{t-1}}) b_{t-1} \quad (10)$$

O lagrangiano do problema pode ser escrito de acordo com a equação 11:

$$\begin{aligned} & \mathcal{L}_{(c_t, h_t, k_{t+1}, b_t)} \\ &= E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \ln(c_t) + \phi \cdot h_t \right. \\ & \left. + \lambda_t \left[w_t h_t + r_t^k k_t + (1 + r^* - \alpha B_{t-1} + e^{d_{t-1}}) b_{t-1} - b_t - [k_{t+1} - (1 - \delta) k_t] - \frac{\kappa}{2} (k_{t+1} - k_t)^2 - c_t \right] \right\} \end{aligned} \quad (11)$$

Após resolver o lagrangiano do problema, derivar as condições de primeira ordem para $[c_t, h_t, k_{t+1}, b_t]_{t=0}^{\infty}$ e construir a versão dinâmica do modelo, pode-se encontrar o estado estacionário e, então, obter as equações log-linearizadas finais. As variáveis representadas por $\bar{X}$, em que $\bar{X} = [\bar{C}, \bar{w}, \bar{r}, \bar{H}, \bar{K}, \bar{B}]$, denotam esse estado estacionário em que os choques de produtividade são nulos e as variáveis não mudam ao longo do tempo, isto é, $X_t = \bar{X}$.

No modelo completo log-linearizado ao redor do estado estacionário, têm-se duas variáveis de estado ($\tilde{K}_{t+1}$, $\tilde{B}_t$), quatro variáveis de controle ($\tilde{C}_t$, $\tilde{r}_t^k$, $\tilde{w}_t$ e $\tilde{H}_t$), duas variáveis estocásticas (z_t e d_t) e as equações (12) a (17).

$$0 = \tilde{C}_t - \tilde{w}_t \quad (12)$$

$$0 = \tilde{C}_t - E_t \tilde{C}_{t+1} - \beta \cdot a \cdot \bar{B} \cdot \tilde{B}_t + \beta \cdot \tilde{d}_t \quad (13)$$

$$0 = \beta \bar{r}^k E_t \tilde{r}_{t+1}^k + \tilde{C}_t - E_t \tilde{C}_{t+1} + \beta \kappa \bar{K} E_t \tilde{K}_{t+2} - (1 + \beta) \kappa \bar{K} \tilde{K}_{t+1} + \kappa \bar{K} \tilde{K}_t \quad (14)$$

$$\begin{aligned} 0 = & \bar{B} \tilde{B}_t + \bar{K} \tilde{K}_{t+1} + \bar{C} \tilde{C}_t - \bar{w} \bar{H} (\tilde{w}_t + \tilde{H}_t) - \bar{r}^k \bar{K} \tilde{r}_t^k - \frac{\bar{K}}{\beta} \tilde{K}_t \\ & - ((2 + r^*) \bar{B} - 2a \bar{B}^2) \tilde{B}_{t-1} - \tilde{d}_{t-1} \bar{B} \end{aligned} \quad (15)$$

$$0 = z_t + (\mu - 1) \cdot \tilde{K}_t + (\theta) \cdot \tilde{H}_t - \tilde{r}_t \quad (16)$$

$$0 = z_t + (\mu) \cdot \tilde{K}_t + (\theta - 1) \cdot \tilde{H}_t - \tilde{w}_t. \quad (17)$$

Segundo Adjemian *et al.* (2011), o uso de equações log-linearizadas permite interpretar a função de impulso-resposta bayesiana em termos de desvios percentuais em relação ao estado estacionário, possibilitando maior clareza na discussão dos resultados. Além disso, a utilização do modelo em sua forma linear gera vantagens computacionais no momento da estimação dos parâmetros, uma vez que a complexidade do cálculo matemático exigido é menor.

3 Estratégia Empírica

O modelo proposto será estimado via métodos bayesianos, com a utilização de *priori* e dados filtrados através do filtro de Hodrick-Prescott (HP) (HODRICK;

PRESCOTT, 1997). Segundo Teles *et al.* (2005), a utilização do filtro HP possibilita maior aderência teórica em relação a outros métodos de filtragem, como o filtro de Beveridge e Nelson (1981), filtro *band-pass*, ruído branco e tendência linear média, por exemplo, quando se compara modelos de trabalho divisível e trabalho indivisível. Além disso, a utilização de técnicas bayesianas tem sido frequentes, com destaque para os trabalhos de Smets e Wouters (2003), An e Schorfheide (2007), Christoffel, Coenen e Warne (2010), Castro *et al.* (2011) e Fernández-Villaverde, Ramírez e Schorfheide (2016).

A utilização de técnicas bayesianas possibilita combinar a função de máxima verossimilhança com as *priori* atribuídas aos parâmetros do modelo. O estabelecimento das *priori* informativas depende do grau de conhecimento da variável em questão, de modo que uma *priori* com variação limitada demonstra que o conhecimento sobre o parâmetro a ser estimado é grande. A partir do confronto com os dados, através da função de máxima verossimilhança, há uma revisão das probabilidades *a priori* que geram as probabilidades *a posteriori* do modelo. Estas *posteriori* são utilizadas para inferências e podem ser otimizadas em relação aos parâmetros do modelo utilizando-se o método de Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC) (HERBST; SCHORFHEIDE, 2015).

3.1 Inferência Bayesiana

De acordo com Herbst e Schorfheide (2015), a distribuição conjunta $P(Y, \theta)$ pode ser decomposta na distribuição dos dados, Y , associados aos parâmetros do modelo, $P(Y|\theta)$, e na distribuição das *priori* informativas, $P(\theta)$. A densidade de $P(Y|\theta)$ é denominada função de verossimilhança e pode ser utilizada para atualizar as crenças sobre o vetor de parâmetros θ , representado pela *priori* $P(\theta)$, considerando-se a informação amostral Y . Após o confronto com os dados, o estado de conhecimento do vetor de parâmetro $P(\theta)$ passa a ser representado pela distribuição *a posteriori* $P(Y|\theta)$.

A geração de amostras *a posteriori* possibilita que sejam feitas sequências de extrações, θ^i , $i = 1, \dots, N$ de $p(\theta|Y)$, em que essas extrações são utilizadas para estimar médias de Monte Carlos relativas aos parâmetros. Considerando-se que a Lei Forte dos Grandes Números e o Teorema do Limite Central são satisfeitos, o algoritmo Metropolis-Hastings, que pertence à classe dos algoritmos MCMC, permite construir uma cadeia de Markov com distribuição estacionária convergente para a verdadeira distribuição da *priori*, mesmo não conhecendo inicialmente a sua forma funcional (FERNÁNDEZ-VILLAYERDE; RAMÍREZ; SCHORFHEIDE, 2016).

Segundo Chib e Ramamurthy (2010), o intuito de se utilizar o método MCMC é obter uma amostra da distribuição *a posteriori* e calcular estimativas amostrais de características dessa distribuição por meio de técnicas de simulação interativa, ba-

seadas em cadeias de Markov. Com isso, o objetivo é simular um passeio aleatório no espaço de θ que convirja para uma distribuição estacionária de interesse. Assim, por meio de algoritmos de Metropolis-Hastings, certo valor de uma distribuição auxiliar é gerado e assumido com uma dada probabilidade. Esse mecanismo de correção e repetição garante a convergência da cadeia para a distribuição de equilíbrio, que, nesse caso, é a distribuição *a posteriori*.

