

**GERCIONE DIONIZIO SILVA**

**ENSAIOS SOBRE A INTERDEPENDÊNCIA MACROECONÔMICA ENTRE O  
BRASIL E A CHINA**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

Orientador: Wilson da Cruz Vieira

Coorientadores: Evandro Camargos Teixeira  
Ian Michael Trotter

**VIÇOSA - MINAS GERAIS**

**2020**

**Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Central da Universidade  
Federal de Viçosa - Campus Viçosa**

T

S586e  
2020  
Silva, Gercione Dionizio, 1990-  
Ensaio sobre a interdependência macroeconômica entre o  
Brasil e a China / Gercione Dionizio Silva. – Viçosa, MG, 2020.  
122 f. : il. (algumas color.) ; 29 cm.

Inclui apêndices.

Orientador: Wilson da Cruz Vieira.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f.116-122.

1. Relações econômicas internacionais. 2. Macroeconomia.  
3. Processos estocásticos. 4. Modelos matemáticos.

I. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de Economia  
Rural. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada.

II. Título.

CDD 22 ed. 337

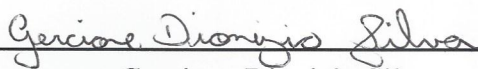
**GERCIONE DIONIZIO SILVA**


**ENSAIOS SOBRE A INTERDEPENDÊNCIA MACROECONÔMICA ENTRE O  
BRASIL E A CHINA**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

APROVADA: 23 de abril de 2020.

Assentimento:

  
\_\_\_\_\_  
Gercione Dionizio Silva  
Autor

  
\_\_\_\_\_  
Wilson da Cruz Vieira  
Orientador

## AGRADECIMENTOS

À minha mãe, Maria Divina, pelo apoio incondicional durante toda a minha formação.

Aos meus irmãos, Paulo Henrique, Luiz Otávio e Wanderson Carlos, pelas palavras de apoio.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Wilson da Cruz, pelo suporte durante o tempo em que estive sobre sua orientação.

Às minhas amigas do Departamento de Economia Rural, Myrna, Cassiana e Miriam, por estarem sempre dispostas a me ajudar.

Aos meus professores, Profa. Dra. Ana Louise e Prof. Dr. Evandro Camargos, pelo carinho.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001.

## RESUMO

SILVA, Gercione Dionizio, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, abril de 2020. **Ensaio sobre a interdependência macroeconômica entre o Brasil e a China.** Orientador: Wilson da Cruz Vieira. Coorientadores: Evandro Camargos Teixeira e Ian Michael Trotter.

Face à atual conjuntura econômica internacional, os efeitos da interdependência macroeconômica entre diferentes economias têm chamado a atenção tanto da sociedade acadêmica quanto dos *policymakers*, pois afetam o comportamento dos agregados macroeconômicos. Os transbordamentos (*spillovers*) das flutuações macroeconômicas entre economias ocorrem, usualmente, via mercados financeiros, preços relativos e trocas internacionais. Atualmente, dadas as relações econômicas do Brasil, a China se destacou como uma das economias potencialmente capazes de influenciar as dinâmicas dos agregados macroeconômicos internos. De fato, foi observado que a economia chinesa apresenta grande relevância para as trocas internacionais brasileiras, tendo sido responsável por, aproximadamente, 24% do fluxo comercial brasileiro em 2019. Assim, este estudo buscou analisar a relação de interdependência macroeconômica entre o Brasil e a China, no período de 2001 a 2017. Nesta análise, foram utilizadas duas abordagens distintas. No segundo capítulo, foram estimados os modelos de vetores autorregressivos (VAR) e de correção de erros vetorial (VECM) e feitos também os testes de cointegração de Granger e Johansen. No terceiro capítulo, foi desenvolvido um modelo de Equilíbrio Geral Dinâmico e Estocástico com base na Nova Macroeconomia de Economias Abertas (DSGE-NOEM) para dois países com famílias heterogêneas, ricardianas e não ricardianas, com diferentes acessos ao mercado externo. O modelo foi calibrado para as economias brasileira e chinesa. No capítulo 2, foram analisadas as correlações entre os ciclos das principais variáveis macroeconômicas brasileiras (produto interno bruto, consumo, formação bruta de capital, índice de preços ao consumidor, taxa de desemprego, exportações e importações) com o produto chinês. Tendo estes testes como referência, foi observada relação de cointegração entre estas economias. Com base no modelo VECM, verificou-se que os desequilíbrios da relação de longo-prazo existentes entre o produto interno bruto (PIB) do Brasil e da China foram corrigidos apenas pela economia brasileira. Especificamente, dado um desvio de 1% dessa relação, em média, o PIB brasileiro corrige 11,34% deste desvio, a cada período. Com base nos modelos VAR, verificou-se que, de modo geral, as flutuações do PIB chinês apresentaram efeito *prospers-thy-neighbor* na economia brasileira. Por fim, no capítulo 3, com base no modelo desenvolvido, foram realizados choques de produtividade e de gastos públicos em ambas as economias. Dadas as equações que caracterizaram o equilíbrio competitivo desse modelo, observou-se que o comportamento otimizador das famílias ricardianas foi determinado por parâmetros relacionados à interdependência macroeconômica. Além disso, foi observado efeito negativo do choque de produtividade

nos primeiros dez trimestres e nos demais, efeito positivo. Já a expansão fiscal chinesa (choque de gastos públicos) apresentou, em média, impacto positivo. Foram analisados também seis cenários, criados pela variação dos parâmetros que caracterizam a relação de interdependência dos países:  $\psi$ , participação dos bens chineses na cesta de consumo das famílias brasileiras;  $\eta$ , elasticidade de substituição entre o consumo de bens domésticos e estrangeiros; e  $\gamma$ , taxa de câmbio real. Destes cenários, observou-se que variações nestes parâmetros afetam tanto a magnitude dos choques quanto a taxa de crescimento e decréscimo do desvio do estado estacionário. Isto é, variações nestes parâmetros afetam a dinâmica dos choques. Por fim, com base no resultados alcançados, postulou-se que a compreensão do comportamento dos agregados macroeconômicos da China se faz relevante para entender o comportamento das flutuações macroeconômicas brasileiras. Além disso, torna-se imprescindível considerar os efeitos da China na economia brasileira para a formulação e implementação de políticas públicas.

Palavras-chave: Relações econômicas internacionais. Macroeconomia. Processos estocásticos. Modelos matemático.

## ABSTRACT

SILVA, Gercione Dionizio, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, April, 2020. **Essays on macroeconomic interdependence between Brazil and China.** Advisor: Wilson da Cruz Vieira. Co-Advisors: Evandro Camargos Teixeira and Ian Michael Trotter.

In view of the current international economic situation, the effects of macroeconomic interdependence between different economies have drawn the attention of both academic society and policymakers, as they affect the behavior of macroeconomic aggregates. The spillover of macroeconomic fluctuations between economies usually occurs through financial markets, relative prices and international exchanges. Currently, given Brazil's economic relations, China has stood out as one of the economies potentially capable of influencing the dynamics of domestic macroeconomic aggregates. In fact, we observed that the Chinese economy was important for Brazilian trade, being responsible for approximately 24% of the Brazilian trade flow in 2019. Therefore, this study sought to analyze the relationship of macroeconomic interdependence between Brazil and China, from 2001 to 2017. In this analysis, two different approaches were used. In the second chapter, the autoregressive vector (VAR) and vector error correction (VECM) models were estimated, Granger and Johansen cointegration tests were also performed. In the third chapter, a Dynamic and Stochastic General Equilibrium model was developed based on the New Macroeconomics of Open Economies (DSGE-NOEM) for two countries with heterogeneous families, Ricardians and non-Ricardians. This model was calibrated for the Brazilian and Chinese economies. In chapter 2, the correlations between the cycles of the main Brazilian macroeconomic variables (gross domestic product, consumption, gross capital formation, consumer price index, unemployment rate, exports and imports) with the Chinese product were analyzed. From the cointegration tests, we observed that these economies are cointegrated and, therefore, present long-term equilibrium. From the VECM model, it was found that the imbalances in the long-term relationship exist between the gross domestic product of Brazil and China, caused by increase in the Chinese product, was corrected by the Brazilian economy. Specifically, given or deviation of 1 % of this relation, on average, the Brazilian GDP corrects 11,34% of this value, in each period. Based on the VAR models, we found that Chinese GDP fluctuations have prosper-ty-neighbor effect in Brazilian economy. In chapter 3, based on the model developed, we analyzed the effect of shocks in productivity and government spending. Initially, given the equations that characterized the competitive balance of this model, we observed that the optimizing behavior of the Ricardian families was determined by parameters associated with macroeconomic interdependence. Beyond that, we can observe a negative effect of the productivity shock in the first ten quarters, besides this in the other quarters there is a positive effect. On the other hand, the Chinese fiscal expansion (public spending shock) had a positive impact. In addition, we verified the behavior of shocks in different six scenarios.

These were created from the variation of parameters that characterize the interdependence:  $\psi$ , participation of chinese goods in the consumption basket of brazilian families;  $\eta$ , elasticity of substitution between the consumption of domestic and foreign goods; and  $\gamma$ , real exchange rate. From these scenarios, we founded that variations in these parameters affect the magnitude of the shocks and also the rate of growth and decrease of the deviation from the steady state. Therefore, variations in these parameters tend to affect the dynamics of the shocks. Thus, based on the results, we postulated that understanding the behavior of China's macroeconomic aggregates is relevant to understanding the behavior of brazilian macroeconomic fluctuations. In addition, it is essential to consider the effects of China on the Brazilian economy for the formulation and implementation of public policies.

Keywords: International economic relations. Macroeconomics. Stochastic processes. Mathematical models.

## LISTA DE FIGURAS

1 Resposta do fluxo comercial brasileiro de um choque no produto chinês . . . . .	35
2 Resposta do fluxo comercial brasileiro de um choque no produto chinês, desagregado por indústria . . . . .	37
3 Resposta da economia brasileira a um choque no produto chinês . . . . .	40
2.A.1 Gráfico das raízes do polinômio característico do modelo de comércio . . . . .	50
2.A.2 Gráfico das raízes do polinômio característico do modelo de comércio desagregado . . . . .	53
2.A.3 Gráfico das raízes do polinômio característico do modelo da economia doméstica . . . . .	54
3.2.1 Fluxograma dos gastos dos agentes econômicos domésticos e externos . . . . .	61
3.4.1 Impacto do choque de produtividade brasileiro em variáveis selecionadas . . . . .	75
3.4.2 Impacto do choque de produtividade brasileiro no consumo e trabalho das famílias ricardianas e não ricardianas brasileiras . . . . .	77
3.4.3 Impacto do choque de gastos públicos brasileiros em variáveis selecionadas . . . . .	78
3.4.4 Impacto do choque de gastos públicos brasileiro no consumo e trabalho das famílias ricardianas e não ricardianas brasileiras . . . . .	80
3.4.5 Impacto do choque de produtividade chinês em variáveis selecionadas . . . . .	81
3.4.6 Impacto do choque de produtividade chinês em variáveis selecionadas . . . . .	82
3.4.7 Impacto do choque de gastos públicos chineses em variáveis selecionadas . . . . .	84
3.4.8 Impacto do choque de gastos públicos chineses em variáveis selecionadas . . . . .	85
3.4.9 Sensibilidade do choque de gastos públicos chinês no consumo de bens domésticos da família ricardiana brasileira, dada a variação na participação dos bens chineses na cesta brasileira . . . . .	91
3.4.10 Sensibilidade do choque de produtividade chinês no consumo agregado brasileiro, dada a variação na taxa do câmbio nominal . . . . .	92

## LISTA DE TABELAS

1	Especificações do Modelo VAR . . . . .	30
2	Teste de cointegração de Engle-Granger entre o PIB brasileiro e chinês . . . . .	32
3	Teste de cointegração de Johansen entre o PIB brasileiro e chinês . . . . .	33
4	Estimação do modelo VEC e do vetor de cointegração . . . . .	34
5	Decomposição da variância das exportações e importações brasileiras . . . . .	36
6	Decomposição da variância das exportações brasileiras por indústria . . . . .	38
7	Decomposição da variância das importações brasileiras por indústria . . . . .	39
8	Decomposição da variância dos principais agregados brasileiros . . . . .	41
2.A.1	Teste de Dickey-Fuller aumentado para séries em nível . . . . .	45
2.A.2	Teste de Dickey-Fuller aumentado para séries em diferença (1) . . . . .	46
2.A.3	Teste de KPSS para séries em nível . . . . .	47
2.A.4	Teste de KPSS para séries em diferença (1) . . . . .	48
2.A.5	Estimativa do modelo VAR para o comércio brasileiro . . . . .	49
2.A.6	Teste de autocorrelação do modelo de comércio . . . . .	50
2.A.7	Raízes do polinômio característico do modelo de comércio . . . . .	50
2.A.8	Estimativa do modelo VAR para o comércio brasileiro desagregado . . . . .	52
2.A.9	Teste de autocorrelação do modelo de comércio desagregado . . . . .	53
2.A.10	Raízes do polinômio característico do modelo de comércio desagregado . . . . .	53
2.A.11	Estimativa do modelo VAR para a Economia Brasileira . . . . .	54
2.A.12	Teste de autocorrelação do modelo da economia doméstica . . . . .	55
2.A.13	Raízes do polinômio característico do modelo da economia doméstica . . . . .	55
3.2.1	Variáveis do modelo DSGE com dois países . . . . .	70
3.3.1	Parâmetro do modelo DSGE, Calibração e Base de dados . . . . .	71
3.3.2	Choques de produtividade e gastos públicos para as economias brasileira e chinesa . . . . .	74
3.4.1	Decomposição da variância para variáveis selecionadas do modelo . . . . .	86
3.4.2	Função de autocorrelação de variáveis selecionadas do modelo . . . . .	87
3.4.3	Sensibilidade do estado estacionário frente as variações em parâmetros selecionados . . . . .	88
3.4.4	Sensibilidade dos choques de produtividade e gastos públicos do Brasil às variações dos parâmetros selecionados . . . . .	94
3.4.5	Sensibilidade dos choques de produtividade e gastos públicos da China, dadas as variações dos parâmetros selecionados . . . . .	96

## SUMÁRIO

<b>1 Interdependência macroeconômica entre países: considerações iniciais</b>	<b>12</b>
1.1 Introdução	12
1.2 Hipótese	20
1.3 Objetivos	20
1.3.1 Geral	20
1.3.2 Específicos	21
<b>2 Interdependência macroeconômica entre Brasil e China: uma análise empírica para o período 2000-2017</b>	<b>22</b>
2.1 Introdução	23
2.2 <i>Spillover</i> e interdependência macroeconômica	25
2.3 Estratégia metodológica	28
2.3.1 Análises das correlações de curto e longo prazo	28
2.3.2 Dados, variáveis e procedimentos	31
2.4 Resultados e discussão	31
2.4.1 Relação de longo prazo	32
2.4.2 Relação de curto prazo	34
2.5 Conclusões	42
Apêndice	44
2.A Resultados estatísticos da interdependência entre Brasil e China	44
2.A.1 Teste de Raiz unitária	44
2.A.2 Testes estatísticos dos modelos VAR	49
<b>3 Análise da interdependência macroeconômica entre Brasil e China via modelo DSGE</b>	<b>56</b>
3.1 Introdução	57
3.2 Estrutura do modelo de famílias heterogêneas	60
3.2.1 Família não ricardiana	61
3.2.2 Família ricardiana	62
3.2.3 Firms	65
3.2.4 Autoridade Fiscal	66
3.2.5 Condições de <i>Market-clearing</i> e agregação	67
3.2.6 Equilíbrio competitivo	68
3.3 Parâmetros e Calibração	70
3.4 Resultados e discussão	74
3.4.1 Impacto do choque de produtividade brasileiro	75
3.4.2 Impacto do choque de gastos brasileiro	78
3.4.3 Impacto do choque de produtividade chinês	80

3.4.4 Impacto do choque de gastos chinês . . . . .	83
3.4.5 Autocorrelação e decomposição da variância dos choques de produ- tividade e gastos do públicos do Brasil e da China . . . . .	86
3.4.6 Análise de sensibilidade dos parâmetros de comércio . . . . .	88
3.5 Conclusões . . . . .	97
Apêndice . . . . .	99
3.A Derivações do Modelo de Famílias Heterogêneas . . . . .	99
3.A.1 Otimização da família não ricardiana (i) . . . . .	99
3.A.2 Otimização da famílias ricardiana (j) . . . . .	101
3.A.3 Otimização das firmas . . . . .	105
3.B Dynare Code . . . . .	106
<b>4 Considerações finais . . . . .</b>	<b>114</b>
<b>Referências . . . . .</b>	<b>116</b>

# 1. Interdependência macroeconômica entre países: considerações iniciais

## 1.1 Introdução

Na atual conjuntura das relações econômicas internacionais, os países, embora autônomos, têm amplo conjunto de interdependências macroeconômicas que afetam a produtividade das firmas, o bem-estar das famílias e as políticas macroeconômicas adotadas. A interdependência entre as economias surge, principalmente, das relações comerciais e financeiras. Uma vez estabelecidas, as flutuações de uma economia transbordarão para outra. Deste modo, quaisquer alterações nos preços, taxa de juros, salários, impostos ou produtividade de uma dada economia afetarão o desempenho econômico de outra.

Notadamente, em um ambiente econômico caracterizado pela abertura dos mercados de bens e financeiros, em maior ou menor grau, as decisões dos agentes (famílias, firmas e Governos) serão deliberadas por questões internas e externas à própria economia, em razão da substitutibilidade existente entre os bens e serviços. Em síntese, neste ambiente, a cesta de consumo dos agentes será composta por bens e serviços domésticos e externos. Por conseguinte, quaisquer flutuações nos mercados que influenciem as decisões dos agentes impactarão os agregados macroeconômicos domésticos e externos (BHATTARAI; MALLICK, 2015).

Nesta perspectiva, observa-se, por exemplo, que a expansão fiscal de uma economia pode elevar a renda e o emprego no estrangeiro, pelo aumento doméstico da demanda por produtos estrangeiros (DEVEREUX; WILSON, 1989). Efeito similar pode ser gerado pelo aumento da produtividade. Segundo Kollmann (2017), os choques na produtividade levam a aumentos persistentes do PIB, consumo e investimentos doméstico e também à deterioração dos termos de troca e depreciação da taxa de câmbio real. Flutuações no câmbio (preços relativos) motivadas pela depreciação da moeda estrangeira podem, *ceteris paribus*, aumentar as importações domésticas de produtos estrangeiros e, conseqüentemente, a renda estrangeira (OBSTFELD; ROGOFF, 2000).

Todavia, ressalta-se que os efeitos das variações causadas nos preços relativos depende, em síntese, do sistema cambial vigente na economia. Sob regime de câmbio flutuante, a depreciação da moeda estrangeira pode reduzir a renda doméstica na medida em que aumenta as importações (OBSTFELD; ROGOFF, 2000). Por outro lado, em regime de câmbio fixo, o volume das importações e as alocações do consumo podem não

sofrer alterações mediante tal depreciação.

Posto isto, ao analisar as oscilações e ciclos econômicos internos, torna-se importante considerar os efeitos do transbordamento de choques estruturais<sup>1</sup> e das mudanças nas políticas macroeconômicas internacionais, visto poderem influenciar os agregados macroeconômicos domésticos. Especificamente, deve-se destacar que os choques externos são fontes importantes das flutuações dos agregados domésticos (MAĆKOWIAK, 2007). Portanto, a compreensão destes efeitos é importante para a implementação de políticas macroeconômicas domésticas.

Os impactos internos ocasionados pelo transbordamento de choques externos são determinados por um conjunto vasto de fatores, tais como a política adotada, as características dos agentes, os níveis de preços, a importância relativa das economias, o grau de desenvolvimento das firmas e do mercado, entre outros. Em síntese, os efeitos destes transbordamentos dependerão da estrutura econômica relativa das economias, bem como da importância comercial e financeira. Destaca-se, ainda, que estes efeitos serão transmitidos entre as economias, principalmente, pelos mercados financeiros, trocas internacionais e níveis de preços (BAYOUMI; SWISTON, 2009; POIRSON; WEBER, 2011). Além disso, seus efeitos se distinguirão em modo, amplitude e magnitude.

O modo como os choques externos afetam a economia doméstica pode ser segregado entre *beggar-thy-neighbor* e *prosper-thy-neighbor*<sup>2</sup> (DIAS; DIAS, 2013). Políticas domésticas de desvalorização da taxa de câmbio geram efeito *beggar-thy-neighbor*, pois elevam a demanda estrangeira por produtos domésticos em detrimento dos estrangeiros (GALA, 2007). Reduções nos retornos dos investimentos causadas por políticas fiscais e aumento do custo da mão de obra geram efeito *prosper-thy-neighbor*, pois reduzem o nível de investimentos domésticos em detrimento da elevação dos investimentos diretos no estrangeiro (IDE).

A amplitude<sup>3</sup> do transbordamento dos choques entre economias dependerá sobretudo da pauta comercial existente entre os países (SILVA, 2016). Em outras palavras, quanto maior o Índice de Complementaridade (IC)<sup>4</sup> e diversificação das pautas comerciais, *ceteris paribus*, maior será o número de setores da economia doméstica afetados pelos choques exógenos ocorridos na economia externa. Conforme sugere Carneiro (2014), elevado IC pode se configurar fator positivo (negativo) para a relação comercial na medida em que amplia (mitiga) os impactos das flutuações externas.

<sup>1</sup> A definição de tais choques permeia a ideia de variações não esperadas em variáveis que definem a estrutura de uma economia, tais como choques na taxa de câmbio, na produtividade das firmas, gastos do Governo.

<sup>2</sup> O termo *beggar-thy-neighbor* refere-se ao efeito empobrecedor dos choques externos na economia doméstica, especificamente sobre o produto. Por outro lado, o *prosper-thy-neighbor* refere-se ao efeito enriquecedor, isto é, ao efeito positivo sobre a renda doméstica de um choque na economia externa.

<sup>3</sup> Entende-se a amplitude dos choques exógenos como o número de setores que são afetados.

<sup>4</sup> O Índice de Complementaridade indica o quanto as exportações de um país correspondem às importações de outro (CARNEIRO, 2014).

Por sua vez, a magnitude dos choques exógenos ocorridos no estrangeiro será determinada pela relevância da economia estrangeira para a doméstica. Nesse sentido, elevada participação da economia estrangeira na pauta exportadora doméstica e nos IDEs recebidos levará a uma grande repercussão dos choques exógenos nos agregados domésticos. A magnitude dos impactos da interdependência se relaciona diretamente com a abertura econômica dos países (CÂNDIDO; LIMA, 2010; KELLER, 2009; ALCALÁ; CICCONE, 2004; GROSSMAN; HELPMAN, 1997).

Notadamente, as características das relações econômicas existentes entre os países poderão mitigar ou ampliar os impactos dos choques externos. Desse conjunto, sobressaem-se os acordos de integração econômico regional, que podem contemplar diversas áreas da economia. Além disso, os acordos de integração se particularizam ao determinar diferentes níveis de restrições e de mercados contemplados (MIYAZAKI; SANTOS, 2012).

Por exemplo, no que tange à relação econômica entre o Brasil e a China, observa-se que ela é regulada por acordos sobre tarifas ao comércio de indústrias específicas. Por outro lado, as relações entre os países que compõem a União Europeia são determinadas por um acordo de integração monetária. Este, por sua vez, implica em restrições nas políticas monetárias e fiscais, bem como rigidez nas taxas nominais de câmbio e juros (CLANCY; MEROLA, 2017; LOZEJ; ONORANTE; RANNENBERG, 2018).

Assim, dada a abrangência dos efeitos da interdependência macroeconômica, torna-se crucial para formuladores de políticas públicas, *policymakers*, compreender como os choques externos influenciarão o comportamento dos agentes e dos agregados macroeconômicos internos. Esta compreensão se faz relevante, pois, como as escolhas dos agentes, os efeitos das políticas públicas domésticas serão influenciadas pela conjuntura externa. Todavia, é importante considerar que certas economias exercerão maior influência que outras, face à sua importância econômica para o país analisado.

Especificamente, para o caso brasileiro, é possível destacar um número diminuto de países cujas políticas, regulações e flutuações dos agregados macroeconômicos poderão exercer efeitos relevantes nas escolhas dos agentes e nas políticas adotadas. Em 2019, o Brasil manteve relações comerciais com mais de 200 economias, totalizando fluxo comercial de, aproximadamente, US\$ 402,731 bilhões. Deste valor, as exportações somaram US\$ 225,383 bilhões e as importações, US\$ 177,347 bilhões (BRASIL, 2020). Apesar da quantidade de economias com as quais o Brasil comercializou, apenas 5 delas foram responsáveis por aproximadamente 51,16% do fluxo comercial, sendo elas: China (24,49%), Estados Unidos (14,85%), Argentina (5,05%), Alemanha (3,73%) e Holanda (3,05%).

Do conjunto de países com os quais o Brasil comercializou em 2019, os principais destinos das exportações foram a China (28,11%), Estados Unidos (13,18%), Holanda

(4,49%), Argentina (4,34%) e Japão (2,41%). De modo similar, as principais fontes das importações brasileiras foram a China (19,89%), Estados Unidos (16,97%), Argentina (5,95%), Alemanha (5,80%) e Coreia do Sul (2,65%) (BRASIL, 2020).

Considerando os valores comercializados em 2019, seja em termos gerais - fluxo comercial - ou específicos - exportações e importações - a China pode ser considerada o principal parceiro comercial do Brasil. Mas, apesar da relevância chinesa para o Brasil, o contrário não é, necessariamente, verdade. Segundo dados da *United Nations Conference on Trade and Development* - UNCTAD (2020), em 2018, as exportações brasileiras para a China representaram apenas 1,35% e as importações, 3,87% do total comercializado pela China.

Ademais, deve-se destacar que a participação chinesa no comércio brasileiro e mundial só se tornou notória a partir de 2001. Entre 2001 e 2019, as exportações brasileiras para a China cresceram 3.232,41% e as importações, 2.571,73% (BRASIL, 2020). Neste ínterim, a participação chinesa na pauta exportadora brasileira aumentou 24,84 pontos percentuais (pp). Em termos da pauta importadora o aumento foi de 17,51 pp.

Em 2016, a China tornou-se o principal destino das exportações brasileiras, representando 18,87% destas, e a terceira principal fonte de importações, com 16,99% (UNCTAD, 2019). No mesmo período, o IDE realizado pela China no Brasil cresceu 3.029% (Banco Central do Brasil, 2018). Porém, a participação chinesa no total de investimentos externos recebidos pelo Brasil é relativamente baixa, aproximadamente 2% do total. Apesar do aumento exponencial deste comércio bilateral, há, ainda, elevada proteção na relação comercial destes países (CARNEIRO, 2014).

Não obstante, deve-se destacar que as exportações brasileiras para a China em 2017 foram compostas principalmente por produtos básicos (86,48%), na sequência, por produtos manufaturados (9,55%) e semimanufaturados (3,97%). Em contrapartida, 97,33% das importações brasileiras foram de produtos manufaturados, enquanto as importações de produtos básicos foram de apenas 2,43% (BRASIL, 2018). Assim, observa-se que o comércio do Brasil com a China é caracterizado fundamentalmente pela importação de produtos manufaturados (com maior valor agregado) e exportação de *commodities* (MATOS; CARCANHOLO, 2012).

Ademais, observa-se ainda que a pauta comercial brasileira com a China, conjunto de produtos comercializados, diverge significativamente em termos das exportações e importações quando analisadas a composição e a concentração de bens. Entre os anos de 2001 a 2019, as importações brasileiras de produtos chineses foram, em média, compostas por produtos da Indústria de Transformação (97,88%), Indústria Extrativa (1,35%), Agropecuária (0,63%) e Outros Produtos (0,14%). Por outro lado, as exportações foram composta por produtos da Indústria Extrativa (39,51%), Agropecuária (33,34%), de Transformação (26,96%) e Outros Produtos (0,19%) (BRASIL, 2020).

Além disso, neste mesmo período, as exportações brasileiras para China foram compostas por produtos intermediários, combustíveis, bens de consumo e bens de capital, sendo sua representação média de 85,61%, 9,89%, 2,59% e 1,72%, respectivamente. As importações brasileiras de produtos chineses, por sua vez, foram compostas, em média, por produtos intermediários (52%), bens de consumo (26%), bens de capital (13%) e combustíveis (9%) (BRASIL, 2020).

Por fim, destaca-se que, do valor total exportado pelo Brasil para China em 2019, três produtos foram responsáveis por, aproximadamente, 77,32%. Os principais produtos<sup>5</sup> exportados foram soja (32,28%), óleos brutos de petróleo (24,43%) e minério de ferro (20,60%). As importações, por sua vez, apresentaram menor concentração relativa. Os principais produtos importados foram máquinas e aparelhos elétricos (30,36%), reatores nucleares e instrumentos mecânicos (14,10%) e produtos químicos orgânicos (8,51%) (BRASIL, 2020).

Notadamente, face à participação chinesa no volume de trocas brasileiro, conjectura-se uma importância significativa desta economia para o Brasil. Logo, o desempenho econômico da China é importante para o brasileiro, seja em períodos de crescimento ou recessão. Todavia, apesar dessa relevância, o efeito da relação comercial entre estes países deve ser visto com ressalvas em razão, principalmente, da composição da pauta comercial. Em especial, deve-se considerar que os efeitos de propagação das exportações brasileiras para China tendem a ser menores do que o efeito das importações.

Pelo exposto, especificamente para o caso brasileiro, variações nas trocas bilaterais causadas por flutuações externas (chinesa) terão relevante impacto na produção e bem-estar das famílias domésticas (brasileiras) (BHATTARAI; MALLICK, 2015). Além disso, espera-se que um choque na economia chinesa, que influencie as trocas, apresente grande amplitude e magnitude na economia brasileira<sup>6</sup>.

Todavia, é importante destacar que, dadas as características das trocas bilaterais, a economia brasileira é mais suscetível a um impacto negativo de choques na economia chinesa. Por exemplo, espera-se que um choque de produtividade que eleve a competitividade dos produtos chineses e, conseqüentemente, as importações brasileiras tenha efeito negativo sobre os agregados macroeconômicos, visto que este irá alterar as escolhas dos agentes entre produtos manufaturas brasileiros e chineses. Por outro lado, espera-se que um choque de demanda, que aumente as importações chinesa, tenha efeito diminuto sobre o crescimento da economia brasileira, uma vez que os produtos importados pela China estão na base da cadeia produtiva.

Assim, pela importância da economia chinesa para a brasileira, torna-se pertinente

<sup>5</sup> Divisão e apresentação dos produtos, importados e exportados, seguem a caracterização da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM).

<sup>6</sup> Os impactos gerados por produtos manufaturados e semimanufaturados têm maior repercussão na economia em razão dos efeitos de encadeamento gerados pelas indústrias (SILVA, 2016).

compreender os efeitos que os choques de produtividade, alterações nos preços relativos e gastos públicos (expansão fiscal) da economia chinesa terão no Brasil. Isto é, como estes efeitos afetarão a alocação do consumo das famílias brasileiras entre bens nacionais e estrangeiros e, também, a alocação dos recursos produtivos das firmas brasileiras. Além disso, sobre outro aspecto, é importante determinar como se relacionam as flutuações dos principais agregados macroeconômicos dessas economias. Os efeitos desta relação devem ser analisados especificamente a partir de 2001, pois as relações comerciais e políticas destes países só se tornaram proeminentes após este ano.

Na macroeconomia moderna aplicada, as análises da interdependência macroeconômica e suas nuances seguem, usualmente, duas abordagens complementares e distintas.

