

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS  
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

WESLEY AUGUSTO DE FREITAS BORGES

**ANÁLISE DO CHOQUE DE RISCO-PAÍS SOBRE OS CICLOS ECONÔMICOS  
BRASILEIROS PÓS-REGIME DE METAS PARA A INFLAÇÃO**

Sorocaba

2019

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS  
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Wesley Augusto de Freitas Borges

**ANÁLISE DO CHOQUE DE RISCO-PAÍS SOBRE OS CICLOS ECONÔMICOS  
BRASILEIROS PÓS-REGIME DE METAS PARA A INFLAÇÃO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientação: Prof. Dr. Cassiano  
Bragagnolo

Sorocaba  
2019

Borges, Wesley Augusto de Freitas

Análise do choque de risco-país sobre os ciclos econômicos brasileiros pós-regime de metas para a inflação / Wesley Augusto de Freitas Borges. -- 2019.

64 f. : 30 cm.

Dissertação (mestrado)-Universidade Federal de São Carlos, campus Sorocaba, Sorocaba

Orientador: Cassiano Bragagnolo

Banca examinadora: Geraldo Edmundo Silva Jr., Humberto Francisco Silva Spolador

Bibliografia

1. Risco-país. 2. SOE-RBC. 3. Inferência bayesiana. I. Orientador. II. Universidade Federal de São Carlos. III. Título.

Ficha catalográfica elaborada pelo Programa de Geração Automática da Secretaria Geral de Informática (SIn).

DADOS FORNECIDOS PELO(A) AUTOR(A)

Bibliotecário(a) Responsável: Maria Aparecida de Lourdes Mariano – CRB/8 6979



**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS**

Centro de Ciências em Gestão e Tecnologia  
Programa de Pós-Graduação em Economia

---

**Folha de Aprovação**

---

Assinaturas dos membros da comissão examinadora que avaliou e aprovou a Defesa de Dissertação de Mestrado do candidato Wesley Augusto de Freitas Borges, realizada em 05/02/2019:

Prof. Dr. Cassiano Bragagnolo  
USP

Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Junior  
UFSCar

Prof. Dr. Humberto Francisco Silva Spolador  
ESALQ/USP

Certifico que a defesa realizou-se com a participação à distância do(s) membro(s) Humberto Francisco Silva Spolador e, depois das arguições e deliberações realizadas, o(s) participante(s) à distância está(ao) de acordo com o conteúdo do parecer da banca examinadora redigido neste relatório de defesa.

**WESLEY AUGUSTO DE FREITAS BORGES**

**ANÁLISE DO CHOQUE DE RISCO-PAÍS SOBRE OS CICLOS ECONÔMICOS  
BRASILEIROS PÓS-REGIME DE METAS PARA A INFLAÇÃO**

Dissertação apresentada ao Programa de  
Pós-Graduação em Economia para  
obtenção do título de Mestre em Economia.  
Sorocaba, 5 de fevereiro de 2019.

Orientador:

---

Prof. Dr. Cassiano Bragagnolo  
Universidade Federal de São Carlos

Examinador:

---

Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Jr.  
Universidade Federal de São Carlos

Examinador:

---

Prof. Dr. Humberto Francisco Silva Spolador  
Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz

*The Lord is gracious and righteous; our God is full of compassion. The Lord protects the simple-hearted; when I was in great need, He saved me. Return to your rest once more, o my soul, for the Lord has been good to you. For you, Lord, have delivered my soul from death, my eyes from tears, my feet from stumbling, that I may walk before the Lord in the land of the living.*  
*Psalm 116:5-9*

*God has made everything beautiful for its own time. He has planted eternity in the human heart; yet no one can fathom what God has done from beginning to end.*  
*Ecclesiastes 3:11*

## **DEDICATÓRIA**

*Aos meus pais, Sandra e Wesley, por me ensinarem o caminho para uma vida de  
regozijo e eterna alegria.  
À Damaris, amiga e companheira, com amor.*

## AGRADECIMENTOS

*Agradeço ao professor Cassiano Bragagnolo por me conceder a oportunidade de estudar este tema de pesquisa, bem como por suas preciosas contribuições, orientações e incentivos ao longo deste trabalho.*

*Agradeço ao professor Geraldo Edmundo Silva Júnior pelos momentos de partilha e conversas inspiradoras que em muito enriqueceram minha formação desde a graduação.*

*Agradeço ao professor Humberto Francisco Silva Spolador por sua dedicação, empenho e grande contribuição como membro da banca desta dissertação.*

*Agradeço aos docentes e discentes do PPGEc por me proporcionarem a oportunidade de crescimento e amadurecimento profissional e pessoal. Também agradeço à CAPES pelo apoio financeiro que viabilizou este trabalho.*

*Um agradecimento especial ao Jurandir Yanagihara e toda sua família, pelo carinho, instrução, encorajamento, amor e acolhimento em todos os momentos.*

*Agradeço toda a família Freitas e a família Borges pelo terno afeto, carinho, comunhão, carinho e zelo que me proporcionaram.*

*Agradeço também aos amigos desta caminhada com quem pude compartilhar e partilhar os muitos momentos de alegrias, reflexões, expectativas e aprendizados, especialmente aos cinco que me acompanharam no mestrado.*

## RESUMO

BORGES, Wesley A. F. Análise do choque de risco-país sobre os ciclos econômicos brasileiros pós-regime de metas para a inflação. 2019. 64 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de São Carlos, *campus* Sorocaba, Sorocaba, 2019.

Este trabalho buscou analisar o impacto do choque de risco-país sobre os ciclos econômicos brasileiros pós-regime de metas para a inflação. Para isso, utilizou-se de um modelo SOE-RBC proposto por 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, considera-se que um choque positivo no risco-país ou possível *downgrade* por uma agência de *rating* 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, têm-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. Tendo em vista a preocupação recente no controle da trajetória da dívida pública a partir da Emenda Constitucional n° 95, 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. Entretanto, há um *trade-off* importante entre a possível perda de autonomia e a soberania nacional por parte da autoridade monetária quando se adequa às recomendações de agências avaliadoras ou supranacionais que necessita maior investigação.

Palavras-chave: Risco-país. SOE-RBC. Inferência bayesiana. Dívida externa.

## ABSTRACT

This study sought to analyze the impact of the country risk shock on the Brazilian economic cycles post-inflation targeting regime. For this, we used a SOE-RBC model 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. In addition, 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. When conducting a sensitivity analysis on the external debt impact coefficient on the interest rate, it is found that a lower ratio between net external debt and output mitigates the negative impacts of an increase in country risk, especially in product, investment, hours worked, salary, and capital stock. Given the recent concern to control the trajectory of public debt since Constitutional Amendment n° 95, there is an attention point in the indication of a vicious cycle between the debt increase and the country risk that can be considered in the elaboration of the next Brazilian public and economic policies. However, there is an important trade-off between the possible loss of autonomy and the national sovereignty by the monetary authority when it conforms to the recommendations of evaluating or supranational agencies that need further investigation.

Keywords: Country risk. SOE-RBC. Bayesian inference. Foreign Debt.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Evolução do EMBI+ Risco-Brasil e da taxa de juros brasileira entre 1995 e 2017 em índice (1995 T1 = 100).....	16
Figura 2 – Evolução do EMBI+ Risco-Brasil e da taxa de câmbio nominal brasileira (real/dólar) entre 2008 e 2018 em índice (2008.01 = 100).....	19
Figura 3 – Evolução do EMBI+ Risco-Brasil e do investimento direto externo entre 1999 e 2018 em logaritmo (1999.01 = 100).....	20
Figura 4 – Distribuições <i>a priori</i> e <i>a posteriori</i> .....	46
Figura 5 – Impulso-resposta bayesiana ao choque de produtividade com intervalo de confiança de 90% e periodicidade trimestral.....	48
Figura 6 – Impulso-resposta bayesiana ao choque de risco-país com intervalo de confiança de 90% e periodicidade trimestral.....	49
Figura 7 – Análise de sensibilidade do parâmetro $\alpha$ sobre a função impulso-resposta ao choque de risco-país com periodicidade trimestral.....	51

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Resumo dos parâmetros obtidos na literatura.....	39
Tabela 2 – Distribuições <i>a priori</i> dos parâmetros do modelo.....	41
Tabela 3 – Valores das variáveis do modelo em estado estacionário e o segundo momento da economia brasileira.....	43
Tabela 4 – Correlações simuladas do modelo.....	44
Tabela 5 – Variáveis <i>a priori</i> e <i>a posteriori</i> .....	45
Tabela 6 – Variáveis <i>a priori</i> e <i>a posteriori</i> dos choques do modelo.....	45
Tabela 7 – Decomposição da variância das variáveis do modelo em relação aos choques de produtividade e de risco-país.....	47
Tabela 8 – Estimação da parcela do capital e do trabalho no produto.....	63
Tabela 9 – Estimação da persistência do choque de produtividade.....	63
Tabela 10 – Estimação do impacto da dívida externa sobre a taxa de juros.....	64
Tabela 11 – Estimação da persistência do choque de risco-país e sua variância.....	64

## **LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS**

BCB – Banco Central do Brasil

BID – Banco Interamericano de Desenvolvimento

Copom – Comitê de Política Monetária

DBGG – Dívida Bruta do Governo Geral

DSGE – Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral

EC – Emenda Constitucional

EMBI+ – Emerging Markets Bond Index Plus

Gerin – Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MCMC – Monte Carlo via Cadeias de Markov

MQO – Mínimos Quadrados Ordinários

PIB – Produto Interno Bruto

RBC – Real Business Cycles

SOE – Small Open Economy

VAR – Vetor Autoregressivo

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO.....</b>	<b>15</b>
<b>2 REVISÃO DE LITERATURA.....</b>	<b>22</b>
2.1 CICLOS ECONÔMICOS REAIS.....	22
2.2 CICLOS ECONÔMICOS REAIS PARA PEQUENA ECONOMIA ABERTA	23
2.3 RISCO-PAÍS E AGÊNCIAS DE <i>RATINGS</i> .....	24
<b>3 MATERIAIS E MÉTODOS.....</b>	<b>27</b>
3.1 MODELO TEÓRICO.....	27
3.2 MÉTODO ECONOMETRICO.....	33
3.3 INFERÊNCIA BAYESIANA.....	35
3.4 BASE DE DADOS.....	37
3.5 CALIBRAÇÃO.....	38
3.6 DEFINIÇÃO DAS <i>PRIORIS</i> .....	41
<b>4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....</b>	<b>43</b>
<b>5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>54</b>
<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>56</b>
<b>APÊNDICE – A.....</b>	<b>60</b>
<b>APÊNDICE – B.....</b>	<b>63</b>

## 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 esta variável macroeconômica.

A relação entre a fixação da taxa básica de juros e o risco-país de uma economia emergente tende a ser diretamente proporcional (CANUTO; SANTOS, 2003; PEREIRA; ELLERY-JR, 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, dificuldades em promover reformas econômicas segundo as recomendações de agências supranacionais ou de outra natureza, a taxa de juros nominal praticada nesta economia tende a ser maior para remunerar o acréscimo no risco e amortecer a fuga do capital.

Em uma análise preliminar, verifica-se uma correlação de 66,52% entre o risco-país, medido por meio do *spread* do EMBI+<sup>1</sup> (*Emerging Markets Bond Index Plus*) Risco-Brasil, e a taxa de juros brasileira para o período entre 1995 e 2017. Considerando a partir do período em que o Brasil passou a adotar um regime de política monetária baseado nas metas para a inflação, formalizado através do Decreto nº 3.088 em 21 de junho de 1999, a correlação entre o EMBI+ Risco-Brasil e a taxa de juros em índices é de 72,64%. A relação entre estas duas séries é apresentada pela Figura 1.