3.2 Base de Dados

As variáveis utilizadas na estimação do modelo bayesiano foram o produto (y_t), dado pelo índice da taxa trimestral da variação do volume do PIB brasileiro (IBGE, 2018), e a taxa de juros (r_t), dada pela média do trimestre da taxa de juros Selic fixada pelo Copom ao ano (BCB, 2016).

As variáveis que representam o capital (k_t), dada pela taxa acumulada em quatro trimestres da variação em volume da formação bruta de capital fixo (IBGE, 2018), e o trabalho (h_t), dada pelo índice da mediana de horas efetivamente trabalhadas por semana em todos os trabalhos do país (IPEA, 2018), foram utilizadas em logaritmo para se estimar a parcela do capital e do trabalho no produto e para encontrar os momentos estatísticos do choque de produtividade. Esses resultados foram comparados com os apresentados na literatura e posteriormente calibrados no modelo final.

O acúmulo de dívida externa do país (b_t), dado pela média do trimestre da dívida externa líquida do governo geral (BCB, 2016), e da taxa de juros r_t foram utilizados para estimar o coeficiente de impacto α da dívida externa, a taxa de juros na ausência de dívida externa (r^*) e os momentos estatísticos do choque de risco-país. Esses resultados também foram posteriormente calibrados no modelo levando-se em consideração os valores das variáveis no estado estacionário.

O intervalo da amostra compreende o primeiro trimestre de 2002 até o terceiro trimestre de 2015, sendo sua escolha devido à disponibilidade e sincronia periódica dos dados em um período pós-regime de metas de inflação. O filtro utilizado foi o HP com o parâmetro de suavização igual a 1600, valor sugerido por Hodrick e Prescott (1997) para dados trimestrais.

3.3 Calibração

Os parâmetros μ e θ foram estimados e ambos calibrados em 0,5. Os valores propostos estão de acordo com os usados por Rosal e Ferreira (1998), Araújo e Ferreira (1999), Ellery Júnior, Gomes e Sachsida (2002), Bacha e Bonelli (2004) e Gomes, Bugarin e Ellery Júnior (2005) e são compatíveis com as relações $\bar{K}/\bar{Y} \cong 3$ e $\bar{I}/\bar{Y} \cong 18\%$ para a economia brasileira. Os valores de A e de h_0 foram calibrados

em 1,05 e 0,583, respectivamente, valores também utilizados por Val e Ferreira (2001), Ellery Júnior, Gomes e Sachsida (2002) e Rocha e Restuccia (2006) e que mantêm o número de horas trabalhadas no estado estacionário próximo a 0,33.

O valor da taxa de desconto intertemporal β foi calibrado em 0,905 visando manter a relação entre capital e produto próximo a três e para gerar uma taxa de remuneração do capital no estado estacionário, $\bar{r}$, de 16,5% ao ano. Esse resultado é compatível com a taxa de juros média do período em questão e o valor de β também está de acordo com o usado por Araújo e Ferreira (1999), Val e Ferreira (2001), Ellery Júnior, Gomes e Sachsida (2002) e Gomes, Bugarin e Ellery Júnior (2005). Espera-se que a taxa de desconto intertemporal seja baixa considerando dados trimestrais porque a taxa de juros brasileira é mais elevada se comparada a outras economias emergentes.

A depreciação do capital δ foi calibrada em 0,06 para gerar uma relação entre estoque de capital e produto próxima de três e para gerar uma relação de aproximadamente 18% entre investimento e produto, que é a média observada durante o período considerado neste estudo. Essa relação foi a mesma utilizada por Araújo e Ferreira (1999), Kanczuk e Faria Júnior (2000) e Val e Ferreira (2001). O valor do custo de ajuste do capital foi calibrado em 0,028, assim como em Schmitt-Grohé e Uribe (2003).

Os parâmetros ρ e φ que representam a persistência do choque de produtividade e de risco-país foram estimados e calibrados em 0,95 e 0,58 respectivamente. Enquanto o desvio padrão do erro do choque de produtividade, σ_ψ , foi calibrado em 0,05, o desvio padrão do erro do choque de risco-país, σ_ϵ , foi estimado e calibrado em 0,8. Esses valores são semelhantes aos usados por Kanczuk e Faria Júnior (2000), Val e Ferreira (2001), Neumeyer e Perri (2005) e Souza-Sobrinho (2011).

O coeficiente de impacto a da dívida externa sobre a taxa de juros e o parâmetro r^* foram calibrados em 8 e 4%, respectivamente, com o intuito de gerar uma relação entre dívida externa líquida e produto próxima a 11,5%. Esse valor é condizente com o usado por Costa Júnior, García Cintado e Sampaio (2017) e com a média observada do período. Como não há referências sobre ambos os parâmetros na literatura para a economia brasileira, serão feitos testes de sensibilidade para eles assumindo-se diferentes valores para a relação dívida externa líquida e produto no estado estacionário.

3.4 Definição das *Priori*

Para definir *a priori* é necessário determinar a média, o desvio padrão, o domínio e o tipo de distribuição de probabilidade de cada parâmetro a ser estimado. As médias utilizadas são iguais aos valores atribuídos aos parâmetros na calibração do modelo. Já as decisões sobre o domínio e a distribuição de cada parâmetro

foram fundamentadas pelos estudos disponíveis na literatura, como os de Smets e Wouters (2003) e An e Schorfheide (2007).

Como o desvio padrão está relacionado com o grau de conhecimento da variável em questão, foi atribuída maior variabilidade aos parâmetros que se referem ao choque de risco-país e menor variabilidade àqueles que são usualmente abordados pela literatura de ciclos econômicos. Esse procedimento incorpora maior incerteza para as variáveis com maior desvio padrão quanto aos seus valores reais (FERNÁNDEZ VILLAVERDE; RAMÍREZ; SCHORFHEIDE, 2016).

O Quadro 1 apresenta um resumo das informações utilizadas na definição *das priori* de cada parâmetro do modelo.

Quadro 1 – Distribuições *a priori* dos parâmetros do modelo

Parâmetro (variável)	Domínio (densidade)	Média (desvio padrão)	Critério para a média
β (taxa de desconto intertemporal)	[0,1] (beta)	0,905 (0,005)	Araújo e Ferreira (1999), Val e Ferreira (2001), Ellery Júnior, Gomes e Sachsida (2002) e Gomes, Bugarin e Ellery Júnior (2005): $\bar{K}/\bar{Y} \cong 3$; $\bar{r} = 16,5\%$
δ (depreciação do capital)	[0,1] (beta)	0,06 (0,005)	Araújo e Ferreira (1999), Kanczuk e Faria Júnior (2000) e Val e Ferreira (2001): $\bar{K}/\bar{Y} \cong 3$; $\bar{I}/\bar{Y} \cong 18\%$
K (custo de ajuste do capital)	$\mathbb{R}_+^*$ (gama inversa)	0,028 (0,5)	Schmitt-Grohé e Uribe (2003).
r^* (taxa de juros neutra)	[0,1] (uniforme)	0,04 (0,025)	Schmitt-Grohé e Uribe (2003): análise de sensibilidade.
α (impacto da dívida externa sobre r)	(uniforme)	8 (2,5)	$\bar{B}/\bar{Y} \cong 11,5\%$
ϕ (desutilidade do trabalho)	[-4,-1] (beta)	-1,57 (0,25)	Val e Ferreira (2001), Ellery Júnior, Gomes e Sachsida (2002) e Rocha e Restuccia (2006): $\bar{H} \cong 0,33$
φ (persistência do choque de risco-país)	[0,1] (beta)	0,6 (0,2)	Neumeyer e Perri (2005).
σ_τ (desvio-padrão do erro do choque de risco-país)	$\mathbb{R}_+^*$ (gama inversa)	0,8 (0,2)	Estimado.
ρ (persistência do choque de produtividade)	[0,1] (beta)	0,95 (0,015)	Kanczuk e Faria Júnior (2000), Val e Ferreira (2001), Neumeyer e Perri (2005) e Souza-Sobrinho (2011).
σ_ψ (desvio-padrão do erro do choque de produtividade)	$\mathbb{R}_+^*$ (gama inversa)	0,05 (0,01)	Kanczuk e Faria Júnior (2000).