A primeira pauta-se na análise das correlações, flutuações e dos ciclos macroeconômicos. Nesta pauta, frequentemente são feitas análises de cointegração e estimados os modelos de vetores autorregressivos (VAR) e correção de erros (VECM). Em síntese, com tais métodos, são analisados: as relações de equilíbrio de longo prazo existente entre as séries (cointegração); o comportamento de curto e de longo prazo das séries, dadas as flutuações de determinada série de interesse; e como este comportamento é explicado pelas variáveis analisadas (MACKINNON, 2010; URIBE; YUE, 2006; MAY-SAMI; HOWER; HAMZAH, 2004; NASSEH; STRAUSS, 2000; JOHANSEN; JUSELIUS, 1990; JOHANSEN, 1988; GRANGER, 1986; ENGLE; GRANGER, 1987)

Já, na segunda abordagem, são analisados os comportamentos dos agentes econômicos frente aos choques exógenos e às mudanças nas políticas macroeconômicas adotadas. Esta abordagem se baseia na elaboração de modelos de equilíbrio geral dinâmico e estocástico (DSGE), capazes de sintetizar a dinâmica da economia (TORRES, 2015). Diferentemente dos modelos macroeconômicos clássicos, os DSGE, ao investigarem os efeitos de choques exógenos, valem-se das dinâmicas, de curto e longo prazo, dos agregados macroeconômicos microfundamentados<sup>7</sup>.

No âmbito da interdependência macroeconômica internacional, os pressupostos dos modelos DSGE proveem, usualmente, da Nova Macroeconomia de Economia Aberta (NOEM). Essa vertente tem origem nos modelos de Ciclos Reais de Negócios (RBC) e Novo-Keynesianos. Por conseguinte, busca-se no desenvolvimento dos modelos DSGE-NOEM a ampliação dos pressupostos básicos dos modelos RBC<sup>8</sup> (choque de produtividade) e novo-keynesiano<sup>9</sup> (concorrência imperfeita e fricções monetárias), através, prin-

<sup>7</sup> A microfundamentação dos modelos macroeconômicos ocorre pela inclusão de conceitos microeconômicos (teoria do consumidor e teoria da firma) na análise dos agregados macroeconômicos.

<sup>8</sup> Nas teorias clássicas de crescimento, a produtividade é o ponto central das análises, a qual está inserida no modelo pela importância relativa do choques de produtividades. Por sua vez, a teoria dos Ciclos Reais de Negócios ressalta o papel das flutuações do nível geral de emprego, inserida no problema de maximização das famílias (KYDLAND; PRESCOTT, 1982).

<sup>9</sup> Os modelos novo-keynesianos buscam ampliar a perspectiva dos modelos RBC, dando destaque às imperfeições de mercado, políticas públicas e fricções monetárias em uma economia (JUNIOR COSTA,

principalmente da inclusão e modelagem da economia externa (GALÍ; MONACELLI, 2005; CRAIGHEAD, 2014).

Os modelos DSGE-NOEM têm como base o trabalho desenvolvido por Obstfeld e Rogoff (1995). Em síntese, estes modelos são desenvolvidos para duas economias, compostas por agentes e mercados distintos, interligadas principalmente pelas trocas, mercado financeiro, investimentos diretos externo (IDE) e preços relativos (WALQUE et al., 2017; KOLLMANN, 2017; BREUSS; RABITSCH, 2009; STEINBACH; MATHULOE; SMIT, 2009). Os agentes (famílias, firmas e autoridades monetárias e fiscais) nestes modelos são caracterizados de forma equivalente entre as economias. Além disso, tais modelos são geralmente formulados para analisar a relação entre economias desenvolvidas ou entre economias desenvolvidas e em desenvolvimento.

Por fim, para determinar os efeitos da interdependência macroeconômica entre o Brasil e a China, utilizou-se de ambas as abordagens supracitadas. Inicialmente, foram analisados os efeitos do transbordamento das flutuações da economia chinesa nos principais agregados macroeconômicos brasileiros (curto prazo) e a relação de longo prazo entre os produtos destas economias. Além disso, buscou-se expandir as análises referente ao comportamento da pauta comercial brasileira frente às flutuações no produto chinês. Como método de análise, fez-se uso dos modelos VAR e VECM e dos testes de cointegração.

Especificamente, buscou-se com essa primeira análise, a explanação dos fatos estilizados existentes na relação econômica entre o Brasil e a China, no período analisado. Estes fatos, por sua vez, compõem, caracterizam e validam as relações macroeconômicas destacadas no modelo teórico desenvolvimento posteriormente. Nesse segundo momento, buscou-se a criação de um modelo teórico capaz de sintetizar o comportamento dos agentes brasileiros frente aos choques estruturais da economia chinesa. Para esta investigação, foi construído e analisado um modelo DSGE-NOEM.

Notadamente, objetivou-se, com o presente trabalho, contribuir de forma teórica e empírica com a literatura, nacional e internacional, ao ampliar as análises acerca da relação de interdependência macroeconômica entre economias. Em termos gerais, pretendeu-se ressaltar a importância da correlação entre os agregados macroeconômicos de economias em desenvolvimento, salientando, por sua vez, as trocas internacionais como canal de propagação. Especificamente, destacou-se a correlação entre os ciclos econômicos do Brasil e da China, no período de 2001 a 2019.

Além disso, com o estudo desenvolvimento segundo métodos tradicionais de análise das correlações entre séries macroeconômicas (VAR, VECM e Teste de Cointegração), buscou-se expandir as análises das relações econômicas entre as economias do Brasil e da China ao desagregar os efeitos entre as principais variáveis macroeconômicas do

Brasil, bem como dos principais produtos presentes nas pauta de exportação e importação. Não obstante, diferentemente dos trabalhos que utilizaram os modelos VAR (ALLEGRET; COUHARDE; GUILLAUMIN, 2013; AKINCI, 2013; BAYOUMI; SWISTON, 2009), VECM (CARVALHO; SCALCO; LIMA, 2009; CARVALHO; LIMA; SANTOS, 2008) e os Testes de Cointegração (GAN et al., 2006; KWON; SHIN, 1999) separadamente, neste trabalho suas análises foram feitas conjuntamente. Com esta metodologia, buscou-se destacar a complementaridade temporal da interdependência macroeconômica, ou seja, dos efeitos de curto e longo prazo.

No mais, objetivou-se a ampliação dos estudos feitos por Silva, Gomes e Teixeira (2019), Çakir e Kabundi (2017) e Dias e Dias (2013) através da desagregação destas análises em termos gerais (produto), de comércio (exportações e importações) e agregados internos (consumo, investimento, índice de preços e desemprego). Foram destacadas também as nuances da propagação dos choques (magnitude, amplitude e modo).

Por sua vez, com a segunda abordagem, foram buscadas a ampliação do conjunto de modelos DSGE-NOEM e a construção de um modelo de economia aberta capaz de representar as relações econômicas entre o Brasil e a China. Os modelos desta vertente são usualmente restritos à construção de economias similares com famílias homogêneas, tais como os modelos desenvolvidos por Kollmann (2017), Walque et al. (2017) e Breuss e Rabitsch (2009). No modelo proposto, buscou-se a expansão da caracterização das famílias pelo uso de famílias heterogêneas: famílias ricardianas e não ricardianas. Além disso, estendeu-se a ideia dos Agentes Não Ricardianos<sup>10</sup> para o acesso ao mercado internacional de bens. Deste modo, foi desenvolvido o conceito de "mercados incompletos", o qual denota a existência da restrição das famílias não ricardianas ao mercado de bens estrangeiros.

Em termos da literatura nacional, tendo em vista que os modelos DSGE da economia brasileira são usualmente de economias fechadas, como os trabalhos de Ferreira (2015), Areosa e Coelho (2015), Vereda e Cavalcanti (2010) e Kanczuk (2002), procurou-se expandir este conjunto de modelos DSGE voltados para as análises do comportamento da economia brasileira.

Logo, com ambas as abordagens metodológicas, buscou-se destacar a importância da conjuntura econômica chinesa para o entendimento das flutuações macroeconômicas brasileiras. Consequentemente, sustentou-se a relevância desta economia para a formulação de políticas públicas domésticas, as quais estão parcialmente sujeitas à economia chinesa.

Portanto, em síntese, buscou-se, no presente trabalho, expandir os estudos acerca

---

<sup>10</sup> Nos modelos DSGE, a presença dos agentes ricardianos faz alusão à existência de dois tipos de famílias em relação ao mercado de crédito. As famílias ricardianas são aquelas que possuem acesso a crédito e, por isso, podem transferir consumo presente para o futuro. O contrário também é válido. Por sua vez, as famílias não ricardianas não possuem acesso a crédito e, portanto, buscam maximizar sua utilidade com base apenas na renda do período (JUNIOR COSTA, 2016; TORRES, 2015).

das relações existentes entre os ciclos de variáveis macroeconômicas dentro do escopo da economia internacional. Especificamente, foram expandidas as perspectivas trabalhadas por Dias e Dias (2013), Poirson e Weber (2011), Bayoumi e Swiston (2009), Carvalho, Scalco e Lima (2009) e Helbling et al. (2007) a respeito do efeito de *spillover*, ao ampliar a concepção deste transbordamento para uma relação em que o equilíbrio de longo-prazo ocorrer pela interdependência macroeconômica.

Não obstante, buscou-se ampliar o entendimento dos modelos DSGE-NOEM de trabalhos como de Kollmann (2017), Walque et al. (2017) e Breuss e Rabitsch (2009), destacando importância de modelos específicos para as análises da interdependência existente entre economias em desenvolvimento e, portanto, considerar a heterogeneidade das famílias nas análises. Conseqüentemente, pôde-se expandir a ótica dos modelos DSGE de Saith (2017), Santos (2016) e Vereda e Cavalcanti (2010), voltados para a economia brasileira, ao incluir uma nova fonte de perturbação (economia chinesa).

## 1.2 Hipótese

Face às características da relação econômica entre o Brasil e a China, espera-se que o impacto das flutuações e dos choques na economia chinesa exerça efeito *prosperity-neighbor* no Brasil. Conseqüentemente, conjectura-se que o desempenho econômico destas economias esteja correlacionado. Isto posto, deduz-se que flutuações no produto interno bruto (PIB) da economia chinesa apresente significativa correlação com os agregados internos brasileiros (consumo, investimento, desemprego, índice de preços) e com as exportações líquidas. Sendo esta positiva para as exportações líquidas, consumo e investimento, e negativa para o desemprego e índice de preços. Não obstante, supõe-se que choques de produtividade e de gastos públicos da economia chinesa impactem significativamente no comportamento dos agentes brasileiros (famílias, firmas e governo), face à importância da conjuntura econômica chinesa para as escolhas dos agentes brasileiros.

## 1.3 Objetivos

### 1.3.1 Geral

Analisar a relação de interdependência macroeconômica entre o Brasil e a China no período de 2000 a 2017, considerando que neste período as relações comerciais e políticas entre estas economias se tornaram proeminentes.

### 1.3.2 Específicos

- (i) Analisar o comovimento de longo prazo dos produtos brasileiro e chinês;
- (ii) Analisar os efeitos das flutuações do produto chinês nas exportações líquidas e nos agregados macroeconômicos brasileiro;
- (iii) Caracterizar a relação de curto e longo prazo entre as economias do Brasil e da China em termos da amplitude, magnitude e o modo dos efeitos gerados pelas flutuações econômicas;
- (iv) Desenvolver um modelo DSGE-NOEM de duas economias abertas com famílias heterogêneas, que represente a relação econômica entre o Brasil e a China; e
- (v) Analisar os efeitos dos choques de produtividade e de gastos públicos da economia chinesa no comportamento das famílias brasileiras;

Dados os objetivos propostos, o presente trabalho foi dividido em três capítulos, além desta introdução. No capítulo 2, foram apresentadas e discutidas as correlações entre as séries macroeconômicas do Brasil e da China, tanto no curto prazo quanto no longo prazo. Já no capítulo seguinte, foi apresentado o modelo DSGE-NOEM com famílias heterogêneas. Por fim, foram apresentadas as conclusões gerais do trabalho.

## 2. Interdependência macroeconômica entre Brasil e China: uma análise empírica para o período 2000-2017

### Resumo

Este artigo teve como objetivo analisar as relações de curto e longo prazo das economias brasileira e chinesa, entre os anos de 2000 e 2017. Foram analisadas a correlação de longo prazo do crescimento destas economias e a correlação de curto prazo do crescimento chinês com as variáveis macroeconômicas brasileiras selecionadas: fluxo comercial, índice de preços, taxa de desemprego, formação bruta de capital e consumo. Nestas análises, foram utilizados o teste cointegração de Johansen e os modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) e de Correção de Erros Vetorial (VECM). Os resultados destacam a existência de correlação positiva entre as economias. Especificamente, observou-se impacto positivo desta relação para o Brasil. Além disso, foi verificado que apenas a economia brasileira apresentou uma relação de dependência macroeconômica.

**Palavras-chave:** Interdependência Macroeconômica, China, Comovimento Macroeconômico, VAR.

**Classificação JEL:** E32, F15, F43.

### Abstract

This article examined the short and long-term relationship between Brazil and China for the 2000-2017 period. The base of this analyze was the long-term correlation between the growth of this economies and the short-term correlation between chinese growth and select brazilian variables: trade, price index, gross capital formation and consumption. It employed the Johansen cointegration test, the vector autoregressive (VAR) and vector error correction (VECM) models. The results show the existence for positive correlation between the brazilian and chinese macroeconomic dynamic, so it was beneficial for Brazil's economy. In addition, it was found that only the Brazilian economy has a macroeconomic dependency.

**Keywords:** Macroeconomics Interdependence, China, Macroeconomic Comovement, VAR.

**JEL Code:** E32, F15, F43.

## 2.1 Introdução

Com o fortalecimento da interdependência macroeconômica entre os países, o desempenho econômico dos parceiros internacionais tem ganhado relevância na formulação e implementação das políticas domésticas, pois ajudam a compreender o comportamento dos principais agregados macroeconômicos internos. Neste contexto, espera-se que exista correlação entre os produtos de diferentes economias, as quais mantêm relação comercial e financeira próximas.

A influência exercida mutuamente entre as economias depende de diversos fatores, domésticos e externos, tais como os canais de propagação, estrutura e desenvolvimento econômico relativo (BAYOUMI; SWISTON, 2009; POIRSON; WEBER, 2011; HELBLING et al., 2007). Não obstante, o tamanho e o grau da abertura relativos das economias influenciarão a correlação entre o desempenho econômico dos países (CANOVA; DELLAS, 1993). Önder e Yilmazkuday (2016) corroboram essa afirmativa, mas destacam que o número de parceiros comerciais também influenciará a correlação dos ciclos econômicos. Ademais, Frankel e Rose (1998) e Clark e Van Wincoop (2001) destacam o comércio como fator determinante da existência de correlação entre os ciclos das economias.

Usualmente conhecido como *spillover*, o impacto de uma economia em outra pode produzir efeito *prosper* ou *beggar-thy-neighbor*<sup>1</sup>. Por exemplo, Bayoumi e Swiston (2009) destacam que as flutuações no produto norte-americano se correlacionam positivamente com as flutuações dos países da Zona do Euro. De forma similar, Poirson e Weber (2011) ressaltam que a Alemanha tende a produzir efeitos *prosper-thy-neighbor* nos demais países da Europa. Já Dias e Dias (2013) sugerem que o aumento dos gastos (expansão fiscal) norte-americanos tem efeito *beggar-thy-neighbor* no Brasil, pois reduz, no longo prazo, o produto brasileiro. Silva, Gomes e Teixeira (2019) afirmam que o crescimento da China se correlaciona positivamente com o brasileiro. Em síntese, tais relações são possíveis pela existência de fatores comuns na produção das economias (BAYOUMI; SWISTON, 2009).

Apesar do número de estudos acerca da interdependência macroeconômica entre as economias, são escassos os trabalhos que destacam a relação de interdependência bilateral entre aquelas com menor grau de desenvolvimento. Notadamente, deve-se observar que este fenômeno não se restringe às economias desenvolvidas, pois não é definido apenas pelo desenvolvimento econômico (BHATTARAI; MALLICK, 2015). Por sua vez, este será determinado também pelo tamanho relativo das economias e pelo nível de integração dos mercados internos com os externos (CANOVA; DELLAS, 1993; BAYOUMI;

---

<sup>1</sup> O termo *beggar-thy-neighbor* refere-se ao efeito empobrecedor dos choques externos na economia doméstica, especificamente sobre o produto. Por outro lado, o *prosper-thy-neighbor* refere-se ao efeito enriquecedor, isto é, ao efeito positivo sobre a renda doméstica de um choque na economia externa.

SWISTON, 2009; DIAS; DIAS, 2013).

Por conseguinte, mesmo economias emergentes ou em desenvolvimento poderão impactar os agregados macroeconômicos de seus parceiros comerciais (BAXTER; KOUPARITSAS, 2005). Deste conjunto, a relação econômica entre o Brasil e a China se sobressai, dadas suas características. Embora ambas sejam economias emergentes, o tamanho relativo da economia chinesa, mensurado pelo produto interno bruto (PIB), é consideravelmente maior que o da economia brasileira.

Segundo dados da UNCTAD (2019), em 2018, o PIB chinês foi de, aproximadamente, US\$ 13,61 trilhões, enquanto o brasileiro foi de US\$ 1,87 trilhões. Observa-se, ainda, que a relevância chinesa para o comércio brasileiro é significativamente maior. Em 2019, a China foi responsável por 24,49% do fluxo comercial brasileiro. Por outro lado, o Brasil representou apenas 1,35% das importações e 3,87% das exportações chinesas.

Além disso, destaca-se que a pauta comercial brasileira com a China, conjunto de produtos comercializados, diverge significativamente em termos dos produtos que a compõem. Entre os anos de 2001 a 2019, as importações brasileiras de produtos chineses foram, em média, compostas por produtos da Indústria de Transformação (97,88%), Indústria Extrativa (1,35%), Agropecuária (0,63%) e Outros Produtos (0,14%). Por outro lado, as exportações foram compostas por produtos da Indústria Extrativa (39,51%), Agropecuária (33,34%), de Transformação (26,96%) e Outros Produtos (0,19%). Em 2019, do conjunto de produtos exportados, os três principais foram<sup>2</sup> soja (32,28%), óleos brutos de petróleo (24,43%) e minério de ferro (20,60%). Já os três principais produtos importados foram máquinas e aparelhos elétricos (30,36%), reatores nucleares e instrumentos mecânicos (14,10%) e produtos químicos orgânicos (8,51%) (BRASIL, 2020).

Notadamente, observa-se que nos últimos anos a China tem se configurado como o principal parceiro comercial do Brasil. Ademais, é importante destacar que o comércio entre estas economias se caracteriza pela importação brasileira de produtos manufaturados e exportações de produtos básicos (MATTOS; CARCANHOLO, 2012).

Pelo exposto, torna-se factível supor a existência de uma relação de causalidade entre as economias chinesa e a brasileira. Neste contexto, surge uma importante questão: "os agregados macroeconômicos brasileiros, tais como o consumo, taxa de desemprego, investimentos, inflação e exportações líquidas, são significativamente explicados por flutuações na economia chinesa?". Além disso, supondo a existência desta relação, é importante verificar quais seriam a magnitude, amplitude e o modo como esses choques ocorrem e se propagam.

Isto posto, objetivou-se, no presente trabalho, analisar a relação de interdependência macroeconômica entre o Brasil e a China, ou seja, o comovimento de longo prazo e

<sup>2</sup> Divisão e apresentação dos produtos, importados e exportados, seguem a caracterização da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM).

as relações causais de curto prazo existente entre esses países. Estas análises foram feitas entre os anos de 2000 a 2017, período cuja relação bilateral destes países se tornou relevante. Especificamente, foram investigados a relação de longo prazo entre o produto de ambas as economias e também os efeitos de curto prazo das flutuações do produto chinês nos principais agregados macroeconômicos e na pauta comercial brasileira. Por fim, foram determinadas as características desta relação, bem como a magnitude e a amplitude temporal dos impactos gerados na economia brasileira pelos choques chineses.

Nesse sentido, com tais análises, buscou-se contribuir com a literatura ao destacar a importância da interdependência macroeconômica entre economias em desenvolvimento (Brasil e China), complementando, assim, as análises feitas por autores como Dias e Dias (2013), Poirson e Weber (2011), Bayoumi e Swiston (2009) e Haan e Sumner (2004) para países desenvolvidos. Buscou-se também expandir as investigações realizadas por Silva, Gomes e Teixeira (2019), Çakir e Kabundi (2017) e Dias e Dias (2013), ao segregar a análise da interdependência em diferentes níveis: produto total da economia, balança comercial e agregados macroeconômicos internos. Ademais, foram destacadas as características desta interdependência macroeconômica (modo, magnitude e amplitude dos transbordamentos).

Além disso, buscou-se agregar as análises aos métodos tradicionais pertinentes à análise das correlações entre séries econômicas (VAR, VECM e Teste de Cointegração). Diferentemente dos trabalhos que utilizaram os modelos VAR (ALLEGRET; COUHARDE; GUILLAUMIN, 2013; AKINCI, 2013; BAYOUMI; SWISTON, 2009), VECM (CARVALHO; SCALCO; LIMA, 2009; CARVALHO; LIMA; SANTOS, 2008) e os Testes de Cointegração (GAN et al., 2006; KWON; SHIN, 1999) separadamente, neste trabalho suas análises foram realizadas em conjunto. Com esta metodologia, buscou-se destacar as relações de curto e longo prazo da interdependência macroeconômica.

Este artigo está dividido em mais quatro seções, além desta introdução. Na seção seguinte, foi feita uma breve discussão acerca dos determinantes do *spillover* e da interdependência macroeconômica. Já na seção três, foi apresentada a estratégia empírica adotada. Já na quarta seção, foram apresentados os resultados obtidos, e na quinta, as considerações finais.

## 2.2 *Spillover* e interdependência macroeconômica

A interdependência macroeconômica entre as economias se concretiza em um espaço econômico integrado internacionalmente, no qual variações nos agregados macroeconômicos de distintas economias se correlacionam no longo prazo. Neste espaço, a dinâmica interna de uma economia (efeitos das políticas públicas, o desempenho das firmas e bem-estar das famílias) será parcialmente ditada pela dinâmica externa (GOMES;

JACQUINOT; PISANI, 2012; POIRSON; WEBER, 2011; BAYOUMI; SWISTON, 2009; HELBLING et al., 2007; OBSTFELD; ROGOFF, 1995; DORNBUSCH, 1976).

Neste cenário, é importante considerar que os bens, serviços e ativos financeiros apresentam algum grau de substitutibilidade (STEINBACH; MATHULOE; SMIT, 2009). Portanto, quaisquer fatores (choques exógenos) que afetem as escolhas dos agentes influenciarão os agregados macroeconômicos internos e externos (SILVA; GOMES; TEIXEIRA, 2019). Especificamente, Maćkowiak (2007) destaca que os choques externos são importantes para determinar as flutuações macroeconômicas de economias emergentes, pois irão alterar as percepções e escolhas dos agentes entre bens domésticos e externas.

Notadamente, o efeito gerado sobre as escolhas dos agentes entre estes bens dependerá do canal pelo qual as flutuações macroeconômicas das economias estrangeiras afetam a economia doméstica (BAYOUMI; SWISTON, 2009). Este, por sua vez, será determinado pela forma como estão interligadas as economias, bem como das estruturas econômicas e comerciais relativas (SILVA; GOMES; TEIXEIRA, 2019). Usualmente, os transbordamentos (*spillover*) das flutuações de curto prazo ocorrem via mercados financeiros e trocas internacionais<sup>3</sup> (BAYOUMI; SWISTON, 2009; POIRSON; WEBER, 2011; FORNI; GERALI; PISANI, 2010). Contudo, eles podem também ocorrer via mercado de trabalho, desde que existam acordos internacionais interligando-os (GOMES; JACQUINOT; PISANI, 2012).

Na abordagem dos mercados financeiros como canais de propagação, destaca-se a existência de correlação entre os mercados financeiros internacionais e as atividades macroeconômicas domésticas (GJERDE; SAETTEM, 1999; KWON; SHIN, 1999). Neste perspectiva, choques nos mercados financeiros internacionais afetarão os agregados macroeconômicos domésticos por intermédio, principalmente, dos seus respectivos *spreads*.

Por exemplo, Akinci (2013) ressalta que as flutuações nos riscos dos mercados financeiros internacionais desempenham um importante papel na determinação dos *spreads* e das atividades econômicas de economias emergentes. Segundo o autor, as flutuações nos *spreads* domésticos são responsáveis, em média, por 15% dos movimentos nos ciclos reais das economias emergentes.

Na abordagem das trocas internacionais como canal de propagação dos transbordamentos macroeconômicos entre economias, tanto os preços relativos quanto as demandas e ofertas, internas e externas, são mecanismos importantes para a propagação dos efeitos de *spillovers*. Segundo Forni, Gerali e Pisani (2010) e Gala (2007), mudanças nos preços relativos (desvalorização da taxa de câmbio) podem afetar positivamente a

<sup>3</sup> Comumente, na literatura, são destacados como canais de propagação dos transbordamentos os mercados de bens e serviços, os preços relativos e os mercados financeiros. Todavia, dada a estreita relação entre os preços relativos e as trocas de bens e serviços, ambos os canais foram tratados no mesmo contexto.

demanda internacional de produtos domésticos, na medida em que alteram a competitividade relativa dos mercados<sup>4</sup>. De forma similar, flutuações na produtividade estrangeira, (custo médio de produção estrangeiro), podem influenciar os termos de troca e, conseqüentemente, o fluxo comercial, de modo que a demanda estrangeira por produtos domésticos se eleve (TELES, 2005).

Embora as mudanças nos termos de troca impactem os agregados macroeconômicos, seus efeitos sobre o produto são ambíguos (KEHOE; RUHL, 2008). Especificamente, destaca-se que o efeito resultante de um choque exógeno nos termos de troca depende, *ceteris paribus*, da estrutura econômica relativa e da composição da pauta comercial dos países (SILVA; GOMES; TEIXEIRA, 2019). Este efeito dependerá do encadeamento (amplitude) gerado na dinâmica econômica (crescimento do produto, taxa de emprego, consumo, investimento), pelos setores produtivos responsáveis pelos produtos comercializados.

Um choque de produtividade exógeno pode, no curto prazo, exercer efeito *beggar-thy-neighbor* na economia com menor desenvolvimento tecnológico, pelo aumento das importações. Segundo Grossman e Helpman (1997) e Edwards (1992), este aumento permite à economia com menor grau de desenvolvimento tecnológico absorver as inovações tecnológicas externas e, assim, ampliar o nível de conhecimento interno por meio das trocas, levando ao aumento produtivo. Não obstante, a realocação de recursos domésticos, propiciados pelo aumento da competitividade, poderá aumentar no longo prazo a produção interna (MELITZ, 2003).

Além dos choques nos preços e na produtividade, é importante destacar que flutuações nos agregados externos, *per se*, também influenciarão os agregados domésticos. Por exemplo, Çakir e Kabundi (2017) destacam que flutuações na demanda e na oferta chinesas têm efeitos significativos sobre o produto dos demais países do BRICS. Os autores salientam que as flutuações na demanda tendem a gerar efeitos de curto prazo, enquanto as da oferta, efeitos de longo prazo.

As relações de interdependência macroeconômica entre distintas economias podem ser compreendidas também através da análise do saldo do Balanço de Pagamentos. Especificamente, mudanças nos preços relativos, na taxa de juros, nas preferências de consumo das famílias e nas políticas macroeconômicas afetarão os saldos das contas que compõem o Balanço (THIRLWALL, 1979). Alterações neste saldo, por sua vez, impactarão o crescimento econômico e, conseqüentemente, a produção, a demanda por mão de obra e os salários (THIRLWALL, 1979; THIRLWALL; HUSSAIN, 1982).

Pelo exposto, observa-se que a integração entre mercados pode se concretizar tanto no curto quanto no longo prazo. No curto prazo, espera-se que os *spillovers*, advindos de choques exógenos, exerçam efeitos negativos e positivos que dependerão da pauta de co-

<sup>4</sup> O efeito da depreciação da taxa real de câmbio torna os produtos domésticos mais baratos e eleva a paridade do poder de compra das famílias estrangeiras (FORNI; GERALI; PISANI, 2010).

mércio bilateral e das relações financeiras entre os países. Quanto ao efeito de longo prazo, pautando-se especificamente nas relações comerciais, espera-se que as economias apresentem correlação positiva. Não obstante, deve-se destacar que o efeito das flutuações externas, seja ele da demanda ou oferta, poderá impactar o produto, o consumo, os investimentos, os preços e o nível de emprego da economia doméstica.

## 2.3 Estratégia metodológica

### 2.3.1 Análises das correlações de curto e longo prazo

A análise da interdependência macroeconômica entre o Brasil e a China foi feita tendo como canal de propagação dos transbordamentos macroeconômicos as trocas internacionais. Face às características temporais desta relação, as análises foram segregadas em curto e longo prazo.

Para determinar a relação de longo prazo entre os produtos do Brasil e da China, inicialmente, foram feitos os testes de cointegração de Engle e Granger (1987) (EG) e Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). Com tais testes, busca-se determinar a existência de equilíbrio<sup>5</sup> de longo prazo entre um determinado conjunto de variáveis (MAYSAMI; HOWER; HAMZAH, 2004). Neste sentido, a cointegração resulta da presença de uma tendência estocástica semelhante entre as séries, o que implica seu não distanciamento no longo prazo.

Em síntese, o teste uniequacional de Engle-Granger determina se os resíduos da regressão de cointegração de um conjunto de variáveis integradas de mesma ordem,  $I(d)$ , são estacionários (MACKINNON, 2010). A regressão de cointegração é determinada pela equação:

$$y_{t1} = \alpha_1 + \sum_{j=2}^N \alpha_j y_{tj} + u_t \quad (2.1)$$

em que  $y_{tj}$  representa um série temporal, tal que  $j = 1, 2, \dots, N$ ;  $\alpha_1$ , uma constante;  $\alpha_j$ , o vetor de cointegração; e  $u_t$ , os resíduos da regressão de cointegração. Além disso, considera-se que as séries do vetor  $y_t \equiv [y_{t1}, \dots, y_{tN}]^T$  sejam integradas de ordem um,  $I(1)$ . Pode-se ainda incluir na equação 2.1 uma tendência linear temporal (MACKINNON, 2010).

Posto isto, as variáveis do vetor  $y_t$  são ditas cointegradas,  $CI(d, b)$ , se existir um vetor de cointegração  $\alpha \equiv [1, -\alpha_1, \dots, -\alpha_N]$  tal que  $u_t \equiv [1 \quad y_t]^T \alpha$  é  $I(0)$  (GRANGER, 1986; ENGLE; GRANGER, 1987; MACKINNON, 2010).

<sup>5</sup> O termo "equilíbrio", neste contexto, refere-se à tendência de um sistema econômico que se move para um região específica de resultados possíveis (GRANGER, 1986). Posto de outra forma, duas séries econômicas "em equilíbrio"irão convergir, no longo prazo, para um mesmo ponto.

O teste de cointegração multiequacional de Johansen segue uma abordagem similar ao teste de EG. Todavia, ele é definido pelo modelo de vetores autorregressivos (VAR) reparametrizados que permitem um processo autorregressivo de ordem  $p$ , definido pela equação:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-1} + \Pi Y_{t-k} + \epsilon_t \quad (2.2)$$

sendo,

$$\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad \Pi = -I_k - \sum_{i=1}^p A_i$$

em que  $Y$ , representa o vetor de variáveis;  $\Delta$ , denota a primeira diferença da variável;  $A$ , a matriz de coeficientes; e  $\epsilon$ , o termo de erro.

De modo simplificado, o teste de Johansen busca determinar qual o posto da matriz  $\Pi$ . Assim, se  $rank(\Pi) = 0$ , não há relação de cointegração entre as variáveis e não existe mecanismos de correção de erro; se  $rank(\Pi) = k$ , implica que existem  $k$  combinações lineares estacionárias das variáveis; já, se  $0 < rank(\Pi) = r < k$ , existem  $r$  combinações lineares independentes (vetores de cointegração) e o termo  $\Pi Y_{t-k}$  fornece combinações lineares estacionárias (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990). Ademais, considerando que  $rank(\Pi) = r \in (0, k)$ , sendo possível verificar a existências de matrizes,  $\alpha$  e  $\beta$ , tal que:  $\Pi_{(k \times k)} = \alpha_{(k \times r)} \beta'_{(r \times k)}$ .