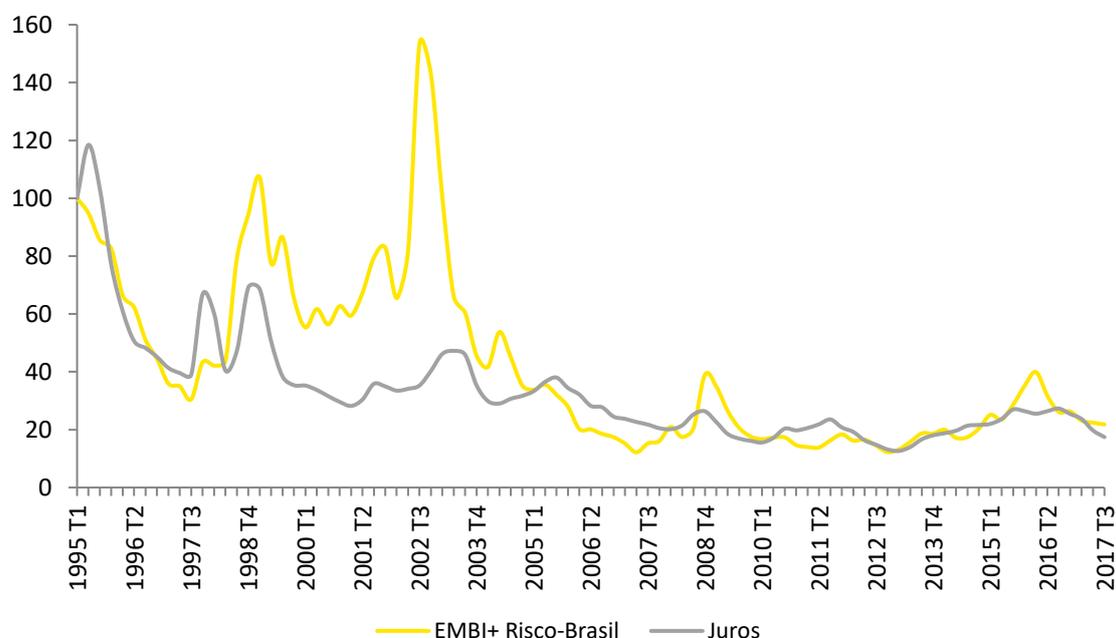
Como se pode analisar na Figura 1, o comportamento volátil do índice do EMBI+ Risco-Brasil entre 1998 e 2003 pode ser explicado por alguns fatores. Segundo Garcia e Didier (2003) e Claessens e Kose (2013), a medida de risco em um mercado emergente é influenciada tanto por seus fundamentos macroeconômicos quanto por importantes acontecimentos econômicos em outros mercados emergentes similares. Neste sentido, o

---

<sup>1</sup> O EMBI+ é um índice baseado nos bônus (títulos de dívida) e calcula os retornos financeiros obtidos diariamente por uma carteira selecionada de títulos dos países emergentes envolvidos. O índice foi criado pelo banco J.P. Morgan em 1992 e tem como objetivo mostrar o *spread* soberano entre a taxa de retorno dos títulos de países emergentes e a oferecida por títulos emitidos pelo Tesouro americano (IPEA, 2018).

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 ao anterior 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).

**Figura 1** – Evolução do EMBI+ Risco-Brasil e da taxa de juros brasileira entre 1995 e 2017 em índice (1995 T1 = 100).



Fonte: Ipeadata (2018) e Banco Central do Brasil (2018b).

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; ARAUJO; 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 este 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. Neste sentido, quanto mais precisos forem os anúncios de classificação de crédito, maior será a eficiência das decisões dos investidores, e deste modo, o resultado do mercado.

Segundo a Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores (Gerin) do Banco Central do Brasil (BCB) (2016), o mercado usa o *spread* do EMBI+ Risco-Brasil para medir a capacidade do país de honrar os seus compromissos financeiros com o exterior. Deste modo, para que o país com um *spread* elevado no EMBI+ consiga atrair capital estrangeiro em montante suficiente para o financiamento de sua dívida externa, ele necessita oferecer altas taxas de juros em seus papéis. Sendo assim, um aumento no risco-país implica em custos maiores para a emissão de novos títulos soberanos e privados no mercado internacional, o que pode afetar a flexibilidade fiscal de um governo.

Considerando que a taxa de juros é um importante instrumento para a política monetária do país, se há uma correlação entre a o EMBI+ Risco-Brasil e a taxa de juros, fica a questão ainda inexplorada sobre como esta medida de risco-país afetaria direta ou indiretamente outras variáveis macroeconômicas como produto, consumo, estoque de capital e investimento, por exemplo. Embora autores como Kaminsky e Schmukler (2002) e Soihet, Ribeiro e Safins (2015) discorram sobre a sobrevalorização que a medida do risco EMBI+ possui em cenários políticos e econômicos desfavoráveis, estes mesmos autores e outros como Canuto e Santos (2003) e Garcia e Didier (2003) argumentam que esta medida continua sendo válida e uma das mais proveitosas para avaliar o risco de um país emergente.

A relação entre taxa de juros e risco-país tem sido estudada pela literatura através de diferentes métodos, seja utilizando o método de mínimos quadrados ordinários (MQO) (MAURO; SUSSMAN; YAFEH, 2000; OYA, 2001; WESTPHALEN, 2001), dados em painel (TEIXEIRA; KLOTZLE, 2006) ou modelos de vetores autoregressivos (VAR) (SOIHET; RIBEIRO; SAFINS, 2015), por exemplo. Além disso, esta relação também

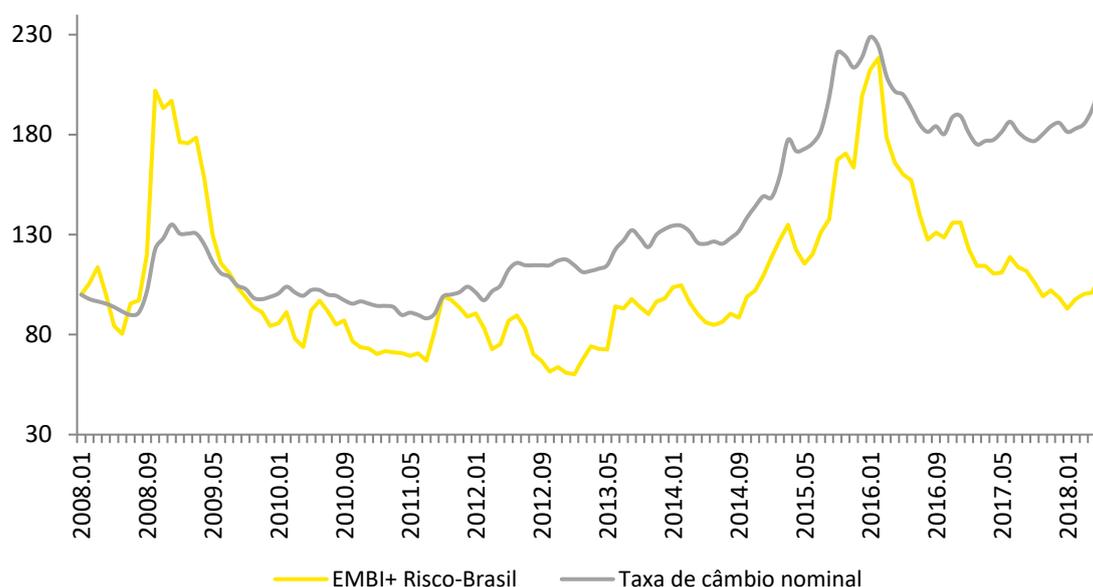
tem sido incorporada em modelos de ciclos econômicos reais (*Real Business Cycles*, ou modelos RBC) por autores como Mendoza e Uribe (2000), Schmitt-Grohé e Uribe (2003), Neumeyer e Perri (2005), Pereira e Ellery-Jr (2011) e Souza-Sobrinho (2011). Nestes modelos RBC, a medida ou o choque do prêmio pelo risco tende a ser elástico à dívida externa e à taxa de juros praticada pela autoridade monetária do país.

Existem também outros dois mecanismos de transmissão além da taxa de juros pelos quais variações no risco-país de uma economia emergente afetam, direta ou indiretamente, o produto e outras variáveis macroeconômicas reais, a saber a taxa de câmbio e o custo do capital. Com relação ao primeiro, segundo a Gerin do BCB (2016), o risco-Brasil e a taxa de câmbio entre o real e o dólar norte-americano são altamente e positivamente correlacionados.

Geralmente, em economias financeiramente abertas, variações na percepção de risco-país são acompanhadas por variações nas entradas líquidas de capitais, seja através das exportações líquidas ou do investimento externo, com impacto na taxa de câmbio. O mecanismo de transmissão através do câmbio pode também impactar a atividade econômica e preços internos. Em uma análise preliminar, verifica-se uma correlação de 86,32% entre o *spread* do EMBI+ Risco-Brasil e a taxa de câmbio brasileira pós-crise de 2008 até 2017. A relação entre estas duas variáveis pode ser observada através da Figura 2.

Como pode ser observado na Figura 2, o descolamento do índice EMBI+ Risco-Brasil em relação ao índice da taxa de câmbio brasileira a partir de setembro de 2008 pode ser justificado pelo acirramento da crise financeira internacional. Apesar disso, o ritmo do nível de atividade da economia brasileira a partir do segundo trimestre de 2009 passou por um processo de retomada do crescimento, sustentado especialmente pela retomada da demanda interna, pela restauração do acesso ao crédito e pelas medidas temporárias de renúncia fiscal do governo federal. Com isso, a melhora nos indicadores econômicos conteve o pessimismo do mercado e precificou o EMBI+ Risco-Brasil em uma faixa de, aproximadamente, 200 pontos, patamar similar ao anterior à crise (SOIHET; RIBEIRO; SAFINS, 2015)

**Figura 2** – Evolução do EMBI+ Risco-Brasil e da taxa de câmbio nominal brasileira (real/dólar) entre 2008 e 2018 em índice (2008.01 = 100).



Fonte: Ipeadata (2018).

O terceiro mecanismo de transmissão do risco-país sobre variáveis macroeconômicas reais é o custo do capital. Segundo o relatório do BCB (2016), pode-se destacar duas dificuldades adicionais geradas pelo aumento do risco-país sobre a economia brasileira. A primeira delas é a diminuição da base de investidores internacionais dispostos a financiar títulos de emissores domésticos. A outra dificuldade se refere à piora no acesso a capitais de longo prazo, na forma de investimento direto e investimento em carteira, implicando também em maiores custos de captação externa para a República e para os agentes privados.

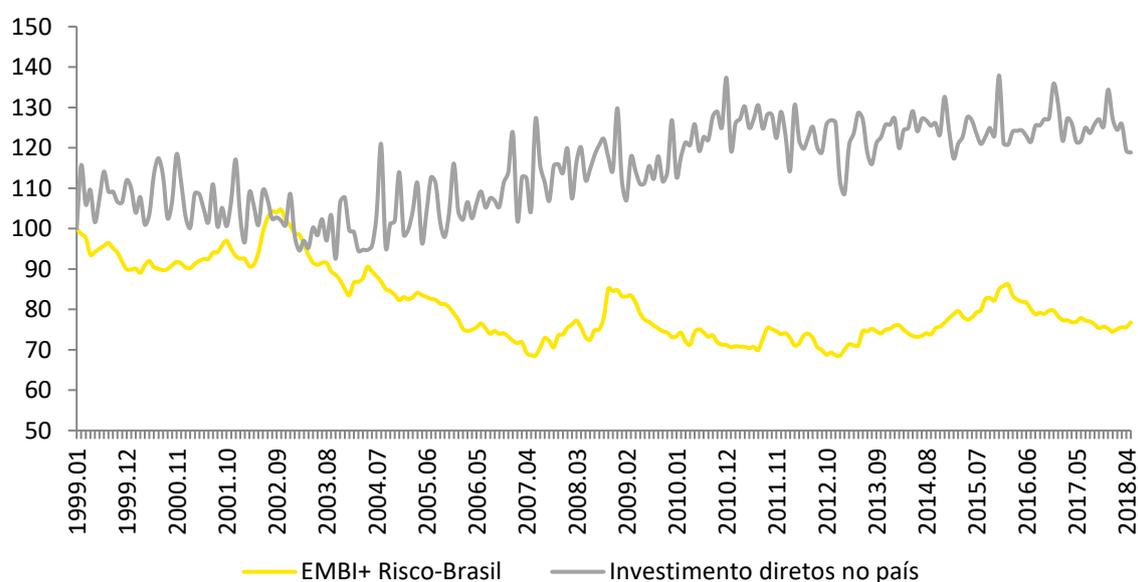
Como os *ratings* são uma referência para o risco das empresas e do setor financeiro de um país, uma queda na avaliação afeta os preços das linhas de crédito no mercado, impactando tanto o consumo quanto o investimento. Vale destacar também que maiores riscos elevam a taxa de desconto usada em empresas brasileiras, provocando um aumento no custo médio ponderado do capital e uma diminuição no valor presente líquido das empresas, inibindo ainda mais o investimento (TOMAZZIA; MEURER, 2009; BCB, 2016; ORNELAS, 2017).

A Figura 3 mostra a relação entre o *spread* do EMBI+ Risco-Brasil e o ingresso de investimentos diretos no país pós-regime de metas para a inflação<sup>2</sup>. Para este período,

<sup>2</sup> Considera-se o logaritmo das duas séries.

verifica-se uma correlação de -61,21% entre estas duas variáveis. Estas estatísticas introdutórias indicam que o aumento persistente no risco-país, ao piorar as condições de acesso dos agentes econômicos domésticos ao financiamento externo, eleva a taxa de câmbio no sentido de um real mais desvalorizado, encarece o custo do capital público e privado, retrai o ingresso de investimento direto externo e pode enfraquecer a atividade econômica no curto prazo. Segundo o BCB (2018a), a volatilidade no investimento direto, categoria de investimento de não residente mais importante para o setor externo da economia brasileira, deve-se, fundamentalmente, à oscilação de paridades, isto é, à variação da taxa de câmbio do real pelo dólar norte-americano.