Fonte: Elaboração própria.

4 Resultados e Discussão

Este trabalho se propõe a analisar qual o impacto do choque de risco-país sobre os ciclos econômicos reais brasileiros. Para tanto, faz uso do modelo SOE-RBC proposto por Schmitt-Grohé e Uribe (2003) com algumas modificações para simular o referido choque através da taxa de juros sobre as seguintes variáveis macroeconômicas: produto, investimento, estoque de capital, dívida externa, horas trabalhadas, salário e consumo.

Considerando-se as relações relativas entre as variáveis em estado estacionário, o segundo momento simulado do modelo consegue reproduzir a baixa volatilidade do consumo, salários, horas trabalhadas e estoque de capital em relação ao produto, conforme pode ser visto na Tabela 1. As simulações reproduzem também a elevada volatilidade do investimento e do saldo da dívida externa em relação à volatilidade do produto. Com isso, a interpretação relativa, e não absoluta, desses resultados (seja o seu valor ou desvio padrão) em relação a um *benchmark* (nesse caso, o produto) permite entender a dinâmica reproduzida pelo modelo em questão. Ademais, esses resultados estão de acordo com os obtidos em simulações de outros modelos RBC e SOE-RBC presentes na literatura¹ e com as relações esperadas para a economia brasileira. Isso indica que a adaptação do modelo com a inclusão do choque de risco-país afetou a magnitude, mas não a proporção, dos segundos momentos da simulação.

Tabela 1 – Valores e desvio padrão das variáveis do modelo em estado estacionário

Variável	Valor	Desvio padrão
Produto ($\bar{Y}$)	1,0179	0,1257
Consumo ($\bar{C}$)	0,9619	0,0505
Horas de trabalho ($\bar{H}$)	0,3358	0,1085
Salário ($\bar{w}$)	1,5154	0,0505
Estoque de capital ($\bar{K}$)	3,0851	0,0657
Investimento ($\bar{I}$)	0,1851	0,5943
Taxa de juros ($\bar{r}$)	0,1649	0,1168
Dívida externa ($\bar{B}$)	-0,1168	0,9124

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 2, percebe-se que todas as variáveis são pró-cíclicas (com exceção do saldo da dívida externa) e mostram alto grau de persistência (com exceção do investimento), estando de acordo com os modelos RBC e SOE-

1 Ver Val e Ferreira (2001), Kanczuk (2002), Ellery Júnior, Gomes e Sachsida (2002), Schmitt-Grohé e Uribe (2003) e Souza-Sobrinho (2011).

-RBC adaptados para a economia brasileira. Em particular, os resultados sugerem que o capital possui maior persistência e é mais correlacionado com o produto do que o investimento. Além disso, tem-se que o consumo possui maior persistência e é menos correlacionado com o produto do que com a quantidade de horas trabalhadas, resultados também ressaltados pelos trabalhos de Schmitt-Grohé e Uribe (2003) e Souza-Sobrinho (2011).

Tabela 2 – Correlações simuladas do modelo

Variável	ρ_{x_t, y_t}	$\rho_{x_t, x_{t-1}}$
y_t	1,0000	0,7089
c_t	0,5190	0,9451
h_t	0,9172	0,6245
w_t	0,5190	0,9451
k_t	0,5551	0,8453
i_t	0,3431	0,0247
b_t	-0,0729	0,4560

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

A Tabela 3 apresenta as médias das distribuições *a priori* e *a posteriori* de cada parâmetro estimado e o intervalo de confiança de 90% das *posteriori*. Os parâmetros que apresentaram maior diferença entre as *priori* propostas e as *posteriori* estimadas foram o custo de ajustamento do capital (κ), a taxa de juros neutra (r^*) e o parâmetro de persistência do choque de risco-país (φ). Os casos em que o valor das *posteriori* assemelhou-se ao das *priori* indicam que as *priori* escolhidas foram suficientemente informativas. Já a Tabela 4 apresenta essas mesmas informações para os choques do modelo (σ_ψ e σ_ϵ) indicando o maior peso da função de máxima verossimilhança sobre as *priori* definidas e sugerindo valores maiores para a persistência do choque de risco-país. Todas essas informações são ilustradas na Figura 1.

Tabela 3 – Variáveis *a priori* e *a posteriori*

Variável	Parâmetro	Média das <i>priori</i>	Média das <i>posteriori</i>	Intervalo de confiança de	
Taxa de desconto intertemporal	β	0,905	0,9048	0,8966	0,9133
Depreciação do capital	δ	0,06	0,0599	0,0518	0,0680
Custo de ajuste do capital	κ	0,028	0,0111	0,0064	0,0162
Taxa de juros neutra	r^*	0,04	0,0378	-0,0033	0,0731
Impacto da dívida externa sobre r	a	8	8,2487	6,9887	9,5019
Desutilidade do trabalho	ϕ	-1,57	-1,5793	-1,9621	-1,1656
Persistência do choque de produtividade	ρ	0,95	0,9356	0,9061	0,9651
Persistência do choque de risco-país	φ	0,6	0,6673	0,5182	0,8334