Na equação 2.2, os coeficientes  $\Gamma_i$  e  $\Pi$  representam, respectivamente, os ajustamentos de curto e longo prazo para  $Y$  (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990; MAYSAMI; HOWER; HAMZAH, 2004). Por sua vez,  $\alpha$  representa a velocidade de ajustamento dos desequilíbrios e  $\beta$ , a matriz de coeficientes de longo prazo.

A metodologia proposta por Johansen e Juselius (1990) para testar o rank da matriz  $\Pi$ , que corresponde ao número de vetores de cointegração, consiste no teste do Traço e da Raiz característica Máxima<sup>6</sup>. No Teste do Traço, rejeitar  $H_0$  implica que existem um ou mais vetores de cointegração; já no Teste da Raiz Característica Máxima, sua rejeição implica a existência de um vetor de cointegração.

Por fim, para determinar a velocidade de ajustamento dos desequilíbrios de curto prazo e o coeficiente de longo prazo da relação entre os produtos das economias brasileira e chinesa, uma vez determinada a relação de cointegração, estimou-se um modelo de

<sup>6</sup> (i) Teste do Traço:

$$\lambda = -T \sum_{i=r_0+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

(ii) Raiz característica Máxima:

$$\lambda = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r_0+1})$$

em que  $T$  é o número de observações e  $\hat{\lambda}_i$  as raízes características obtidas da matriz  $\Pi$  estimada. Além disso, a estatística de teste em (i) consiste em analisar a hipótese de que  $H_0 : r = r_0$ , e  $H_a : r = r_0 + 1$ . Em (ii), por sua vez, testa-se se  $H_0 : r = r_0$ , e  $H_a : r > r_0$ .

correção de erros vetorial (VECM). De modo geral, o VECM pode ser representado pela equação:

$$\Delta Y_t = f \left[ \sum_{j=0}^J \Delta X_{t-j} \right] + \alpha \hat{\epsilon}_{t-1} + v_t \quad (2.3)$$

em que  $Y_t$  e  $X_t$  representam duas séries econômicas, especificamente, o produto do Brasil e da China;  $\alpha$  é o coeficiente de ajustamento; e  $\hat{\epsilon}$ , os resíduos da relação de cointegração. No caso bivariado, a relação de cointegração, equação 2.1, pode ser definida pela equação:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \epsilon_t \quad (2.4)$$

Por fim, as dinâmicas de curto prazo, *spillover*, do choque do produto chinês na economia brasileira foram determinadas pela análise do modelo de Vetores Autorregressivos (VAR). Este modelo pode ser representado na sua forma reduzida por:

$$Y_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (2.5)$$

em que  $Y_t$  representa um vetor (nx1) de variáveis de interesse;  $\Phi_0$ , uma matriz de constantes;  $\Phi_i$ , a matriz de coeficientes; e  $\epsilon_t$ , o vetor dos resíduos compostos do modelo.

Com a estimação da equação 2.5, espera-se determinar as características do efeito de *spillover*<sup>7</sup> do produto chinês na economia brasileira. Especificamente, foram analisadas as funções de impulso-resposta e decomposição da variância. Na análise de impulso-resposta, buscou-se calcular o impacto dinâmico (sinal e magnitude) que um choque no produto chinês tem na economia brasileira. Com a decomposição da variância, buscou-se determinar quanto da variância do erro de previsão das séries macroeconômicas brasileiras é definido pelo produto chinês.

As especificações a serem estimadas pela equação 2.5 são apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1 – Especificações do Modelo VAR

Especificação	Variáveis de interesse	Choque
(1) Balança Comercial	Exportações e Importações brasileiras	PIB Chinês
(2) Balança comercial desagregada	Indústria de Transformação, Indústria Extrativa e Agropecuária	PIB Chinês
(3) Principais Agregados Macroeconômicos brasileiro	Consumo Total brasileiro, Formação Bruta de Capital, Taxa de Desemprego e Índice de Preço ao Consumidor	PIB Chinês

Fonte: Elaboração própria.

Na primeira especificação, buscou-se determinar o comportamento da balança comercial brasileira frente a um choque no produto chinês. Já com a segunda especificação,

<sup>7</sup> O efeito do *spillover* de um choque exógeno pode ser analisado por três distintas características, isto é, pelo modo, magnitude e amplitude (SILVA; GOMES; TEIXEIRA, 2019).

buscou-se verificar este efeito de forma desagregada. Por fim, na terceira especificação, buscou-se analisar o efeito do comportamento dos principais agregados macroeconômicos brasileiros, dado um choque na economia chinesa.

### 2.3.2 Dados, variáveis e procedimentos

Para as análises e estimações, foram utilizados dados trimestrais de 2000 a 2017, de ambas as economias. Foram selecionadas 14 variáveis para mensurar a relação da interdependência macroeconômica e o efeito de *spillover* no Brasil das flutuações na economia chinesa. Para mensurar as atividades internas da economia brasileira, foram utilizados os gastos totais brasileiros com consumo de bens internos (Consumo), a formação bruta de capital<sup>8</sup> (Investimento), o índice de preços ao consumidor (Índice de Preços) e a taxa de desemprego brasileira (Desemprego). Tais variáveis foram destacadas como os principais agregados macroeconômicos do Brasil. Para mensurar as atividades comerciais, foram utilizadas as exportações (Exportação) e importações (importações) brasileiras totais. Também foram utilizadas as exportações e as importações brasileiras desagregadas por indústria de transformação, indústria de extração e agropecuária<sup>9</sup>. Além disso, foram utilizados também os produtos internos brutos do Brasil (Produto Brasil) e da China (Produto China).

As séries de tempo brasileiras supracitadas foram retiradas da base de dados do Fundo Monetário Internacional (FMI) e da do Ministério da Economia do Brasil. A série do produto Chinês foi extraída da base de dados do Escritório Nacional de Estatística da China. Ademais, foram utilizadas as séries em valores nominais<sup>10</sup>. Por fim, os valores foram convertidos para dólar, com base na taxa de câmbio nominal média de cada período. Quando cabível, as séries foram dessazonalizadas. Com exceção da variável Desemprego, todas as demais foram analisadas considerando seu logaritmo.

## 2.4 Resultados e discussão

Para melhor elucidar os resultados encontrados acerca da interdependência macroeconômica entre o Brasil e China, esta seção foi subdividida em dois tópicos de interesse. O primeiro busca destacar a existência de correlação de longo prazo entre as economias. Em seguida, foram apresentadas as análises de impulso-resposta e decomposição da variância (curto prazo).

<sup>8</sup> Utilizou-se a Formação Bruta de Capitais como *proxy* dos investimentos.

<sup>9</sup> Para a desagregação das exportações e importações brasileiras, foram utilizadas as seções da Classificação Internacional Padrão por Atividade Econômica (ISIC).

<sup>10</sup> As variáveis também foram consideradas em termos reais. Todavia, não houve melhoras nos resultados. Especificamente, não foi possível definir um índice de preços adequado para dessazonalizar a série de tempo referente à economia chinesa.

Em ambos os casos, para determinar a presença de raiz unitária nas séries macroeconômicas analisadas, foram feitos os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin (KPSS). Os resultados indicaram presença de raiz unitária em todas as séries. A presença de autocorrelação nos erros dos modelos VAR foi testada por meio do teste de Portmanteau, o qual não indicou autocorrelação nos erros. Ademais, foi feito também o teste de distribuição dos resíduos, o qual não indicou problemas na distribuição.<sup>11</sup>

Na análise da decomposição da variância, utilizou-se o teste de exogeneidade de Wald para ordenar as variáveis da mais exógena para a mais endógena. Nos casos em que a estatística de análise não foi significativa, a ordenação se baseou na relação teórica. Por fim, foram utilizados os critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwartz (SIC) para determinar o número de defasagens nos modelos. Estes critérios, por sua vez, indicaram uma defasagem.

### 2.4.1 Relação de longo prazo

A Tabela 2 mostra as estimações do teste de cointegração de Engle-Granger entre os produtos das economias brasileira e chinesa, no período de 2000 a 2017. Na especificação do teste, foram consideradas a constante e a tendência. O número de lags utilizados foi definido com base no AIC.

Tabela 2 – Teste de cointegração de Engle-Granger entre o PIB brasileiro e chinês

Variável Dependente	estatística tau	Prob.*	estatística z	Prob.*
PIB brasileiro	-3,5031	0,1211	-25,8552	0,0368
PIB chinês	-3,0239	0,2778	-21,0818	0,1039

Fonte: Resultados da pesquisa.

(\*) Estatística  $p$  de MacKinnon (1996).

Conforme apresentado na Tabela 2, ao nível de 5% de significância, observou-se que as séries dos PIBs brasileiro e chinês são cointegradas de ordem um, CI(1,1). Portanto, as séries apresentam equilíbrio de longo prazo, para o qual o sistema econômico convergirá apesar da existência de desequilíbrios de curto prazo (CARVALHO; SCALCO; LIMA, 2009). Em outras palavras, pôde-se inferir que os produtos destas economias se movem conjuntamente no longo prazo.

A Tabela 3 apresenta uma síntese do teste de cointegração de Johansen, em que são retratadas as especificações usuais para o teste, considerando uma defasagem.

<sup>11</sup> Os testes estatísticos são apresentados no apêndice 2.A.1.

Tabela 3 – Teste de cointegração de Johansen entre o PIB brasileiro e chinês

Tendência dos dados	None	None	Lienar	Lienar
Tipo de teste	Sem tendência e intercepto	Sem tendência com intercepto	Sem tendência com intercepto	Com tendência e intercepto
Traço	1	1	0	0
Raiz Característica	1	1	0	1

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: O rank da cointegração foi testado para 0.05. As estatísticas de teste utilizadas foram as de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

A Tabela 3 mostra que os resultados do teste de Johansen confirma o teste de Engle-Granger, visto que ao nível de 5% significância é possível inferir que existe um vetor de cointegração entre as economias, seja pelo teste do Traço ou da Raiz Característica Máxima.

Posto isto, verificou-se, conforme esperado, uma relação de longo prazo entre os produtos das economias brasileira e chinesa. Por sua vez, esta relação implica que as séries têm sua trajetória temporal interligada. Assim, constatou-se a existência de um fator comum entre as séries que lhes permite alcançar o equilíbrio de longo-prazo. Como nos trabalhos de Frankel e Rose (1998) e Clark e Van Wincoop (2001), tais resultados destacam a importância do comércio bilateral para a relação de interdependência macro-economia entre economias.

A Tabela 4 apresenta os resultados da estimação do modelo de correção de erros vetoriais (VECM), equação 2.3. Na coluna 1, é apresentada a estimação da Equação de Cointegração, em que se considera apenas uma relação de cointegração. Na coluna 2, foram apresentadas as relações de curto prazo entre os PIBs brasileiro e chinês. Na coluna 2.a, destaca-se o coeficiente de ajustamento de curto prazo do PIB brasileiro, frente a um desequilíbrio na relação de longo prazo entre as economias. Por sua vez, na coluna 2.b, é apresentado o coeficiente de ajustamento de curto prazo do PIB chinês.

Tabela 4 – Estimação do modelo VEC e do vetor de cointegração

Variáveis	(1)	(2)	
		a	b
CointEq1		-0,1134**	0,0086
PIB Brasileiro(-1)	1,0000	0,4082***	0,0535**
PIB Chinês(-1)	-0,7299***	0,9468	0,5723
Constante	-2,5805	-0,0221	0,0136***
Observações		70	70
R-squared		0,2313	0,5746
F-statistic		6,6200	29,7257
Log likelihood		85,9371	204,1797

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (1) Regressão de Cointegração. (2) Regressão de correção de erros, variáveis estimadas em diferença. (\*\*\*) Valores significativos a 1% de significância.

(\*\*) Estatisticamente significativo a 5%.

Na Tabela 4, a coluna 1 representa a relação de longo prazo entre as economias do Brasil e da China. O coeficiente -0,7299 indica como estas economias se relacionam, ou seja, a elasticidade de longo prazo dos produtos brasileiro e chinês, que foi estatisticamente significativo a 1% de significância. Logo, o aumento de 1% no PIB chinês, em média, faz com que o PIB brasileiro aumente 0,73% no longo prazo. A relação positiva entre os produtos, indicado por este resultado, é semelhante ao encontrado por Silva, Gomes e Teixeira (2019) e Çakir e Kabundi (2017).

Ademais, verificou-se que dos coeficiente de ajustamento de curto prazo apenas o brasileiro foi estatisticamente significativo, ao nível de 5% de significância. A significância estatística do coeficiente de ajustamento do PIB brasileiro indica, por sua vez, que para cada 1% de desequilíbrio na relação de cointegração entre as economias, o produto brasileiro se ajustará em 11,34% no trimestre seguinte; isto é, 11,34% do desequilíbrio é ajustado a cada trimestre pelo PIB brasileiro. Por outro lado, dada a não significância estatística do coeficiente de cointegração do PIB chinês, verificou-se que ele não irá reagir aos desequilíbrios da relação de longo prazo entre as economias.

Em síntese, os resultados apontam para a existência de correlação de longo prazo entre os produtos da China e do Brasil, ainda que, os desequilíbrios de curto prazo existentes na relação de cointegração entre estas economias sejam corrigidos apenas pela economia brasileira. Consequentemente, pode-se inferir que a possível relação de causalidade entre as economias seja unidirecional.

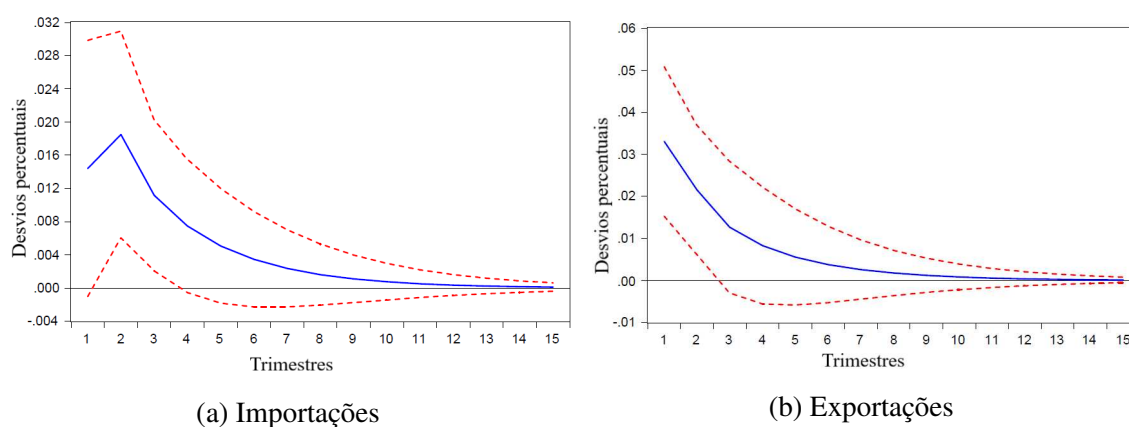
## 2.4.2 Relação de curto prazo

Conforme salientado, a relação de curto prazo entre o Brasil e a China foi analisada por meio das funções de impulso-resposta e decomposição da variância dos modelos

estimados<sup>12</sup> pela equação 2.5. Buscando maior clareza acerca da magnitude e amplitude do transbordamento de um choque exógeno no produto chinês, foram estimados quatro modelos. Na primeira especificação, foi verificado o efeito deste choque no fluxo comercial brasileiro; na segunda especificação, o efeito no fluxo comercial desagregado por tipo de indústria; e na terceira especificação, seus efeitos nos agregados internos. Por fim, na quarta especificação, estimou-se o modelo completo.

Na Figura 1, observa-se a resposta do logaritmo das importações e exportações brasileiras ao choque exógeno no logaritmo do PIB chinês. No eixo das ordenadas, são apresentados os desvios percentuais das variáveis, dado o choque no PIB chinês; já no eixo das abscissas, o tempo, dado em trimestre.

Figura 1 – Resposta do fluxo comercial brasileiro de um choque no produto chinês



Fonte: Resultados da Pesquisa.

Conforme observado na Figura 1, tanto as importações quanto as exportações brasileiras responderam positivamente a um choque no PIB chinês no curto prazo. Ressalta-se, contudo, que a magnitude do choque difere entre as variáveis. O desvio percentual em relação à média das exportações brasileiras, dado o choque, foi aproximadamente duas vezes maior que o das importações. Em ambos os casos, o choque se dissipou após 12 trimestres.

A Tabela 5 apresenta as estimações da decomposição da variância do modelo de comércio<sup>13</sup>. Nesta tabela, são apresentados apenas os resultados de interesse, ou seja, o quanto das variações da importação e exportação brasileira foi explicado pela variação da própria variável e do produto chinês, ao longo de 20 trimestres.

<sup>12</sup> Os testes e as estimações dos modelos VARs são apresentados no apêndice 2.A.2.

<sup>13</sup> Especificação 1 da Tabela (1).

Tabela 5 – Decomposição da variância das exportações e importações brasileiras

Período	Importações		Exportações	
	PIB Chinês	Importações	PIB Chinês	Exportações
1	4,8590	95,1410	17,9701	79,0092
2	10,6042	79,8848	20,3925	75,9475
3	12,5075	76,8513	21,6164	74,7860
4	13,3345	75,6727	22,1739	74,2587
5	13,7093	75,1614	22,4304	74,0166
6	13,8823	74,9286	22,5493	73,9044
7	13,9628	74,8209	22,6047	73,8521
8	14,0003	74,7708	22,6306	73,8277
9	14,0178	74,7473	22,6427	73,8163
10	14,0260	74,7364	22,6483	73,8109
15	14,0331	74,7270	22,6532	73,8064
20	14,0332	74,7268	22,6533	73,8063

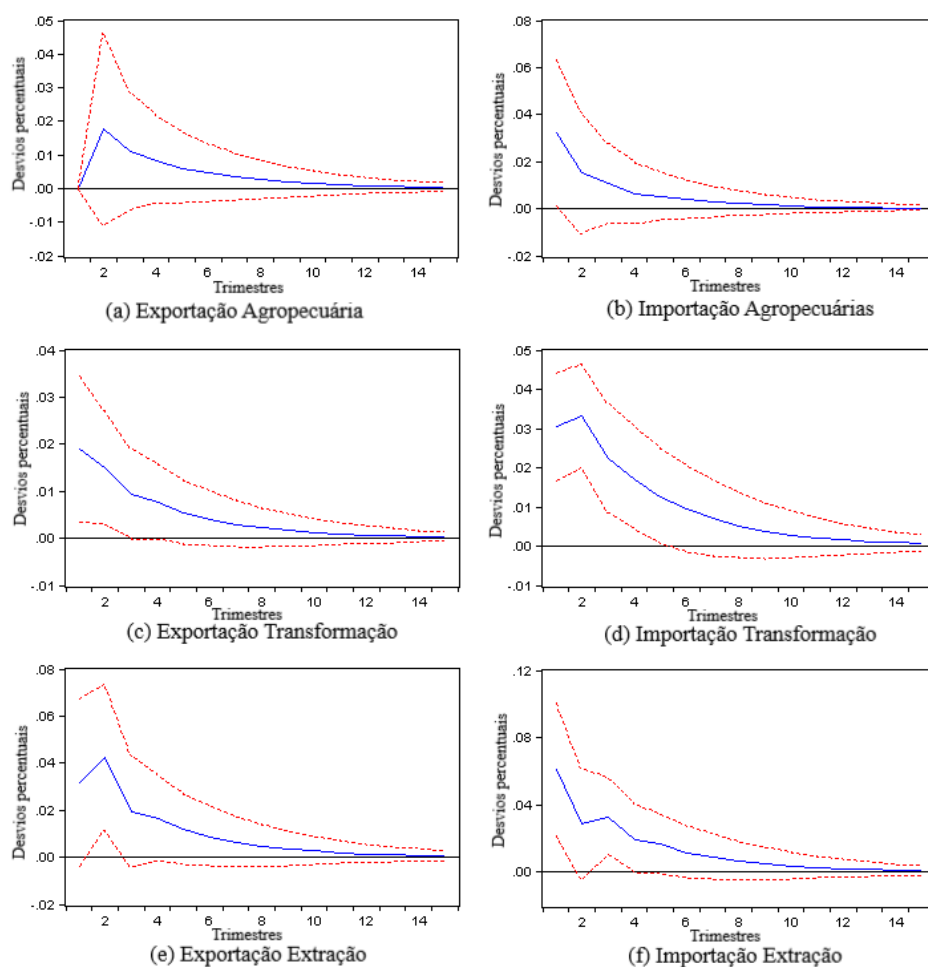
Nota: Resultados da pesquisa.

Conforme a Tabela 5, verificou-se que as variáveis apresentam um forte comportamento autorregressivo no primeiro trimestre. Cerca de 95,14% da variação das importações foi explicada pela própria variável e 4,85%, pelo PIB chinês. No período seguinte, esse comportamento apresentou alteração significativa. A partir do segundo trimestre, aproximadamente 14% da variação das importações foi explicada pelo PIB chinês e 74%, pela própria variável.

O comportamento da decomposição da variância das exportações brasileiras foi relativamente similar ao das importações. Em média, 21,9% da variação das exportações brasileiras foi explicada pelo PIB chinês e 74,75%, pela própria variável. O comportamento dessas variáveis implica, *ceteris paribus*, um efeito positivo, no curto prazo, do crescimento chinês sobre o fluxo comercial brasileiro. Além disso, considerando tanto o valor das exportações brasileiras como do desvio gerado pelo choque no PIB chinês, pôde-se inferir também efeito positivo na balança comercial brasileira. De modo similar, Eickmeier e Kühnlenz (2018) e Çakir e Kabundi (2017) afirmam que os choques de demanda e oferta da China elevam suas exportações e as importações de *commodities*.

Os efeitos do choque no produto chinês sobre as exportações e importações brasileiras, desagregadas por indústrias, são apresentados na Figura 2 e nas Tabelas 6 e 7. Cabe ressaltar que foram utilizadas as exportações e importações brasileiras das Indústrias de Transformação e Extração e da Agropecuária.

Figura 2 – Resposta do fluxo comercial brasileiro de um choque no produto chinês, desagregado por indústria



Fonte: Resultados da pesquisa.

Conforme observado na Figura 2, um choque positivo no PIB chinês, como na análise agregada do fluxo comercial brasileiro, tem efeito positivo nas exportações e importações brasileiras, independentemente do tipo de especificação produtiva (indústria). De modo similar, ambos os efeitos se dissiparam após, aproximadamente, 12 períodos. Contudo, é importante destacar que a magnitude do choque divergiu conforme a indústria analisada.

Especificamente, observou-se que as exportações de produtos da indústria de transformação e agropecuária foram aquelas cujo choque chinês apresentou menor impacto percentual relativo. Por outro lado, as exportações e importações da indústria de Extração e as importações da Indústria de Transformação foram as que apresentaram maiores desvios, dado o choque. Tais resultados, confirmam o esperado, tendo em vista a relevância dos produtos da indústria de transformação para a pauta de importação do Brasil.

Ademais, é importante destacar que, embora a pauta exportadora da economia brasileira seja composta majoritariamente por produtos derivados do agronegócio, eles

tendem a apresentar ofertas inelásticas no curto prazo. Esta característica pode ser vista na função de impulso resposta da Indústria Agropecuária, cujo o ponto máximo do choque ocorreu apenas no segundo trimestre.

Por sua vez, as estimações da decomposição da variância do modelo de comércio desagregado foram apresentadas nas Tabelas 6 e 7. Na Tabela 6, foi apresentado apenas o comportamento das variáveis de interesse referente à desagregação das exportações brasileiras; já na Tabela 7, a decomposição da variância das importações brasileiras.

Tabela 6 – Decomposição da variância das exportações brasileiras por indústria

Período	Agropecuária		Transformação		Extração	
	PIB China	Agropec.	PIB China	Transform.	PIB China	Extração
1	0	100	7,6969	87,2227	3,6655	56,3066
2	1,1105	98,0925	11,7370	81,6636	7,8934	44,19095
3	1,5187	97,3087	13,2064	79,663	8,5885	42,3896
4	1,7597	97,0232	14,1658	78,6025	9,2427	42,0689
5	1,8833	96,8870	14,6194	78,1006	9,5727	41,8975
6	1,9575	96,8080	14,8918	77,8162	9,7556	41,8044
7	1,9953	96,7692	15,0321	77,6650	9,8551	41,7541
8	2,0172	96,7462	15,1119	77,5816	9,9101	41,7263
9	2,0289	96,7342	15,1548	77,5360	9,9401	41,7111
10	2,0354	96,7274	15,1786	77,5109	9,9566	41,7027
15	2,0429	96,7196	15,2062	77,4819	9,9758	41,6930
20	2,0433	96,7192	15,2075	77,4804	9,9768	41,6925

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Nesta tabela, são apresentados apenas os resultados de interesse.

Conforme observado na Tabela 6, tanto as exportações brasileiras da indústria de Transformação quanto da Agropecuária apresentaram elevado fator autorregressivo. Ambas foram condizentes com os resultados apresentadas pelas funções de impulso resposta que, por sua vez, reafirmam que as variações de curto prazo dos desvios das exportações destas indústrias foram explicadas principalmente por fatores intrínsecos. Observou-se ainda que, em média, a variação do PIB chinês explicou apenas 1,70% da variação das exportações da Agropecuária.

Ademais, as exportações de produtos brasileiros da Indústria de Extração apresentaram o menor fator autorregressivo. Além disso, o PIB chinês explicou pouco de sua variação. Notadamente, observou-se que, em média, 43,24% da variação das exportações desta indústria foi explicado pela própria variável e 9,03% pelo produto da economia chinesa.

A Tabela 7 apresenta a decomposição da variância das variáveis referentes às importações brasileiras desagregadas.

Tabela 7 – Decomposição da variância das importações brasileiras por indústria

Período	Agropecuária		Transformação		Extração	
	PIB China	Agropec.	PIB China	Transform.	PIB China	Extração
1	5,8270	77.1191	24.5318	35.7524	12.2251	69.7356
2	6.2793	71.0430	36.1630	24.6131	13.2440	68.6588
3	6.6657	69.7139	40.1680	21.9478	15.6354	66.4249
4	6.8158	69.1960	42.6288	20.9057	16.4267	65.4591
5	6.9234	69.0927	43.8565	20.3511	17.0423	64.9060
6	6.9858	69.0372	44.4984	20.0587	17.3255	64.6277
7	7.0174	69.0106	44.8463	19.9022	17.4974	64.4750
8	7.0360	68.9957	45.0349	19.8169	17.5869	64.3923
9	7.0458	68.9875	45.1379	19.7704	17.6374	64.3468
10	7.0514	68.9831	45.1944	19.74495	17.6647	64.3219
15	7.0577	68.9779	45.2597	19.7154	17.6966	64.2930
20	7.0580	68.9776	45.2629	19.7139	17.6982	64.2916

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Nesta tabela, são apresentados apenas os resultados de interesse.

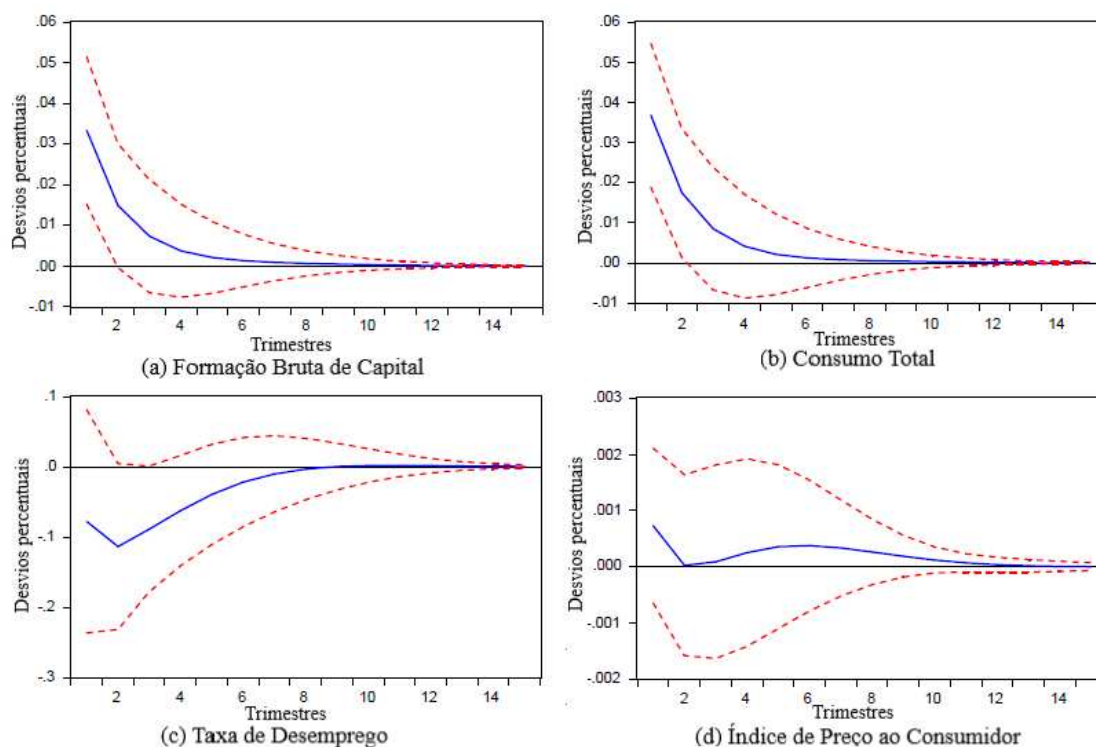
Conforme observado na Tabela 7, as importações brasileiras cujas variações foram majoritariamente explicadas pela própria variável foram as importações da Indústria de Extração e Agropecuária. Em média, observou-se que estas importações responderam por 65,49% e 69,92%, respectivamente. Além disso, verificou-se que o produto chinês explicou aproximadamente 6,81% da variação das importações brasileiras de produtos da Agropecuária e 16,47% da Indústria de Extração.

Ademais, entre as importações destacadas na Tabela 7, as importações brasileiras de produtos da Indústria de Transformação foram aquelas cuja variação apresentou menor efeito autorregressivo. Em média, aproximadamente 21,85% delas foi explicada pela própria variável. Por outro lado, do conjunto de variáveis apresentadas, a importação brasileira de produtos da Indústria de Transformação foi aquela cuja variação foi predominantemente explicada pelo produto da economia chinesa.

Especificamente, observou-se que, em média, 41,88% da variação destas importações foi explicada pelo PIB chinês. Embora este resultado destoei dos demais, seu comportamento é esperado, visto que, em média, 97,88% das importações brasileiras de produtos chinês advêm desta indústria chinesa. Notadamente, ao analisar conjuntamente o comportamento das funções de impulso resposta e a decomposição da variância, verificou-se que o comportamento das importações de produtos da Indústria de Transformação foi aquele cujo produto chinês apresentou maior relevância.

Os efeitos de um choque positivo no produto chinês sobre as principais variáveis macroeconômicas brasileiras são apresentadas na Figura 3 e Tabela 8. Na Figura 3, são apresentadas as funções de impulso resposta.

Figura 3 – Resposta da economia brasileira a um choque no produto chinês



Fonte: Resultados da pesquisa.

Tendo a Figura 3 como referência, pode-se inferir que um choque no PIB chinês tem efeito de *spillover* positivo na formação bruta de capital, consumo total e IPC. Este, por sua vez, apresentou impacto negativo na taxa brasileira de desemprego. Notadamente, é importante observar que a magnitude do choque é similar tanto na formação bruta de capital quanto no consumo total. Em ambos os casos, o choque no PIB chinês elevou os investimentos domésticos e o consumo. Este efeito, por sua vez, se dissipa após 10 trimestres, aproximadamente.

Não obstante, observou-se, Figura 3, que, embora este choque tenha elevado o IPC brasileiro no curto prazo, seu impacto foi relativamente pequeno. Por outro lado, apresentou um impacto relativamente elevado na taxa brasileira de desemprego. Em suma, a elevação de 1% no PIB chinês reduziu, *ceteris paribus*, a taxa de desemprego em aproximadamente 0.1 ponto percentual nos períodos iniciais.

A Tabela 8 apresenta a decomposição da variância do modelo de agregados domésticos<sup>14</sup> para as variáveis de interesse.