**Figura 3** – Evolução do EMBI+ Risco-Brasil e do investimento direto no país entre 1999 e 2018 em logaritmo (1999.01 = 100).



Fonte: Ipeadata (2018).

Apesar de haver um avanço na literatura sobre esse assunto para a economia brasileira, não há trabalhos ainda realizados, que se tenha conhecimento, que tenham proposto 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 esta literatura propondo 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. Como a classificação de risco do Brasil foi rebaixada pelas três principais agências internacionais de *rating*<sup>3</sup> entre 2017 e

<sup>3</sup> Standard & Poor's (S&P), Fitch Ratings e Moody's.

2018, espera-se que os resultados apresentados neste trabalho auxiliem na melhor compreensão dos efeitos de curto-prazo que uma variação no prêmio pelo risco possui sobre o ciclo econômico do país.

Diante destas considerações, o objetivo deste estudo será avaliar como a dinâmica do prêmio pelo risco do Brasil influencia os ciclos econômicos do país. Para tanto, será utilizado um modelo RBC de *Small Open Economy* (SOE) conforme proposto por Schmitt-Grohé e Uribe (2003) para 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. A análise da decomposição da variância e da função de impulso-resposta são recorrentes em trabalhos de ciclos econômicos reais porque possibilitam estudar como cada choque exógeno afeta as variáveis endógenas do modelo.

Este trabalho está organizado em cinco seções, sendo a primeira delas esta introdução. A próxima seção apresentará uma breve revisão da literatura sobre os modelos de ciclos econômicos reais que incorporam o choque de risco-país em suas análises. Já a terceira seção abordará o modelo teórico, o modelo econométrico, a calibração dos parâmetros, a definição das *prioris* e a base de dados para este estudo. A quarta seção apresentará e discutirá os principais resultados deste trabalho. Por fim, a quinta seção encerrará este estudo com as considerações finais obtidas.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

Esta seção apresenta alguns trabalhos relacionados à literatura de ciclos econômicos reais em sua especificação tradicional e com pequena economia aberta. Além disso, foram selecionados trabalhos que analisaram o impacto que as agências de *rating* e as avaliações de risco possuem durante as crises financeiras dos mercados emergentes.

### 2.1. CICLOS ECONÔMICOS REAIS

A ampla literatura dos ciclos econômicos reais, iniciada pelos trabalhos de Kydland e Prescott (1982) e de Long-Jr e Plosser (1983), preocupa-se em estudar as causas e as naturezas das flutuações das variáveis reais da economia e como seus movimentos afetam, através dos canais de transmissão, o bem-estar das famílias. Dentre algumas vertentes existentes na literatura sobre a teoria dos ciclos econômicos reais, este trabalho está relacionado com a que se utiliza de modelos RBC para pequenas economias abertas (SOE-RBC) e que estimam os parâmetros do modelo em conjunto com técnicas de estatística bayesiana.

Val e Ferreira (2001) testaram dois modelos RBC tradicionais de economia fechada, o modelo de Hansen (1985) com trabalho indivisível e o modelo de Cooley e Hansen (1989) com a restrição *cash in advance*<sup>4</sup>, e se propuseram a analisar qual deles possui maior aderência aos dados da economia brasileira. Os momentos dos dados brasileiros sugerem baixa volatilidade para o consumo em relação ao produto e elevada volatilidade para o investimento em relação ao produto. Ainda que ambos os modelos testados tenham conseguido expressar as relações de grandezas dos dados da economia brasileira, eles foram incapazes de expressar a proporcionalidade dessas grandezas. Se comparadas com a volatilidade do produto, a volatilidade do consumo e do capital apresentou-se abaixo do esperado e a volatilidade do investimento acima do esperado. Os autores argumentam que o fato do único choque do modelo incidir sobre a produção faz com que todas as séries tenham a sua correlação com o produto intensificada, de modo que este problema poderia ser corrigido com a inserção de outros choques no modelo.

O trabalho de Ellery-Jr, Gomes e Sachsida (2002) procurou comparar os segundos momentos gerados por dois modelos RBC tradicionais com os segundos momentos dos dados da economia brasileira entre 1947 e 1986. Os autores analisaram as relações entre o produto e variáveis como consumo, investimento, produtividade e horas trabalhadas. Ainda que em proporções distintas, as simulações dos modelos conseguem reproduzir a

---

<sup>4</sup> Essa restrição, válida apenas para o bem de consumo, significa que os agentes podem consumir apenas os bens pelos quais possam pagar à vista, utilizando para isso a moeda trazida do período anterior.

menor volatilidade do consumo e da produtividade em relação à volatilidade do produto e a maior volatilidade do investimento em relação à volatilidade do produto, mas ambos falham em reproduzir a alta volatilidade das horas trabalhadas em relação à volatilidade do produto.

Kanczuk (2002) buscou construir um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE), de acordo com a literatura RBC, para estudar a relação entre flutuações na taxa de juros reais e os ciclos reais da economia brasileira entre 1980 e 2000. O modelo é modificado de modo que as firmas tenham de permanecer com capital de giro dado a falta de sincronismo entre as receitas e as despesas. Dentre os resultados obtidos, o autor destaca a correlação positiva entre produto, consumo, investimento e emprego. Todas estas variáveis, com exceção da taxa de juros, são pró-cíclicas e mostram alto grau de persistência. Por fim, a volatilidade do consumo é ligeiramente menor que a do produto, enquanto a do investimento é aproximadamente três vezes maior que este.

## 2.2. CICLOS ECONÔMICOS REAIS PARA PEQUENA ECONOMIA ABERTA

O trabalho de Mendoza (1991) estendeu a análise de Kydland e Prescott (1982) e de Long-Jr e Plosser (1983) para o contexto de economia aberta e é considerado um dos pioneiros na literatura dos modelos SOE-RBC. Utilizando dados canadenses anuais para o período entre 1946 e 1985, o autor buscou comparar os momentos estatísticos gerados pela simulação do modelo com os verdadeiros momentos dos dados e replicar alguns fatos estilizados usualmente presentes na literatura dos ciclos econômicos reais. Duas principais regularidades de economias abertas foram encontradas na simulação: a correlação positiva entre poupança e investimento e os comportamentos contra-cíclicos da balança comercial com a conta corrente.

Neumeyer e Perri (2005) contribuem com a literatura dos modelos SOE-RBC buscando compreender a importância da taxa de juros na determinação dos ciclos econômicos de cinco países emergentes. Dentre alguns resultados, os autores encontraram que a taxa de juros e o produto são contra-cíclicos, o consumo é mais volátil do que o produto e as exportações líquidas são fortemente contra-cíclicas. A taxa de juros real foi decomposta considerando a taxa de juros internacional e um componente do prêmio pelo risco. Neste modelo, o prêmio pelo risco é afetado por choques endógenos e amplificado pela restrição de capital de giro das firmas.

Utilizando preferências do tipo GHH (em que consumo e lazer são não separáveis e a oferta de trabalho é independente do consumo) e um modelo SOE-RBC adaptado de

Neumeyer e Perri (2005), Souza-Sobrinho (2011) argumenta que o choque de risco-país explica um terço das flutuações do produto da economia brasileira entre 1994 e 2010. O autor também sugere que variações no risco-país são mais importantes para explicar a volatilidade dos ciclos econômicos do que choques na taxa de juros internacional. Há duas diferenças principais no modelo de Souza-Sobrinho (2011) em relação ao trabalho de Neumeyer e Perri (2005). A primeira é a calibração da restrição de capital de giro das firmas, permitindo que haja perdas reais na economia quando não houver recursos suficientes para consumo e investimento. A segunda diferença está no entendimento de que mudanças relevantes na taxa de juros podem ser provenientes de variações exógenas, não endógenas, do prêmio pelo risco. Neste modelo, o choque de risco-país é influenciado pela probabilidade do governo local confiscar parcela dos rendimentos dos juros.

O trabalho de Pereira e Ellery-Jr (2011) adapta um dos modelos SOE-RBC proposto por Schmitt-Grohé e Uribe (2003) incluindo o sistema tributário em uma economia que possui o prêmio de risco elástico à sua dívida externa líquida. Considerando dados anuais para a economia brasileira desde 1975 até 2005, os autores propõem que o consumo e o investimento sejam mais voláteis e positivamente correlacionados com o produto, embora Schmitt-Grohé e Uribe (2003) tenham encontrado que somente o investimento é mais volátil do que o produto. Os resultados do modelo apontam para a política fiscal como fonte originária do movimento do consumo mais volátil que o produto, resultado considerado inédito pelos autores, e da balança comercial negativamente correlacionada com o produto.

### 2.3. RISCO-PAÍS E AGÊNCIAS DE *RATINGS*

Com relação aos trabalhos que analisam o impacto dos *ratings* soberanos durante as crises financeiras, Kaminsky e Schmukler (2002) buscaram estudar os efeitos das avaliações e das opiniões das agências de risco sobre a instabilidade nos mercados emergentes. Utilizando uma abordagem de dados em painel entre 1990 e 2000 para 16 países, os resultados da pesquisa indicaram que, além do impacto sobre o mercado de títulos e de ações, as agências contribuíram para ampliar os efeitos negativos da recessão econômica, particularmente durante períodos de crise. Segundo os autores, as agências agem pró ciclicamente ao concederem *downgrade* para os países em tempos de incerteza e *upgrade* em tempos de confiança e expectativas otimistas para a economia. Isso resulta em uma intensificação da crise nos países emergentes muito além do que seus fundamentos macroeconômicos justificam.

O estudo de Canuto e Santos (2003) considera que um conjunto pequeno de variáveis pode explicar grande parte das diferenças entre as classificações do risco-soberano nos mercados emergentes. Os resultados mostram que uma classificação soberana alta (isto é, um baixo risco-soberano) está associada a um nível elevado de renda per capita em dólares, baixa inflação (medida pelo índice de preços ao consumidor), elevada taxa de crescimento econômico, baixa relação entre dívida externa total e as receitas em conta corrente, baixa relação entre dívida bruta do governo geral e receitas fiscais totais e, finalmente, elevado grau de abertura comercial, medido pela conta corrente de comércio (isto é, a soma de exportações e importações como percentual do PIB). Com essas considerações, os autores sugerem que haja um esforço de melhora em tal conjunto de indicadores como um roteiro para a busca de melhor classificação de risco-soberano. Além dos benefícios em termos de queda nas taxas reais de juros decorrentes de um *upgrading* nas classes de risco, há uma melhora na própria saúde macroeconômica por si só associada à melhora nos correspondentes indicadores.

Segundo Elkhoury (2008), pode-se destacar os seguintes benefícios indiretos da classificação das agências de *rating*: incremento do investimento direto externo, promoção de mercados de capitais locais mais vibrantes e maior transparência financeira do setor público. Já para os países mutuários (isto é, aqueles que recebem financiamento e se beneficiam das regras de aquisições do Banco Interamericano de Desenvolvimento – BID), como o Brasil, por exemplo, um rebaixamento do *rating* tem efeitos negativos em seu acesso ao crédito e no custo de seus empréstimos. Dessa forma, o autor considera que existe o risco para estes países de que, ao se evitar o rebaixamento de *rating*, eles passem a adotar políticas que abordem preocupações de curto prazo dos investidores de carteira, mesmo quando estiverem em conflito com as necessidades de desenvolvimento de longo prazo.

Por fim, Ornelas (2017) busca estimar a relação entre um aumento da dívida bruta soberana e as taxas de juros externas de países emergentes. O autor considera que a relação causal é da dívida bruta no risco-soberano, argumentando que, à medida que o nível da dívida aumenta, a probabilidade de *default* também aumenta, e os investidores cobram um *spread* em função disso. Dessa forma, utilizando uma abordagem de dados em painel para 23 países entre 2000 e 2014, o autor estima a relação entre variações da dívida bruta e risco-soberano medido pelo *spread* do EMBI, buscando avaliar como o aumento da dívida bruta relaciona-se com o risco-soberano e o custo da dívida. Os resultados indicam que um aumento de um por cento na dívida bruta, medida como

percentual do produto interno bruto (PIB), está associado a um aumento de, aproximadamente, 0,7% no *spread* do EMBI do país emergente.

### 3. MATERIAIS E MÉTODOS

Esta seção apresenta o modelo teórico de SOE-RBC proposto por Schmitt-Grohé e Uribe (2003), o método econométrico utilizado, o procedimento de inferência bayesiana, a base de dados, a calibração do modelo e a definição das *prioris*.