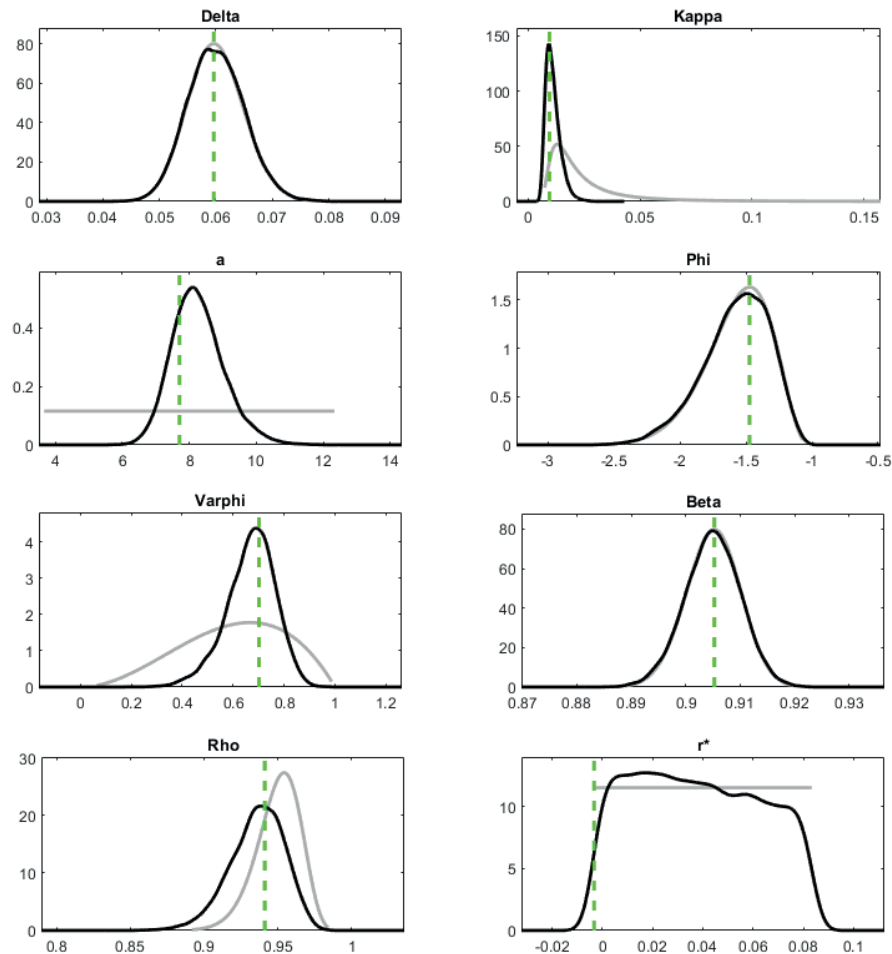
Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Tabela 4 – Variáveis *a priori* e *a posteriori* dos choques do modelo

Variável	Parâmetro	Desvio padrão das <i>priori</i>	Desvio padrão das <i>posteriori</i>	Intervalo de confiança de	
Erro do choque de produtividade	ψ	0,01	1,2107	1,0541	1,3723
Erro do choque de risco-país	τ	0,2	83,4818	62,4261	103,7310

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Figura 1 – Distribuições *a priori* e *a posteriori*



Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

A decomposição da variância das variáveis do modelo em relação aos choques exógenos é apresentada na Tabela 5. Os resultados sugerem que 74,29% das oscilações de curto prazo do investimento e 22,56% das oscilações de curto prazo do estoque de capital são explicadas pelo choque de risco-país. Devido à construção teórica do modelo, as oscilações do saldo da dívida externa da economia são majoritariamente explicadas pelo choque de risco-país. Por outro lado, as oscilações de curto prazo do produto, consumo e horas de trabalho continuam sendo majoritariamente explicadas pelo choque de produtividade, resultados recorrentes na literatura de ciclos econômicos reais. Com isso, pode-se considerar que os modelos de economia aberta que não incorporam o choque de risco-país em sua estrutura sofrem desvantagens na análise precisa das oscilações de curto prazo da dívida externa, do investimento e do estoque de capital na economia.

Tabela 5 – Decomposição da variância das variáveis do modelo em relação aos choques de produtividade e de risco-país

Variável	Choque de produtividade (ψ)	Choque de risco-país (τ)
Produto ($\bar{Y}$)	94,49%	5,51%
Consumo ($\bar{C}$)	98,24%	1,76%
Horas de trabalho ($\bar{H}$)	92,72%	7,28%
Salário ($\bar{w}$)	98,24%	1,76%
Estoque de capital ($\bar{K}$)	77,44%	22,56%
Investimento ($\bar{I}$)	25,71%	74,29%
Dívida externa ($\bar{B}$)	0,03%	99,97%

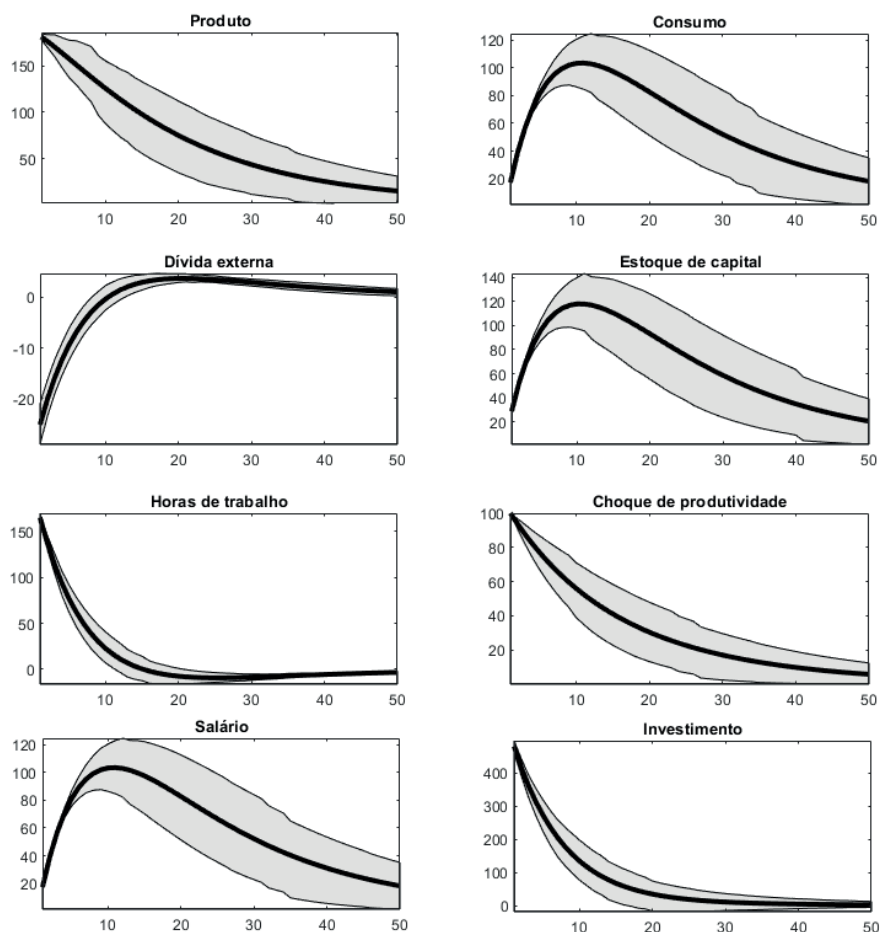
Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

A Figura 2 apresenta as funções de impulso-resposta bayesiana ao choque de produtividade. Nota-se que, no momento do impacto, todas as variáveis do modelo, com exceção do saldo da dívida externa da economia, possuem uma relação pró-cíclica com esse choque. O investimento possui a maior variação ao redor do estado estacionário, seguido pelo produto e horas de trabalho. De forma geral, o modelo confirma os resultados obtidos por Mendoza (1991), Mendoza e Uribe (2000) e Schmitt-Grohé e Uribe (2003). As demais variáveis como capital, consumo e salário apresentam comportamento em relação ao choque de produtividade similar ao modelo básico de Hansen (1985) com trabalho divisível.