<sup>14</sup> Especificação 2 da Tabela 1.

Tabela 8 – Decomposição da variância dos principais agregados brasileiros

Período	Investimento		Consumo		Desemprego		Índice de Preços	
	Produto Chinês	Investimento	Produto Chinês	Consumo	Produto Chinês	Desemprego	Produto Chinês	Índice de Preços
1	19.4872	80.5127	23.7260	2.9849	1.5041	97.6271	1.7525	81.7071
2	20.0757	77.7764	23.5271	3.2608	4.4226	91.4955	0.9464	64.2402
3	20.3296	76.8964	23.5911	3.2363	5.9026	86.3380	0.7672	56.0380
4	20.4248	76.5774	23.6454	3.2159	6.4642	82.5753	0.7942	52.7858
5	20.4598	76.4700	23.6677	3.2113	6.6139	80.4433	0.9423	51.8200
6	20.4754	76.4361	23.6760	3.2120	6.6304	79.4694	1.1196	51.6396
7	20.4842	76.4243	23.6806	3.2128	6.6211	79.1106	1.2590	51.6020
8	20.4892	76.4190	23.6839	3.2130	6.6146	79.0082	1.3425	51.5490
9	20.4916	76.4160	23.6859	3.2130	6.6129	78.9875	1.3825	51.4887
10	20.4926	76.4145	23.6868	3.2129	6.6131	78.9843	1.3980	51.4439
15	20.4927	76.4136	23.6870	3.2130	6.6141	78.9775	1.4038	51.4042
20	20.4927	76.4136	23.6870	3.2130	6.6141	78.9773	1.4039	51.4042

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Nesta tabela, são apresentados apenas os resultados de interesse.

Pelo exposto, somente o consumo não apresentou comportamento autorregressivo expressivo, pois, em média, apenas 3,2% da variação do consumo foi explicada pela própria variável. Por outro lado, a taxa de desemprego, os investimentos e o índice de preços ao consumidor apresentaram um comportamento autorregressivo mais relevante, visto principalmente nos primeiros períodos. Em média, 82,66%, 76,92% e 55,58% da variação da taxa de desemprego, investimentos e índice de preços, respectivamente, foi explicada pelas respectivas variáveis.

Com base no modelo estimado, verificou-se que as flutuações do PIB chinês foram importantes para explicar, principalmente, o comportamento da formação bruta de capital e do consumo brasileiro. Esta, por sua vez, foi capaz de explicar, em média, 23,65% da variação do consumo e 20,34% dos investimentos. Por outro lado, a variação do PIB chinês explicou apenas 1,2% dos índice de preços e 5,93% da taxa brasileira de desemprego.

Notadamente, pela análise conjunta da função impulso resposta, Figura 3, e pela decomposição da variância, Tabela 8, pode-se destacar a importância da economia chinesa no comportamento da formação bruta de capital fixo, isto é, das suas flutuações.

Em síntese, é importante observar que os efeitos de *spillovers* dos choques na economia chinesa sobre a brasileira estão correlacionados diretamente ao canal de propagação, ou seja, com as trocas. Conforme observado, a relação de interdependência entre o Brasil e a China gerou efeitos positivos na economia brasileira. Este resultado confirma aqueles alcançados por Silva, Gomes e Teixeira (2019), Eickmeier e Kühnlenz (2018), Çakir e Kabundi (2017) e Jenkins (2012), que destacaram efeito *prosper-thy-neighbor* da economia chinesa sobre a brasileira.

## 2.5 Conclusões

Neste trabalho, foi analisada a relação de interdependência macroeconômica entre o Brasil e a China, tanto no curto quanto no longo prazo. Em síntese, os resultados alcançados confirmaram a existência da interdependência entre as economias e de uma relação *prosper-thy-neighbor* da economia chinesa para a brasileira. Neste sentido, observou-se que os agregados brasileiros foram consideravelmente influenciados por flutuações no produto chinês.

Notadamente, é possível conjecturar que as mudanças no comportamento da economia chinesa poderão mitigar ou ampliar os efeitos das políticas brasileiras. Por exemplo, um choque positivo no produto chinês poderá, *ceterius paribus*, ampliar os efeitos de uma política doméstica que vise à elevação das exportações brasileiras de produtos básicos. Por outro lado, este choque poderá mitigar os efeitos de uma política que vise à elevação da produção doméstica de produtos similares aos chineses, devido ao aumento da competitividade. Consequentemente, destaca-se a importância da semicoordenação

das políticas brasileiras aos ciclos e às flutuações da economia chinês.

Assim, face à relevância da dinâmica da economia chinesa para a determinação dos agregados macroeconômicos brasileiros, bem como para o comportamento das exportações e importações brasileiras segregadas por tipo de indústria, torna-se imprescindível considerar os impactos desta economia na formulação e implementação das políticas públicas brasileiras.

Não obstante, apesar da importância dos resultados alcançados, dada a abrangência das nuances que envolvem as relações comerciais entre o Brasil e a China, faz-se relevante o desenvolvimento de análises que considerem outros fatores como a origem das flutuações chinesas e também fatores domésticos desassociados desta relação comercial. Além disso, devem-se incluídas, em futuras análises, as características dos agentes econômicos, isto é, das famílias, firmas e Governos.

## APÊNDICE

### 2.A Resultados estatísticos da interdependência entre Brasil e China

#### 2.A.1 Teste de Raiz unitária

Nas tabelas abaixo, são apresentados os testes de raiz unitária feitos nas análises do capítulo 2, "Inderpendência macroeconômica entre Brasil e China: uma análise empírica para o período de 2000-2017".

Para testar a presença de raiz unitária nas séries de tempo, foram realizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin (KPSS). O teste ADF tem como hipótese nula a presença de raiz unitária, isto é, a não-estacionaridade da série. Por outro lado, a hipótese nula do teste KPSS consiste em verificar se a série é estacionária.

As Tabelas 2.A.1 e 2.A.2 apresentam os resultados do teste ADF para a presença de raiz unitária para as variáveis em nível e em diferença respectivamente. Conforme a Tabela 2.A.1, foi possível verificar a presença de raiz unitária em todas as variáveis analisadas, pois, em todos os casos (com intercepto sem tendência e com intercepto e tendência), não foi rejeitada a hipótese nula. Não obstante, conforme as estatísticas apresentadas na Tabela 2.A.2, verificou-se que tais séries se tornam estacionárias em diferença.

Por fim, foram apresentados nas Tabelas 2.A.3 e 2.A.4 as estatísticas do teste de KPSS. Em síntese, os resultados apresentados confirmam aqueles do teste ADF. Os resultados para a presença de raiz unitária apresentam maior robustez quando considerada apenas a presença de intercepto.

Tabela 2.A.1 – Teste de Dickey-Fuller aumentado para séries em nível

Variáveis	Intercepto					Tendência e Intercepto				
	valor da t-statistic	Valores Críticos			p-valor	valor da t-statistic	Valores críticos			P-valor
		0.01	0.05	0.10			0.01	0.05	0.10	
Consumo	-1.0859	-3.5270	-2.9036	-2.5892	0.7171	-1.6170	-4.0946	-3.4753	-3.1650	0.7763
Consumo Privado	-1.0015	-3.5270	-2.9036	-2.5892	0.7486	-1.6606	-4.0946	-3.4753	-3.1650	0.7581
Investimentos	-1.0669	-3.5270	-2.9036	-2.5892	0.7244	-1.6520	-4.0946	-3.4753	-3.1650	0.7618
Importações	-1.7355	-3.5256	-2.9030	-2.5889	0.4093	-0.8240	-4.0925	-3.4744	-3.1645	0.9581
Exportações	-1.2836	-3.5270	-2.9036	-2.5892	0.6329	-1.3322	-4.0946	-3.4753	-3.1650	0.8716
Produto Chinês	-0.9073	-3.5270	-2.9036	-2.5892	0.7804	-1.2339	-4.0946	-3.4753	-3.1650	0.8953
Produto Brasileiro	-1.1794	-3.5270	-2.9036	-2.5892	0.6790	-1.5883	-4.0946	-3.4753	-3.1650	0.7878
Desemprego	-1.5179	-3.5461	-2.9117	-2.5936	0.5177	1.1991	-4.1273	-3.4907	-3.1739	0.9999
Índice de Preços BR	-0.8513	-3.5285	-2.9042	-2.5896	0.7977	-2.7989	-4.0946	-3.4753	-3.1650	0.2027
Índice de Preços CH	-0.2017	-3.5270	-2.9036	-2.5892	0.9326	-3.4399	-4.0966	-3.4763	-3.1656	0.0545
Exp. Agropecuária	-1.1694	-3.5256	-2.9029	-2.5889	0.6834	-2.9301	-4.0925	-3.4743	-3.1645	0.1596
Exp. Extração	-1.7840	-3.5256	-2.9029	-2.5889	0.3854	-1.2208	-4.0925	-3.4743	-3.1645	0.8983
Exp. Transformação	-1.8623	-3.5256	-2.9030	-2.5889	0.3480	-1.0600	-4.0925	-3.4744	-3.1645	0.9281
Imp. Agropecuária	-1.4581	-3.5256	-2.9030	-2.5889	0.5489	-2.1304	-4.0925	-3.4744	-3.1645	0.5201
imp_extra	-1.8022	-3.5256	-2.9029	-2.5889	0.3766	-1.1743	-4.0925	-3.4744	-3.1645	0.9079
Imp. Transformação	-1.2295	-3.5270	-2.9036	-2.5892	0.6573	-1.5087	-4.0946	-3.4753	-3.1650	0.8174

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

Tabela 2.A.2 – Teste de Dickey-Fuller aumentado para séries em diferença (1)

Variáveis	Intercepto					Tendência e Intercepto				
	valor da t-statistic	Valores Críticos			p-valor	valor da t-statistic	Valores críticos			P-valor
		0.01	0.05	0.10			0.01	0.05	0.10	
Consumo	-5.4082	-3.5270	-2.9036	-2.5892	0.0000	-5.3872	-4.0946	-3.4753	-3.1650	0.0002
Consumo Privado	-4.8967	-3.5270	-2.9035	-2.5892	0.0001	-4.8741	-4.0945	-3.4753	-3.1650	0.0009
Investimentos	-5.3621	-3.5270	-2.9035	-2.5892	0.0000	-5.337	-4.0945	-3.4753	-3.1650	0.0002
Importações	-7.7220	-3.5270	-2.9035	-2.5892	0.0000	-7.9111	-4.0945	-3.4753	-3.1650	0.0000
Exportações	-5.0229	-3.5270	-2.9035	-2.5892	0.0001	-5.0420	-4.0945	-3.4753	-3.1650	0.0005
Produto Chinês	-3.2550	-3.5270	-2.9035	-2.5892	0.0209	-3.3170	-4.0945	-3.4753	-3.1650	0.0719
Produto Brasileiro	-5.2905	-3.5270	-2.9036	-2.5892	0.0000	-5.2806	-4.0945	-3.4753	-3.1650	0.0002
Desemprego	-2.9918	-3.5461	-2.91173	-2.5936	0.0415	-3.4873	-4.1213	-3.4878	-3.1723	0.0501
Índice de Preços BR	-4.1031	-3.5270	-2.9036	-2.5892	0.0018	-4.2490	-4.0945	-3.4753	-3.1650	0.0064
Índice de Preços CH	-4.6204	-3.5270	-2.9035	-2.5892	0.0003	-4.5695	-4.0945	-3.4753	-3.1655	0.0024
Exp. Agropecuária	-9.7984	-3.5270	-2.9035	-2.5892	0.0000	-9.7543	-4.0945	-3.4753	-3.1650	0.0000
Exp. Extração	-9.3343	-3.5270	-2.9035	-2.5892	0.0000	-9.5169	-4.0945	-3.4753	-3.16505	0.0000
Exp. Transformação	-7.6444	-3.5270	-2.9035	-2.5892	0.0000	-7.8359	-4.0945	-3.4753	-3.1650	0.0000
Imp. Agropecuária	-9.7696	-3.5270	-2.9035	-2.5892	0.0000	-9.7107	-4.0945	-3.4753	-3.1650	0.0000
Imp. Extração	-8.9058	-3.5270	-2.9035	-2.5892	0.0000	-9.1227	-4.0945	-3.4753	-3.1650	0.0000
Imp. Transformação	-4.9787	-3.5270	-2.9035	-2.5892	0.0001	-4.9764	-4.0945	-3.4753	-3.1650	0.0007

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

Tabela 2.A.3 – Teste de KPSS para séries em nível

Variáveis	Intercepto				Tendência e Intercepto			
	valor da t-statistic	Valores Críticos			valor da t-statistic	Valores críticos		
		0.01	0.05	0.10		0.01	0.05	0.10
C_BR	0.9570	0.7390	0.463	0.3470	0.2026	0.2160	0.1460	0.1190
CF BR	0.9798	0.7390	0.463	0.3470	0.2024	0.2160	0.1460	0.1190
FBK BR	0.9550	0.7390	0.463	0.3470	0.2002	0.2160	0.1460	0.1190
IM BR	0.9676	0.7390	0.463	0.3470	0.2510	0.2160	0.1460	0.1190
X_BR	0.8662	0.7390	0.463	0.3470	0.2063	0.2160	0.1460	0.1190
PIB_CH	1.1190	0.7390	0.463	0.3470	0.2012	0.2160	0.1460	0.1190
PIB_BR	0.9395	0.7390	0.463	0.3470	0.2107	0.2160	0.1460	0.1190
TX_D	0.3393	0.7390	0.463	0.3470	0.2238	0.2160	0.1460	0.1190
IPC_BR	1.1196	0.7390	0.4630	0.3470	0.1362	0.2160	0.1460	0.1190
exp_agro	1.0828	0.7390	0.463	0.3470	0.2054	0.2160	0.1460	0.1190
exp_extra	0.9303	0.7390	0.463	0.3470	0.2479	0.2160	0.1460	0.1190
exp_trans	0.8945	0.7390	0.463	0.3470	0.2528	0.2160	0.1460	0.1190
imp_agro	0.9132	0.7390	0.463	0.3470	0.1440	0.2160	0.1460	0.1190
imp_extra	0.6431	0.7390	0.463	0.3470	0.2359	0.2160	0.1460	0.1190
imp_trans	0.9234	0.7390	0.463	0.3470	0.1934	0.2160	0.1460	0.1190

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

Tabela 2.A.4 – Teste de KPSS para séries em diferença (1)

Variáveis	Intercepto				Tendência e Intercepto			
	valor da t-statistic	Valores Críticos			valor da t-statistic	Valores críticos		
		0.01	0.05	0.10		0.01	0.05	0.10
C_BR	0.1736	0.739	0.463	0.3470	0.123096	0.216	0.146	0.119
CF BR	0.178041	0.739	0.463	0.3470	0.160631	0.216	0.146	0.1190
FBK BR	0.188278	0.739	0.463	0.3470	0.124799	0.216	0.146	0.1190
IM BR	0.299121	0.739	0.463	0.3470	0.070349	0.216	0.146	0.1190
X_BR	0.23583	0.739	0.463	0.3470	0.164023	0.216	0.146	0.1190
PIB_CH	0.335235	0.739	0.463	0.3470	0.195101	0.216	0.146	0.1190
PIB_BR	0.199076	0.739	0.463	0.3470	0.120066	0.216	0.146	0.1190
TX_D	0.386474	0.739	0.463	0.347	0.110546	0.216	0.146	0.1190
IPC_BR	0.207347	0.739	0.463	0.3470	0.111108	0.216	0.146	0.1190
exp_agro	0.144867	0.739	0.463	0.347	0.10157	0.216	0.146	0.119
exp_extra	0.254476	0.739	0.463	0.347	0.055504	0.216	0.146	0.119
exp_trans	0.302523	0.739	0.463	0.347	0.05943	0.216	0.146	0.119
imp_agro	0.100572	0.739	0.463	0.347	0.083155	0.216	0.146	0.119
imp_extra	0.267573	0.739	0.463	0.347	0.054531	0.216	0.146	0.119
imp_trans	0.199803	0.739	0.463	0.347	0.113106	0.216	0.146	0.119

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

## 2.A.2 Testes estatísticos dos modelos VAR

São apresentados nessa seção as estimações e os resultados estatísticos dos modelos estimados na subseção 2.4.2. Na Tabela 2.A.5 é apresentada a estimação do modelo VAR para relação entre o comércio brasileiro e o Produto da China. Conforme a estatística F, todas as três especificações foram estatisticamente significativas.

Para testar a presença de autocorrelação, foi utilizado o teste de Portmanteau, cuja hipótese nula consiste na ausência de autocorrelação dos resíduos. Por conseguinte, uma vez que esta hipótese não é rejeitada, verifica-se que não há autocorrelação residual. Além disso, para analisar a estabilidade do modelo, foi feito o teste círculo unitário. Estes testes são mostrados na Tabela 2.A.7 e na Figura 2.A.1 e não apresentaram problemas na distribuição dos resíduos.

Tabela 2.A.5 – Estimativa do modelo VAR para o comércio brasileiro

Variáveis	Produto Chinês	Importações	Exportações
Produto Chinês(-1)	0.6105 [6.1029]	0.8071 [1.6593]	0.7526 [1.2963]
Importações(-1)	-0.0183 [-0.7155]	-0.2044 [-1.6360]	-0.2501 [-1.6770]
Exportações(-1)	0.0613 [2.6945]	0.3201 [2.8937]	0.4545 [3.4419]
Constante	0.0127 [3.6138]	-0.0088 [-0.5116]	-0.0118 [-0.5786]
Observações	70	70	70
R-squared	0.5774	0.2288	0.2522
F-statistic	30.0691	6.5297	7.4219

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os valores entre parêntese representam as estatística do teste *t*.

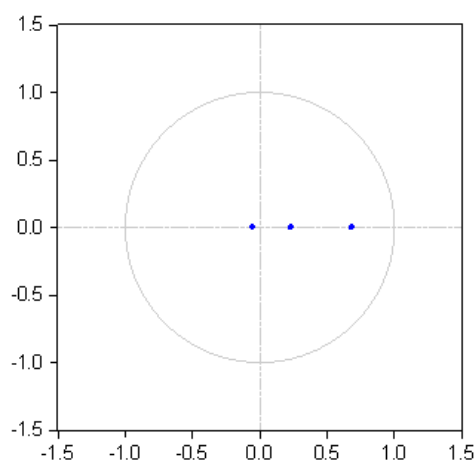
Tabela 2.A.6 – Teste de autocorrelação do modelo de comércio

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	3.2244	NA*	3.2711	NA*	NA*
2	9.1190	0.4264	9.3391	0.4066	9
3	25.5101	0.1115	26.4641	0.0896	18
4	30.3978	0.2966	31.6481	0.2454	27
5	38.1980	0.3699	40.0482	0.2952	36
6	48.4987	0.3338	51.3147	0.2400	45
7	50.6308	0.6051	53.6837	0.4865	54
8	65.0915	0.4038	70.0102	0.2541	63
9	70.1648	0.5392	75.8320	0.3560	72
10	77.0980	0.6022	83.9208	0.3901	81
11	83.9450	0.6598	92.0444	0.4204	90
12	87.0954	0.7980	95.8465	0.5710	99

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (\*) Teste válido apenas para lags superiores aos do VAR. (df) representa os graus de liberdade para distribuição  $\chi^2$ .

Figura 2.A.1 – Gráfico das raízes do polinômio característico do modelo de comércio



Fonte: Resultados da Pesquisa.

Tabela 2.A.7 – Raízes do polinômio característico do modelo de comércio

Raiz	Módulo
0.683815	0.683815
0.230568	0.230568
-0.053733	0.053733

Fonte: Resultados da pesquisa.

A estimação, o teste de autocorrelação e de estabilidade do modelo VAR para a relação entre a economia brasileira e o Produto chinês são apresentados nas Tabelas 2.A.8,

2.A.9 e 2.A.10 e na Figura 2.A.2. Estes testes, por sua vez, não apresentaram problemas referentes à estimação dos valores.

Tabela 2.A.8 – Estimativa do modelo VAR para o comércio brasileiro desagregado

Variáveis	Exportação Agropecuária	Produto chinês	Exportação Transformação	Importação Agropecuária	Importação Extração	Exportação Extração	Importação Transformação
Exportação Agropecuária (-1)	-0.2146 [-1.5061]	0.0193 [ 1.6098]	-0.0126 [-0.2158]	-0.0790 [-0.6829]	0.1584 [ 1.0495]	-0.4132 [-2.9061]	-0.0987 [-1.8580]
Produto Chinês (-1)	0.7422 [ 0.5313]	0.7138 [ 6.0488]	0.9322 [ 1.6185]	1.5851 [ 1.3963]	2.6940 [ 1.8197]	2.2845 [ 1.6386]	1.7609 [ 3.3779]
Exportação Transformação (-1)	-0.1519 [-0.3557]	0.0092 [ 0.2567]	-0.1422 [-0.8078]	-0.1983 [-0.5714]	0.4002 [ 0.8840]	0.4841 [ 1.1357]	0.3149 [ 1.9759]
Importação Agropecuária (-1)	0.0060 [ 0.0355]	0.0184 [ 1.2927]	0.0369 [ 0.5305]	-0.1428 [-1.0415]	-0.1380 [-0.7715]	0.1661 [ 0.9860]	0.0171 [ 0.2720]
Importação Extração (-1)	0.0545 [ 0.4182]	-0.0026 [-0.2413]	0.0599 [ 1.1140]	0.0769 [ 0.7261]	-0.3341 [-2.4172]	0.0231 [ 0.1774]	0.0138 [ 0.2839]
Exportação Extração (-1)	0.0469 [ 0.2767]	-0.0220 [-1.5405]	0.0215 [ 0.3076]	0.3080 [ 2.2359]	-0.1131 [-0.6297]	-0.1652 [-0.9768]	-0.0997 [-1.5770]
Importação Extração (-1)	0.1780 [ 0.3722]	0.0121 [ 0.2999]	-0.0257 [-0.1303]	-0.4246 [-1.0921]	0.3881 [ 0.7656]	0.0035 [ 0.00747]	0.1529 [ 0.8564]
Constante	0.01004 [ 0.2077]	0.0094 [ 2.3184]	-0.0148 [-0.7456]	-0.0442 [-1.1273]	-0.0868 [-1.6953]	-0.0373 [-0.7742]	-0.0453 [-2.5127]
Observações	70	70	70	70	70	70	70
R-squared	0.0676	0.5738	0.1126	0.1475	0.1775	0.2797	0.4608
F-statistic	0.6423	11.9284	1.1239	1.5326	1.9116	3.4405	7.5720

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os valores entre parêntese representam as estatística do teste

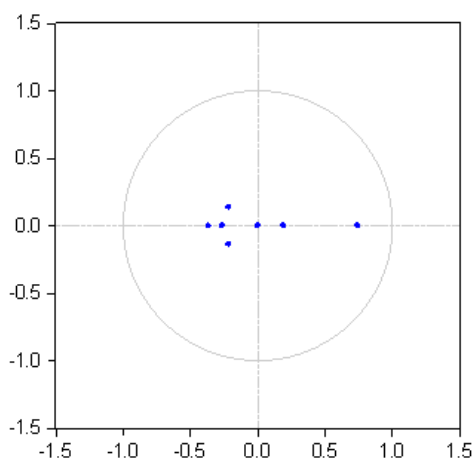
Tabela 2.A.9 – Teste de autocorrelação do modelo de comércio desagregado

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	8.2312	NA*	8.364021	NA*	NA*
1	16.5002	NA*	16.7394	NA*	NA*
2	57.3457	0.1933	58.7862	0.1597	49
3	105.415	0.2863	109.0081	0.2102	98
4	146.466	0.4969	152.5477	0.3600	147
5	212.647	0.1972	223.8192	0.0843	196
6	257.482	0.2794	272.8578	0.1068	245
7	293.575	0.4960	312.9602	0.2139	294
8	349.626	0.3910	376.2443	0.1046	343
9	386.873	0.5636	418.9869	0.1670	392
10	426.554	0.6806	465.2815	0.2046	441
11	475.049	0.6777	522.8179	0.1476	490
12	519.027	0.7243	575.8939	0.1315	539

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (\*) Teste válido apenas para lags superiores aos do VAR. (df) representa os graus de liberdade para distribuição  $\chi^2$ .

Figura 2.A.2 – Gráfico das raízes do polinômio característico do modelo de comércio desagregado



Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 2.A.10 – Raízes do polinômio característico do modelo de comércio desagregado

Raiz	Módulo
0.741534	0.741534
-0.365865	0.365865
-0.265688	0.265688
-0.216263 - 0.137703i	0.256382
-0.216263 + 0.137703i	0.256382
0.190344	0.190344
-0.000220	0.000220

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por fim, a estimação e o teste de autocorrelação do modelo VAR para relação entre o produto da economia brasileira e o produto da China são apresentados nas Tabelas 2.A.11 e 2.A.9, respectivamente. Pela estatística F, assume-se que o modelo seja estatisticamente significativo.

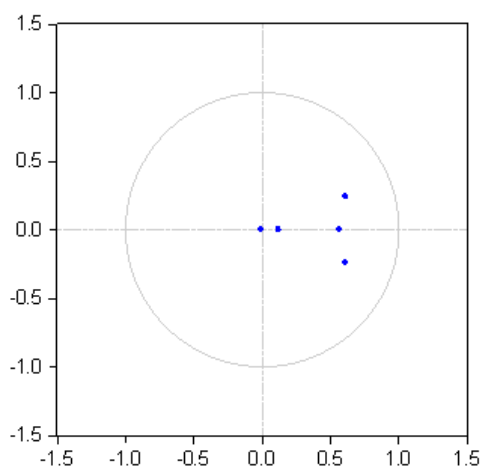
Além disso, pelo teste de autocorrelação de Portmanteau, a 1% de significância, não é possível rejeitar a hipótese nula, ausência de autocorrelação. Para analisar a estabilidade do modelo, foi feito o teste círculo unitário. Estes testes são apresentados na Tabela 2.A.13 e na Figura 2.A.3 e indicaram uma boa distribuição dos erros.

Tabela 2.A.11 – Estimativa do modelo VAR para a Economia Brasileira

	PIB CH	Investimento	Consumo	Desemprego	Preços
PIB Chinês(-1)	0.5669 [ 5.4367]	-0.1735 [-0.2859]	-0.2475 [-0.4077]	-9.6744 [-1.9029]	0.0694 [ 1.5742]
Invest. (-1)	0.0687 [ 0.5550]	-0.1738 [-0.2413]	-0.2791 [-0.3873]	-4.8210 [-0.7988]	-0.0246 [-0.4705]
Consumo (-1)	-0.01344 [-0.1080]	0.5721 [ 0.7902]	0.7681 [ 1.0605]	4.4039 [ 0.7260]	-0.0166 [-0.3170]
Desemprego (-1)	-0.0035 [-1.3206]	-0.0131 [-0.84135]	-0.0131 [-0.8389]	0.0550 [ 0.4205]	-0.0008 [-0.7399]
Preço (-1)	-0.47108 [-2.1887]	1.144509 [ 0.9138]	0.9390 [ 0.74955]	20.6654 [ 1.9696]	0.6762 [ 7.4305]
Constante	0.0219 [ 4.1903]	-0.0028 [-0.0947]	0.0064 [ 0.21028]	-0.0115 [-0.0453]	0.0036 [ 1.6509]
Observações	63	63	63	63	63
R-squared	0.6392	0.1707	0.2306	0.1900	0.6162
F-statistic	20.2019	2.3477	3.4186	2.6756	18.3049

Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 2.A.3 – Gráfico das raízes do polinômio característico do modelo da economia doméstica



Fonte: Resultados da Pesquisa.

Tabela 2.A.12 – Teste de autocorrelação do modelo da economia doméstica

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	8.2312	NA*	8.364021	NA*	NA*
2	37.2764	0.0543	38.3615	0.0426	25
3	55.3230	0.2807	57.3104	0.2224	50
4	104.7547	0.0132	110.0934	0.0052	75
5	129.1377	0.0265	136.5783	0.0089	100
6	164.3425	0.0105	175.4890	0.0020	125
7	179.2016	0.0520	192.2054	0.0114	150
8	215.0403	0.0211	233.2571	0.0021	175
9	226.4729	0.0964	246.5951	0.0138	200
10	257.5760	0.0670	283.5667	0.0049	225
11	273.3001	0.1490	302.6171	0.0127	250
12	305.2202	0.1016	342.0477	0.0037	275

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (\*) Teste válido apenas para lags superiores aos do VAR. (df) representa os graus de liberdade para distribuição  $\chi^2$ .

Tabela 2.A.13 – Raízes do polinômio característico do modelo da economia doméstica

Raiz	Módulo
0.6090 - 0.2403i	0.6547
0.6090 + 0.2403i	0.6547
0.5629	0.5629
0.1194	0.1194
-0.0078	0.0078

Fonte: Resultados da pesquisa.

# 3. Análise da interdependência macroeconômica entre Brasil e China via modelo DSGE

## Resumo

Este artigo analisou a interdependência macroeconômica entre o Brasil e a China, com base no desenvolvimento de um modelo de duas economias (DSGE-NOEM) com famílias heterogêneas, ricardianas e não ricardianas. Esta relação foi analisada considerando os choques de produtividade e gastos públicos em ambas as economias. Alicerçado no modelo, destacou-se a importância da conjuntura externa no processo de otimização dos agentes domésticos. Dada a calibração do modelo, verificou-se que choques de gastos da China impactam positivamente o produto, consumo, salário e estoque de capital brasileiro. Por outro lado, os choques chineses de gasto e produtividade impactam negativamente as famílias não ricardianas. Notadamente, evidenciou-se que a compreensão da interdependência entre as economias é importante para a formulação de políticas públicas domésticas.

**Palavras-chave:** Brasil, Interdependência Macroeconômica, DSGE-NOEM, China.

**Classificação JEL:** F41, E24, E32, E62 .

## Abstract

This article analyzed the macroeconomic interdependence between Brazil and China, based on the development of a model of two economies (DSGE-NOEM) with heterogeneous families, ricardian and non-ricardian. This relationship was analyzed based on the productivity and public spending shocks in both economies. From the model, it is observed the importance of the external framework to the process of optimization of domestic agents. It was found that the chinese spending shocks had positive effects on brazilian product, consumption, wages and capital stock. However, these shocks had a negative impact on non-Ricardian agents. It was observed that the interdependence between this economies is important to formulation of domestic public policies.

**Keywords:** Brazil, Macroeconomics Interdependence, China, DSGE-NOEM.

**JEL Code:** F41, E24, E32, E62.

### 3.1 Introdução

Nos últimos anos, Modelos de Equilíbrio Geral Dinâmicos e Estocásticos (DSGE) têm sido amplamente utilizados na determinação do comportamento de séries macroeconômicas fundamentais, tanto por pesquisadores quanto por instituições públicas (ZHENG; GUO, 2013; VEREDA; CAVALCANTI, 2010; STEINBACH; MATHULOE; SMIT, 2009). Apesar da complexidade exponencial dos modelos, seu uso apresenta diversos benefícios para a compreensão do comportamento e das correlações existentes entre variáveis macroeconômicas (ZHENG; GUO, 2013; CAVALCANTI; VEREDA, 2015). Em suma, apesar da sua forte fundamentação teórica, os modelos DSGE são capazes de sintetizar as relações entre os agentes da economia real.

Tendo em vista o trabalho seminal de Kydland e Prescott (1982), que enfatizou a relevância do comportamento otimizador dos agentes, um conjunto amplo de modelos foi desenvolvido para analisar os ciclos macroeconômicos. Tais modelos buscam, dentro de suas singularidades, determinar os efeitos da presença do governo na economia, das mudanças nos hábitos de consumo, heterogeneidade das famílias, dos mercados imperfeitos, entre outros (CAVALCANTI; VEREDA, 2015; REBELO, 2005; GALÍ; MONACELLI, 2005; BAXTER; KING, 1993b).