#### 3.1. MODELO TEÓRICO

Nesta subseção apresenta-se o modelo RBC de *Small Open Economy* conforme proposto por Schmitt-Grohé e Uribe (2003) com algumas modificações. A principal delas será incorporar um choque do prêmio pelo risco que é diretamente proporcional aos juros pagos pelas famílias para analisar a interação deste choque com todas as outras variáveis do modelo. O trabalho de Pereira e Ellery-Jr (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 do governo local confiscar parcela dos rendimentos dos juros. Deste modo, o presente estudo intenta contribuir com esta literatura propondo que a taxa de juros seja o mecanismo de transmissão pelo qual variações no choque de risco-país afete todas as demais variáveis macroeconômicas do modelo.

Como no modelo básico 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).

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

Em que  $c_t$  é o consumo das famílias,  $\beta^t$  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  $\phi$  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. Este 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. Deste 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. Se de fato essa ideia pode ser estendida para uma economia com empréstimos, conforme o modelo proposto, é uma questão que ainda carece de análise.

Admite-se que o produto é proveniente de uma função de produção Cobb-Douglas com retornos constantes à escala e 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  $\mu$  pode ser interpretado como a parcela do capital na renda e  $\theta$  como a parcela do trabalho na renda, sendo que a soma destes dois últimos 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  $\psi_t$  segue uma distribuição normal com média zero e variância  $\sigma_\psi^2$ .

Para cada família, mudar o nível de capital próprio envolve um custo de ajustamento,  $\eta$ , 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  $\kappa$  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.

Considerando haver o conceito de risco-país no modelo, a taxa de juros paga por uma família devido a empréstimos será uma função crescente da dívida externa e do risco deste país, enquanto que a taxa de juros que uma família recebe por poupança diminui com o aumento da poupança total. Esta 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  $B_t = 0$ , i. e., quando não houverem 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  $\tau_t$  segue uma distribuição normal com média zero e variância  $\sigma_\tau^2$ .

Assumindo que o mercado dos 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 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).

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

O Lagrangiano do problema pode ser escrito de acordo com a equação (11).

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

As condições de primeira ordem para a família incluindo a restrição orçamentária são dadas pelas equações (12) a (15).

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_t} = \frac{1}{c_t} - \lambda_t = 0 \quad (12)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial h_t} = \phi + \lambda_t w_t = 0 \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial k_{t+1}} = -\lambda_t \cdot [1 + \kappa \cdot (k_{t+1} - k_t)] \\ + \beta E_t \lambda_{t+1} [r_{t+1}^k + (1 - \delta) + \kappa(k_{t+2} - k_{t+1})] = 0 \end{aligned} \quad (14)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial b_t} = -\lambda_t + \beta \cdot E_t \lambda_{t+1} (1 + r^* - aB_{t-1} + e^{d_{t-1}}) = 0 \quad (15)$$

Como as famílias são idênticas e a variação salarial é a mesma para todos, têm-se como condições de agregação as igualdades representadas pelas equações (16) a (20). As variáveis agregadas estão apresentadas em maiúsculo.

$$C_t = c_t \quad (16)$$

$$W_t = w_t \quad (17)$$

$$K_t = k_t \quad (18)$$

$$H_t = h_t \quad (19)$$

$$B_t = b_t \quad (20)$$

As equações para a versão dinâmica do modelo, escritas em termos das variáveis agregadas, são dadas pelas quatro condições de maximização da utilidade da família, equações (12) a (15), e as duas equações para o mercado de fatores, equações (8) e (9):

$$\begin{aligned}\phi &= -\frac{W_t}{C_t} \\ \frac{1}{\beta} &= E_t \left( \frac{C_t}{C_{t+1}} \right) \cdot (1 + r^* - aB_t + e^{dt}) \\ \frac{1}{\beta} (1 + \kappa(K_{t+1} - K_t)) &= E_t \frac{C_t}{C_{t+1}} [r_{t+1}^k + (1 - \delta) + \kappa(K_{t+2} - K_{t+1})] \\ B_t + K_{t+1} - (1 - \delta) \cdot K_t + C_t & \\ &= w_t \cdot H_t + r_t^k \cdot K_t - \frac{\kappa}{2} \cdot (K_{t+1} - K_t)^2 + (1 + r^* + e^{dt-1})B_{t-1} - aB_{t-1}^2 \\ r_t^k &= \mu \cdot e^{z_t} \cdot K_t^{\mu-1} \cdot H_t^\theta \\ w_t &= \theta \cdot e^{z_t} \cdot K_t^\mu \cdot H_t^{\theta-1}.\end{aligned}$$

No estado estacionário, representado por  $\bar{X}$ , em que  $\bar{X} = [\bar{C}, \bar{w}, \bar{r}, \bar{H}, \bar{K}, \bar{B}]$ , os choques de produtividade são nulos e as variáveis não mudam ao longo do tempo, isto é,  $X_t = X$ . Assim, a partir das equações para a versão dinâmica do modelo, tem-se que:

$$\begin{aligned}\phi &= -\frac{\bar{w}}{\bar{C}} \\ \frac{1}{\beta} &= 2 + r^* - a\bar{B} \\ \frac{1}{\beta} &= \bar{r}^k + (1 - \delta) \\ \bar{C} &= \bar{w} \cdot \bar{H} + (\bar{r}^k - \delta) \cdot \bar{K} + (2 + r^* - a \cdot \bar{B}) \cdot \bar{B} \\ \bar{r}^k &= \mu \cdot \bar{K}^{\mu-1} \cdot \bar{H}^\theta \\ \bar{w} &= \theta \cdot \bar{K}^\mu \cdot \bar{H}^{\theta-1}.\end{aligned}$$

Com as equações para a versão dinâmica do modelo e as equações no estado estacionário, pode-se utilizar o método de Uhlig (1995) para obter as equações log-linearizadas que serão utilizadas no modelo final. O método para encontrar as aproximações log-lineares provenientes das condições de primeira ordem considera que  $\tilde{X}_t = \ln X_t - \ln \bar{X}_t$  ou  $X_t = \bar{X}_t \cdot e^{\tilde{X}_t}$ , com  $X = [C, w, r, H, K, B]$ , em que o til sobre as variáveis denota os desvios em relação ao estado estacionário. Sendo assim, no modelo

completo log-linearizado ao redor do estado estacionário há 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 seguintes equações:

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

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.

### 3.2. MÉTODO ECONOMETRICO

O modelo proposto será estimado via métodos bayesianos utilizando as *prioris* e os ciclos dos dados selecionados filtrados através do filtro de Hodrick e Prescott (1997) (HP), procedimento largamente utilizado em modelos RBC. 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 frequente para a estimação de modelos DSGE e SOE-RBC, 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).

As análises dos modelos RBC são frequentemente feitas utilizando métodos de calibração. Segundo Canova (2007), um dos critérios para a calibração do modelo são os momentos estatísticos da base de dados utilizada. Isto significa que a calibração dos parâmetros do modelo deve gerar resultados compatíveis com os fatos estilizados<sup>5</sup> da economia que se queira retratar. Deste modo, a qualidade da calibração do modelo depende de quão próximos estão os resultados gerados pelo modelo dos dados observados empiricamente.

De acordo com Canova (2007), considerando não haver erros de especificação e informação abundante sobre as variáveis do modelo, os resultados dos métodos de calibração se assemelham aos resultados dos modelos econométricos de máxima verossimilhança. Mesmo que este tipo de situação dificilmente ocorra, o autor argumenta que a estimação de modelos RBC por máxima verossimilhança pode gerar resultados que não são compatíveis com os fatos estilizados da economia que se queira retratar, o que representa uma desvantagem no momento da interpretação dos resultados.

Segundo Smets e Wouters (2003), a utilização de técnicas bayesianas possibilita combinar a função de máxima verossimilhança com as *prioris* atribuídas aos parâmetros do modelo. O estabelecimento das *prioris* 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 gera as probabilidades *a posteriori* do modelo. Esta *posteriori* é utilizada

---

<sup>5</sup> Canova (2007) define ‘fatos estilizados’ como a coleção de uma amostra estatística que (i) não envolve a estimação de parâmetros e (ii) são fáceis de computar.

para inferências e pode ser otimizada em relação aos parâmetros do modelo utilizando o método de Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC) (HERBST; SCHORFHEIDE, 2015).

### 3.3. 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 *prioris* 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  $\theta$ , representado pela *priori*  $P(\theta)$ , considerando 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*  $P(Y|\theta)$ . O Teorema de Bayes, dado pela equação (20), formaliza a relação entre a distribuição *a priori*, a função de verossimilhança e a distribuição *a posteriori*.

$$P(\theta|Y) = \frac{P(\theta) \cdot P(Y|\theta)}{P(Y)} \quad (20)$$

Em que  $(\theta)$  é um vetor de parâmetros,  $P(\theta)$  é a distribuição *a priori*,  $P(Y|\theta)$  é a função de verossimilhança e  $P(\theta|Y)$  é a distribuição *a posteriori*. A distribuição marginal dos dados, ou verossimilhança marginal, é definida pela equação (21).

$$P(Y) = \int_{\theta} P(\theta) \cdot P(Y|\theta) \cdot d\theta \quad (21)$$

A geração de amostras *a posteriori* possibilita que sejam feitas sequências de extrações,  $\theta^i$ ,  $i = 1, \dots, N$  de  $p(\theta|Y)$ , em que essas extrações são utilizadas para estimar médias de Monte Carlos, relativas aos parâmetros. Considerando que a Lei Forte dos Grandes Números e o Teorema do Limite Central é satisfeito, o algoritmo Metropolis-Hastings, que pertence à classe dos algoritmos de Monte Carlo via cadeias de Markov (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-VILLAVÉRDE; 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 desta distribuição por meio de técnicas de simulação interativa, baseadas em cadeias de Markov. Com isso, o objetivo é simular um passeio aleatório no espaço de  $\theta$  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. Este mecanismo de correção e repetição garante

a convergência da cadeia para a distribuição de equilíbrio, que neste caso é a distribuição *a posteriori*.

Deste modo, a estimação de um modelo SOE-RBC com abordagem bayesiana pode ser resumida da seguinte forma: (i) resolução do modelo log-linearizado pelo método de Uhlig (1995); (ii) cálculo da log-verossimilhança por meio do filtro de Kalman; (iii) determinação da máxima verossimilhança ou da moda da distribuição *a priori*; (iv) simulação da distribuição *a posteriori* por meio do algoritmo Metropolis-Hasting e (v) cálculo das variáveis estatísticas com base na distribuição *a posteriori* dos parâmetros.

### 3.4. BASE DE DADOS

As estimações de alguns parâmetros do modelo foram feitas a partir de dados divulgados pelo IBGE, pelo Ipea e pelo Banco Central do Brasil<sup>6</sup>. Estes parâmetros estimados foram posteriormente calibrados para que os segundos momentos gerados pelas simulações do modelo fossem mais confiáveis. Além disso, a calibração faz com que a função de máxima verossimilhança não seja sobrecarregada e, desta forma, comprometa os resultados *a posteriori* do modelo.

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

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

Por fim, as variáveis do acúmulo de dívida externa do país  $B_t$ , dado pela média do trimestre da dívida externa líquida do governo geral (BCB), e da taxa de juros  $r_t$  foram utilizadas para estimar o coeficiente de impacto  $a$  da dívida externa, a taxa de juros  $r^*$  na ausência de dívida externa e os momentos estatísticos do choque de risco-país. Estes resultados também foram posteriormente calibrados no modelo levando em consideração os valores das variáveis no estado estacionário.

O intervalo da amostra compreende desde o primeiro trimestre de 2002 até o terceiro trimestre de 2015, sendo sua escolha devida à disponibilidade e sincronia periódica dos dados em um período pós-regime de metas de inflação. O filtro utilizado para isolar o ciclo das séries foi o filtro HP com o parâmetro de suavização  $\lambda$  igual a 1600, valor sugerido por Hodrick e Prescott (1997) para dados trimestrais e procedimento largamente utilizado na literatura de modelos RBC.

---

<sup>6</sup> A base de dados pode ser consultada através dos links <https://seriesestatisticas.ibge.gov.br/default.aspx>, para o IBGE, <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>, para o Ipea, e <http://www.bcb.gov.br/pt-br#!/home>, para o Banco Central do Brasil.

### 3.5. CALIBRAÇÃO

Esta seção apresenta as justificativas para a escolha dos valores utilizados na calibração inicial do modelo. Como destacado na última seção, enquanto alguns parâmetros foram estimados a partir de dados selecionados, outros foram calibrados de modo a obter coerência com os fatos estilizados da economia brasileira.