Segundo Adjemian *et al.* (2011), quando todas as variáveis do modelo final estão em sua forma log-linearizada, como é o caso neste trabalho, os resultados da função de impulso-resposta são apresentados em termos de desvios percentuais do estado estacionário. Dessa forma, o resultado de uma oscilação negativa da dívida externa quando há um choque de produtividade positivo, por exemplo,

indica que o aumento de 100% no choque de produtividade reduz a dívida externa em 25,12% no primeiro trimestre. Além disso, a duração do efeito do choque de produtividade sobre a dívida externa é de, aproximadamente, 10 trimestres. A mesma interpretação vale para as demais variáveis apresentadas na Figura 2.

Figura 2 – Impulso-resposta bayesiana ao choque de produtividade com intervalo de confiança de 90% e periodicidade trimestral

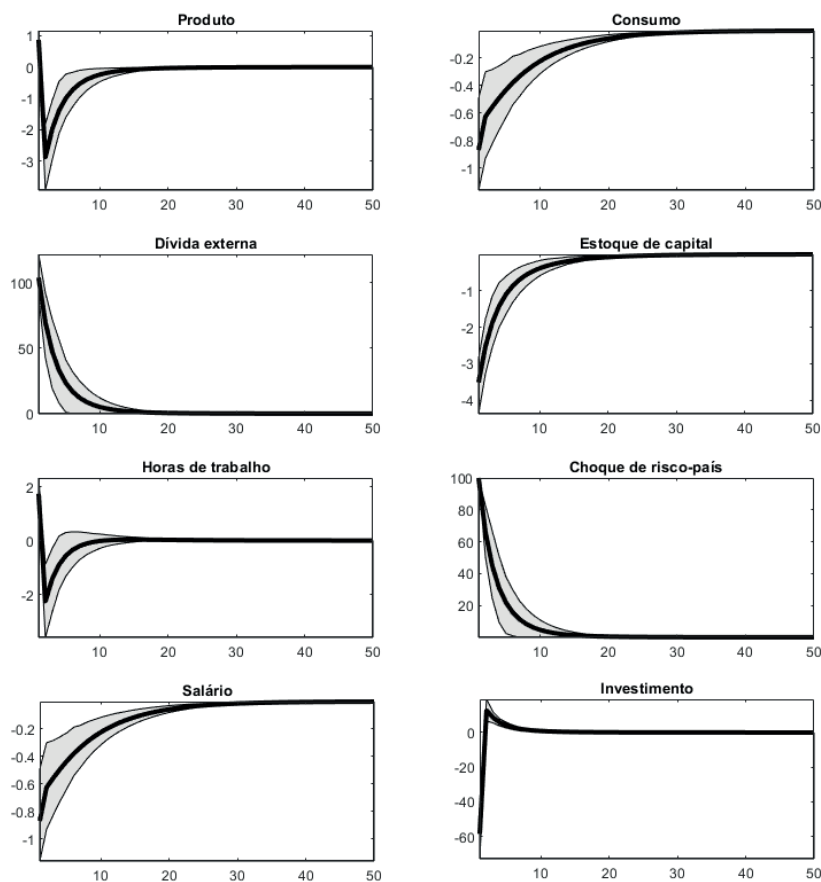


Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

As funções de impulso-resposta bayesiana ao choque de risco-país são apresentadas pela Figura 3. Os resultados indicam que o aumento de 100% no choque reduz os investimentos nacionais em -58,45% e eleva a dívida externa em 103,9%. A duração do choque mostra-se maior para a segunda variável, embora o efeito

seja rápido em ambos os casos. Ainda que haja significativa queda dos investimentos no primeiro trimestre, o aumento de 12,76% no segundo trimestre explicita a característica especulativa dos investimentos que oferecem maior retorno quando há fuga de capital. Com relação ao produto, mesmo que em menor intensidade, o aumento de 100% do choque de risco-país praticamente não provoca alterações no primeiro trimestre, crescendo 0,87%, e leva a maior variação no segundo semestre, com uma redução de -2,88%. Variáveis como consumo, estoque de capital, salário e horas trabalhadas também oscilam negativamente com o choque, embora a intensidade da variação seja menor.

Figura 3 – Impulso-resposta bayesiana ao choque de risco-país com intervalo de confiança de 90% e periodicidade trimestral

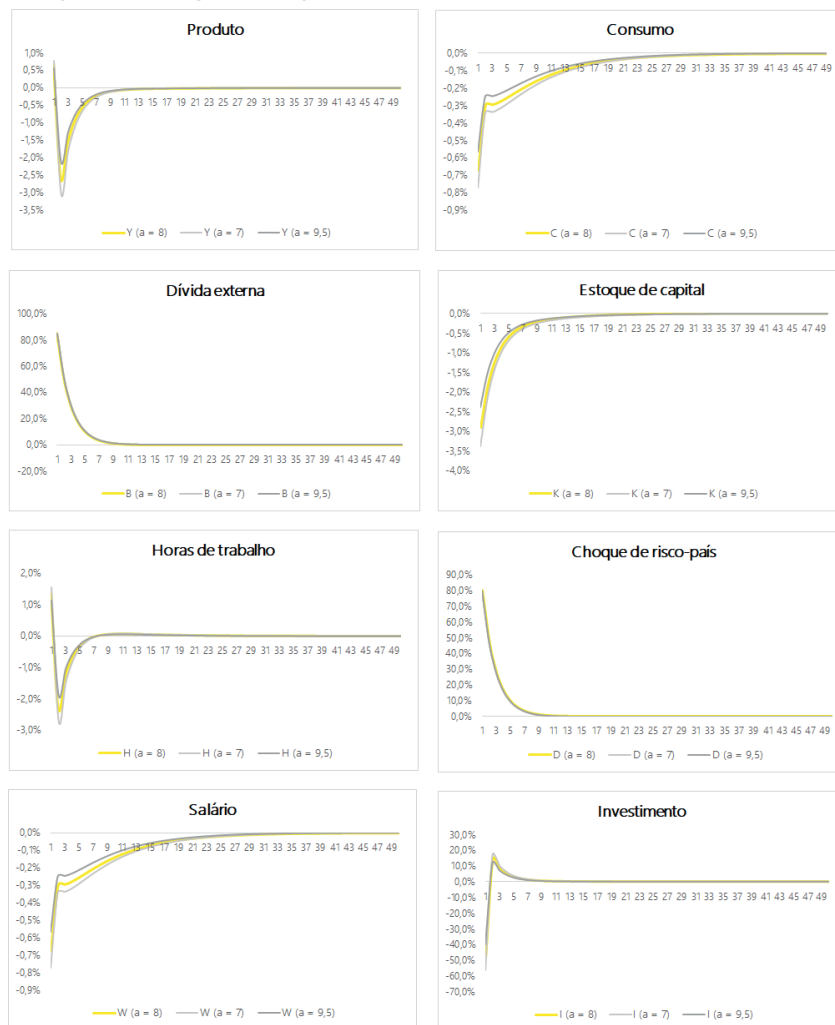


Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Com o intuito de analisar a sensibilidade dos resultados do modelo considerando-se alguns parâmetros pouco conhecidos pela literatura, na Figura 4 pode-se avaliar a função de impulso-resposta a um choque de risco-país variando-se o coeficiente de impacto da dívida externa sobre a taxa de juros, α . O maior valor atribuído ao α , igual a 9,5, considera uma relação entre dívida externa líquida e produto no estado estacionário de 9,4%, enquanto o menor valor atribuído, igual a 7, considera essa mesma relação próxima a 13,4%. O critério utilizado para as variações foi o intervalo de confiança de 90% gerado pela *posteriori* bayesiana.