Na literatura econômica brasileira, existem diversos trabalhos que analisaram a dinâmica da economia por meio do desenvolvimento de modelos DSGE. Em geral, estes modelos buscaram determinar os impactos das políticas fiscais (gastos públicos, transferências sociais, investimentos públicos) e monetárias (meta de inflação, taxa de juros) na economia brasileira (SILVA; BESARRIA, 2018; SAITH, 2017; AREOSA; COELHO, 2015; CAVALCANTI; VEREDA, 2015; ARAGÓN; MEDEIROS, 2013).

Não obstante, partindo do modelo desenvolvido por Obstfeld e Rogoff (1995), uma outra vertente de modelos, denominados DSGE-NOEM<sup>1</sup>, tem ganho destaque na literatura. Estes modelos ressaltam a importância da interligação entre economias para determinar o comportamento dos ciclos econômicos domésticos.

Neste contexto, Kollmann (2017) desenvolveu um modelo com dois países, dois bens *tradables* e mercados financeiros completos para destacar as correlações dos ciclos econômicos de economias avançadas. Já Walque et al. (2017) analisaram o efeito *pass-through* das mudanças na taxa de câmbio. Para os autores, este efeito tem papel importante na propagação dos choques entre economias. Breuss e Rabitsch (2009) estudaram a relação entre a economia austríaca (doméstica) e demais países da União Europeia (estrangeiro), ressaltando a relevância das fricções reais e nominais para as correlações dos ciclos econômicos destes países.

---

<sup>1</sup> Os modelos DSGE-NOEM são Modelos de Equilíbrio Geral Dinâmico e Estocásticos desenvolvidos com base na teoria da Nova Macroeconomia de Economias Abertas.

Em síntese, os modelos DSGE-NOEM destacam a importância e os efeitos da interdependência macroeconômica entre economias. Na perspectiva destes modelos, mudanças no nível de gastos públicos e na produtividade de uma economia tendem a afetar o emprego, a demanda e, conseqüentemente, a renda de outra economia (KOLLMANN, 2017; DEVEREUX; WILSON, 1989). Mudanças nos preços relativos entre as economias também alteram as escolhas dos agentes, influenciando, assim, os agregados macroeconômicos (OBSTFELD; ROGOFF, 2000).

Os efeitos desta interdependência se propagam por distintos canais, entre os quais se destacam as trocas internacionais, os mercados financeiros e os preços relativos (POIRSON; WEBER, 2011; BAYOUMI; SWISTON, 2009). Face à multiplicidade dos canais e das suas características, os efeitos de transbordamento de choques entre economias irão se distinguir em modo, amplitude e magnitude (SILVA, 2016; CARNEIRO, 2014; DIAS; DIAS, 2013; CÂNDIDO; LIMA, 2010; KELLER, 2009; GROSSMAN; HELPMAN, 1997).

No que tange ao comportamento dos ciclos das séries macroeconômicas, compreender os efeitos da interdependência macroeconômica é de grande relevância para a elaboração e implementação de políticas públicas (MAĆKOWIAK, 2007). Porém, na literatura doméstica<sup>2</sup>, os modelos DSGE foram desenvolvidos com base em uma economia fechada. Por outro lado, na literatura internacional, há um conjunto relativamente amplo de trabalhos que destacam este efeito. Contudo, tais trabalhos estão centralizados nas análises das correlações existentes entre economias desenvolvidas ou no seu efeito sobre aquelas economias menos desenvolvidas.

No entanto, é importante destacar que a existência da interdependência macroeconômica não está pautada nos níveis de desenvolvimento relativos das economias (BHATTARAI; MALLICK, 2015). Notadamente, esta é determinada pelo tamanho relativo das economias, nível de integração dos mercados internos e dos mercados financeiros e pelo volume das trocas entre os países (CANOVA; DELLAS, 1993; BAYOUMI; SWISTON, 2009; DIAS; DIAS, 2013).

Face à existência deste *gap* na literatura, buscou-se no presente trabalho ampliar as perspectivas do processo de interdependência macroeconômica dentro dos modelos DSGE-NOEM. Considerando que este conjunto de modelos é usualmente restrito à construção de economias similares com famílias homogêneas, tais como os modelos desenvolvidos por Kollmann (2017), Walque et al. (2017) e Breuss e Rabitsch (2009), no modelo proposto, incluiu-se um conjunto de famílias heterogêneas (famílias ricardianas e não ricardianas). Além disso, estendeu-se a ideia dos Agentes Não Ricardianos<sup>3</sup> para o acesso

<sup>2</sup> Deste conjunto, pode-se destacar os trabalhos de Silva e Besarria (2018), Saith (2017), Areosa e Coelho (2015) e Cavalcanti e Vereda (2015).

<sup>3</sup> Nos modelos DSGE, a presença dos agentes ricardianos faz alusão à existência de dois tipos de famílias em relação ao mercado de crédito. As famílias ricardianas são aquelas que têm acesso a crédito e, por isso, podem transferir consumo presente para o futuro. O contrário também é válido. Por sua vez, as

ao mercado internacional de bens. Assim, foi incluído o conceito de "mercados incompletos", o qual denota a existência de uma restrição ao consumo de bens estrangeiros por parte das famílias não ricardianas.

Buscou-se contribuir também com a literatura brasileira ao expandir as nuances dos modelos DSGE voltados para a análise dos agregados macroeconômicos do Brasil. Logo, buscou-se ampliar os horizontes do modelos de Ferreira (2015), Areosa e Coelho (2015), Vereda e Cavalcanti (2010) e Kanczuk (2002) ao incluir uma nova origem nas perturbações dos ciclos econômicos, isto é, a economia externa.

Não obstante, almejou-se a ampliação das análises empíricas da interdependência macroeconômica, via modelos DSGE, através da calibração dos parâmetros para duas economias em desenvolvimento. Dadas as características do processo de interdependência macroeconômica e das relações comerciais, financeiras e políticas do Brasil, dentro do seu conjunto de parceiros comerciais, foram utilizados os dados da economia chinesa para a calibração da economia externa.

Notadamente, deve-se salientar que a China se configura como um dos principais parceiros comerciais do Brasil. Em 2017, segundo os dados da *United Nations Conference on Trade and Development - UNCTAD* (2020), o comércio com a economia chinesa respondeu por, aproximadamente, 20,30% de todo o fluxo comercial brasileiro. Além disso, embora sejam ambas economias emergentes, em 2018 o produto interno bruto (PIB) da China (US\$ 12,23 trilhões) foi, aproximadamente, 5 vezes maior que o brasileiro (US\$ 2,02 trilhões) (UNCTAD, 2020).

Isto posto, objetivou-se, no presente trabalho, construir um modelo DSGE-NOEM capaz de sintetizar os efeitos da interdependência macroeconômica entre o Brasil e a China. Especificamente, buscou-se determinar os efeitos de *spillovers* que choques na economia chinesa exercem sobre as escolhas e comportamentos das famílias domésticas (brasileiras). Almejou-se também destacar a importância de uma semicoordenação<sup>4</sup> de políticas públicas para mitigar (ampliar) os efeitos negativos (positivos) da interdependência macroeconômica. Ademais, com a presença de famílias heterogêneas, buscou-se destacar a relevância desta característica para o comportamento das flutuações macroeconômicas brasileiras.

Este artigo está dividido em mais quatro seções, além desta introdução. Na seção seguinte, são apresentadas as características do modelo DSGE-NOEM desenvolvido. Na seção três, é apresentado o processo de calibração dos parâmetros de ambas as economias. Os resultados e as considerações finais foram discutidos, respectivamente, na quarta e na quinta seções.

---

famílias não ricardianas não têm acesso a crédito e, portanto, buscam maximizar sua utilidade com base apenas na renda do período (JUNIOR COSTA, 2016; TORRES, 2015).

<sup>4</sup> No contexto apresentado, a semicoordenação de políticas consiste em construir e implementar políticas domésticas com base na expectativa das políticas a serem adotadas na China.

## 3.2 Estrutura do modelo de famílias heterogêneas

Conforme destacado, o modelo desenvolvido apresenta uma estrutura similar à dos modelos DSGE-NOEM para duas economias, Brasil (doméstica) e China (estrangeira), exceto para a estrutura das famílias representativas destas economias. No modelo, o problema dos agentes domésticos e estrangeiros apresenta uma estrutura matemática similar. Ademais, as famílias foram segmentadas em dois tipos distintos: famílias ricardianas e não ricardianas.

Além da representação usual dos agentes não ricardianos, que não têm acesso ao mercado financeiro e, portanto, não podem transferir o consumo presente para o futuro, limitou-se também o consumo de bens importados (chineses). Por outro lado, os agentes ricardianos são capazes de transferir renda do período corrente para o futuro e seu consumo final foi determinado pelo consumo de bens domésticos e de bens estrangeiros.

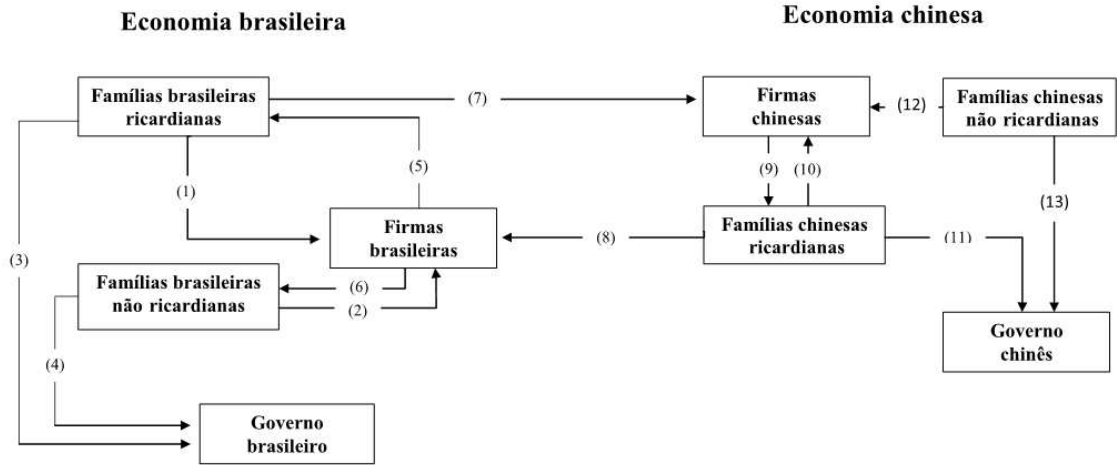
Assim, para ambas as economias, assumiu-se a existência de um conjunto contínuo de consumidores, indexados por  $h \in [0, 1]$ . Uma proporção deste conjunto,  $\omega$ , representa os agentes ricardianos, indexados pelo subscrito  $j \in [0, \omega]$ . Já os agentes não ricardianos compõem a outra parcela da população,  $1 - \omega$ . Por sua vez, estes foram indexados pelo subscrito  $i \in [\omega, 1]$ .

O comportamento das firmas e dos governos brasileiro e chinês, foi modelado de forma similar. Nesse sentido, ambas as firmas buscam maximizar seus lucros com a venda de seus produtos, tanto no país de origem quanto no estrangeiro. Por definição, não há mobilidade de capital e trabalho. Já os governos foram inseridos no modelo por meio de Autoridades Fiscais que arrecadam impostos das famílias e definem os níveis de gastos correntes, sob a égide de uma restrição orçamentaria equilibrada.

Notadamente, embora economias emergentes se caracterizem por não apresentar equilíbrio de curto e longo prazo nas contas públicas, inseriu-se esta restrição buscando a simplificação das relações. Apesar disso, a importância dos governos não foi limitada. Necessariamente, o objetivo central da presença foi destacar a importância da expansão ou retração dos gastos públicos e, também, o efeito dos impostos nas escolhas das famílias.

As relações presentes no modelo estão apresentadas sumariamente na Figura 3.2.1:

Figura 3.2.1 – Fluxograma dos gastos do agentes econômicos domésticos e externos



- |                                                                    |                                                                 |
|--------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------|
| (1) Consumo das famílias brasileiras ricardianas;                  | (8) Importações realizadas pelas famílias chinesas ricardianas; |
| (2) Consumo das famílias brasileiras não ricardianas;              | (9) Salários e juros pagos às famílias chinesas ricardianas;    |
| (3) Impostos pagos pelas famílias brasileiras ricardianas;         | (10) Consumo das famílias chinesas ricardianas;                 |
| (4) Impostos pagos pelas famílias brasileiras não ricardianas;     | (11) Impostos pagos pelas famílias chinesas ricardianas;        |
| (5) Salários e juros pagos às famílias brasileiras ricardianas;    | (12) Impostos pagos pelas famílias chinesas não ricardianas;    |
| (6) Salários pagos às famílias brasileiras não ricardianas;        | (13) Consumo das famílias chinesas não ricardianas.             |
| (7) Importações realizadas pelas famílias brasileiras ricardianas; |                                                                 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

### 3.2.1 Família não ricardiana

Por pressuposição, as famílias representativas não ricardianas de ambas as economias buscam maximizar suas funções de utilidade intertemporal em termos do consumo e trabalho,  $\{C_{j,t}, L_{j,t}\}_{t=0}^{\infty}$ , sujeitas às suas respectivas restrições orçamentárias. Dada a impossibilidade de transferir renda para o futuro, estes agentes consomem, em cada período, toda a renda disponível. Para caracterizar as escolhas desses agentes, utilizou-se uma função aditivamente separável no tempo, com aversão ao risco relativo constante (Constant Relative Risk Aversion - CRRA) (JUNIOR COSTA, 2016). Assim, o problema das famílias representativas<sup>5</sup> não ricardianas consiste em:

$$\max_{\{C_{j,t}, L_{j,t}\}_{t=0}^{\infty}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \frac{C_{i,t}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_{i,t}^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (3.1)$$

sujeito à restrição:

$$(1 + \tau^c)C_{i,t} \leq (1 - \tau^w)w_t L_{i,t} \quad (3.2)$$

em que  $\beta$  representa o fator de desconto intertemporal,  $\beta \in (0, 1)$ ;  $\sigma$ , o coeficiente de aversão ao risco doméstico ou o inverso da elasticidade de substituição intertemporal do consumo,  $\sigma > 0$ ;  $C_{i,t}$ , o consumo de bens internos da família não ricardiana no período  $t$ ;  $L_{i,t}$ , a oferta de trabalho da família em  $t$ ;  $\varphi$ , a desutilidade marginal da oferta de trabalho,

<sup>5</sup> A formulação matemática do problema de maximização das famílias brasileiras é idêntico ao das famílias chinesas.

$\varphi > 0$ ;  $\tau^c$  e  $\tau^w$  representam, respectivamente, os impostos sobre consumo e salário, sendo  $\tau^c$  e  $\tau^w > 0$ ; e  $w_t$ , o salário real.

Este problema foi resolvido diretamente pelo lagrangiano:

$$\mathcal{L} = \sum_{t=0}^{\infty} \left[ \beta^t \left[ \frac{C_{i,t}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_{i,t}^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] - \lambda_t \left[ (1+\tau^c)C_{i,t} - (1-\tau^w)w_t L_{i,t} \right] \right] \quad (3.3)$$

Deste problema, derivaram as condições de primeira ordem (CPO) para a escolha ótima do consumo e do trabalho, válidas para  $\forall t$ , que são necessárias para o equilíbrio desta economia:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C_{i,t}} = 0 \quad \Leftrightarrow \quad \beta^t C_{i,t}^{-\sigma} - \lambda_t (1 + \tau^c) = 0 \quad (3.4)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial L_{i,t}} = 0 \quad \Leftrightarrow \quad -\beta^t L_{i,t}^{\varphi} + \lambda_t (1 - \tau^w) w_t = 0 \quad (3.5)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \lambda_t} = 0 \quad \Leftrightarrow \quad (1 + \tau^c) C_{i,t} - (1 - \tau^w) w_t L_{i,t} = 0 \quad (3.6)$$

A partir das equações 3.4 e 3.5, derivou-se a relação de oferta de trabalho da família não ricardiana, em que a desutilidade marginal do trabalho é igual à utilidade marginal do consumo:

$$w_t \frac{(1 - \tau^w)}{(1 + \tau^c)} = L_{i,t}^{\varphi} C_{i,t}^{\sigma} \quad (3.7)$$

A partir da equação 3.7, verificou-se que, dada a escolha ótima desta família, o salário real deve se igualar à taxa marginal de substituição (TMS) do lazer-consumo. Notadamente, destaca-se que, *ceteris paribus*, existe um *tradeoff* entre o consumo e o lazer, e que um salário real maior possibilita o aumento do consumo sem necessidade de aumentar a oferta de trabalho.

### 3.2.2 Família ricardiana

A família ricardiana representativa, por sua vez, busca também maximizar as suas respectivas utilidades intertemporais. Todavia, o problema de otimização deste agente foi definido em termos do nível de consumo, da oferta de trabalho e do estoque futuro de capitais (investimento). Face à possibilidade de transferir renda do presente para o futuro, o fator temporal e a incerteza são relevantes para este problema de otimização.

Posto isso, sua função objetivo foi definida da seguinte forma:

$$\max_{\{C_{i,t}, L_{i,t}, K_{j,t+1}\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \frac{C_{j,t}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_{j,t}^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (3.8)$$

Diferentemente das famílias não ricardianas,  $C_{j,t}$  representa o índice composto de consumo de bens internos e externos. Este índice segue a formulação proposta por

Justiniano e Preston (2010) e Steinbach, Mathuloe e Smit (2009), representada por uma função de elasticidade constante (CES):

$$C_{j,t} = \left[ (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \psi^{\frac{1}{\eta}} C_{2,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (3.9)$$

em que  $C_{1,t}$  representa o consumo de bens internos no período  $t$  realizado por  $j$ ;  $C_{2,t}$ , o consumo de bens externos (importações);  $\psi$ , a parcela de bens importados na cesta de consumo da família,  $0 < \psi < 1$ ; e  $\eta$ , a elasticidade de substituição entre bens domésticos e estrangeiros.

O problema de otimização da família ricardiana está sujeito às seguintes restrições:

$$(1 + \tau^c)C_{1,t} + I_{j,t} + (1 + \tau^I)\gamma C_{2,t} \leq (1 - \tau^w)w_t L_{j,t} + (1 - \tau^k)r_t K_{j,t} \quad (3.10)$$

$$K_{j,t+1} = (1 - \delta)K_{j,t} + I_{j,t} \quad (3.11)$$

$$K_{j,t} \geq 0 \quad (3.12)$$

Simplificando as equações (3.10) e (3.11) e resolvendo para  $K_{j,t+1}$ , tem-se

$$K_{j,t+1} \leq -(1 + \tau^c)C_{1,t} - (1 + \tau^I)\gamma C_{2,t} + (1 - \tau^w)w_t L_{j,t} + (1 - \tau^k)(r_t - \delta)K_{j,t} + K_{j,t} \quad (3.13)$$

em que  $\tau^c$ ,  $\tau^w$  e  $\tau^k$  representam, respectivamente, os impostos sobre consumo de bens internos, salário e capital;  $\tau^I$ , o imposto sobre o consumo de bens externos (importados);  $\gamma$ , a taxa de câmbio nominal direta (preço da moeda estrangeira e termos da nacional)<sup>6</sup>;  $w_t$ , o salário real;  $r_t$ , a taxa real de juros interna;  $K_{i,t}$ , o estoque de capital em  $t$  da família  $j$ ;  $I_{j,t}$ , os investimentos realizados pela família  $j$  no período  $t$ ; e  $\delta$ , a taxa de depreciação do capital interno. Por definição, tem-se que  $\tau^c$ ,  $\tau^w$ ,  $\tau^k$ ,  $\tau^I$ ,  $\delta$  e  $\gamma > 0$ .

O problema de otimização da família ricardiana foi resolvido pelo seguinte lagrangiano<sup>7</sup>:

$$\mathcal{L} = \sum_{t=0}^{\infty} \left[ \beta^t \left[ \frac{C_{j,t}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_{j,t}^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] - \lambda_t \left[ (1 + \tau^c)C_{1,t} + (1 + \tau^I)E_t C_{2,t} + K_{j,t+1} - K_{j,t} - (1 - \tau^w)w_t L_{j,t} - (1 - \tau^k)(r_t - \delta)K_{j,t} \right] \right] \quad (3.14)$$

Deste lagrangiano, equação 3.14, derivaram as CPOs para a escolha ótima do consumo de bens domésticos e estrangeiros, do trabalho e do estoque de capital futuro

<sup>6</sup> O termo  $\gamma C_{2,t}$  representa o valor gasto pela família ricardiana com o consumo de bens estrangeiros em moeda nacional.

<sup>7</sup> Este problema pode também ser representado por uma função valor e solucionado por esta mesma função (Apêndice 3.A).

(investimento) da família ricardiana representativa. Ambas as CPOs são válidas para  $\forall t$ . Estas foram definidas pelas seguintes formas:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C_{1,t}} = 0 \quad \leftrightarrow \quad \beta^t u_{c1}(C_{j,t}, L_{j,t}) - \lambda_t(1 + \tau^c) = 0 \quad (3.15)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C_{2,t}} = 0 \quad \leftrightarrow \quad \beta^t u_{c2}(C_{j,t}, L_{j,t}) - \lambda_t(1 + \tau^I)\gamma = 0 \quad (3.16)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial L_{j,t}} = 0 \quad \leftrightarrow \quad -\beta^t L_{i,t}^\varphi + \lambda_t(1 - \tau^w)w_t = 0 \quad (3.17)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial K_{j,t+1}} = 0 \quad \leftrightarrow \quad \lambda_t - E_t \left[ \lambda_{t+1} \left[ 1 + (1 - \tau^k)(r_t - \delta) \right] \right] = 0 \quad (3.18)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \lambda_t} = 0 \quad \leftrightarrow \quad & (1 + \tau^c)C_{1,t} + (1 + \tau^I)E_t C_{2,t} + K_{j,t+1} \\ & - K_{j,t} - (1 - \tau^w)w_t L_{j,t} - (1 - \tau^k)(r_t - \delta)K_{j,t} = 0 \end{aligned} \quad (3.19)$$

Das equações 3.15 e 3.17, derivou a relação da oferta de trabalho das famílias ricardianas, tal qual a relação das famílias não ricardianas:

$$\frac{u_l(C_{j,t}, L_{j,t})}{u_{c1}(C_{j,t}, L_{j,t})} = - \left[ \frac{1 - \tau^w}{1 + \tau^c} \right] \left[ \frac{w_t}{P_{H,t}} \right] \quad (3.20)$$

E com base na característica intertemporal da otimização do problema, determinou-se a equação de Euler considerando as relações 3.15 e 3.18:

$$\frac{u_{c1}(C_{j,t}, L_{j,t})}{E_t \left[ u_{c1}(C_{j,t+1}, L_{j,t+1}) \right]} = \beta E_t \left[ 1 + (1 - \tau^k)(r_{t+1} - \delta) \right] \quad (3.21)$$

De modo similar aos modelos DSGE de economias fechadas, a equação de Euler determina que a TMS do consumo corrente por consumo futuro será igual ao valor esperado dos preços relativos do consumo presente em termos do consumo futuro mais a depreciação do capital (JUNIOR COSTA, 2016; TORRES, 2015). Posto de outra forma, a decisão de poupar (transferir consumo presente para o futuro) é determinada pela relação entre a utilidade presente e a expectativa da utilidade futura do consumo.

Uma distinção crucial entre os modelos DSGE de economia fechada e os modelos DSGE-NOEM advém da relação que pode ser derivada das equações 3.15 e 3.16:

$$\frac{u_{c1}(C_{j,t}, L_{j,t})}{u_{c2}(C_{j,t}, L_{j,t})} = \left[ \frac{1 + \tau^c}{1 + \tau^I} \right] \frac{1}{\gamma} \quad (3.22)$$

De acordo com a equação 3.22, verificou-se que o processo de otimização do agente ricardiano ocorre de modo que seja considerada, além da relação entre o consumo

de bens domésticos e a oferta de trabalho, a relação entre as utilidades marginais do consumo de bens domésticos e estrangeiros. Neste contexto, a TMS entre os bens domésticos e estrangeiros será, *ceteris paribus*, igual aos preços relativos das economias (termos de troca). A equação 3.22 pode ainda ser definida em termos dos níveis de consumo:

$$C_{1,t} = \left[ \frac{1 - \psi}{\psi} \right] \left[ \frac{1 + \tau^I}{1 + \tau^c} \gamma \right]^\eta C_{2,t} \quad (3.23)$$

A equação 3.23 apresenta algumas implicações importantes para o funcionamento da economia. Primeiro, a escolha ótima do nível de consumo de bens domésticos e estrangeiros (TMS) será determinada, *ceteris paribus*, pelos preços e impostos relativos ao consumo destes bens. Por exemplo, o aumento do imposto sobre os produtos importados,  $\tau^I$ , eleva o consumo relativo de bens domésticos em detrimento dos estrangeiros. Segundo, o efeito final dos preços (taxa de câmbio) e impostos sobre as escolhas dos agentes será maior quanto maior for a elasticidade de substituição entre os bens,  $\eta$ , e, também, quanto maior for o *gap* entre a proporção dos bens internos,  $1 - \psi$ , e externos,  $\psi$ , na composição da cesta de consumo das famílias.

### 3.2.3 Firms

O problema de otimização da firma doméstica representativa seguiu a formulação usual dos modelos DSGE derivados da teoria dos Ciclos Reais de Negócios, como apresentado nos trabalhos de Saith (2017), Santos (2016) e Baxter e King (1993a). Nesta formulação, adotou-se uma estrutura de mercado em concorrência perfeita. Portanto, a firma representativa busca a maximização do seu lucro total com base nos custos dos insumos produtivos. Esta, por seu turno, utiliza em seu processo produtivo o capital arrendado da família ricardiana e o trabalho ofertado pelo conjunto das famílias ricardianas e não ricardianas.

A tecnologia de produção da firma brasileira representativa foi determinada por uma função de produção do tipo Cobb-Douglas<sup>8</sup>:

$$Y_t = a_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$$

Deste modo, definiu-se o problema de otimização da firma como

$$\max_{K_t, L_t} \Pi_t = a_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - r_t K_t - w_t L_t \quad (3.24)$$

em que  $a_t$  representa a produtividade da firma representativa;  $K_t$ , o nível total de capital utilizado;  $L_t$ , o nível total do trabalho empregado;  $r_t$ , a taxa real de juros da economia;

<sup>8</sup> Por definição, essa função de produção Cobb-Douglas é estritamente crescente ( $F_K > 0$  e  $F_L > 0$ ), estritamente côncava ( $F_{KK} < 0$  e  $F_{LL} < 0$ ) e tem rendimento constante à escala ( $F(zK_t, zL_t) = zY_t$ ). Além disso, ela deverá cumprir as condições de Inada:  $\lim_{K \rightarrow 0} F_K = \infty$ ;  $\lim_{K \rightarrow \infty} F_K = 0$ ;  $\lim_{L \rightarrow 0} F_L = \infty$ ;  $\lim_{L \rightarrow \infty} F_L = 0$ .

$w_t$ , o nível do salário real;  $\alpha$ , a proporção do capital em relação ao produto; e  $1 - \alpha$ , a proporção do trabalho em relação ao produto.

Pela resolução deste problema, foram obtidas as seguintes CPOs:

$$\frac{\partial \Pi_t}{\partial K_t} = a_t \alpha K_t^{\alpha-1} L_t^{1-\alpha} - r_t = 0$$

$$\frac{\partial \Pi_t}{\partial L_t} = a_t (1 - \alpha) K_t^\alpha L_t^{-\alpha} - w_t = 0$$

Destas, foram determinadas as demandas por capital e trabalho da firma representativa, de modo que:

$$r_t = \alpha \frac{Y_t}{K_t} \quad (3.25)$$

$$w_t = (1 - \alpha) \frac{Y_t}{L_t} \quad (3.26)$$

Por fim, o choque de produtividade  $a_t$ , presente no modelo, foi definido como um processo autorregressivo de ordem um, AR(1):

$$\log a_t = (1 - \rho_a) \log a_{ss} + \rho_a \log a_t + \varepsilon_t^a \quad \varepsilon_t^a \sim N(0, \sigma_a^2) \quad (3.27)$$

em que  $a_t$  e  $a_{ss}$  representam, respectivamente, a produtividade da firma representativa no período corrente e na trajetória de crescimento equilibrado;  $\rho_a$ , a persistência da produtividade, sendo que  $|\rho_a| < 1$ ;  $\varepsilon_{a,t}$ , o termo de erro com distribuição normal; e  $\sigma_a$ , o desvio padrão do choque de produtividade.

### 3.2.4 Autoridade Fiscal

No modelo, incluiu-se o governo como uma Autoridade Fiscal, que arrecada impostos das famílias e define seu nível de gastos correntes,  $G_t$ . Por suposição, considerou-se que tais gastos ocorrem sob a égide de um orçamento público equilibrado. Noutras palavras, o gasto público corrente total  $G_t$  será igual à receita tributária total  $T_t$ . Apesar disso, sua presença na economia leva à geração de encargos excessivos sobre o consumo das famílias ricardianas e não ricardinas, em razão do uso de impostos distorcivos.

A restrição orçamento da autoridade fiscal foi definida da seguinte forma:

$$g_t G_t = \tau^c C_t + \tau^w w_t L_t + \tau^k r_t K_t + \tau^I P_{F,t} E_t C_{2,t} \quad (3.28)$$

Na equação 3.28,  $G_t$  representa o gasto corrente da autoridade fiscal e  $g_t$  representa os choques exógenos sobre o nível de gasto. Deste modo, um choque de política fiscal (gastos)  $g_t$  pode ser representado de forma similar ao do choque de produtividade da firma:

$$\log g_t = (1 - \rho_g) \log g_{ss} + \rho_g \log g_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad \varepsilon_t^g \sim N(0, \sigma_a^2) \quad (3.29)$$

em que  $g_t$  e  $g_{ss}$  representam, respectivamente, o choque de gastos do governo no período corrente e na trajetória de crescimento equilibrado;  $\rho_g$ , a persistência dos gastos, sendo que  $|\rho_g| < 1$ ;  $\varepsilon_t^g$ , o termo de erro; e  $\sigma_g$ , o desvio padrão do choque de gastos.

### 3.2.5 Condições de *Market-clearing* e agregação

Para o fechamento e viabilidade do modelo, foram incluídas ainda as condições de equilíbrio no mercado de bens e de agregação das variáveis macroeconômicas. Definiu-se a condição de equilíbrio dos mercados segundo as relações:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + (C_{2,t}^* - \gamma C_{2,t}) \quad (3.30)$$

$$Y_t^* = C_t^* + I_t^* + G_t^* + (C_{2,t} - \gamma^* C_{2,t}^*) \quad (3.31)$$

em que  $Y_t$  representa o produto total em  $t$ ;  $C_t$ , o consumo total de bens domésticos realizado pelas famílias domésticas;  $I_t$ , os investimentos realizados;  $G_t$ , os gastos correntes da autoridade fiscal;  $C_{2,t}^*$ , o consumo total de bens domésticos realizados pelas famílias estrangeiras (exportações); e  $C_{2,t}$ , o consumo total de bens estrangeiros realizados pelas famílias domésticas (importações). As variáveis com o sobrescrito (\*) se referem à economia estrangeira (China).

As equações 3.30 e 3.31 foram simplificadas, de modo que:

$$Y_t + \gamma Y_t^* = \gamma C_t^* + C_t + \gamma I_t^* + I_t + \gamma G_t^* + G_t \quad (3.32)$$

Ademais, considerou-se a economia desenvolvida neste modelo em equilíbrio perfeito. Logo, as trocas realizadas entre ambos os países, Brasil e China, ocorrem de modo a não haver desequilíbrios nas balanças comerciais. Assim:

$$C_{2,t}^* = \gamma C_{2,t} \quad (3.33)$$

Por fim, os valores agregados do consumo, investimento, capital e a oferta de trabalho foram definidos tendo em vista a presença de famílias heterogêneas. Estes, por sua vez, foram determinados pela seguinte forma de agregação:

$$X_t = \int_0^\omega X_{j,t} dx + \int_\omega^1 X_{i,t} dx = \omega X_{j,t} + (1 - \omega) X_{i,t}$$

em que  $X_t$  é o vetor representativo destas variáveis e  $\omega$ , a proporção dos agentes ricardianos na economia. Posto isto, as variáveis agregadas foram definidas a partir das seguintes

relações:

$$C_t = \omega C_{1,t} + (1 - \omega)C_{i,t} \quad (3.34)$$

$$L_t = \omega L_{j,t} + (1 - \omega)L_{i,t} \quad (3.35)$$

$$I_t = \omega I_{j,t} \quad (3.36)$$

$$K_t = \omega K_{j,t} \quad (3.37)$$

### 3.2.6 Equilíbrio competitivo

O equilíbrio competitivo no modelo desenvolvido para duas economias com famílias heterogêneas requer que a interação do conjunto de agentes (famílias, firmas e governos), domésticos e estrangeiros, no mercado de bens e serviços, ocorra de modo que o comportamento otimizador dos agentes seja garantido. Logo, este equilíbrio é definido por vetores de preços e variáveis que satisfazem as escolhas ótimas dos agentes.