Os parâmetros  $\mu$  e  $\theta$  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-Jr, Gomes e Sachsida (2002), Bacha e Bonelli (2004) e Gomes, Bugarin e Ellery-Jr (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-Jr, Gomes e Sachsida (2002) e Da-Rocha e Restuccia (2006) e que mantém o número de horas trabalhadas no estado estacionário próximo a 0,33 para a economia brasileira.

O valor do desconto intertemporal  $\beta$  foi calibrado em 0,905 com o intuito de manter a relação entre capital e produto próximo a 3 e para gerar uma taxa de remuneração do capital no estado estacionário,  $\bar{r}$ , de 16,5% ao ano. Este resultado é compatível com a taxa de juros média do período em questão e o valor de  $\beta$  também está de acordo com o usado por Araújo e Ferreira (1999), Val e Ferreira (2001), Ellery-Jr, Gomes e Sachsida (2002) e Gomes, Bugarin e Ellery-Jr (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  $\delta$  foi calibrada em 0,06 para gerar uma relação entre estoque de capital e produto próxima de 3 e para gerar uma relação de aproximadamente 18% entre investimento e produto, que é a média observada para a economia brasileira durante o período considerado neste estudo. Esta relação foi a mesma utilizada por Araújo e Ferreira (1999), Kanczuk e Faria-Jr (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  $\rho$  e  $\varphi$  que representam a persistência do choque de produtividade e de risco-país, respectivamente, foram estimados e calibrados em 0,95 e 0,58. Enquanto a variância do erro do choque de produtividade,  $\psi$ , foi calibrada em 0,05, a variância do erro do choque de risco-país,  $\tau$ , foi estimada e calibrada em 0,82. Estes valores são semelhantes aos usados por Kanczuk e Faria-Jr (2000), Val e Ferreira (2001), Neumeyer e Perri (2005) e Souza-Sobrinho (2011).

Os coeficientes de impacto  $\alpha$  da dívida externa sobre a taxa de juros e  $r^*$  da taxa de juros na ausência de dívida externa foram calibrados em 8 e 4%, respectivamente, com o intuito de gerar uma relação entre dívida externa líquida e produto próxima a 11,5%. Este valor é condizente com o usado por Junior, Cintado e Sampaio (2017) e também é a média observada para a economia brasileira durante o período analisado neste estudo. Como não há referências sobre ambos os parâmetros na literatura para a economia brasileira, será feito um teste de sensibilidade sobre cada um deles assumindo diferentes valores entre a relação dívida externa líquida e produto no estado estacionário.

A Tabela 1 sumariza os valores e critérios utilizados na calibração de cada parâmetro do modelo.

Tabela 1 – Resumo dos parâmetros obtidos na literatura

<b>Parâmetro</b>	<b>Valor</b>	<b>Fonte/Critério</b>
$\mu$ e $\theta$	0,5	Rosal e Ferreira (1998) Araújo e Ferreira (1999) Ellery-Jr, Gomes e Sachsida (2002) Bacha e Bonelli (2004) Gomes, Bugarin e Ellery-Jr (2005) Calculado <sup>7</sup>
$A$ e $h$	1,05 e 0,583	Val e Ferreira (2001) Ellery-Jr, Gomes e Sachsida (2002) Da-Rocha e Restuccia (2006) $\bar{H} \cong 0,33$
$\beta$	0,905	Araújo e Ferreira (1999) Val e Ferreira (2001) Ellery-Jr, Gomes e Sachsida (2002) Gomes, Bugarin e Ellery-Jr (2005) $\bar{K}/\bar{Y} \cong 3$ ; $\bar{r} = 16,5\%$

<sup>7</sup> Apêndice B.

$\delta$	0,06	Araújo e Ferreira (1999) Kanczuk e Faria-Jr (2000) Val e Ferreira (2001) $\bar{K}/\bar{Y} \cong 3; \bar{I}/\bar{Y} \cong 18\%$
$\kappa$	0,028	Schmitt-Grohé e Uribe (2003)
$r^*$	0,04	Schmitt-Grohé e Uribe (2003) Análise de sensibilidade
$a$	8	$\bar{B}/\bar{Y} \cong 11,5\%$
$\varphi$	0,58	Neumeyer e Perri (2005) Calculado <sup>8</sup>
$\tau$	0,82	Calculado <sup>9</sup>
$\rho$	0,95	Kanczuk e Faria-Jr (2000) Val e Ferreira (2001) Neumeyer e Perri (2005) Souza-Sobrinho (2011) Calculado <sup>10</sup>
$\psi$	0,05	Kanczuk e Faria-Jr (2000)

Fonte: elaboração própria.

<sup>8</sup> Apêndice B.

<sup>9</sup> Apêndice B.

<sup>10</sup> Apêndice B.

### 3.6. DEFINIÇÃO DAS *PRIORIS*

Para definir as *prioris* 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 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. Este procedimento incorpora maior incerteza para as variáveis com maior desvio padrão quanto aos seus valores reais (FERNÁNDEZ-VILLAVÉRDE; RAMÍREZ; SCHORFHEIDE, 2016).

A Tabela 2 apresenta um resumo das informações utilizadas na definição das *prioris* de cada parâmetro do modelo.

Tabela 2 – Distribuições *a priori* dos parâmetros do modelo

<b>Parâmetro</b>	<b>Domínio</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio padrão</b>	<b>Densidade</b>	<b>Critério para a Densidade</b>
$\beta$	[0,1]	0,905	0,005	Beta	Smets e Wouters (2003)
$\delta$	[0,1]	0,06	0,005	Beta	Smets e Wouters (2003)
$\kappa$	$\mathbb{R}_+^*$	0,028	0,5	Gama Inversa	An e Schorfheide (2007)
$r^*$	[0,1]	0,04	0,025	Uniforme	Smets e Wouters (2003)
$a$	$\mathbb{R}_+^*$	8	2,5	Uniforme	Smets e Wouters (2003)
$\phi$	[-4, -1]	-1,57	0,25	Beta	Smets e Wouters (2003)
$\varphi$	[0,1]	0,6	0,2	Beta	An e Schorfheide (2007)

$\tau$	$\mathbb{R}_+^*$	–	0,2	Gama Inversa	An e Schorfheide (2007)
$\rho$	[0,1]	0,95	0,015	Beta	An e Schorfheide (2007)
$\psi$	$\mathbb{R}_+^*$	–	0,2	Gama Inversa	An e Schorfheide (2007)

Fonte: elaboração própria.

#### 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Este trabalho se propôs a analisar qual o impacto do choque de risco-país sobre os ciclos econômicos brasileiros. Para tanto, utilizou-se do modelo SOE-RBC proposto por Schmitt-Grohé e Uribe (2003) 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. Nesta seção são apresentados e discutidos os principais resultados obtidos.

Os valores das variáveis do modelo em estado estacionário e o segundo momento simulado da economia brasileira são apresentados na Tabela 3. Considerando as relações entre as variáveis em estado estacionário já apresentadas na seção anterior, o segundo momento simulado do modelo consegue reproduzir a baixa volatilidade do consumo, salários, horas trabalhadas e estoque de capital em relação ao produto. Além disso, as simulações reproduzem também a elevada volatilidade do investimento e do saldo da dívida externa em relação à volatilidade do produto. Estes resultados estão majoritariamente de acordo com outros modelos RBC e SOE-RBC existentes na literatura e com as relações esperadas para a economia brasileira (VAL; FERREIRA, 2001; KANCZUK, 2002; ELLERY-JR; GOMES; SACHSIDA, 2002; SCHIMITT-GROHÉ; URIBE, 2003; SOUZA-SOBRINHO, 2011). Isto 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. Vale ressaltar, no entanto, que a volatilidade ligeiramente menor da taxa de juros em relação à volatilidade do produto está mais próxima da economia americana do que da economia brasileira, se considerar os resultados obtidos por Kanczuk (2002) e Souza-Sobrinho (2011).

Tabela 3 – Valores das variáveis do modelo em estado estacionário e o segundo momento da economia brasileira

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: resultados da pesquisa.

Os resultados apresentados na Tabela 4 reforçam a adequação eficiente do choque de risco-país inserido no modelo. As indicações de que todas as variáveis são pró-cíclicas (com exceção do saldo da dívida externa) e mostram alto grau de persistência (com exceção do investimento) estão de acordo com os modelos RBC e SOE-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 a quantidade de horas trabalhadas, resultados também ressaltados pelos trabalhos de Schmitt-Grohé e Uribe (2003) e Souza-Sobrinho (2011).

Tabela 4 – Correlações simuladas do modelo

Variável	$\rho_{x_t, y_t}$	$\rho_{x_t, x_{t-1}}$
$y_t$	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: resultados da pesquisa.

A estimação do modelo foi feita a partir dos dados apresentados na seção 3.3 para o produto ( $y$ ) e para a taxa de juros ( $r$ ). Utiliza-se apenas o componente cíclico filtrado pelo filtro HP das duas variáveis na estimação para se evitar o problema da singularidade estocástica, i.e., ter um número de choques no modelo diferente do número de variáveis observadas (CANOVA, 20017). Como há apenas dois choques no modelo, utiliza-se então duas variáveis observadas na estimação. A amostra compreende os trimestres entre 2002 e 2015.

A Tabela 5 apresenta as médias das distribuições *a priori* e *a posteriori* de cada parâmetro estimado e o intervalo de confiança de 90% da *posteriori*. Os parâmetros que apresentaram maior diferença entre a *priori* proposta e a *posteriori* estimada foram o custo de ajustamento do capital ( $\kappa$ ), a taxa de juros neutra ( $r^*$ ) e o parâmetro de persistência do choque de risco-país ( $\varphi$ ). Os casos em que o valor da *posteriori* se assemelhou ao da *priori* indicam que as *prioris* escolhidas foram suficientemente informativas. Já a Tabela 6 apresenta estas mesmas informações para os choques do modelo ( $\sigma_\psi$  e  $\sigma_\tau$ ), indicando o maior peso da função de máxima verossimilhança sobre as *prioris* definidas e sugerindo valores maiores para a persistência do choque de risco-país. Todas estas informações são ilustradas na Figura 4.

Tabela 5 – Variáveis *a priori* e *a posteriori*

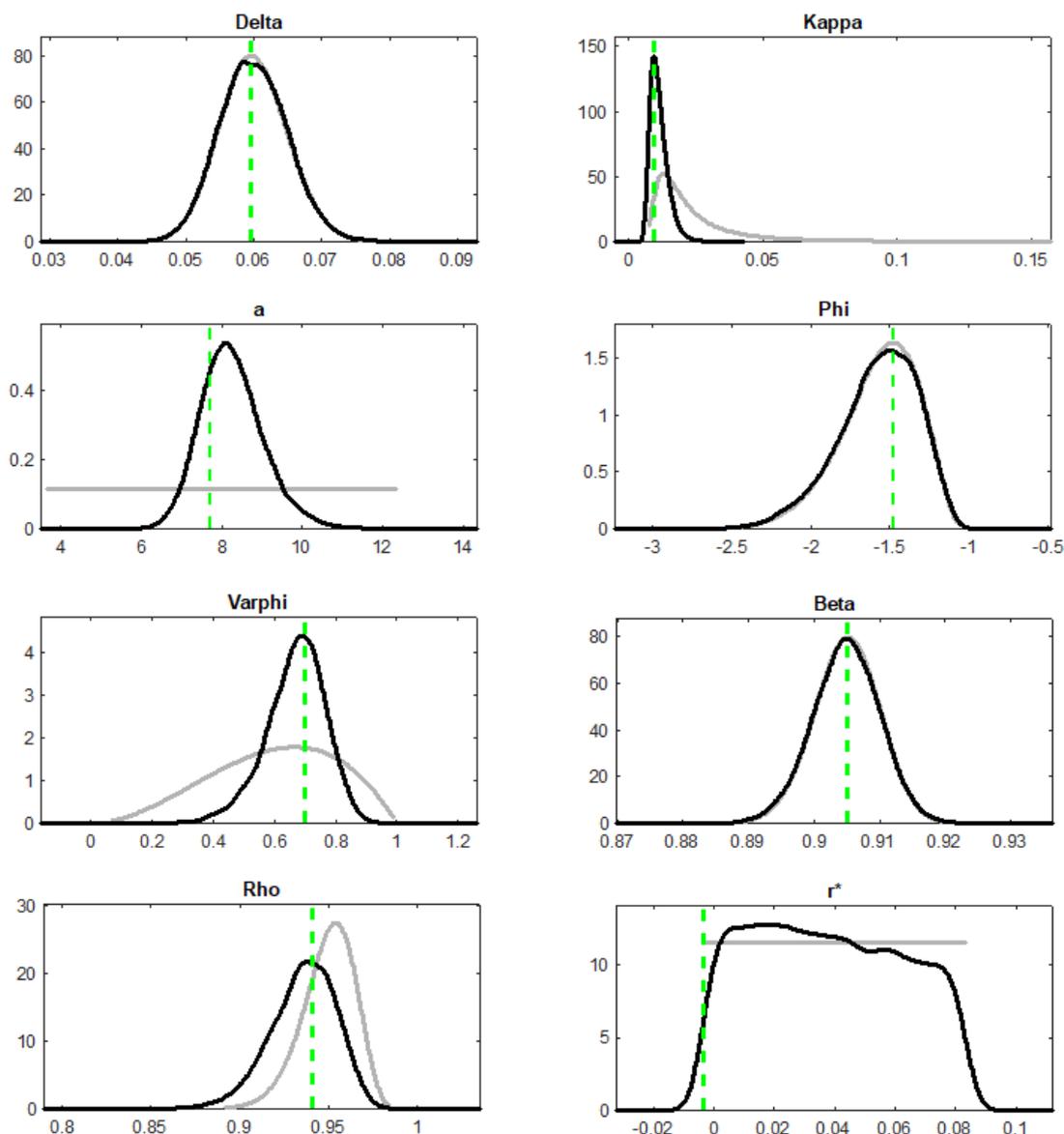
Parâmetro	Média da <i>Priori</i>	Média da <i>Posteriori</i>	Intervalo de Confiança 90%	
$\beta$	0,905	0,9048	0,8966	0,9133
$\delta$	0,06	0,0599	0,0518	0,0680
$\kappa$	0,028	0,0111	0,0064	0,0162
$r^*$	0,04	0,0378	-0,0033	0,0731
$a$	8	8,2487	6,9887	9,5019
$\phi$	-1,57	-1,5793	-1,9621	-1,1656
$\rho$	0,95	0,9356	0,9061	0,9651
$\varphi$	0,6	0,6673	0,5182	0,8334