Os resultados sugerem que um menor impacto da dívida externa líquida sobre a taxa de juros (isto é, menor relação entre dívida externa líquida e produto) ameniza os impactos negativos sofridos por um aumento do risco-país, especialmente no produto, investimento, horas trabalhadas, salário, consumo e estoque de capital. Para o caso do investimento, por exemplo, a redução de 13,4% da razão entre dívida externa líquida e produto para 9,4% faz com que o impacto negativo de um aumento no risco-país sobre o investimento diminua de -56,31% para -39,63% no primeiro trimestre. Por outro lado, o sentido do impacto e o período de dissipação do choque permanecem inalterados. As oscilações e magnitudes do choque de produtividade também permanecem as mesmas.

Figura 4 – Análise de sensibilidade do parâmetro sobre a função impulso-resposta ao choque de risco-país com periodicidade trimestral



Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Essas indicações estão em linha com os resultados e as discussões apresentados ao longo deste trabalho. Isso reforça o debate suscitado por Ornelas (2017) e Canuto e Santos (2003) sobre os cuidados necessários com o aumento da dívida externa e da dívida bruta, pelo fato de haver um ciclo vicioso entre o aumento da dívida e o risco-país. Mesmo que a estratégia dessas condutas, como o endividamento em prol do fortalecimento da soberania nacional, por exemplo, considere

os benefícios do crescimento no longo prazo maiores do que os custos existentes, há um limite que deve ser cuidadosamente identificado.

No período recente, entre 2013 e 2017, a dívida bruta do governo geral (DBGG), indicador de endividamento público, saltou de 51,3% para 74,0% do PIB. Como apontado por Souza Júnior e Santos (2017), o novo regime fiscal proposto a partir da Emenda Constitucional nº 95, aprovada em 2016, é uma estratégia gradualista para lidar com o problema atual das contas públicas brasileiras, visando evitar que a trajetória ascendente da dívida pública se concretize. Os autores argumentam que os efeitos positivos da maior credibilidade da política fiscal podem extrapolar a questão puramente fiscal e espalhar-se para a economia real por meio de um aumento da segurança para consumidores e investidores quanto ao futuro da economia brasileira. Por esse motivo, o conhecimento dos fatores que podem estimular o crescimento da dívida pública, como um cenário de *downgrade*, por exemplo, pode contribuir com o esforço existente de controle das contas públicas brasileiras.

Assim, em épocas de incerteza e desconfiança, a sinalização por parte da autoridade monetária de um compromisso com a saúde do sistema financeiro pode amortecer os impactos negativos de um choque de risco-país sobre a economia nacional. Essa medida pode ser benéfica tanto para as contas públicas quanto para o setor privado como um todo, no que se refere ao controle do aumento do custo do capital e da taxa de câmbio e à manutenção da base de investimento interno e externo. Embora a autoridade monetária possa perder autonomia e soberania nacional por adequar as suas ações e políticas às expectativas e recomendações de agências avaliadoras ou supranacionais, existe um *trade-off* que necessita ser avaliado. Apesar dessas considerações, esse é ainda um assunto em construção e necessita de maior investigação dado o regime atual de metas para a inflação. Recomendam-se essas investigações para trabalhos futuros.

A análise de sensibilidade, apresentada no Apêndice A, para o coeficiente de persistência do choque de risco-país (φ) mostra uma intensificação e prolongação dos efeitos do choque, mantendo-se inalterados os sentidos das variações de cada variável, com exceção da produtividade. Por outro lado, não há qualquer mudança no comportamento do choque de produtividade no modelo, o que era esperado. A mesma análise vale para a variância do choque de risco-país, τ , no sentido de haver uma intensificação e prolongação dos efeitos do choque sem mudanças no sentido das variações. Dessa forma, como variações nos dois parâmetros apenas intensificam proporcionalmente o efeito do choque de risco-país sobre os ciclos, a opção por determinada calibração dependerá de quanto o pesquisador queira penalizar o impacto do choque na simulação do modelo.

5 Considerações Finais

Este trabalho buscou analisar o impacto do choque de risco-país sobre os ciclos econômicos brasileiros pós-regime de metas para a inflação. Com o intuito de contribuir com os trabalhos disponíveis na literatura, utilizou-se um modelo SOE-RBC, conforme proposto por Schmitt-Grohé e Uribe (2003), com algumas modificações, que foi estimado por meio de métodos bayesianos.

Os resultados obtidos sugerem que o choque de risco-país explica majoritariamente as oscilações de curto prazo da dívida externa e do investimento e pequena parte das oscilações de curto prazo do estoque de capital, enquanto as oscilações de curto prazo das demais variáveis são explicadas pelo choque de produtividade.

Além disso, considerando-se os resultados das funções impulso-resposta bayesiana ao choque de risco-país, entende-se que um choque positivo, ou possível *downgrade*, por uma agência classificadora de risco geraria maior impacto sobre os investimentos e a dívida externa nacional. Ao realizar uma análise de sensibilidade sobre o coeficiente de impacto da dívida externa sobre a taxa de juros, α , tem-se que uma menor relação entre dívida externa líquida e produto ameniza os impactos negativos sofridos por um aumento do risco-país, especialmente no produto, investimento, horas trabalhadas, salário, consumo e estoque de capital.

Considerando-se que, diante das modificações sugeridas neste trabalho, os resultados apresentaram-se robustos e coerentes tanto com a literatura de ciclos econômicos reais quanto com a literatura de variações no risco-país, a escolha por modelar o choque de risco através do mecanismo de transmissão da taxa de juros mostrou-se adequada e bem-sucedida. Esse ganho permite estender a análise feita e modelar o choque de risco-país através dos mecanismos de transmissão da taxa de câmbio e do custo de capital para estudar o comportamento das variáveis macroeconômicas utilizadas pelo modelo.

Tendo-se em vista a preocupação recente do controle da trajetória da dívida pública, há um ponto de atenção na indicação de um ciclo vicioso entre o aumento da dívida e o risco-país que pode ser considerado na elaboração das próximas políticas públicas e econômicas brasileiras. Mais especificamente, em épocas de incerteza e desconfiança, a sinalização por parte da autoridade monetária de um compromisso com a saúde do sistema financeiro pode amortecer os impactos negativos de um choque de risco-país sobre a economia nacional, beneficiando tanto as contas públicas quanto o setor privado. Entretanto, há um *trade-off* importante entre a possível perda de autonomia e a soberania nacional por parte da autoridade monetária quando se adéqua às recomendações de agências avaliadoras ou supranacionais que necessita ser avaliado. Ainda assim, considera-se esse

assunto em construção e que necessita de maior investigação dado o atual regime de metas para a inflação.

Recomenda-se, para trabalhos futuros, uma investigação mais aprofundada sobre o *trade-off* efetivo enfrentado pela autoridade monetária apresentado anteriormente. Nesse estudo, poderiam ser simulados cenários para a economia brasileira em que as recomendações das agências avaliadoras ou supranacionais são seguidas *versus* uma estratégia independente e soberana decidida pela autoridade monetária, verificando-se o comportamento das principais variáveis macroeconômicas em cada uma dessas simulações.