Assim, o equilíbrio competitivo é, para as famílias de ambas as economias<sup>9</sup>, uma sequência de consumo de bens domésticos e estrangeiros, de oferta de trabalho e investimentos,  $\{C_{i,t}, C_{j,t}, L_{i,t}, L_{j,t}, I_{j,t}\}_{t=0}^{\infty}$ , que, dada a sequência de preços,  $\{w_t, r_t\}_{t=0}^{\infty}$ , e de taxas,  $\{\tau^c, \tau^k, \tau^w, \tau^I\}_{t=0}^{\infty}$ , satisfaz os problemas de maximização das utilidades de ambas as famílias ricardianas, equações 3.8 e 3.9, e não ricardianas, equações 3.1 e 3.2. Para as firmas, domésticas e estrangeiras, o equilíbrio competitivo consiste em uma sequência de capital e trabalho empregados,  $\{K_t, L_t\}_{t=0}^{\infty}$ , que, dada a sequência de preços,  $\{w_t, r_t\}_{t=0}^{\infty}$ , satisfaz o problema de otimização das firmas, equação 3.24. Por fim, para as autoridades fiscais este equilíbrio consiste em uma sequência de gastos,  $\{G_t\}$ , que, dada a sequência de taxas,  $\{\tau^c, \tau^k, \tau^w, \tau^I\}_{t=0}^{\infty}$ , sua restrição orçamentaria, equação (3.28), mantém-se em equilíbrio.

Ademais, o conjunto de equações que caracterizam o equilíbrio competitivo da economia, isto é, as equações derivadas dos processos de otimização de todos os agentes são:

$$C_{i,t}^{-\sigma} = \left[ \frac{1 + \tau^c}{1 - \tau^w} \right] \frac{L_{i,t}^\varphi}{w_t}$$

$$(1 + \tau^c)C_{i,t} = (1 - \tau^w)w_t L_{i,t}$$

$$u_{c1}(C_{j,t}, L_{j,t}) = \left[ \frac{1 + \tau^c}{1 - \tau^w} \right] \frac{L_{j,t}^\varphi}{w_t}$$

<sup>9</sup> O conjunto de equações e variáveis apresentadas se referem apenas a uma economia, visto que ambas as economias são semelhantes. Além disso, o sobrescrito (\*) é utilizado para indicar as variáveis da economia estrangeira.

$$\begin{aligned}
K_{j,t+1} &= (1 - \delta)K_{j,t} + I_{j,t} \\
\frac{u_{c1}(C_{j,t}, L_{j,t})}{E_t u_{c1}(C_{j,t+1}, L_{j,t+1})} &= \beta E_t [1 + (1 - \tau^k)(r_{t+1} - \delta)] \\
u_{c1}(C_{j,t}, L_{j,t}) &= \left[ (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \psi^{\frac{1}{\eta}} C_{2,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{1-\eta\sigma}{\eta-1}} (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{-\frac{1}{\eta}} \\
C_{1,t} &= \frac{(1 - \psi)}{\psi} \left[ \frac{(1 + \tau^I)}{(1 + \tau^c)} \gamma \right]^{\eta} C_{2,t} \\
r_t &= \alpha \frac{Y_t}{L_t} \\
w_t &= (1 - \alpha) \frac{Y_t}{L_t} \\
Y_t &= a_t K_t^{\alpha} L_t^{1-\alpha} \\
Y_t + \gamma Y_t^* &= \gamma C_t^* + C_t + \gamma I_t^* + I_t + \gamma G_t^* + G_t \\
C_t &= \phi C_{1,t} + (1 - \phi) C_{i,t} \\
L_t &= \phi L_{j,t} + (1 - \phi) L_{i,t} \\
K_t &= \phi K_{j,t} \\
I_t &= \phi I_{j,t} \\
C_{2,t}^* &= \gamma C_{2,t} \\
g_t G_t &= \tau^c C_t + \tau^w w_t L_t + \tau^k (r_t - \delta) K_t + \tau^I \gamma C_{2,t} \\
\ln g_t &= \rho_g \ln g_{t-1} + \epsilon_g \\
\ln a_t &= \rho_a \ln a_{t-1} + \epsilon_a
\end{aligned}$$

Por fim, conforme apresentado, o modelo desenvolvido é composto por um conjunto de 8 agentes, sendo 4 domésticos e 4 estrangeiros (família ricardiana, família não ricardiana, firmas brasileiras e governo brasileiro). Este modelo é composto por um conjunto de 36 equações e 36 variáveis. Por fim, este foi caracterizado por um conjunto de 34 parâmetros referentes às economias do Brasil e da China.

As variáveis do modelo e suas respectivas descrições são apresentadas na Tabela 3.2.1.

Tabela 3.2.1 – Variáveis do modelo DSGE com dois países

Variáveis	Descrição
$C_j$ e $C_j^*$	Índices de consumo composto das famílias ricardianas brasileira e chinesa
$C_1$ e $C_1^*$	Consumo de bens internos das famílias ricardianas brasileira e chinesa
$C_2$ e $C_2^*$	Consumo de bens externos das famílias ricardianas brasileira e chinesa
$C$ e $C^*$	Consumo agregado doméstico do Brasil e da China
$L_i$ e $L_i^*$	Oferta de trabalho das famílias não ricardianas brasileira e chinesa
$L_j$ e $L_j^*$	Oferta de trabalho das famílias ricardianas brasileira e chinesa
$L$ e $L^*$	Oferta de trabalho total do Brasil e da China
$I_j$ e $I_j^*$	Investimentos realizados pelas famílias ricardianas brasileira e chinesa
$I$ e $I^*$	Investimentos totais do Brasil e da China
$K$ e $K^*$	Estoques de capitais totais brasileiro e chinês
$K_j$ e $K_j^*$	Estoques de capitais das famílias ricardianas brasileira e chinesa
$r$ e $r^*$	Taxas de juros brasileira e chinesa
$w$ e $w^*$	Salários reais do Brasil e da China
$G$ e $G^*$	Gastos públicos do Brasil e da China
$Y$ e $Y^*$	Produtos Internos Brutos do Brasil e da China
$a$ e $a^*$	Choques de produtividade brasileiro e chinês
$g$ e $g^*$	Choques de gastos públicos brasileiro e chinês
$u_{c1}$ e $u_{c1}^*$	Utilidades marginais do consumo de $c_1$ das famílias ricardianas brasileira e chinesa

Fonte: Elaboração própria.

### 3.3 Parâmetros e Calibração

Conforme destacado por Hansen e Heckman (1996), o processo de calibração se configura como um dos principais passos na análise dos modelos DSGE. Este processo consiste na determinação dos parâmetros responsáveis pela caracterização da economia analisada, sendo usualmente calibrados pelo comportamento de variáveis macroeconômicas e de microdados. Em alguns casos, pode-se também calibrá-los diretamente das relações presentes no modelo ou retirá-los da literatura (SAITH, 2017; SANTOS, 2016; KYDLAND; PRESCOTT, 1982)

O modelo foi calibrado para corresponder tanto aos dados da economia brasileira quanto chinesa. Para determinar o efeito dos choques da economia chinesa sobre os agregados macroeconômicos brasileiros, o modelo foi implementado e simulado no *software Dynare*. Buscou-se, também, com tal análise, criar *insights* sobre o conjunto de políticas ótimas para mitigar ou ampliar os efeitos destes choques nos agregados macroeconômicos brasileiros.

As séries utilizadas no processo de calibração do modelo foram extraídas das bases de dados do Fundo Monetário Internacional (FMI), Banco Central do Brasil (BCB), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), da Conferência das Nações Unidas sobre Trocas e Desenvolvi-

mento (*United Nations on Trade and Development - UNCTAD*) e do Escritório Nacional de Estatística da China (NBS - National Bureau of Statistics of China). Em síntese, os dados utilizados correspondem ao período de 2000 a 2017.

Os valores dos parâmetros calibrados são apresentados na Tabela 3.3.1:

Tabela 3.3.1 – Parâmetro do modelo DSGE, Calibração e Base de dados

Parâmetro	Descrição	Valor calibrado		Base de dados
		Brasil	China	
$\sigma$	Coefficiente de aversão ao risco	1,2	2,0	Cavalcanti e Vereda (2015)/ Zhang (2009)
$\varphi$	Desutilidade marginal do trabalho	2,0	2,0	Cavalcanti e Vereda (2015)/ Sun e Sen (2012)
$\beta$	Fator de desconto intertemporal	0,9662	0,9321	BCB/IMF/Literatura
$\tau^c$	Imposto sobre o consumo	0,2636	0,3288	IMF
$\tau^w$	Imposto sobre o salário	0,0283	0,0572	IOL / IMF
$\tau^k$	Imposto sobre o capital	0,0242	0,0686	IMF
$\tau^I$	Imposto sobre importação	0,0972	0,0457	WTO
$\eta$	Elasticidade de substituição entre o consumo de bens brasileiros e chineses	1,8071	-0,6071	UNCTAD
$\psi$	Parcela de bens importados na cesta de consumo da família ricardiana	0,2658	0,1808	UNCTAD
$\alpha$	Parcela do capital na renda total	0,3309	0,3891	IBGE / NBS
$\omega$	Proporção da família ricardiana	0,2889	0,5	PNAD/IBGE
$\delta$	Depreciação do capital	0,023	0,045	IMF
$\gamma$	Taxa de câmbio nominal	0,3202	3,2038	UNCTAD
$\rho_g$	Persistência da política fiscal	0,3599	0,7254	Processo AR(1)
$\rho_a$	Persistência do choque de produtividade	0,7841	0,7272	Processo AR(1)
$\sigma_a$	Desvio padrão do choque de produtividade	0,0103	0,0385	Processo AR(1)
$\sigma_g$	Desvio padrão do choque de política fiscal	0,0196	0,0434	Processo AR(1)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na literatura dos modelos DSGE com funções de utilidade CRRA, usualmente são utilizados valores similares para os coeficientes de aversão ao risco doméstico,  $\sigma$ , e para a desutilidade marginal da oferta de trabalho,  $\varphi$ . O coeficiente de aversão ao risco é usualmente definido entre 1 e 2. Por exemplo, Ferreira (2015), Funke e Paetz (2012), Steinbach, Mathuloe e Smit (2009) e Chen, Funke e Paetz (2012) definem  $\sigma = 1$ , enquanto Melo e Silva (2019), Yoshino, Kaji e Asonuma (2016), Stähler e Thomas (2012), Zhang (2009) e Coenen, McAdam e Straub (2007) definem  $\sigma = 2$ . Por outro lado, o parâmetro  $\varphi$  é comumente definido como  $\varphi = 2$  (FERREIRA, 2015; CAVALCANTI; VEREDA, 2015; SUN; SEN, 2012; COENEN; MCADAM; STRAUB, 2007). Posto isto, para a economia brasileira foram utilizados os parâmetros definidos por Cavalcanti e Vereda (2015), de modo que  $\sigma = 1, 2$  e  $\varphi = 2$ . Já para a economia chinesa, foram utilizados os valores de  $\sigma = 2$  e  $\varphi = 2$  de Zhang (2009) e Sun e Sen (2012), respectivamente.

A parcela de bens importados na cesta de consumo das famílias (ricardiana e chinesa),  $\psi$ , é compreendida como uma medida da abertura econômica dos países, sendo mensurada como uma taxa média do conjunto de bens importados em relação ao consumo total das famílias (FERREIRA, 2015; PALMA; PORTUGAL, 2014; KOLASA, 2009). Deste modo, foram calibrados os parâmetros correspondentes,  $\psi$  e  $\psi^*$ , por meio

da taxa média das importações brasileira (chinesa) de produtos chineses (brasileiros) em função do consumo total médio brasileiro (chinês) no período de 2005 a 2017. O valor calibrado foi de 0,2658 para o Brasil e de 0,1808 para a China.

Contraponto aos trabalhos de Santos (2016) e Ornellas (2010), o valor da alíquota do imposto sobre o consumo para ambos os países foi definido como uma taxa média da arrecadação dos impostos sobre bens e serviços em relação ao consumo total das famílias, no período de 2005 a 2017. Apesar disso, o valor calibrado para o Brasil (0,2636) foi similar ao definido por Santos (2016) (0,23). Para a alíquota do imposto sobre o capital, utilizou-se a taxa média da arrecadação dos impostos sobre propriedade em termos da formação bruta de capital fixo. A alíquota do imposto sobre os salários foi determinada pelo valor médio da relação entre Contribuição Social e a renda total do trabalho<sup>10</sup>. Por fim, para a alíquota do imposto sobre as importações, foi utilizado o valor médio das *import duty*<sup>11</sup> aplicadas por ambos os países.

Para definir o valor da depreciação do capital, brasileiro e chinês, foram utilizadas as equações de acumulação do capital de ambas as economias<sup>12</sup> em seus estados estacionários:

$$I_{ss} = \delta K_{ss}$$

O valor calibrado é similar aos valores encontrados por outros trabalhos. Para a economia brasileira, Silva e Besarria (2018), Santos (2017) e Cavalcanti e Vereda (2015) definiram, respectivamente, um valor de 0,03; 0,025 e 0,02 para depreciação do capital. Já, para o caso da China, Zhang (2009) e Chen, Funke e Paetz (2012) determinaram uma taxa de depreciação do capital de 0,04 e 0,03, respectivamente.

Dadas a depreciação do capital e as alíquotas dos impostos sobre o consumo e capital, o fator de desconto intertemporal das famílias derivou das respectivas equações de Euler<sup>13</sup> no estado estacionário:

$$\frac{1}{\beta} = 1 + (1 - \tau^k)(r - \delta)$$

No caso brasileiro, foi utilizada a taxa de juros básica Selic - Sistema Especial de Liquidação e Custódia, acumulada ao mês anualizada. A relação da taxa de juros real do modelo,  $r$ , foi determinada tendo como referência esta taxa de juros, descontando o valor da inflação média do período, definida pelo índice de preços ao consumidor (IPC). Ambos os valores foram calculados para o período de 2005 a 2016. O valor encontrado

<sup>10</sup> A renda total do trabalho,  $RTT$ , foi definida como:

$$RTT = NE(12xGSM)$$

em que  $RTT$  representa a renda total do trabalho;  $NE$ , o número total de empregados no final do período (ano); e  $GSM$ , os ganhos médios mensais por trabalho.

<sup>11</sup> Definir o que é *import duty*

<sup>12</sup> Equação 3.11.

<sup>13</sup> As equações de Euler para as famílias brasileira e chinesa apresentam a mesma estrutura matemática no estado estacionário (Apêndice 3.A).

para o fator de desconto intertemporal das famílias (0,9662) foi relativamente similar ao definido por Saith (2017) (0,9776), Santos (2016) (0,9515) e a Cavalcanti e Vereda (2015) (0,9875). Para a China, definiu-se o parâmetro como  $\beta^* = 0,9321$ , que corresponde ao trabalho de Ng (2015).

A taxa real do câmbio  $\gamma$  teve seu valor definido com base no valor médio da taxa nominal de câmbio entre a moeda brasileira e chinesa e os respectivos índices de preço ao consumidor no período de 2005 a 2017. Em ambos os casos, foi utilizada a forma americana (direta), isto é, o preço da moeda estrangeira em termos da moeda nacional. Para o caso brasileiro,  $\gamma = 0,3202$ , e para o chinês,  $\gamma^* = 3,2038$ .

O parâmetro da participação do capital no produto da economia chinesa,  $\alpha^*$ , foi definido com base na taxa média do valor adicionado da indústria em relação ao PIB, para o período de 2000 a 2017. Tendo esta relação como referência, foi encontrado o valor de 0,3891. Este valor é relativamente próximo ao valor usado por Funke, Mihaylovski e Zhu (2015), Ng (2015) e Chen, Funke e Paetz (2012) ( $\alpha^* = 0,5$ ). Já para economia brasileira, optou-se por utilizar a metodologia de Saith (2017) e Santos (2016), aplicada para o período de 2000 a 2017. Ambos utilizaram como estratégia de calibração do parâmetro o cálculo da taxa média do Excedente Operacional Bruto em relação ao PIB.

Para a determinação da proporção das famílias não ricardianas presentes na economia brasileira, foi utilizado como fator principal o nível de renda das famílias (SAITH, 2017; CASTRO et al., 2011; CARVALHO; VALLI, 2011). A proporção das famílias não ricardianas foi definida como o percentual de pessoas na economia brasileira com rendimento mensal inferior ou igual a 3 salários mínimos, para o ano de 2015. Segundo dados da PNAD/IBGE, esta proporção foi de 71,11% da população. Para o caso chinês, dada a impossibilidade de determinar os referidos percentuais, atribuiu-se uma proporção de 50% para ambas as famílias.

Por sua vez, para os parâmetros dos choques de produtividade  $\rho_a$  e  $\sigma_a$  e dos gastos públicos  $\rho_g$  e  $\sigma_g$  da China e do Brasil, foi estimado um processo autorregressivo de primeira ordem, AR(1)<sup>14</sup>. Este processo foi estimado considerando os desvios da tendência ao longo do tempo das respectivas séries<sup>15</sup>. Para o caso brasileiro, foram utilizadas as séries a preço constante para o período de 2000q1 a 2017q3. Já para a China, o período foi de 2007q1 a 2017q4. A Tabela 3.3.2 apresenta os resultados das referidas estimações.

<sup>14</sup> Ver subseção 3.2.3.

<sup>15</sup> Os desvios, ciclos, foram determinados pelo uso do Filtro de Hodrick-Prescott.

Tabela 3.3.2 – Choques de produtividade e gastos públicos para as economias brasileira e chinesa

	Variáveis <sup>1</sup>	Brasil		China	
		coeficiente	desvio-padrão	coeficiente	desvio-padrão
Produtividade	const	-0.000021	0.001231	-0.001129	0.00587
	$\ln a_{t-1}$	0.784076	0.075239	0.727199	0.106224
		$r^2 = 0.6149$	$\sigma_a = 0.010299$	$r^2 = 0.5334$	$\sigma_a = 0.038493$
Gastos	const	-0.0001	0.002348	-0.001478	0.006623
	$\ln g_{t-1}$	0.35988	0.114751	0.725447	0.105951
		$r^2 = 0.1263$	$\sigma_g = 0.019638$	$r^2 = 0.5335$	$\sigma_g = 0.043428$

Note: (1) Os valores para as constantes não foram significativos, já os demais foram significativos a 1%.

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Por fim, a elasticidade de substituição entre o consumo de bens domésticos  $X_H$  e importados  $X_F$  foi definida conforme a elasticidade de Armington (1969), determinada pela relação:

$$\eta_{H,F} = - \frac{\partial \left( \frac{X_H}{X_F} \right) \left( \frac{P_H}{P_F} \right)}{\partial \left( \frac{P_H}{P_F} \right) \left( \frac{X_H}{X_F} \right)}$$

em que  $X_H$  representa a demanda doméstica por bens domésticos;  $X_F$ , a demanda doméstica por bens estrangeiros (importações);  $P_h$ , o índice de preços doméstico (IPC);  $P_F$ , o índice de preços estrangeiro; e  $\eta$ , a elasticidade de substituição entre bens domésticos e estrangeiros, sendo que  $0 < \eta < \infty$ <sup>16</sup>. Com base nesta relação, foi definida a elasticidade de substituição média para o Brasil como  $\eta = 1,8071$  e para China,  $\eta = -0,6071$  para o período de 2005 a 2017. Deste modo, relativamente, os bens importados pelo Brasil são substitutos aos bens domésticos. Já os bens importados pela China têm característica de complementaridade.

### 3.4 Resultados e discussão

Nessa seção é apresentada a simulação do modelo desenvolvido na seção anterior. Os resultados foram apresentados em seis subseções-chave, de modo que as relações entre os comportamentos das variáveis macroeconômicas do Brasil e da China fossem objetivamente apresentadas.

Nas primeiras seções, foram apresentadas as funções de impulso-resposta do modelo, que descrevem o comportamento das variáveis macroeconômicas, mediante o choque exógeno. Os efeitos dos choques de produtividade brasileiro e chinês foram apresentados, respectivamente, nas subseções 3.4.1 e 3.4.3. Já nas demais subseções, 3.4.2

<sup>16</sup> Segundo Armington (1969), para os casos extremos, entende-se que: se  $\eta = 0$  os bens são complementares perfeitos; e se  $\eta = \infty$ , os bens são substitutos perfeitos.

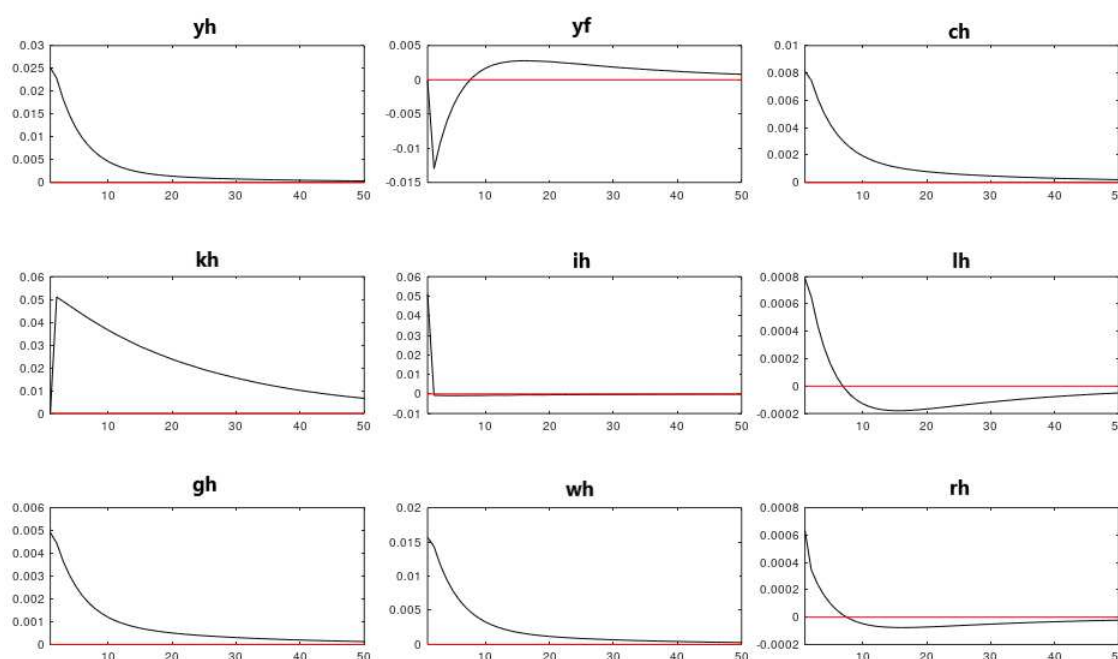
e 3.4.4, foram apresentados os efeitos dos choques sobre os gastos públicos do Brasil e da China, conforme o modelo desenvolvido. Notadamente, é importante observar que flutuações nos agregados externos, *per se*, influenciam os agregados domésticos. Nesse sentido, na subseção 3.4.4, buscou-se destacar os efeitos destas flutuações, dissociadas de mudanças produtivas estruturais, sobre a economia brasileira.

Na subseção 3.4.5, foram apresentadas algumas estatísticas que caracterizam as relações presentes na economia artificial. Por fim, na subseção 3.4.6, foram feitos alguns testes de sensibilidade para verificar o comportamento dos choques em diferentes cenários.

### 3.4.1 Impacto do choque de produtividade brasileiro

A Figura 3.4.1 apresenta as funções de impulso-resposta do choque de produtividade brasileiro para algumas variáveis. Com este conjunto de funções, foi destacado o comportamento das principais variáveis macroeconômicas brasileiras agregadas, presentes no modelo. No eixo das ordenadas é apresentado o desvio percentual do estado estacionário de cada variável. Já no eixo das abcissas o tempo, dado em trimestres.

Figura 3.4.1 – Impacto do choque de produtividade brasileiro em variáveis selecionadas



Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Na Figura 3.4.1,  $y_h$  representa o produto brasileiro;  $y_f$ , o produto chinês;  $ch$ , o consumo total brasileiro;  $kh$ , o estoque de capitais brasileiro;  $ih$ , investimento brasileiro;  $lh$ , mão de obra brasileira empregada;  $gh$ , nível de gastos brasileiro;  $wh$ , salário brasileiro; e  $rh$ , a taxa de juros brasileira.

Com base na Figura 3.4.1 verificou-se que o choque de produtividade brasileiro exerceu efeito positivo sobre as variáveis macroeconômicas internas e efeito negativo no

produto chinês. Os desvios percentuais gerados no consumo, salário, gastos e produto brasileiro duraram, em média, 30 trimestres, enquanto que na mão de obra e na taxa de juros brasileira estes desvios duraram, aproximadamente, 40 trimestres.

Do conjunto de variáveis apresentadas, o produto, investimento e estoque de capital foram aquelas que se mostraram mais voláteis, enquanto que a mão de obra contratada e a taxa de juros as menos voláteis. Além disso, o efeito positivo do choque de produtividade ocorreu apenas nos 8 primeiros trimestres tanto para a mão de obra quanto para a taxa de juros, sendo negativo nos demais períodos.

Os efeitos dos choques de produtividade são similares aos encontrados na literatura por Saith (2017), Santos (2016), Kolasa (2009) e Zhang (2009). Ademais, observou-se um comportamento positivo do choque na economia brasileira. Por outro lado, este comportamento teve efeito negativo na economia chinesa nos primeiros 8 períodos. De modo similar, Kolasa (2009) observou também efeito negativo do choque produtividade de países da Zona do Euro no produto da Polônia.

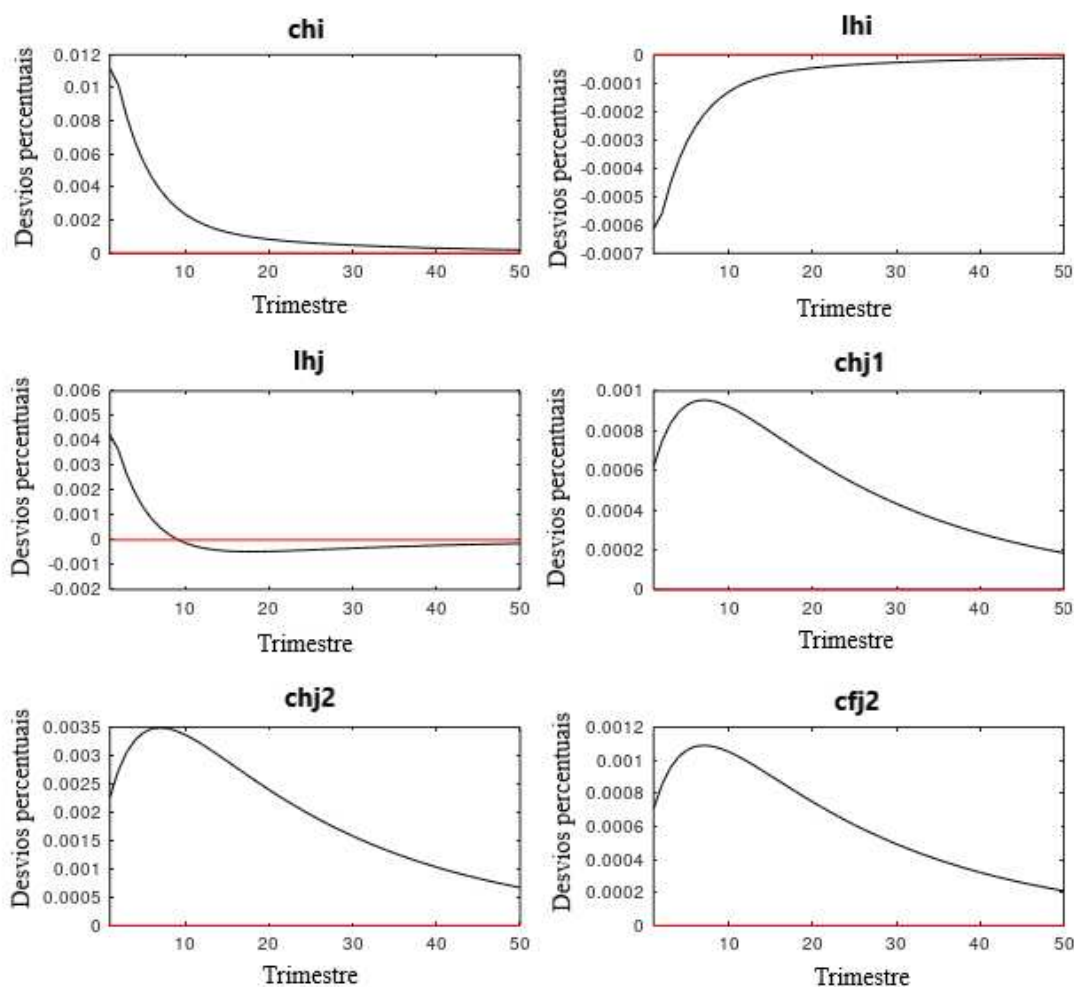
Neste contexto, é importante observar que um choque positivo de produtividade eleva a competitividade relativa dos produtos domésticos frente aos externos, o que leva ao aumento das exportações (TELES, 2005). Assim, dadas as características relativas dos produtos de ambas as economias, espera-se efeito negativo do choque de produtividade brasileiro na balança comercial chinesa e, conseqüentemente, no produto. Não obstante, visto que os bens exportados pelo Brasil apresentam característica de complementaridade aos bens internos da China, observou-se que a redução dos custos relativos (aumento da competitividade) exerceu efeito positivo sobre a produção chinesa a partir do nono período.

Conforme a Figura 3.4.1, observou-se que o aumento na produtividade elevou a produção brasileira e também a demanda por insumos produtivos (capital e trabalho). O efeito do choque também apresentou impacto positivo nos salários e no retorno do capital, equações 3.25 e 3.26, em razão do aumento da demanda por seus respectivos insumos. Ambos os aumentos tendem a elevar o bem-estar de ambas as famílias ricardianas e não ricardianas.

Contudo, salienta-se que a partir do 8º trimestre o efeito inicial do choque é revertido em redução na demanda por mão de obra. Este efeito é causado principalmente pelo aumento do custo da mão de obra (salário real). Ademais, destaca-se que tais resultados são similares aos encontrados por Saith (2017) e Santos (2016) em suas respectivas análises da economia brasileira em um modelo fechado.

A Figura 3.4.2 apresenta os efeitos do choque de produtividade brasileiro no consumo e na oferta de trabalho das famílias ricardianas e não ricardianas brasileiras.

Figura 3.4.2 – Impacto do choque de produtividade brasileiro no consumo e trabalho das famílias ricardianas e não ricardianas brasileiras



Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Na Figura 3.4.2, *chi* representa consumo das famílias não ricardianas; *chj1*, o consumo de bens domésticos da família ricardiana; *chj2*, o consumo de bens chineses da família ricardiana brasileira; *lhi*, a oferta de trabalho das famílias não ricardianas; e *lhj*, a oferta de trabalho das famílias ricardianas.

Conforme a Figura 3.4.2, verificou-se que o choque de produtividade tem efeito positivo no consumo de ambas as famílias representativas. Notadamente, este choque foi ocasionado principalmente pelo aumento do salário real na economia brasileira, observado anteriormente. Não obstante, verificou-se que o choque apresenta efeito divergente na demanda por trabalho das famílias ricardianas e não ricardianas. Posto de outra forma, observou-se implicitamente aumento da demanda por mão de obra mais qualificada (famílias ricardianas) e, em contrapartida, redução da menos qualificada (famílias não ricardianas). Este efeito durou em média 25 trimestres. Para o caso da oferta de trabalho da família ricardiana, este efeito foi positivo nos primeiros 9 períodos e negativo entre o 10º trimestre e o 35º trimestre.