Fonte: resultados da pesquisa.

Tabela 6 – Variáveis *a priori* e *a posteriori* dos choques do modelo

Parâmetro	Desvio-padrão da <i>Priori</i>	Desvio-padrão da <i>Posteriori</i>	Intervalo de Confiança 90%	
$\psi$	0,01	1,2107	1,0541	1,3723
$\tau$	0,2	83,4818	62,4261	103,7310

Fonte: resultados da pesquisa.

Figura 4 – Distribuições *a priori* e *a posteriori*

Fonte: resultados da pesquisa.

A decomposição da variância das variáveis do modelo em relação aos choques exógenos é apresentada pela Tabela 7. 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. Estes resultados confluem com a estatística preliminar apresentada inicialmente neste trabalho de que há uma correlação de -61,21% entre o *spread* do EMBI+ Risco-Brasil e o ingresso de investimentos diretos no país, já que boa parte das oscilações de curto prazo do investimento são explicadas pelo choque de risco-país.

Tabela 7 – Decomposição da variância das variáveis do modelo em relação aos choques de produtividade e de risco-país

Variável	Choque de Produtividade ( $\psi$ )	Choque de Risco-País ( $\tau$ )
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%

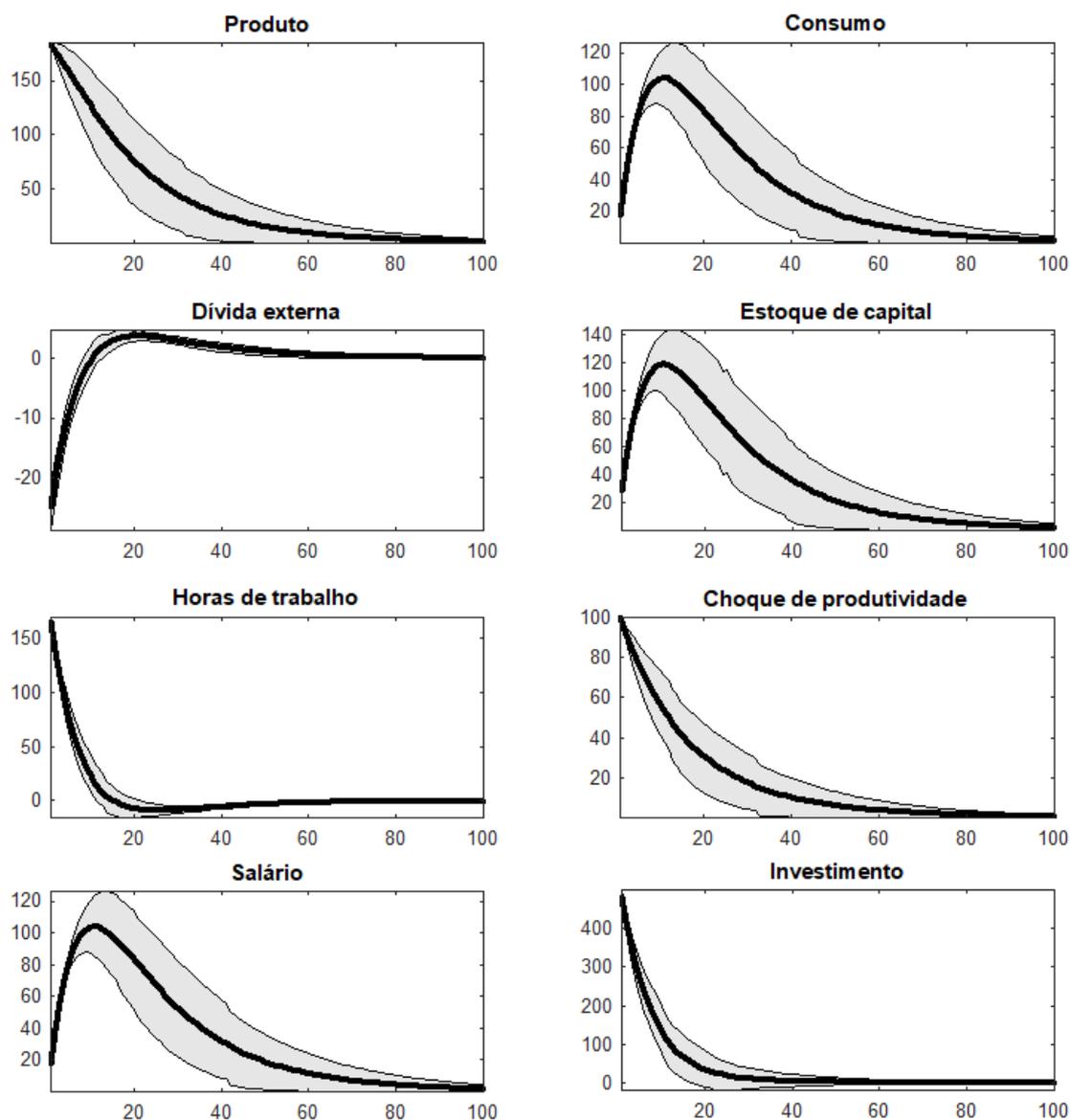
Fonte: resultados da pesquisa.

A Figura 5 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 este 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. Desta 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, dez trimestres. A mesma interpretação vale para as demais variáveis apresentadas na Figura 5.

Figura 5 – Impulso-resposta bayesiana ao choque de produtividade com intervalo de confiança de 90% e periodicidade trimestral

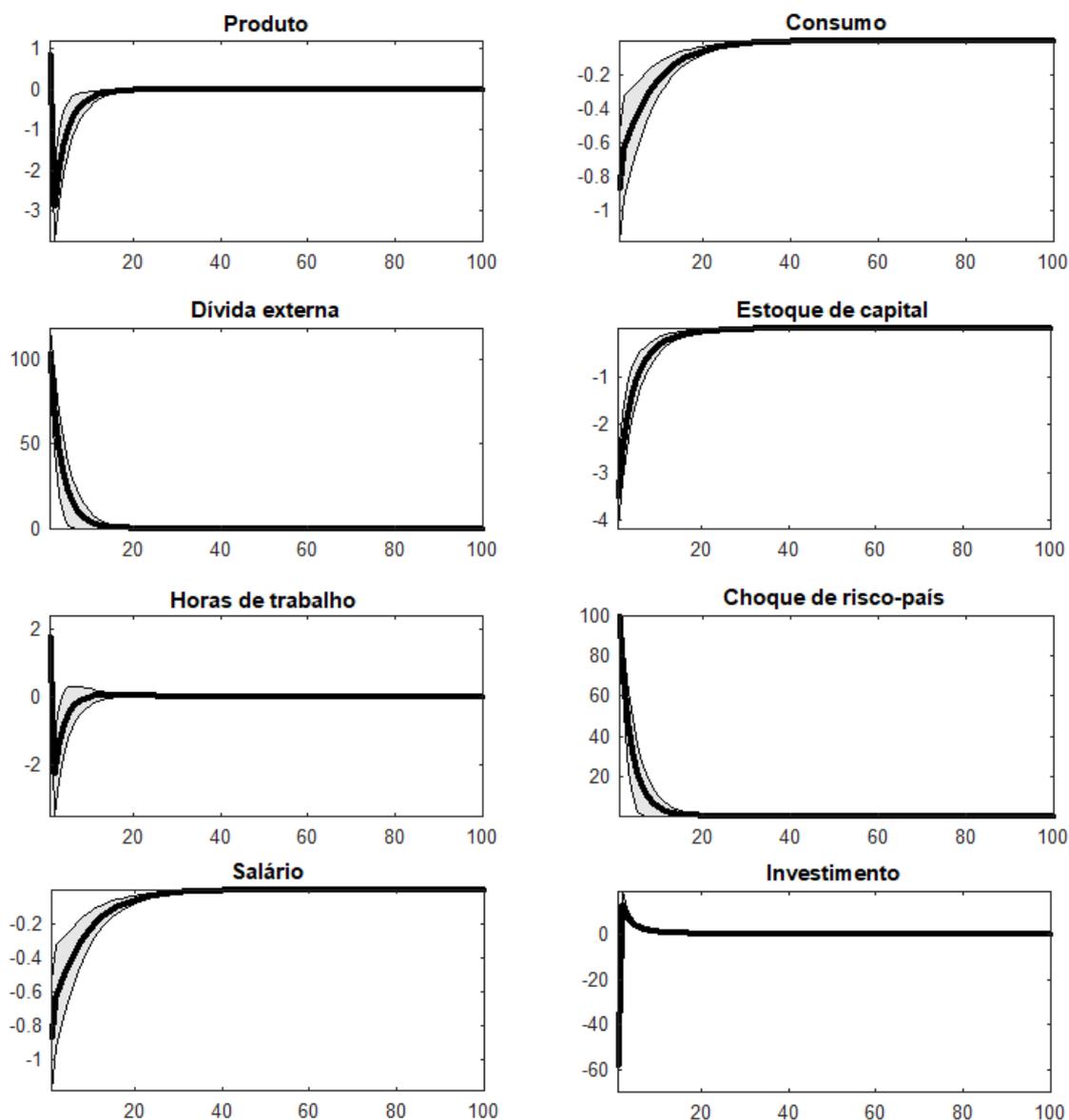


Fonte: resultados da pesquisa.

As funções de impulso-resposta bayesiana ao choque de risco-país são apresentadas pela Figura 6. 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 se mostra maior para esta 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 oferece maior retorno quando há fuga de capital. Este resultado conflui com a elevada volatilidade apresentada pelo investimento direto na Figura 3. 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 à 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 6 – Impulso-resposta bayesiana ao choque de risco-país com intervalo de confiança de 90% e periodicidade trimestral



Fonte: resultados da pesquisa.