Referências

ADJEMIAN, S.; BASTANI, H.; JUILLARD, M.; KARAMÉ, F.; MAIH, J.; MIHOUBI, F.; PERENDIA, G.; PFEIFER, J.; RATTI, M.; VILLEMOT, S. Dynare: reference manual. *Dynare Working Paper (version 4)*, CEPREMAP, 2011. v. 1, 202 p.

AN, S.; SCHORFHEIDE, F. Bayesian analysis of DSGE models. *Econometric Reviews*, v. 26, n. 2-4, p. 113-172, 2007.

ARAÚJO, C. H. V.; FERREIRA, P. C. G. Reforma tributária, efeitos alocativos e impactos de bem-estar. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 53, n. 2, p. 133-166, 1999.

BACHA, E. L.; BONELLI, R. Accounting for Brazil's growth experience – 1940-2002. *Institute for Applied Economic Research*. Brasília/Rio de Janeiro: Ipea, 2004.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. PMF 9 – Risco país. *Série Perguntas Mais Frequentes*, Gerin, Brasília, p. 1-18, 2016. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/pt-br/#!/c/CARTILHAS/>. Acesso em: 1 nov. 2018.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório de Inflação*, Brasília, v. 1, n. 1, p. 1-93, 1999. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/1999/06/ri199906P.pdf>. Acesso em: 10 nov. 2018.

BAUM, C. F.; SCHÄFER, D.; STEPHAN, A. Credit rating agency downgrades and the Eurozone sovereign debt crises. *Journal of Financial Stability*, v. 24, p. 117-131, 2016.

BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle'. *Journal of Monetary Economics*, v. 7, p. 151-174, 1981.

CANOVA, F. *Methods for applied macroeconomic research*. New Jersey: Princeton University Press, v. 13, 2007.

CANUTO, O.; SANTOS, P. F. P. Risco-soberano e prêmio de risco em economias emergentes. *Secretaria de Assuntos Internacionais (séries: temas de economia internacional)*, n. 1, Ministério da Fazenda, Brasília, 2003.

CARVALHO, F. A.; MINELLA, A. Previsões de mercado no Brasil: desempenho e determinantes. In: BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Dez anos de metas para inflação 1999-2009*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011, p. 169-226.

CASTRO, M. R.; GOUVEA, S. N.; MINELLA, A.; SANTOS, R. C.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. SAMBA: stochastic analytical model with a bayesian approach. *Banco Central do Brasil* (working paper series), n. 239, Brasília, 2011. 138 p.

CHIB, S.; RAMAMURTHY, S. Tailores randomized block MCMC methods with application to DSGE models. *Journal of Econometrics*, n. 155, p. 19-38, 2010.

CHRISTOFFEL, K.; COENEN, G.; WARNE, A. Forecasting with DSGE models. *European Central Bank*, (working paper series), n. 1185, p. 1-48, 2010.

CLAESSENS, S.; KOSE, A. Financial crises explanations, types, and implications. *IMF Working Papers*, v. 13/28, 2013, 66 p.

COSTA JÚNIOR, C. J.; GARCÍA CINTADO, A. C.; SAMPAIO, A. V. Post-2008 Brazilian fiscal policy: an interpretation through the analysis of fiscal multipliers. *Estudos Econômicos*, v. 47, n. 1, p. 93-124, 2017.

ELLERY JÚNIOR, R. J.; GOMES, V.; SACHSIDA, A. Business cycle fluctuations in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 56, n. 2, p. 296-308, 2002.

FERNÁNDEZ-VILLAVERDE, J.; RAMÍREZ, J. F. R.; SCHORFHEIDE, F. Solution and estimation methods for DSGE models. *NBER* (working paper series), n. 21862, 2016.

GARCIA, M. G. P.; DIDIER, T. Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 33, n. 2, p. 253-297, 2003.

GOMES, V.; BUGARIN, M. N. S.; ELLERY-JR, R. Long-run implications of the Brazilian capital shock and income estimates. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 25, n. 1, p. 67-88, 2005.

HANSEN, G. D. Indivisible labor and the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, Boston, v. 16, n. 3, p. 309-327, 1985.

HERBST, E. P.; SCHORFHEIDE, F. *Bayesian estimation of DSGE models*. New Jersey: Princeton University Press, 2015.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 29, n. 1, p. 1-16, 1997.

IBGE. *Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística*. SCNT - Sistema de Contas Nacionais Trimestrais. 2018. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/industria/9300-contas-nacionais-trimestrais.html?=&t=destaques>. Acesso em: 15 de setembro de 2018.

IPEA. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*. 2018. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 03 abr. 2018.

KANCZUK, F. Juros reais e ciclos reais brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 2, p. 249-267, 2002.

KANCZUK, F.; FARIA-JÚNIOR, F. Ciclos reais para a indústria brasileira. *Estudos Econômicos*, v. 30, n. 3, p. 335-350, 2000.

LIMA, E. J. A.; ARAUJO, F.; SILVA, J. R. C. Previsão e modelos macroeconômicos no Banco Central do Brasil. In: Banco Central do Brasil. *Dez anos de metas para inflação 1999-2009*. Brasília: Banco Central do Brasil, p. 351-399, 2011.

MENDOZA, E. G. Real business cycles in a small open economy. *American Economic Review*, v. 81, n. 4, p. 797-818, 1991.

MENDOZA, E. G.; URIBE, M. Devaluation risk and the business-cycle implications of exchange-rate management. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 53, p. 239-296, 2000.

MISHKIN, F. S. Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 3-10, 1995.

MÖLLER, H. D.; VITAL, T. Perspectivas brasileiras face às crises financeiras pós Plano Real. *Análise Econômica*, Porto Alegre, n. 66, p. 199-147, 2016.

MONTES, G. C. Credibility and monetary transmission channels under inflation targeting: an econometric analysis from a developing country. *Economic Modelling*, v. 30, p. 670-684, 2013.

NEUMEYER, P. A.; PERRI, F. Business cycles in emerging economies: the role of interest rates. *Journal of Monetary Economics*, v. 52, p. 345-380, 2005.

ORNELAS, J. R. H. Risco, dívida e alavancagem soberana. *Banco Central do Brasil* (trabalhos para discussão), Brasília, n. 457, p. 1-37, 2017.

OYA, S. An analysis of emerging market spreads. *Japan Bank International Cooperation Institute (JBIC)*, Japan, 2001.

PEREIRA, F. M.; ELLERY-JUNIOR, R. G. Política fiscal, choques externos e ciclo econômico no Brasil. *EconomiA*, Brasília, v. 12, n. 3, p. 445-474, 2011.

ROCHA, J. M.; RESTUCCIA, D. The role of agriculture in aggregate business cycles. *Review of Economic Dynamics*, n. 9, p. 455-482, 2006.

ROGERSON, R. Indivisible labor, lotteries and equilibrium. *Journal of Monetary Economics*, Boston, v. 21, p. 3-16, 1988.

ROSAL, J. M. L.; FERREIRA, P. C. Imposto inflacionário e opções de financiamento do setor público em um modelo de ciclos reais de negócios para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 53, n. 1, p. 3-37, 1998.

SCHMITT-GROHÉ, S.; URIBE, M. Closing small open economy models. *International Economics*, Stanford, v. 6, p. 163-185, 2003.