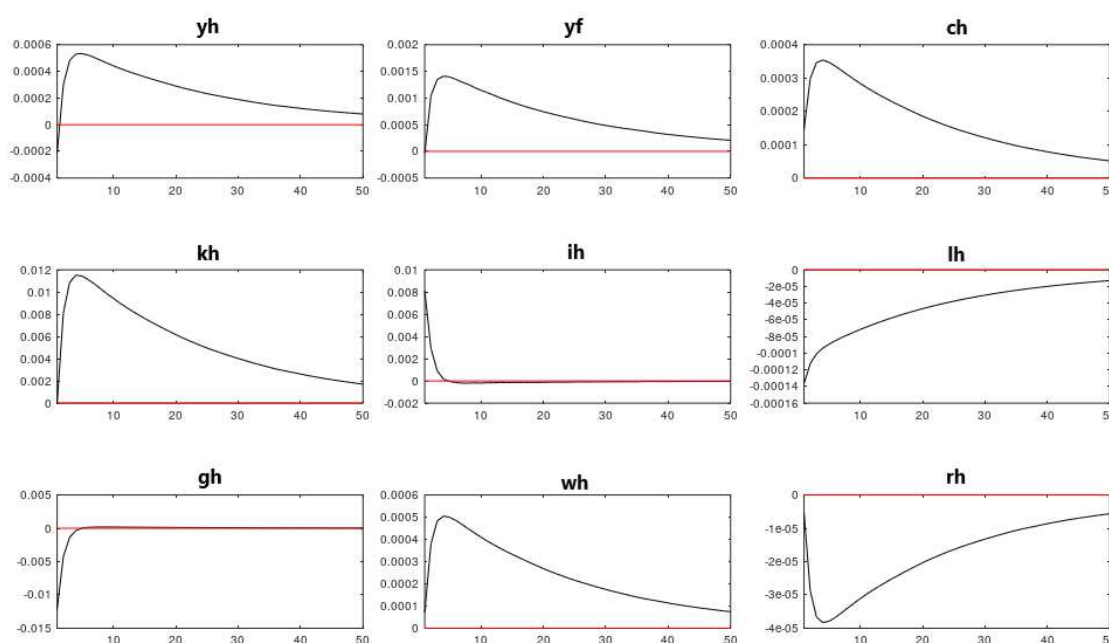
Em síntese, o choque de produtividade brasileiro tem efeito positivo na economia

brasileira mesmo em um sistema de economia aberta. Todavia, este choque apresenta efeito ambíguo sobre o bem-estar das famílias brasileiras, especificamente na família não ricardiana. Notadamente, é importante observar que estas famílias têm preferências de consumo diferentes, pois suas cestas de consumo divergem conforme o modelo desenvolvido.

### 3.4.2 Impacto do choque de gastos brasileiro

A Figura 3.4.3 apresenta a dinâmica dos desvios das principais variáveis macroeconômicas brasileiras e do produto chinês mediante choque nos gastos públicos do governo brasileiro, em relação ao estado estacionário.

Figura 3.4.3 – Impacto do choque de gastos públicos brasileiros em variáveis selecionadas



Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Na Figura 3.4.3,  $y_h$  representa o produto brasileiro;  $y_f$ , o produto chinês;  $ch$ , o consumo total brasileiro;  $kh$ , o estoque de capitais brasileiro;  $ih$ , investimento brasileiro;  $lh$ , mão de obra brasileira empregada;  $gh$ , o nível de gastos brasileiro;  $wh$ , salário brasileiro; e  $rh$ , a taxa de juros brasileira.

Conforme a Figura 3.4.3, verificou-se que um choque exógeno nos gastos públicos brasileiro, equação 3.28, tem efeito positivo na economia brasileira e chinesa, pois eleva tanto o produto brasileiro quanto o chinês. Diferentemente do choque de produtividade, não há mudanças nos preços relativos (competitividade), assim o aumento da renda tende a elevar tanto a demanda de bens domésticos (brasileiros) quanto estrangeiros (importação brasileira de bens chineses). Portanto, o choque de gastos brasileiro gera

um efeito *prosper-thy-neighbor* na economia chinesa (DIAS; DIAS, 2013; DEVEREUX; WILSON, 1989)

Dentro do contexto apresentado pelo modelo, o aumento da demanda (produto), gerado pelo choque, conjuntamente com a redução da taxa de juros, eleva os investimentos feitos pelas firmas e, conseqüentemente, a formação bruta de capital. Todavia, dada a substituíbilidade entre os insumos produtos, este efeito reduz a demanda por mão de obra, que, por sua vez, pressiona os salários para cima<sup>17</sup>.

Em contrapartida ao choque de produtividade, o efeito do choque de gastos sobre a taxa de juros doméstica e sobre a oferta de mão de obra foi negativo. Embora os resultados dos choques de gastos sobre o produto sejam similares ao apresentados por Cavalcanti e Vereda (2010) e Silveira e Santos (2017), para a economia brasileira em um modelo de economia fechada, no que tange ao comportamento da taxa de juros, eles divergem. Zubairy (2014), por sua vez, encontra um efeito negativo dos gastos sobre a taxa de juros nos períodos iniciais.

Ademais, observou-se que o desvio do estoque de capital gerado pelo choque foi maior que o do produto. Conseqüentemente, no período em que esta perturbação ocorreu, a proporção do capital na economia se manteve acima do nível de estado estacionário. Conseqüentemente, neste mesmo íterim, o custo do capital tendeu a ser menor.

A Figura 3.4.4 apresenta os efeitos da expansão fiscal (choque positivo de gastos públicos) no consumo e oferta de trabalho das famílias brasileiras, ricardianas e não ricardianas.

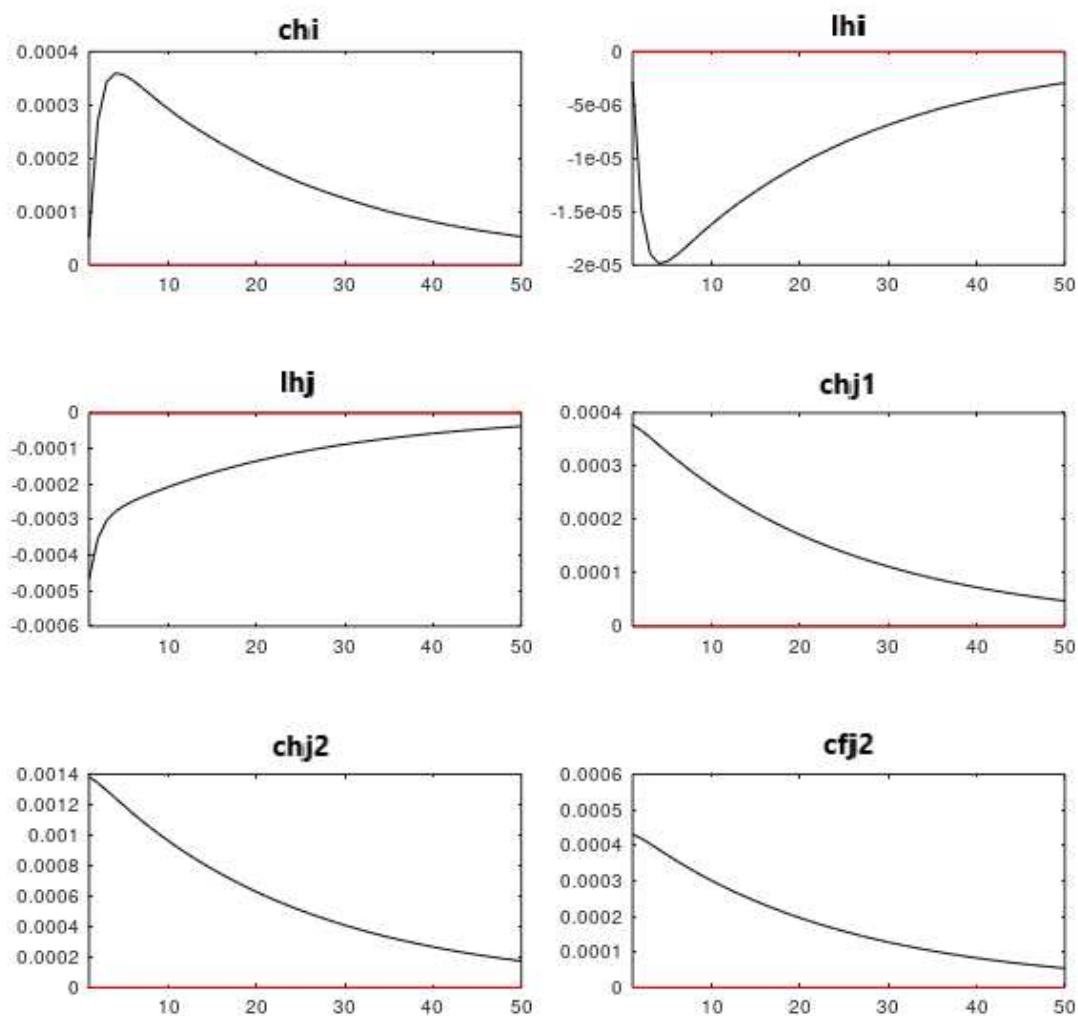
Notadamente, observou-se que, diferentemente do choque de produtividade, a expansão fiscal apresentou efeito negativo no trabalho ofertado/demandado de ambas as famílias brasileiras, ricardianas e não ricardianas, conquanto, o consumo destas famílias tenha sido afetado positivamente, face ao aumento do nível de salário real da economia brasileira.

Ademais, verificou-se que a amplitude temporal do choque de gastos públicos brasileiro é maior que os choques da produtividade, uma vez que o desvio causado por ele tende a durar um maior período de tempo. Por outro lado, a magnitude do choque de produtividade tende a ser maior que a dos gastos. Por fim, apesar do efeito geral positivo da expansão fiscal na economia brasileira, seu efeito nas famílias ricardianas e não ricardianas é ambíguo, pois na medida em que afeta negativamente a demanda de trabalho, elevando assim o desemprego, influencia positivamente o salário real e o consumo.

---

<sup>17</sup> Esta dinâmica pode ser vista na equação 3.26.

Figura 3.4.4 – Impacto do choque de gastos públicos brasileiro no consumo e trabalho das famílias ricardianas e não ricardianas brasileiras



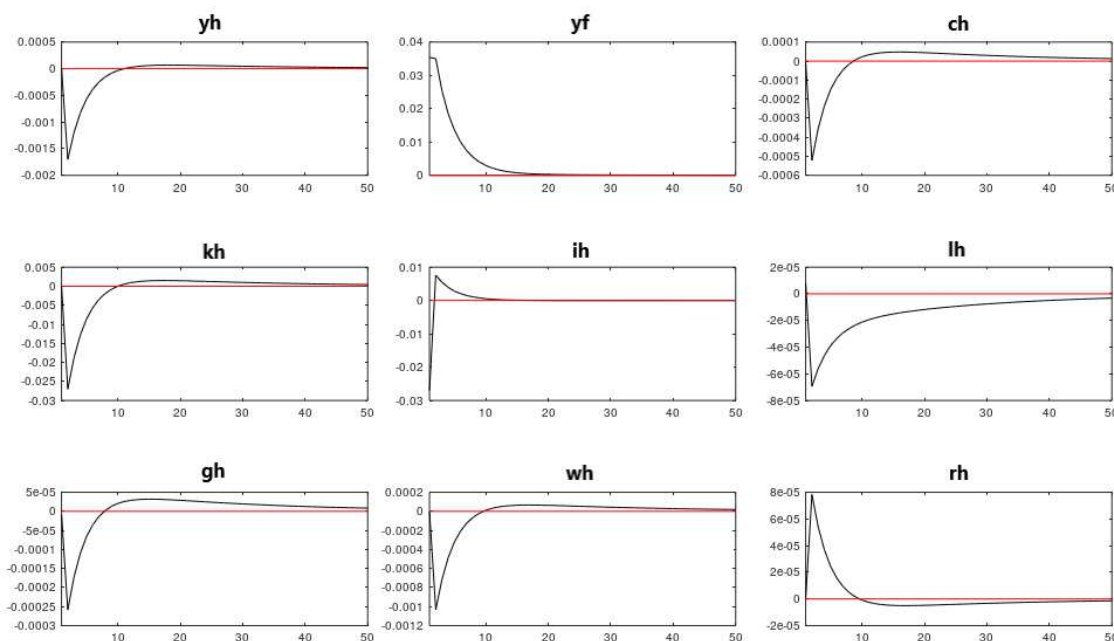
Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Na Figura 3.4.4, *chi* representa consumo das famílias não ricardianas; *chj1*, o consumo de bens domésticos da família ricardiana; *chj2*, o consumo de bens chineses da família ricardiana brasileira; *lhi*, a oferta de trabalho das famílias não ricardianas; e *lhj*, a oferta de trabalho das famílias ricardianas.

### 3.4.3 Impacto do choque de produtividade chinês

Os desvios do estado estacionário das principais variáveis macroeconômicas brasileiras frente a um choque de produtividade chinês foram apresentados na Tabela 3.4.5. Em síntese, verificou-se que este choque tem efeito positivo na economia brasileira nos primeiros 10 trimestres. Além disso, este choque tem efeito negativo no estoque de capitais, demanda por trabalho, salário real, gastos públicos e consumo de bens domésticos feitos internamente.

Figura 3.4.5 – Impacto do choque de produtividade chinês em variáveis selecionadas



Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Na Figura 3.4.5, *yh* representa o produto brasileiro; *yf*, o produto chinês; *ch*, o consumo total brasileiro; *kh*, o estoque de capitais brasileiro; *ih*, o investimento brasileiro; *lh*, a mão de obra brasileira empregada; *gh*, o nível de gastos brasileiro; *wh*, o salário brasileiro; e *rh*, a taxa de juros brasileira.

O efeito *beggar-thy-neighbor* na economia brasileira gerado pelo choque de produtividade chinês está diretamente relacionado às características do comércio bilateral destes países. Especificamente, salienta-se que um choque de produtividade afeta diretamente a competitividade relativa dos bens. O aumento da produtividade, por sua vez, tende a elevar as exportações chinesas (externas) (TELES, 2005).

Face à substitutibilidade existente entre os produtos chineses e os brasileiros<sup>18</sup>, o aumento das importações brasileiras de produtos chinês tem, consequentemente, efeito negativo no consumo doméstico de bens brasileiros. A redução deste consumo, via de regra, desincentiva a indústria doméstica, o que leva à redução dos investimentos, capital, demanda por trabalho e, consequentemente, do produto.

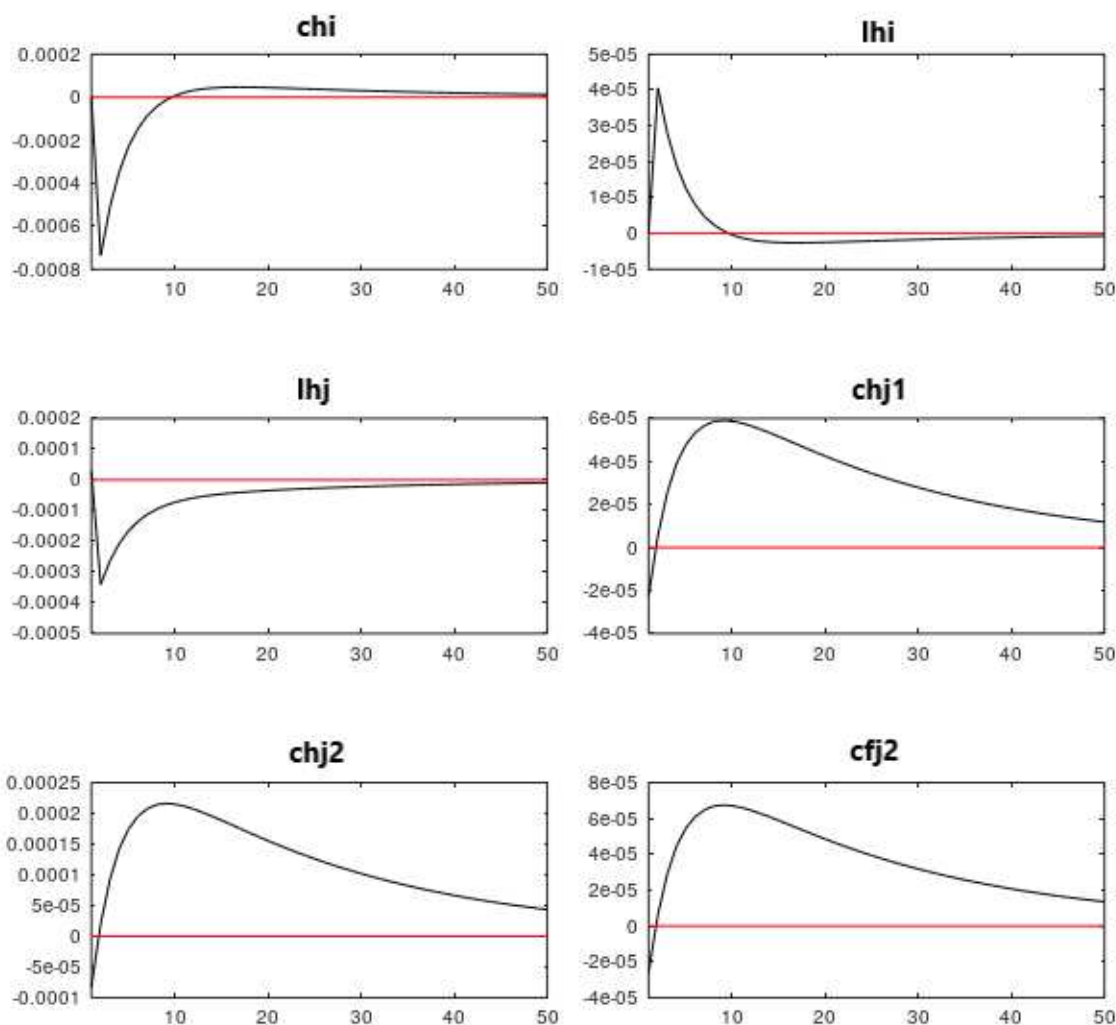
Esses resultados são condizentes com as análises feitas por Silva, Gomes e Teixeira (2019), Cândido e Lima (2010) e Melitz (2003). De acordo com os autores, o aumento das importações domésticas no curto prazo afeta negativamente a produção doméstica, mas, no longo prazo, com a realocação dos investimentos, este efeito passaria a ser positivo. Neste contexto, Acharya e Keller (2008) destacam as importações como importantes fontes de aprendizado tecnológico, que é importante para o crescimento de longo prazo. Assim, conforme observado na Figura 3.4.5, o efeito negativo do choque de produtividade chinês na economia brasileira no curto prazo é acompanhado da elevação

<sup>18</sup> Ver Tabela 3.3.1.

dos investimentos e, conseqüentemente, da taxa de juros.

Destaca-se ainda que, do conjunto de variáveis apresentadas, o produto chinês e o investimento brasileiro foram as variáveis com maior volatilidade em relação ao estado estacionário. Em contrapartida, os desvios destas variáveis também foram aqueles que apresentaram a menor amplitude temporal.

Figura 3.4.6 – Impacto do choque de produtividade chinês em variáveis selecionadas



Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Na Figura 3.4.6, *chi* representa o consumo das famílias não ricardianas; *chj1*, o consumo de bens domésticos da família ricardiana; *chj2*, o consumo de bens chineses da família ricardiana brasileira; *cfj2*, o consumo chinês de bens brasileiros; *lhi*, a oferta de trabalho das famílias não ricardianas; e *lhj*, a oferta de trabalho das famílias ricardianas.

Conforme a Figura 3.4.6, foram verificados também redução no consumo da família não ricardiana e aumento no consumo de bens domésticos da família ricardiana causados pelo choque de produtividade chinês. Contudo, o aumento do consumo das famílias ricardianas foi 10 vezes menor que a redução do consumo da família não ricardiana. Notadamente, o impacto do choque de produtividade chinês apresentou efeito ambíguo nas escolhas das famílias brasileiras.

No caso da família não ricardiana, a qual não tem acesso aos bens chineses, este choque impactou negativamente seu consumo. Porém, parte deste efeito foi mitigado pelo aumento da demanda por trabalho desta família. Por outro lado, houve aumento do consumo de bens domésticos e estrangeiros (importações) e redução na demanda por trabalho da família ricardiana. Dada a dinâmica do modelo, inferiu-se que um aumento relativo deste consumo está associado à elevação da taxa de juros brasileira e a redução relativa dos custos da importação dos bens chineses. Deste modo, tornou-se possível o aumento do consumo destas famílias mesmo com redução do salário real e da demanda por trabalho desta família.

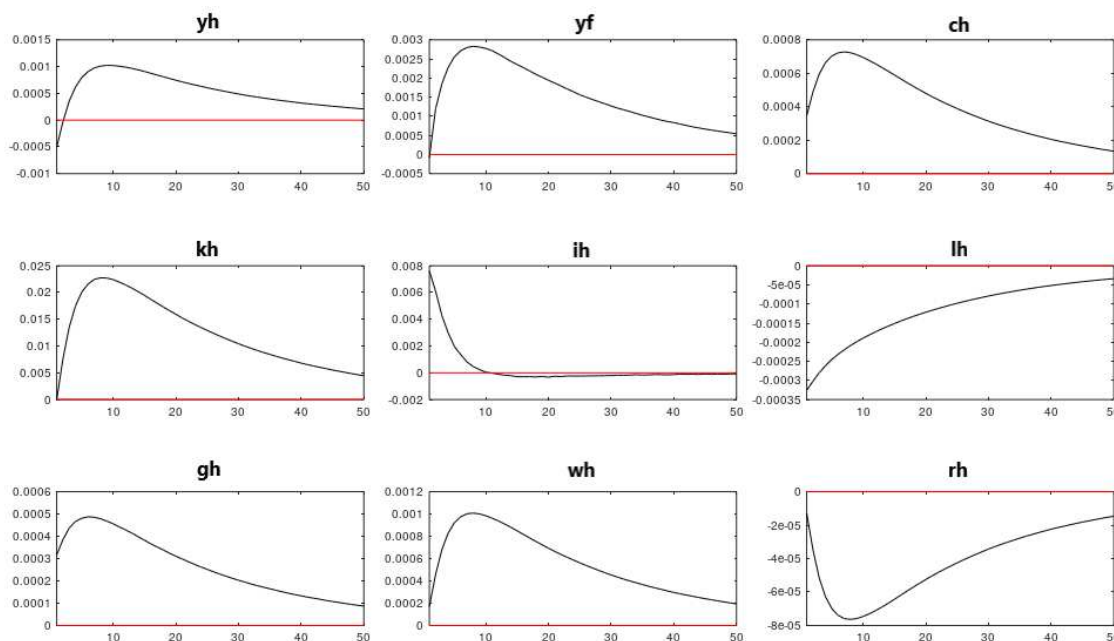
Notadamente, o choque de produtividade chinês apresentou efeitos distintos no trabalho das famílias brasileiras. Indiretamente discutido no modelo, este choque elevou a demanda por trabalho menos qualificado (famílias não ricardianas - menor renda) e reduziu a demanda por trabalho qualificado (famílias ricardianas - maior renda e detentora de capital). Deve-se observar que as trocas entre o Brasil e a China são caracterizadas pelas exportações de *commodities* e pela importação de bens manufaturados (SILVA; GOMES; TEIXEIRA, 2019; MORTATTI; MIRANDA; BACCHI, 2011). Consequentemente, o aumento da produtividade chinesa gerará impactos relevantes na indústria e na composição do trabalho brasileiro, face aos efeitos de propagação de ambos os setores (MATTOS; CARCANHOLO, 2012).

Por fim, embora o choque de produtividade chinês tenha efeito positivo sobre a demanda chinesa por produtos brasileiros, devido ao aumento da renda neste país, ele não foi suficiente para alavancar o crescimento do produto brasileiro nos primeiros períodos. De modo geral, Dias e Dias (2013) salientam que os impactos negativos sobre o consumo doméstico superam os efeitos positivos do aumento das exportações ocasionado pelo choque de produtividade em razão da elevada participação do consumo no produto da economia brasileira.

#### 3.4.4 Impacto do choque de gastos chinês

Na Figura 3.4.7 são apresentados os desvios do estado estacionário das variáveis selecionadas do modelo a partir de um choque de gastos públicos na China. Diferentemente do choque de produtividade chinês, este choque foi majoritariamente positivo do ponto de vista brasileiro.

Figura 3.4.7 – Impacto do choque de gastos públicos chineses em variáveis selecionadas



Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Na Figura 3.4.7,  $yh$  representa o produto brasileiro;  $yf$ , o produto chinês;  $ch$ , o consumo total brasileiro;  $kh$ , o estoque de capitais brasileiro;  $ih$ , o investimento brasileiro;  $lh$ , a mão de obra brasileira empregada;  $gh$ , o nível de gastos brasileiro;  $wh$ , o salário brasileiro; e  $rh$ , a taxa de juros brasileira.

Conforme observado na Figura 3.4.7, o choque de gastos públicos chinês afetou positivamente o produto, o consumo, os gastos públicos, a formação bruta de capital, os investimentos e o nível do salário real brasileiros. Já a taxa de juros real e a demanda por trabalho foram impactadas negativamente. Do conjunto de variáveis apresentadas, o nível de investimento brasileiro foi o único cuja amplitude temporal do choque durou 10 períodos. Ademais, o produto e o estoque de capitais brasileiros apresentaram maior volatilidade face ao choque chinês.

Estes resultados confirmam aqueles encontrados por Kollmann (2017) e Devereux e Wilson (1989). Segundo esses autores, as flutuações no nível de gasto externos têm efeito significativo no emprego, demanda e renda interna.

Notadamente, destaca-se que o choque de gastos públicos na economia chinesa afeta a demanda e a oferta de bens chineses sem que haja mudanças diretas na competitividade relativa. Por conseguinte, ao elevar as importações chinesas, este choque tem efeito *prosper-thy-neighbor* na economia brasileira, na medida em que elava o produto. De modo similar, Çakir e Kabundi (2017) destacaram que as flutuações na demanda e oferta da China têm efeitos significativos sobre o produto do Brasil e dos demais países do BRICS.

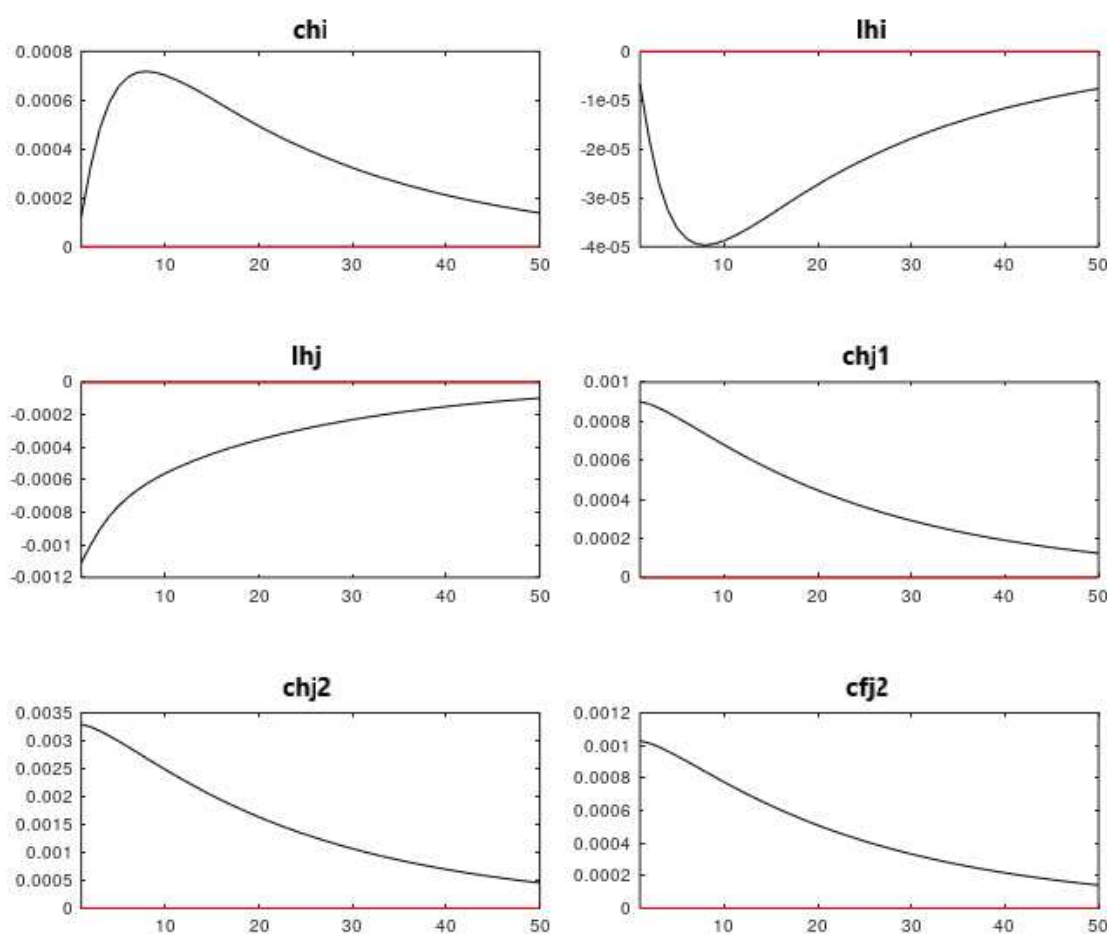
A elevação da demanda por produtos domésticos cria incentivos para a indústria brasileira, elevando, assim, o nível de investimentos (THIRLWALL; HUSSAIN, 1982).

Em contrapartida, a realocação e elevação destes investimentos levam à redução do volume de mão de obra contratada. Não obstante, o maior dinamismo da economia brasileira influencia positivamente o nível dos salários.

Ademais, é importante observar que o aumento dos investimentos, do estoque de capitais e do consumo eleva o nível de gastos do governo, visto serem suas principais fontes de arrecadação, equação 3.28. Assim, dado o aumento da arrecadação e face à égide do orçamento público equilibrado, os gastos públicos aumentam.

Por fim, na Figura 3.4.8, são apresentados os efeitos do choque de gastos chineses no consumo das famílias ricardianas e não ricardianas.

Figura 3.4.8 – Impacto do choque de gastos públicos chineses em variáveis selecionadas



Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Na Figura 3.4.8, *chi* representa consumo das famílias não ricardianas; *chj1*, o consumo de bens domésticos da família ricardiana; *chj2*, o consumo de bens chineses da família ricardiana brasileira; *cfj2*, o consumo chinês de bens brasileiros; *lhi*, a oferta de trabalho das famílias não ricardianas; e *lhj*, a oferta de trabalho das famílias ricardianas.

Conforme observado na Figura 3.4.8, o choque de gastos chinês tem efeito negativo sobre a oferta de trabalho tanto das famílias ricardianas quanto das não ricardianas. Além disso, houve aumento do consumo de ambas as famílias brasileiras, sendo o efeito maior para o caso do consumo de bens chineses das famílias ricardianas. Logo, dado o

choque de gastos públicos chinês, a importação brasileira foi a variável que apresentou maior volatilidade entre aquelas presentes na figura.

Por fim, ressalta-se que, dada a integração das economias, é possível que o efeito negativo do choque de gastos público chinês na oferta de trabalho das famílias possa ser mitigado por um choque posterior de produtividade brasileiro, visto que ele leva à demanda por trabalho na economia doméstica. De modo similar, o efeito negativo do choque de produtividade brasileiro no trabalho da família não ricardina pode ser mitigado pelo choque de gastos públicos chinês.

Ademais, o efeito positivo do choque de gastos públicos brasileiro poderá ser ampliado caso ocorra um choque de produtividade no Brasil. A priori, observou-se que ambos os choques afetam positivamente o produto brasileiro. Além disso, face à complementaridade do bens brasileiros exportados com os bens chineses, o aumento da produtividade brasileira afeta os preços relativos destes bens, elevando a demanda chinesa por produtos brasileiros.