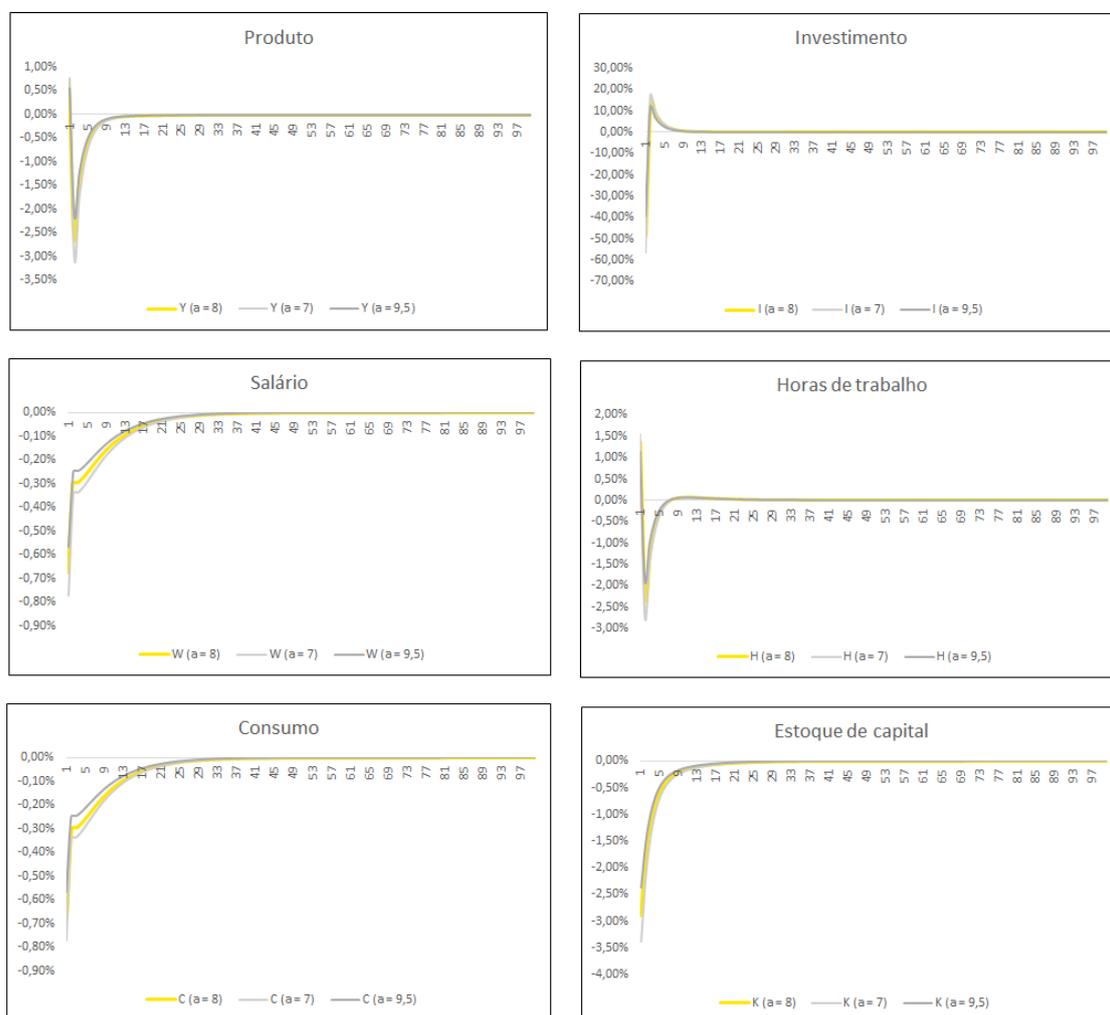
Com o intuito de analisar a sensibilidade dos resultados do modelo considerando alguns parâmetros pouco conhecidos pela literatura, na Figura 7 pode-se avaliar a função de impulso-resposta a um choque de risco-país variando o coeficiente de impacto da dívida externa sobre a taxa de juros,  $a$ . O maior valor atribuído ao  $a$ , 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 esta 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<sup>11</sup>. 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.

---

<sup>11</sup> O comportamento da função impulso-resposta ao choque de risco-país das demais variáveis do modelo a uma variação do parâmetro  $a$  estão disponíveis no Apêndice A.

Figura 7 – Análise de sensibilidade do parâmetro  $\alpha$  sobre a função impulso-resposta ao choque de risco-país com periodicidade trimestral



Fonte: resultados da pesquisa.

Essas indicações estão em linha com as estatísticas preliminares e as discussões apresentadas no início 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 risco-país. Mesmo que a estratégia destas 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)<sup>12</sup>, principal 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 (EC) n° 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 se espalhar para a economia real por meio de um aumento da segurança para consumidores e investidores quanto ao futuro da economia brasileira. Por este 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. Esta 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 destas considerações, este é ainda um assunto em construção e necessita de maior investigação dado o regime atual de metas para a inflação.

Realizando uma análise de sensibilidade sobre o coeficiente de persistência do choque de risco-país,  $\varphi$ , seguindo o mesmo critério anteriormente adotado, observa-se uma intensificação e prolongação dos efeitos do choque, mantendo-se inalterados os sentidos das variações de cada variável, com exceção da produtividade<sup>13</sup>. 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,  $\tau$ , no sentido de haver uma intensificação e prolongação dos efeitos do choque sem mudanças

---

<sup>12</sup> A DBGG abrange o total das dívidas de responsabilidade do governo federal, dos governos estaduais e dos governos municipais com o setor privado e o setor público financeiro.

<sup>13</sup> Ver Apêndice A.

no sentido das variações<sup>14</sup>. 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.

Após algumas análises, observou-se que as funções impulso-resposta geradas pelo choque de produtividade não se mostraram sensíveis a variações nos parâmetros relacionados ao risco-país ou pouco explorados pela literatura, como, por exemplo,  $\kappa$ ,  $r^*$ ,  $\varphi$  e  $\tau$ . Sendo assim, entende-se que as modificações feitas no modelo utilizado permitem estudar os efeitos do choque de risco-país sem perder o entendimento padrão do comportamento dos ciclos econômicos reais mediante um choque de produtividade, abordagem usual feita pela literatura.

---

<sup>14</sup> Ver Apêndice A.

## 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 de um modelo SOE-RBC proposto por 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. Considerando que grande parte da literatura de ciclos econômicos reais utilizam o choque de produtividade em sua análise, os resultados deste trabalho indicam que há ganhos analíticos na utilização de modelos de economia aberta que incorporam o choque de risco-país, especialmente para se ter uma compreensão mais precisa das oscilações de curto prazo destas variáveis financeiras do país.

Além disso, considerando 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,  $\alpha$ , têm-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 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 adequado e bem-sucedido. Este 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 em vista a preocupação recente do controle da trajetória da dívida pública a partir da EC nº 95, 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 como 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 adequa às recomendações de agências avaliadoras ou supranacionais que necessita ser avaliado. Apesar destas considerações, este é ainda um assunto em construção e necessita de maior investigação dado o regime atual de metas para a inflação.

As principais limitações deste estudo estão relacionadas à calibração e definição das *prioris*, ao filtro utilizado que separou o componente cíclico de cada variável na estimação e à quantidade de choques utilizados no modelo. Ainda que estas 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.

Recomenda-se para trabalhos futuros uma investigação mais aprofundada sobre o *trade-off* efetivo enfrentado pela autoridade monetária apresentado anteriormente. Neste 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 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.; RATTO, M.; VILLEMOT, S. Dynare: reference manual, version 4. **Dynare Working Paper**, CEPREMAP, v. 1, 202 p., 2011.
- AN, S.; SCHORFHEIDE, F. Bayesian analysis of DSGE models. **Econometric Reviews**, v. 26 (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 (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. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 1 (1), 1999. Publicação em meio eletrônico, p. 1-93. Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/1999/06/ri199906P.pdf> >.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. PMF 9 – Risco país. **Série Perguntas Mais Frequentes**, Gerin, Brasília, 2016. Publicação em meio eletrônico, p. 1-18. Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br/pt-br/#!/c/CARTILHAS/> >.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Investimento Direto no País**, Brasília, 2018a. Publicação em meio eletrônico, p. 1-35. Disponível em: < <https://www.bcb.gov.br/Rex/CensoCE/port/RelatorioIDP2016.pdf> >.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Séries Temporais**, Brasília, 2018b. Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br/?serietemp> >. Acesso em: 03 de Abril de 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.
- CANUTO, O.; SANTOS, P. F. P. Risco-soberano e prêmio de risco em economias emergentes. **Séries: temas de economia internacional**, n. 1, Secretaria de Assuntos Internacionais, Ministério da Fazenda, Brasília, 2003.
- CANOVA, F. Methods for applied macroeconomic research. **Princeton University Press**, Princeton, v. 13, 2007.
- CARVALHO, F. A.; MINELLA, A. Previsões de mercado no Brasil: desempenho e determinantes. **Dez anos de metas para inflação 1999-2009**. Brasília: Banco Central do Brasil, p. 169-226, 2011.
- 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, 138 p., 2011.

- CHIB, S.; RAMAMURTHY, S. Tailored 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**, n. 13 (28), 66 p., 2013.
- COOLEY, T. F.; HANSEN, G. D. The inflation tax in a real business cycle model. **American Economic Review**, v. 79, p. 733-748, 1989.
- DA-ROCHA, J. M.; RESTUCCIA, D. The role of agriculture in aggregate business cycles. **Review of Economic Dynamics**, n. 9, p. 455-482, 2006.
- ELKHOURY, M. Credit rating agencies and their potential impact on developing countries. **United Nations Conference on Trade and Development – UNCTAD**, Discussion Paper, n. 186, 2008.
- ELLERY-JR, R. J.; GOMES, V.; SACHSIDA, A. Business cycle fluctuations in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, 56 (2): 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 (1), p. 67-88, 2005.
- HANSEN, G. D. Indivisible labor and the business cycle. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v. 16 (3), p. 309-327, 1985.
- HERBST, E. P.; SCHORFHEIDE, F. Bayesian estimation of DSGE models. **Princeton University Press**, Princeton, New Jersey, 2015.
- HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**, vol. 29 (1), p. 1-16, 1997.
- IPEADATA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 03 abril 2018.
- JUNIOR, C. J. C.; CINTADO, A. C. G.; SAMPAIO, A. V. Post-2008 brazilian fiscal policy: an interpretation through the analysis of fiscal multipliers. **Estudos Econômicos**, v. 47 (1), p. 93-124, 2017.
- KAMINSKY, G.; SCHMUKLER, S. L. Emerging market instability: do sovereign ratings affect country risk and stock returns? **The World Bank Economic Review**, v. 16 (2), p. 171-195, 2002.

- KANCZUK, F. Juros reais e ciclos reais brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, 56 (2), p. 249-267, 2002.
- KANCZUK, F.; FARIA-JR, F. Ciclos reais para a indústria brasileira. **Estudos Econômicos**, 30 (3), p. 335-350, 2000.
- KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, C. E. Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica**, v. 50 (6), p. 1345-1370, 1982.
- 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.
- LONG-JR, J. B.; PLOSSER, C. I. Real business cycles. **Journal of Political Economy**, v. 91 (1), p. 39-69, 1983.
- MAURO, P.; SUSSMAN, N.; YAFEH, Y. Emerging market spreads: then versus now. **International Monetary Fund**, 2000.
- MENDOZA, E. G. Real business cycles in a small open economy. **American Economic Review**, v. 81 (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 (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, n. 457, Brasília, p. 1-37, 2017.
- OYA, S. An analysis of emerging market spreads. JBIC - **Japan Bank International Cooperation Institute**, Japan, 2001.
- PEREIRA, F. M.; ELLERY-JR, R. G. Política fiscal, choques externos e ciclo econômico no Brasil. **Economia**, Brasília, v. 12 (3), p. 445-474, 2011.
- 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 (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 (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 (2), 2015.

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

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

TEIXEIRA, M. F. F.; KLOTZLE, M. C. Determinantes do risco de países emergentes: um estudo do risco país específico. **XXX Encontro da ANPAD**, Anais, 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 (2), p. 291-328, 2005.

TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise em VAR por setor industrial. **Economia Aplicada**, v 13 (4), p. 371-398, 2009.