SMETS, F.; WOUTERS, R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, v. 1, n. 5, p. 1123-1175, 2003.

SOIHET, E.; RIBEIRO, T. C.; SAFINS, M. A. Risco-país brasileiro no período 2002-2010: uma análise macroeconômica e econométrica por meio da metodologia VAR (vetor-autoregressivo). *A Economia em Revista (AERE)*, v. 23, n. 2, 2015.

SOUZA-JÚNIOR, J. R. C.; SANTOS, F. E. L. A. Simulações da trajetória da dívida bruta do governo geral (2017 a 2037). *IPEA* (texto para discussão), Rio de Janeiro, n. 2303, 2017, 42 p.

SOUZA-SOBRINHO, N. F. The role of interest rates in the brazilian business cycles. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 65, n. 3, p. 315-336, 2011.

TEIXEIRA, M. F. F.; KLOTZLE, M. C. Determinantes do risco de países emergentes: um estudo do risco país específico. In: ENCONTRO DA ANPAD, 30. 2006. Salvador. *Anais [...]* Salvador: ANPAD, 2006.

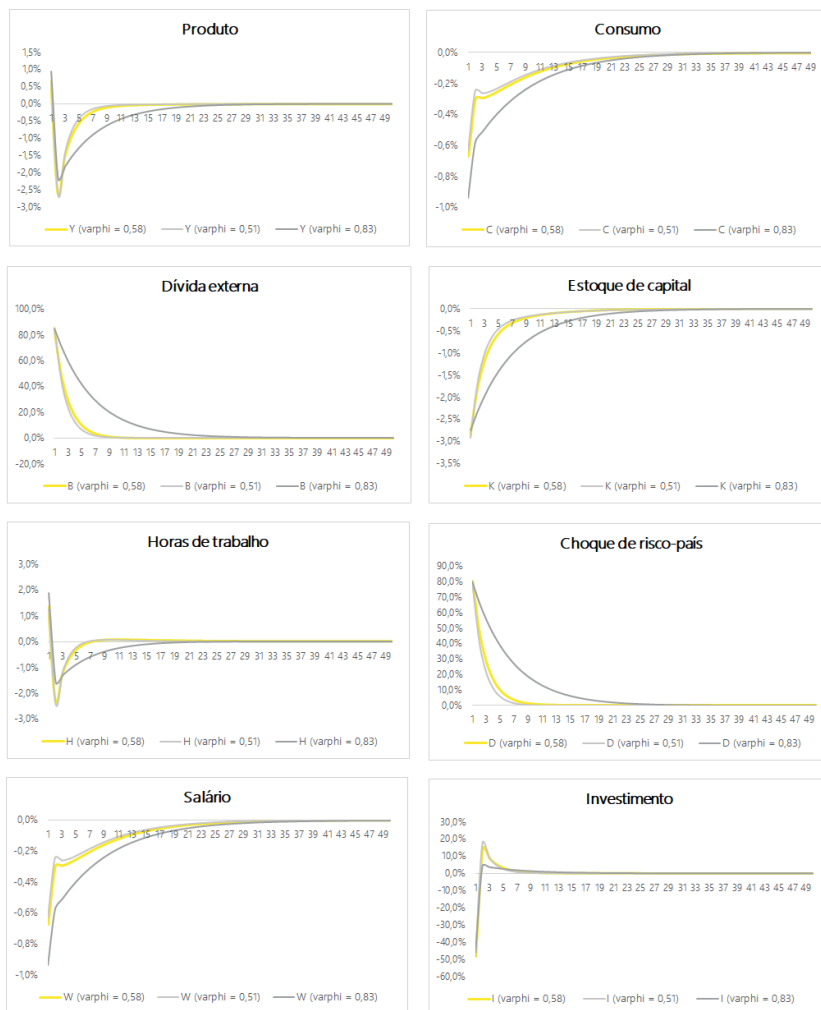
TELES, V. K.; SPRINGER, P.; GOMES, M.; PAES, N.; CAVALCANTI, A. Ciclos econômicos e métodos de filtragem: “fatos estilizados” para o caso brasileiro. *Economia*, Brasília, v. 6, n. 2, p. 291-328, 2005.

UHLIG, H. A toolkit for analyzing nonlinear dynamic stochastic models easily. *Center for Economic Research* (discussion paper), v. 97, 1995.

VAL, P. R. C.; FERREIRA, P. C. Modelos de ciclos reais de negócios aplicados à economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 31, n. 2, p. 213-248, 2001.

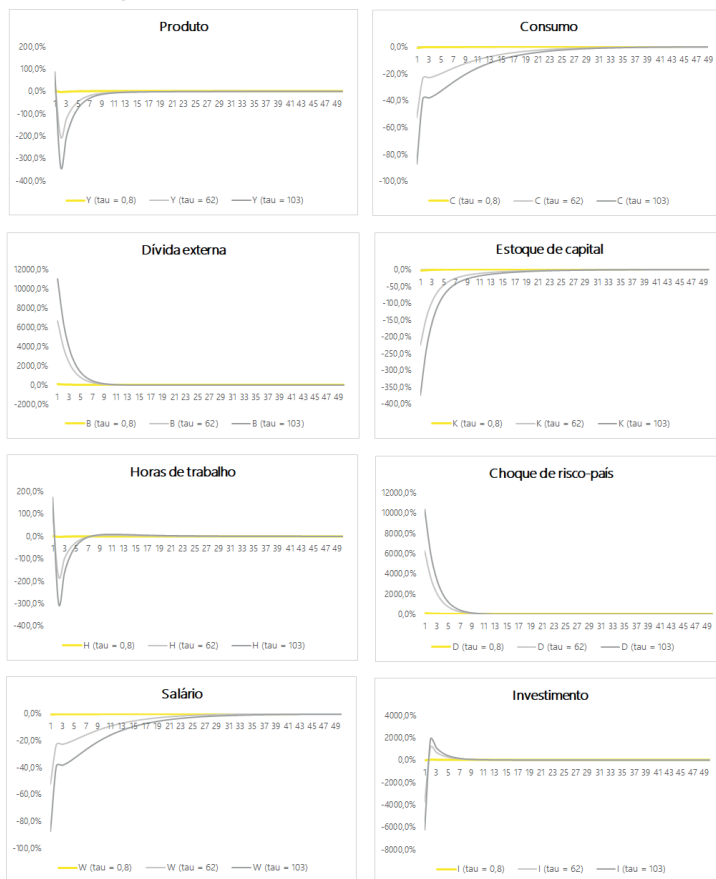
Apêndice A — Análise de sensibilidade dos parâmetros e na função de impulso-resposta para o choque de risco-país

Figura 5 — Análise de sensibilidade do parâmetro na função de impulso-resposta para o choque de risco-país



Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Figura 6 – Análise de sensibilidade do parâmetro na função impulso-resposta para o choque de risco-país



Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Autor correspondente:

Wesley Augusto de Freitas Borges

E-mail: waf.borges@outlook.com

Recebido em: 09/05/2019.

Aceito em: 01/07/2020.



Este é um artigo de acesso aberto distribuído sob os termos da Creative Commons Attribution CC-BY 4.0, que permite uso irrestrito, distribuição e reprodução em qualquer meio, desde que o trabalho original seja devidamente citado.