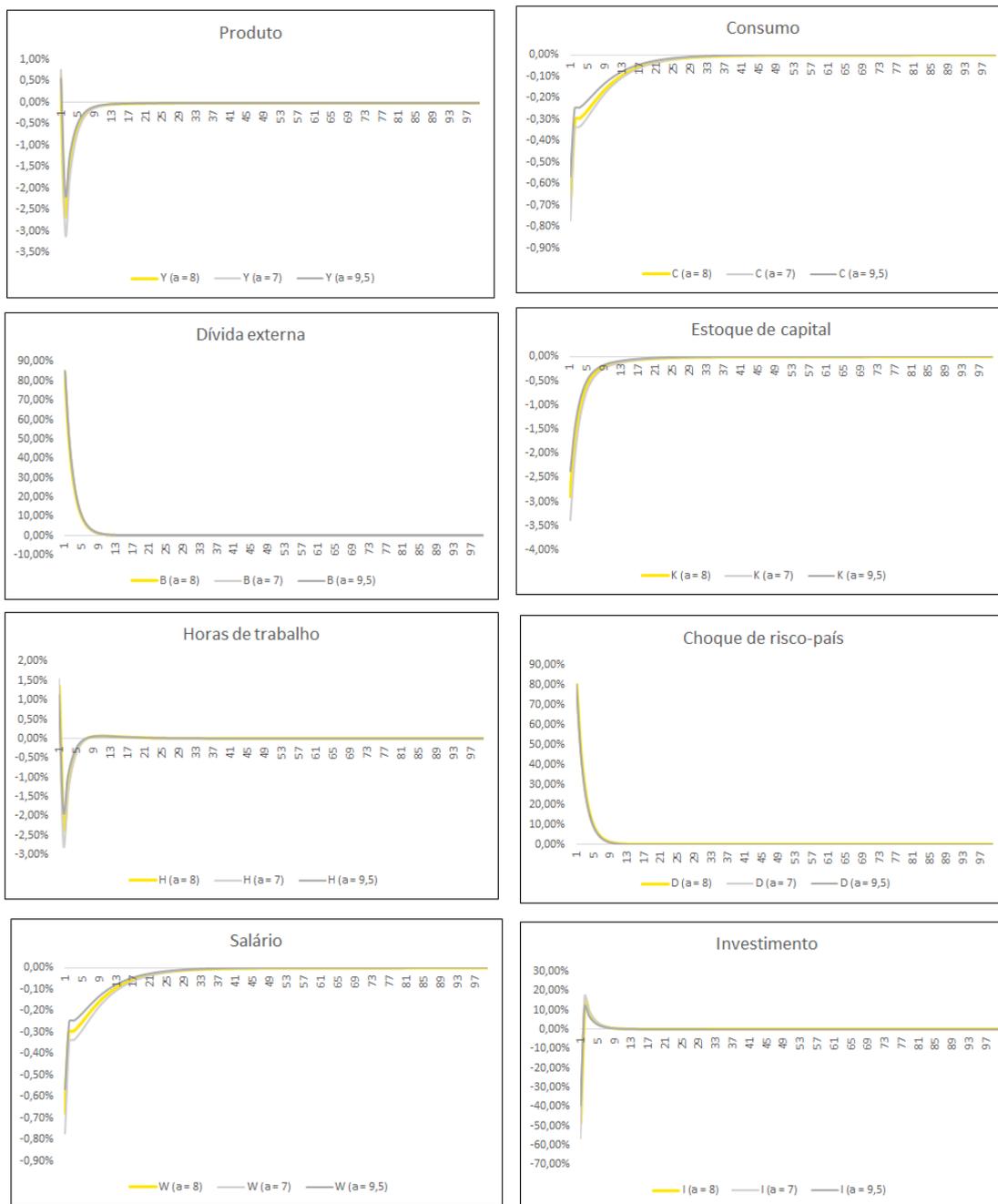
UHLIG, H. A toolkit for analyzing nonlinear dynamic stochastic models easily. **CentER for Economic Research**, Discussion Paper, v. 97, 1995.

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 (2), p. 213-248, 2001.

WESTPHALEN, M. The determinants of sovereign bond credit spreads changes. École des HEC, **Université de Lausanne**, Switzerland, 2001.

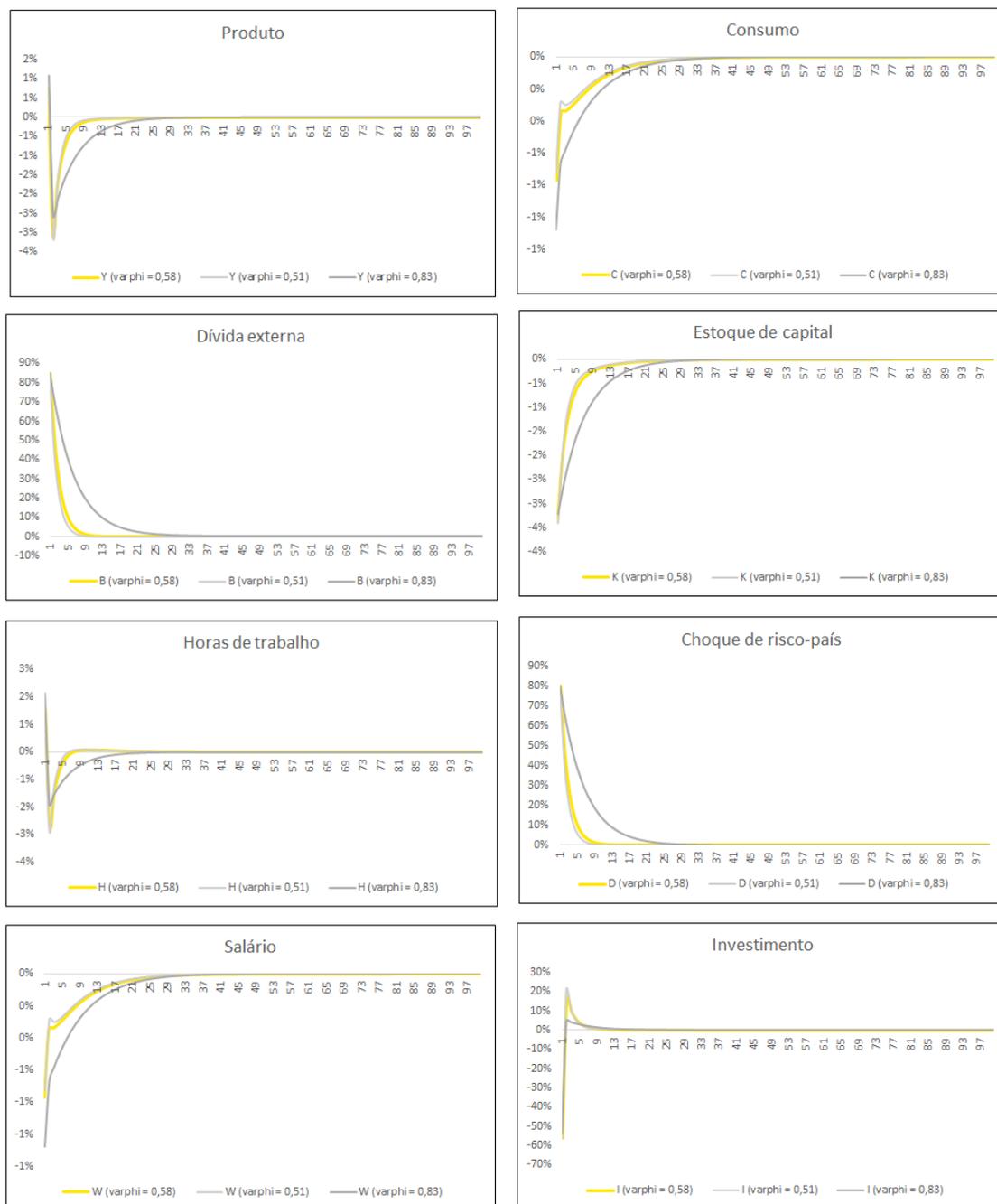
## APÊNDICE – A

Figura 8 – Análise de sensibilidade do parâmetro  $a$  sobre a função impulso-resposta ao choque de risco-país



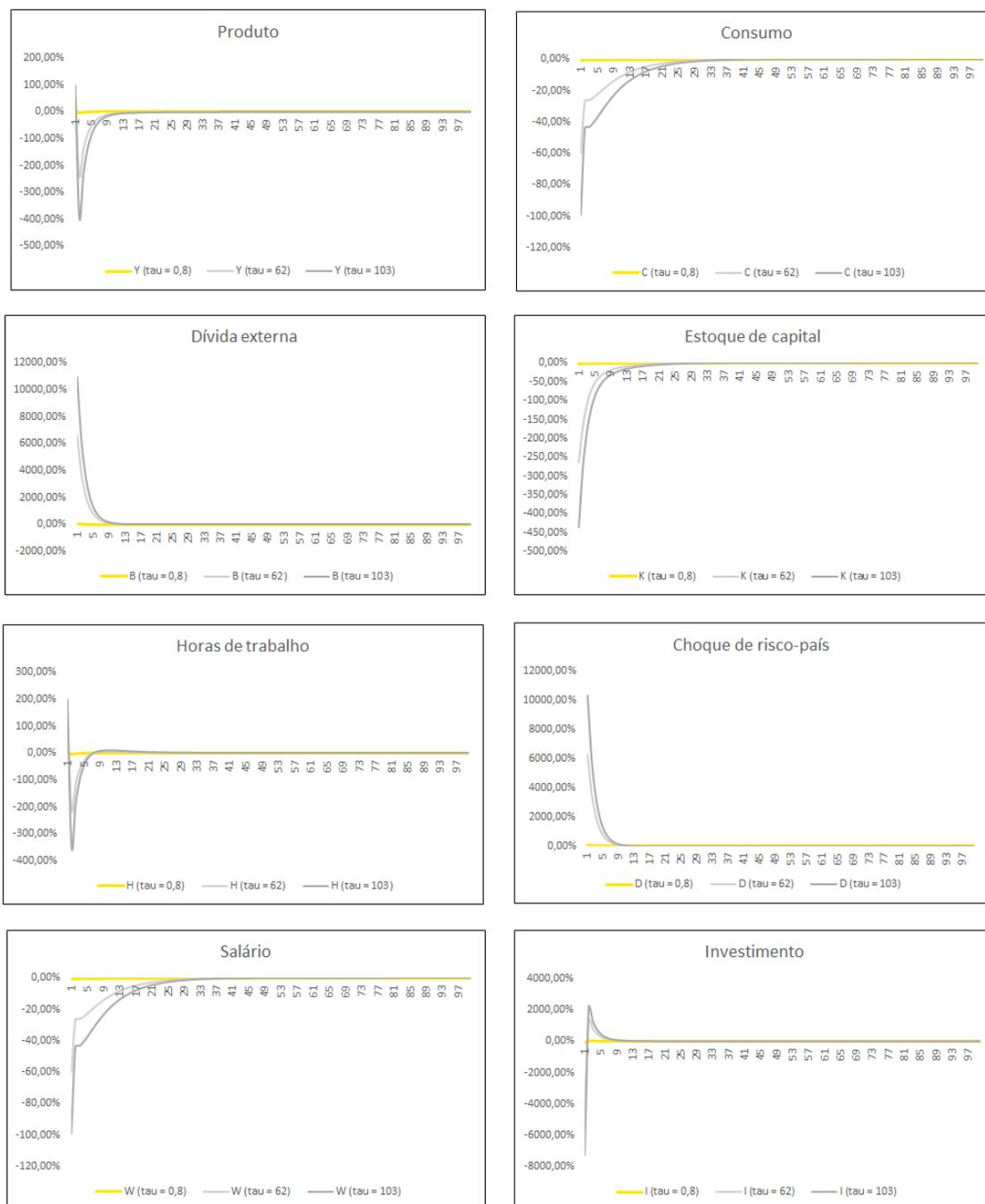
Fonte: resultados da pesquisa.

Figura 9 – Análise de sensibilidade do parâmetro  $\varphi$  sobre a função impulso-resposta ao choque de risco-país



Fonte: resultados da pesquisa.

Figura 10 – Análise de sensibilidade do parâmetro  $\tau$  sobre a função impulso-resposta a choque de risco-país



Fonte: resultados da pesquisa.

## APÊNDICE – B

Tabela 8 – Estimação da parcela do capital e do trabalho no produto

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	<i>t</i>	Intervalo de confiança de 95%		N
<i>ln capital</i>	0,5299*	0,0151	35,21	0,4997	0,5601	55
<i>ln trabalho</i>	0,4701*	0,0151	31,24	0,4399	0,5003	

Nota: suposição de retornos constantes à escala, i.e.,  $\ln capital + \ln trabalho = 1$ . \* indica significância estatística a 1%.

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados estimados através do *software* Stata 14.

Tabela 9 – Estimação da persistência do choque de produtividade

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	<i>t</i>	Intervalo de confiança de 95%	
Constante	0,0239*	0,0212	1,13	-0,1873	0,0666
L.Choque de produtividade	0,9578*	0,0384	24,96	0,8808	1,0347
$R^2$	92,30%				
$R^2$ ajustado	92,15%				
N. de observações	54				
Teste $F^*$	622,9				

Nota: \* indica significância estatística a 1%.

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados estimados através do *software* Stata 14.

Tabela 10 – Estimação do impacto da dívida externa sobre a taxa de juros

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	<i>t</i>	Intervalo de confiança de 95%	
Constante	7,8375*	0,8549231	9,17	6,112239	9,562849
Dívida externa	-0,0000222*	5,32e-06	-4,17	-0,0000329	-0,0000114
$R^2$	29,27%				
$R^2$ ajustado	27,58%				
N. de observações	44				
Teste $F^*$	17,38				

Nota: \* indica significância estatística a 1%.

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados estimados através do *software* Stata 14.

Tabela 11 – Estimação da persistência do choque de risco-país e sua variância

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	<i>t</i>	Intervalo de confiança de 95%	
L. Choque de risco-país	0,5864*	0,0769	11,60	0,4322	0,7407
$R^2$	76,21%				
$R^2$ ajustado	75,65%				
N. de observações	43				
Teste $F^*$	134,57				

Variável	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
$\tau$	-0,1288	0,8210	-1,9036	1,1451

Nota: \* indica significância estatística a 1%.

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados estimados através do *software* Stata 14.