### 3.4.5 Autocorrelação e decomposição da variância dos choques de produtividade e gastos do públicos do Brasil e da China

A Tabela 3.4.1 apresenta a decomposição da variância para algumas variáveis selecionadas do modelo para todos os choques exógenos previamente definidos. Deste modo, pode-se verificar quanto das flutuações das variáveis endógenas selecionadas do modelo foram explicadas pelos respectivos choques, num ambiente em que ambos ocorram simultaneamente.

Tabela 3.4.1 – Decomposição da variância para variáveis selecionadas do modelo

Variáveis	Fontes de Perturbações			
	$\epsilon_g$	$\epsilon_g^*$	$\epsilon_a$	$\epsilon_a^*$
$Y$	0,20	0,96	98,59	0,25
$Y^*$	0,67	3,5	10,71	85,12
$C$	0,7	3,85	95,26	0,19
$C_i$	0,42	2,17	97,19	0,22
$C_{1,j}$	5,67	36,65	57,46	0,21
$C_{2,j}$	5,67	36,65	57,46	0,21
$C_{2,j}^*$	5,67	36,65	57,46	0,21
$I$	2,06	3,59	72,14	22,21
$K$	4,37	22,24	70,36	3,03
$L$	4,61	32,12	62,68	0,60
$L_i$	0,42	2,17	97,19	0,22
$L_j$	2,21	16,16	81,06	0,57
$G$	63,32	1,71	34,92	0,05
$r$	2,21	16,16	81,06	0,57
$w$	0,42	2,17	97,19	0,22

Fonte: Elaboração própria.

Conforme a Tabela 3.4.1, verificou-se que, apesar da grande presença dos gastos públicos na composição do produto de ambas as economias, os choques de produtividade são os mais relevantes para determinar o comportamento das séries apresentadas. Não obstante, observou-se que choque exógenos nos gastos públicos do Brasil explica aproximadamente 63,32% níveis de gasto público, enquanto o choque de produtividade explica 34,92%.

Além disso, para o caso Brasil, o choque de gastos públicos brasileiro foi relativamente importante para explicar o consumo agregado, a oferta de trabalho e a formação bruta de capital. Não obstante, o choque de gastos chinês teve grande importância para explicar os erros de desvio do estoque de capital, da taxa de juros e da oferta brasileira de trabalho. Especificamente, este choque foi importante para explicar o comportamento da oferta de trabalho das famílias ricardianas, sendo responsável por, aproximadamente, 16,16% dos desvios. Além disso, o conjunto de choques chineses apresentou maior influência relativa sobre as flutuações dos investimentos brasileiros (25,8%), da demanda por trabalho (32,72%) e da oferta de trabalho das famílias ricardianas (16,73%).

Por fim, na Tabela 3.4.2, são apresentadas as funções de autocorrelação de variáveis selecionadas do modelo para o período de  $t - 1$  a  $t - 4$ . Nos resultados apresentados, foi observada baixa persistência nas flutuações das variáveis. Em média, o valor da autocorrelação destas variáveis ficou reduzido à metade no quarto período. Entre as variáveis apresentadas na Tabela 3.4.2, o consumo da família ricardiana e o estoque de capital brasileiro foram aquelas que apresentaram maior persistência.

Tabela 3.4.2 – Função de autocorrelação de variáveis selecionadas do modelo

Variáveis	Ordem			
	1	2	3	4
$Y$	0,8427	0.6878	0.5652	0.468
$Y^*$	0.8192	0.6136	0.4626	0.3515
$C$	0.8685	0.7382	0.6335	0.5491
$C_i$	0.8555	0.7128	0.5992	0.5083
$C_{1,j}$	0.9781	0.9527	0.9249	0.8955
$C_{2,j}$	0.9781	0.9527	0.9249	0.8955
$C_{2,j}^*$	0.9781	0.9527	0.9249	0.8955
$K$	0.9585	0.9183	0.8796	0.8426
$I$	-0.0086	-0.0127	-0.0137	-0.0135
$L$	0.86385	0.7296	0.6226	0.5368
$L_i$	0.8555	0.7128	0.5992	0.5083
$L_j$	0.816	0.6359	0.4953	0.3854
$G$	0.5369	0.3416	0.2511	0.2022
$w$	0.8555	0.7128	0.5992	0.5083
$r$	0.7052	0.562	0.4491	0.3602

Fonte: Elaboração própria.

### 3.4.6 Análise de sensibilidade dos parâmetros de comércio

Nesta subseção, buscou-se destacar o efeito da variação de um conjunto de parâmetros importantes para a relação de interdependência entre as economias. Destes, destacam-se os parâmetros de elasticidade de substituição do consumo de bens brasileiros e chineses,  $\eta$ , a participação dos bens externos na cesta de consumo dos bens domésticos,  $\psi$ , e o parâmetro da taxa de câmbio nominal  $\gamma$ . Para este fim, analisou-se o comportamento das variáveis no estado estacionário e dos choques exógenos considerando a variação de 15% do valor calibrado destes parâmetros (Tabela 3.3.1).

Tendo em vista estas variações, foram analisados ao todo seis cenários distintos. Com a variação dos parâmetros  $\eta$  e  $\psi$ , buscou-se analisar a importância da abertura comercial para a relação entre as economias, conforme destacado por Cândido e Lima (2010), Keller (2009) e Alcalá e Ciccone (2004). Já com a variação de  $\gamma$ , buscou-se analisar a importância da taxa de câmbio real para o transbordamento dos choques, tal qual apontado por Forni, Gerali e Pisani (2010) e Gala (2007).

Na Tabela 3.4.3, são apresentados os estados estacionários da economia fictícia, considerando as modificações dos parâmetros selecionados. Conforme observado, das variáveis apresentadas, o consumo das famílias não ricardianas, o salário e a taxa real de juros não sofrem influência direta destes parâmetros, visto seus valores no estado estacionário terem permanecido inalterados.

Tabela 3.4.3 – Sensibilidade do estado estacionário frente as variações em parâmetros selecionados

Variáveis	Original	$\gamma$		$\psi$		$\eta$	
		+15%	-15%	+15%	-15%	+15%	-15%
$Y$	2,3382	2,3802	2,3044	2,3421	2,3332	2,3380	2,3381
$Y^*$	1,0807	1,0862	1,0747	1,0765	1,0886	1,0747	1,0951
$C$	0,9951	0,9920	0,9937	0,9779	1,0150	0,9646	1,0291
$C_i$	1,1944	1,1944	1,1944	1,1944	1,1944	1,1944	1,1944
$C_{1,j}$	0,5046	0,4939	0,4999	0,4452	0,5736	0,3989	0,6223
$C_{2,j}$	1,8462	1,4039	2,4547	1,9804	1,6917	2,0648	1,6093
$C_{2,j}^*$	0,5762	0,5155	0,6662	0,6181	0,5280	0,6445	0,5023
$K$	13,147	13,383	12,957	13,169	13,119	13,146	13,147
$I$	0,3023	0,3078	0,2980	0,3028	0,3017	0,3023	0,3023
$L$	0,9954	1,0133	0,9810	0,9970	0,9932	0,9953	0,9953
$L_i$	0,9882	0,9882	0,9882	0,9882	0,9882	0,9882	0,9882
$L_j$	1,0130	1,0750	0,9633	1,0188	1,0057	1,0128	1,0130
$G$	0,6338	0,6272	0,6372	0,6226	0,6467	0,6127	0,6574
$w$	1,5717	1,5717	1,5717	1,5717	1,5717	1,5717	1,5717
$r$	0,0588	0,0588	0,0588	0,0588	0,0588	0,0588	0,0588

Fonte: Elaborado Pelo autor.

De acordo com a Tabela 3.4.3, verificou-se que as variações na taxa de câmbio no-

minal,  $\gamma$ , exerceram maior influência no nível de consumo de bens domésticos da família ricardiana. Uma valorização de 15% na taxa de câmbio nominal (yuan/real) levou à redução do consumo de bens chineses da família ricardiana brasileira,  $C_{2,j}$ , em, aproximadamente, 0,4423 pontos, o que corresponde a uma variação de 23,95%. Já a desvalorização aumentou em 32,95% (0,6085 pontos) o nível das importações brasileiras.

Além disso, a valorização da taxa de câmbio nominal  $\gamma$  elevou o nível de trabalho contratado no estado estacionário, sendo a variação da mão de obra das famílias ricardianas sua fonte. Ademais, em termos do produto brasileiro, a desvalorização de 15% da moeda nacional em relação à chinesa elevou o nível do produto brasileiro no estado estacionário em 1,79% aproximadamente. Gala (2007) também observou efeito *prosperty-neighbor* na desvalorização da taxa de câmbio doméstica. Ademais, tais resultados são consonantes com aqueles encontrados no estudo de Forni, Gerali e Pisani (2010).

Não obstante, alterações no valores dos parâmetros de elasticidade de substituição do consumo entre bens brasileiros e chineses,  $\eta$ , e na parcela dos bens importados na cesta de consumo doméstica não apresentaram significativo impacto no nível do produto brasileiro no estado estacionário. Ambas as variações levaram a uma variação do produto menor que 1%. O aumento (redução) de 15% na parcela de bens importados na cesta de consumo brasileira elevou (reduziu) o nível do produto brasileiro no estado estacionário em 0,16% (0,21%). Por outro lado, as variações na elasticidade de substituição apresentaram efeito menor que 0,01%.

Apesar do efeito diminuto destas variações sobre o produto, a relação do consumo de bens, domésticos e estrangeiros, das famílias ricardianas sofreu significativas alterações no seu nível de estado estacionário. O aumento de 15% no valor da participação dos bens chineses na cesta de consumo brasileira reduziu o consumo de bens domésticos da família ricardiana em 2,12% e elevou seu consumo de bens chineses em, aproximadamente, 7,26%. Já uma redução de mesmo valor neste parâmetro levou a um aumento de 13,67% no consumo de bens domésticos desta família e a uma redução de 8,36% no consumo de bens chineses (importações).

Os efeitos das variações na participação dos produtos chineses na cesta de consumo doméstica apresentaram efeitos condizentes sobre o consumo agregado brasileiro, visto terem apresentado um grau de substitutibilidade. Notadamente, observou-se que uma alteração positiva (negativa) no parâmetro  $\psi$  reduziu (aumentou) o consumo de bens domésticos em, aproximadamente, 1,72% (2%).

Por fim, a variação na elasticidade de substituição entre o consumo de bens brasileiros e chineses,  $\eta$ , impactou mais expressivamente os níveis de consumo da família ricardiana no estado estacionário. A redução desta elasticidade<sup>19</sup> em 15% levou a um

<sup>19</sup> Deve-se salientar que a redução da elasticidade de substituição entre o consumo de bens domésticos e estrangeiros de Armington (1969) implica que os bens comercializados tornaram-se relativamente mais complementares e o aumento que estes passaram a ser mais substitutos

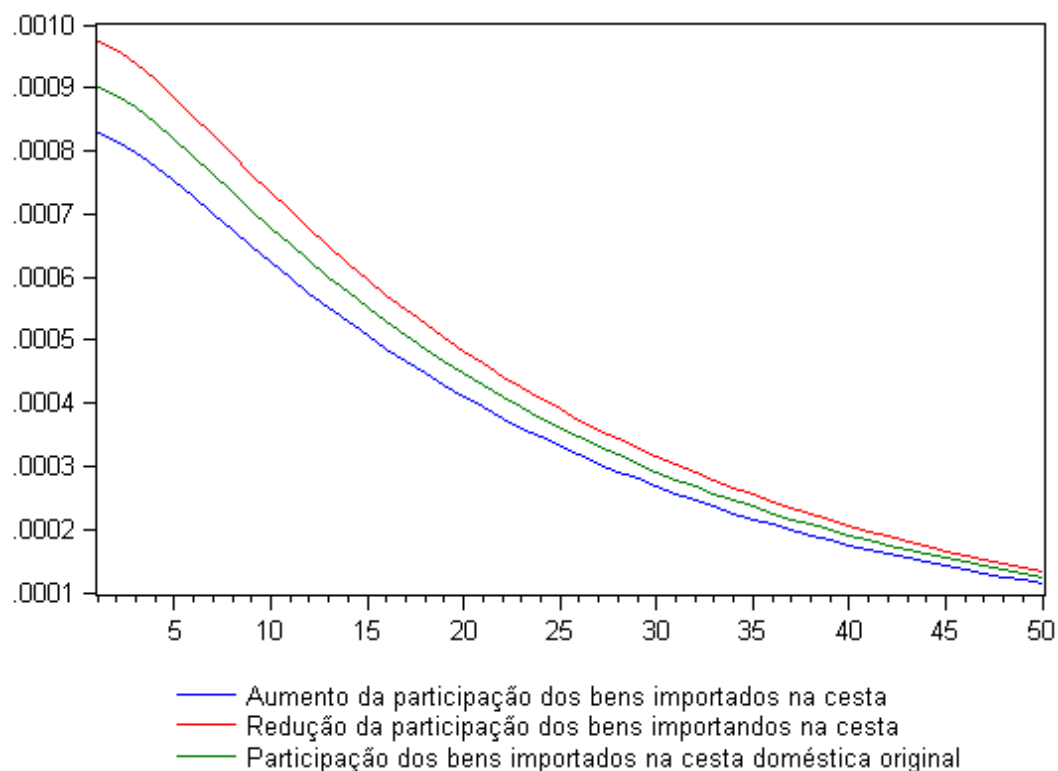
aumento de 23,32% do consumo de bens domésticos desta família e a uma redução de 12,83% do consumo de bens chineses no estado estacionário. Por sua vez, o aumento de 15% desta elasticidade reduziu aproximadamente o consumo de bens domésticos em 20,95% e elevou o consumo de bens chineses em 11,84%.

Em síntese, observou-se que as variações nos parâmetros do modelo, que regem a relação de interdependência macroeconômica entre as economias brasileira e chinesa, afetam principalmente a composição do consumo das famílias ricardianas no seu estado estacionário. Embora tais variações impactem os níveis de outras variáveis, seu efeito é menos expressivo.

Ademais, verificou-se alteração da dinâmica dos choques de produtividade e gastos públicos, brasileiros e chineses, nos diferentes cenários abordados. Esta dinâmica foi observada tendo como base as variáveis macroeconômicas brasileiras. Em síntese, as variações dos parâmetros afetaram os choques de duas formas. Por um lado, o efeito da mudança nos parâmetros foi estável, provocando apenas o deslocamento da curva de desvios, ou seja, ampliando (reduzindo) o impacto geral do choque. Por outro lado, esta mudança alterou a magnitude do choque. Já em outros casos, este efeito foi volátil ao longo da duração do choque, alterando a taxa de crescimento e decrescimento do desvio e, conseqüentemente, a velocidade. Especificamente, esta mudança alterou a amplitude e o tempo de desvio do estado estacionário do choque sobre as variáveis. Em ambos os casos, não houve mudanças explosivas na magnitude do choque.

Na Figura 3.4.9, é apresentado um exemplo em que a alteração do parâmetro ampliou (reduziu) de forma estável a dinâmica dos choques, tendo em vista dois cenários distintos.

Figura 3.4.9 – Sensibilidade do choque de gastos públicos chinês no consumo de bens domésticos da família ricardiana brasileira, dada a variação na participação dos bens chineses na cesta brasileira

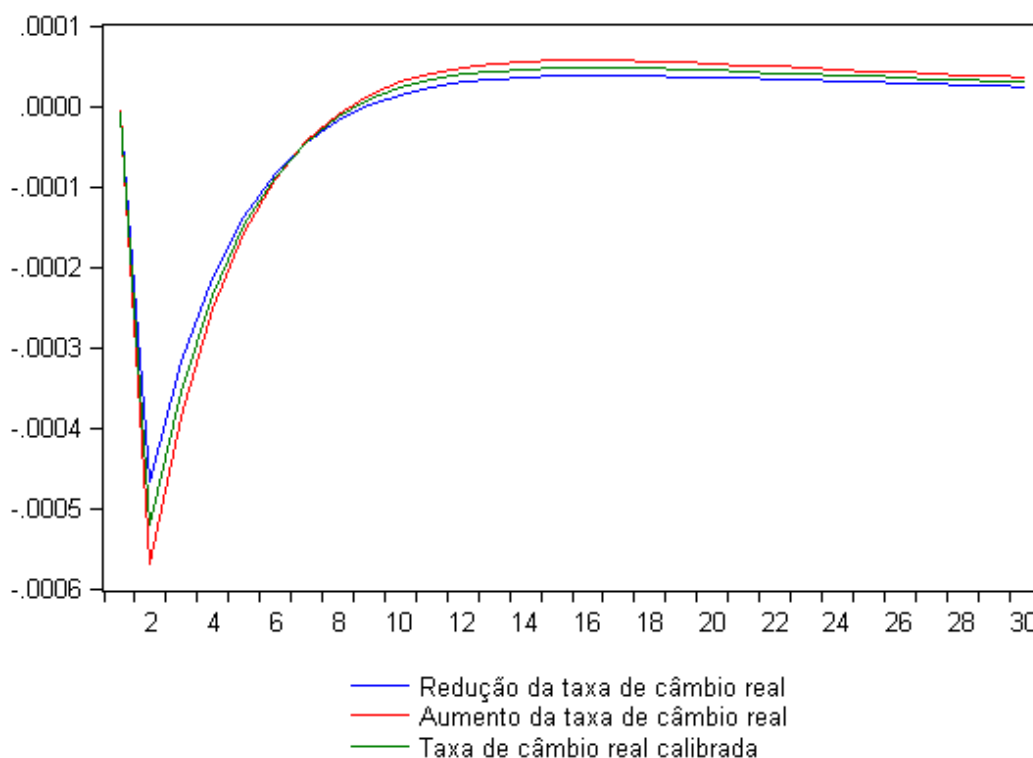


Fonte: Elaborado pelo autor.

A Figura 3.4.9 mostra o efeito que a variação do parâmetro  $\psi$  exerceu na dinâmica do desvio do estado estacionário do consumo de bens domésticos da família ricardiana brasileira perante o choque de gastos públicos chineses. Assim, o aumento (redução) de 15% no parâmetro  $\psi$ , reduziu (elevou) o impacto do choque chinês no consumo da família ricardiana brasileira. Posto de outra forma, a variação deste parâmetro deslocou para cima(baixo) a curva que representa a dinâmica do choque. Notadamente, este efeito se manteve constante durante todo o período.

Já a Figura 3.4.10 apresenta um exemplo em que a alteração gera uma distorção volátil na dinâmica dos choques.

Figura 3.4.10 – Sensibilidade do choque de produtividade chinês no consumo agregado brasileiro, dada a variação na taxa do câmbio nominal



Fonte: Elaborado pelo autor.

Conforme observado na Figura 3.4.10, as alterações no valor da taxa de câmbio anteriormente calibrada,  $\gamma$ , apresentaram dois efeitos distintos na dinâmica do choque de produtividade chinês no consumo agregado brasileiro ao longo dos períodos analisados. Por exemplo, entre o 1º e 7º trimestre uma redução em  $\gamma$  reduziu o impacto negativo do choque de produtividade chinês, porém esta variação do parâmetro também limitou o efeito positivo deste choque nos períodos posteriores.

Ademais, inferiu-se que esta alteração na dinâmica dos choques não afeta somente sua magnitude, mas também a taxa de crescimento até o ponto de máximo desvio e, conseqüentemente, sua taxa de decréscimo até o estado estacionário.

Isto posto, nas Tabelas 3.4.4 e 3.4.5 foram apresentados os efeitos que as variações nos parâmetros destacados exerceram sobre a dinâmica dos choques de produtividade e de gastos públicos, brasileiros e chineses. Com base na metodologia utilizada, ao todo foram analisados seis possíveis cenários para cada choque presente no modelo.

A Tabela 3.4.4 apresenta uma síntese das análises de sensibilidade dos choques brasileiros em todos os possíveis cenários. Os símbolos apresentados nesta tabela indicam o efeito da variação do parâmetro sobre o choque, de modo que: ●, indica um deslocamento (para cima ou para baixo) da curva de desvios percentuais; e ▽, uma alteração na taxa de crescimento (ou decréscimo) do desvio do estado estacionário.

Conforme a Tabela 3.4.4, observou-se que as variações na taxa de câmbio nominal e na participação dos bens chineses na cesta de consumo brasileira apresentam, em média, amplia os desvios do estado estacionário das variáveis selecionados frente ao choque de gastos públicos brasileiros. Portanto, embora as curvas de desvios se desloquem para cima ou para baixo, a dinâmica do choque tende a permanecer inalterada nesses cenários. Todavia, a variação deste parâmetro alterou a velocidade de crescimento e decrescimento do desvio do estado estacionário das variáveis de trabalho agregado,  $L$ , investimento,  $I$ , e gastos,  $G$ , dado o choque.

Não obstante, as alterações nos parâmetros da participação dos bens chineses na cesta de consumo brasileira,  $\psi$ , e na elasticidade de substituição do consumo de bens brasileiros e chineses,  $\eta$ , também produziram, na média, um deslocamento dos choques sobre a demanda agregada por trabalho.

Tabela 3.4.4 – Sensibilidade dos choques de produtividade e gastos públicos do Brasil às variações dos parâmetros selecionados

Variáveis	Choque de produtividade						Choque de gastos públicos					
	$\gamma$		$\psi$		$\eta$		$\gamma$		$\psi$		$\eta$	
	+15%	-15%	+15%	-15%	+15%	-15%	+15%	-15%	+15%	-15%	+15%	-15%
$Y$	∇	●	●	●	∇	∇	●	●	●	●	∇	●
$Y^*$	∇	●	●	●	∇	∇	●	●	●	●	●	●
$C$	∇	∇	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●
$C_i$	∇	∇	∇	∇	∇	∇	●	●	●	●	∇	∇
$C_{1,j}$	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●
$C_{2,j}$	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●
$C_{2,j}^*$	●	●	●	●	●	●	●	∇	●	●	●	●
$K$	∇	●	∇	∇	∇	∇	●	●	●	●	∇	∇
$I$	∇	∇	∇	∇	∇	∇	∇	∇	∇	∇	∇	∇
$L$	∇	∇	∇	∇	●	●	∇	∇	●	●	●	●
$L_i$	∇	∇	∇	∇	∇	∇	●	●	●	●	∇	∇
$L_j$	∇	∇	∇	∇	●	●	●	●	●	●	●	●
$G$	∇	∇	●	●	●	●	∇	∇	∇	∇	∇	∇
$w$	∇	∇	∇	∇	∇	∇	●	●	●	●	∇	∇
$r$	∇	∇	∇	∇	∇	∇	●	●	●	●	∇	∇

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Os símbolos representam o comportamento do choque dada a variação do parâmetro de modo que: ●, implica o deslocamento da curva; e ∇, uma mudança na taxa de crescimento e decrescimento dos desvios.

No que tange ao efeito da variação da taxa de câmbio nominal, verifica-se que ela tende a gerar um deslocamento da curva de desvios percentuais do estado estacionário, dado o choque de gastos públicos e a modificar a taxa de crescimento/decrescimento destes desvios, dado o choque brasileiro de produtividade. Por exemplo, o aumento da taxa de câmbio nominal,  $\gamma$ , alterou a magnitude do choque de produtividade na demanda por trabalho brasileiro.

Notadamente, é importante observar que a variação da taxa de câmbio nominal,  $\gamma$  apresentou efeitos ambíguos sobre o efeito dos choques de produtividade sobre o produto brasileiro e chinês,  $Y$  e  $Y^*$ , e no estoque de capital. Especificamente, dadas as relações desenvolvidos no modelo, observou-se que uma depreciação da moeda em 15% tende a alterar a taxa de crescimento e decrescimento dos desvios. Por outro lado, a valorização desta taxa gerou um deslocamento da curva de desvio, ou seja, ampliou o efeito do choque de produtividade. De modo similar, a variação deste parâmetro também exerceu efeito ambíguo sobre o comportamento do choque de gastos públicos no consumo de bens domésticos feitos pelas famílias estrangeiras.

Além disso, observa-se que o efeito da variação da elasticidade de substituição do consumo de bens domésticos e estrangeiros,  $\eta$ , e da participação de bens importados na cesta de consumo doméstica,  $\psi$ , em média, provocou alteração na taxa de crescimento e decrescimento dos desvios percentuais. Isto é, alterou a velocidade na qual o efeito do choque de produtividade alcança o valor máximo e, posteriormente, se dissipa. Destaca-se que alterações na elasticidade de substituição tendem a alterar a taxa de crescimento e decrescimento dos desvios do estado estacionário do produto de ambas as economias, em razão do choque de produtividade brasileiro.

Ademais, observa-se que no que tange aos efeitos do choque de gastos públicos brasileiros, observou-se efeito ambíguo da variação dos parâmetros apenas em dois momentos. Em síntese, esta ambiguidade foi observada no efeito do choque sobre o consumo de bens domésticos feitos pelas famílias estrangeiras, dada a variação da taxa de câmbio nominal. Esta ambiguidade também foi observada no efeito deste choque sobre o produto doméstico, dada a variação da elasticidade de substituição do consumo de bens domésticos e estrangeiros.

Por fim, na Tabela 3.4.5, são apresentados as modificações causadas em cada cenário avaliado para os choques de produtividade e de gastos públicos chineses.

Tabela 3.4.5 – Sensibilidade dos choques de produtividade e gastos públicos da China, dadas as variações dos parâmetros selecionados

Variáveis	Choque de produtividade						Choque de gastos públicos					
	$\gamma$		$\psi$		$\eta$		$\gamma$		$\psi$		$\eta$	
	+15%	-15%	+15%	-15%	+15%	-15%	+15%	-15%	+15%	-15%	+15%	-15%
$Y$	∇	∇	∇	∇	●	●	∇	∇	∇	∇	∇	∇
$Y^*$	●	●	●	●	●	●	∇	∇	●	●	●	●
$C$	∇	∇	∇	∇	●	●	●	●	∇	∇	∇	∇
$C_i$	∇	∇	∇	∇	●	●	●	●	●	●	●	●
$C_{1,j}$	●	●	●	●	●	●	●	●	●	∇	●	∇
$C_{2,j}$	∇	∇	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●
$C_{2,j}^*$	●	●	●	●	∇	●	●	●	●	●	●	●
$K$	∇	∇	∇	∇	●	●	●	●	●	●	●	●
$I$	∇	∇	∇	∇	∇	∇	∇	∇	∇	∇	∇	∇
$L$	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●
$L_i$	∇	∇	∇	∇	●	●	●	●	●	●	●	●
$L_j$	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●
$G$	∇	∇	●	●	●	●	●	●	∇	∇	∇	∇
$w$	∇	∇	∇	∇	●	●	●	●	●	●	●	●
$r$	∇	∇	∇	∇	●	●	●	●	●	●	●	●

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Os símbolos representam o comportamento do choque dada, a variação do parâmetro, de modo que: ●, implica o deslocamento da curva; e ∇, uma mudança na taxa de crescimento e decrescimento dos desvios.

Com base nos resultados apresentados na Tabela 3.4.5, constatou-se que as variações nos parâmetros da taxa de câmbio nominal,  $\gamma$ , e da composição da cesta de consumo das famílias ricardianas brasileiras,  $\psi$ , geram, em média, apenas o deslocamento da curva de desvios percentuais, dado o choque de produtividade chinês. Por outro lado, alterações na elasticidade de substituição,  $\eta$ , tendem a modificar a taxa de crescimento e decréscimo do choque de produtividade.

Ademais, no que tange ao choque de gastos públicos da China, observou-se que as variações nos parâmetros analisados tendem a modificar a taxa de crescimento e decréscimo dos desvios gerados na maior das variáveis brasileiras destacadas.

Por fim, como no caso dos choques brasileiros, foram observados também efeitos ambíguos das variações dos parâmetros. Especificamente, a alteração da elasticidade de substituição gera efeito ambíguo no impacto do choque de produtividade chinês sobre o consumo de bens brasileiros (exportações) feito pelas famílias ricardianas chinesas. De modo similar, observou-se que as alterações dos parâmetros de elasticidade de substituição do consumo de bens domésticos e estrangeiros das famílias ricardianas brasileiras e do percentual de produtos chineses na cesta de consumo destas famílias geram impacto ambíguo no consumo de bens chineses feito pelas famílias ricardianas brasileiras.

Em síntese, a compreensão da volatilidade da dinâmica do choque mediante alterações em parâmetros-chave permite que sejam observados diferentes situações e comportamentos das variáveis macroeconômicas brasileiras. Notadamente, a compreensão do comportamento das variáveis mediante diferentes cenários permite criar *insights* sobre políticas públicas capazes de mitigar ou ampliar o efeito dos choques. Por exemplo, o impacto positivo da expansão fiscal chinesa sobre a economia brasileira pode ser aumentado com a redução do parâmetro  $\gamma$ , ou seja, com uma desvalorização da taxa de câmbio nominal apresentada, visto que esta taxa elevará os ganhos obtidos com as exportações. Além disso, um choque na produtividade brasileira posterior ao chinês poderá ampliar ainda mais este efeito. Consequentemente, observa-se a possibilidade de criar uma semicoodenação de políticas em prol do crescimento e desenvolvimento da economia doméstica.

### 3.5 Conclusões

No presente trabalho, buscou-se destacar a importância da análise de interdependência macroeconômica entre duas economias em desenvolvimento (Brasil e China) pela construção de um modelo DSGE-NOEM com dois países e famílias heterogêneas.

Com base no modelo desenvolvido, observou-se que as escolhas de parte das famílias domésticas foram diretamente afetadas pela conjuntura econômica externa. Especificamente, para compreensão do processo de otimização deste agente torna-se importante considerar tanto as características internas (parâmetros) quanto as características da eco-

nomia externa. Notadamente, as escolhas destes agentes, foram influenciadas pelos parâmetros que caracterizam a relação de interdependência macroeconômica analisada: taxa de câmbio nominal, participação dos produtos chineses na cesta de consumo das famílias brasileiras (abertura comercial) e a elasticidade de substituição entre os bens brasileiros e chineses.

No contexto da interdependência macroeconômica analisada, verificou-se que o choque de produtividade brasileiro afetou de forma distinta as famílias ricardinas e não ricardianas. Conforme observado, o aumento da competitividade brasileira alterou a composição da mão de obra contratada. Especificamente, foi reduzida a demanda pela mão de obra ofertada pela família não ricardiana.

Ademais, inferiu-se que mudanças nos parâmetros que caracterizam a relação entre o Brasil e a China podem afetar a dinâmica dos choques. Especificamente, verificou-se que mudanças na taxa de câmbio nominal tendem a afetar a taxa de crescimento e decrescimento dos desvios do estado estacionário gerados pelos choques de ambas as economias.

Do conjunto de choques exógenos chineses observados, verificou-se que a expansão fiscal chinesa teve efeito positivo relativamente maior que o choque de produtividade. Por sua vez, dada a multiplicidade dos impactos gerados pelos choques exógenos brasileiros e chineses, infere-se que a semicoordenação das políticas que criam tais choques pode ser benéfica para a economia brasileira.

Por fim, apesar dos importantes resultados alcançados, dada a abrangência dos parâmetros que definem as escolhas dos agentes e das condições que podem influenciar a dinâmica da relação de interdependência macroeconômica entre o Brasil e a China, fazem-se necessárias novas análises. Em especial, devem ser incluídos, em estudos futuros, o mercado financeiro e, conseqüentemente, uma Autoridade Monetária. Além disso, dada a limitação do modelo em tratar a existência de desequilíbrio nas contas públicas, bem como da existência de firmas distintas, fazem-se necessários trabalhos que buscam abordar tais características dentro do contexto dos modelos DSGE-NOEM.

## APÊNDICE

### 3.A Derivações do Modelo de Famílias Heterogêneas

Neste apêndice, é apresentado o desenvolvimento do modelo estrutural da economia brasileira no contexto das suas relações comerciais com a China. O modelo proposto consiste em um Modelo de Equilíbrio Geral Dinâmico e Estocástico com base na Nova Macroeconomia de Economia Aberta (DSGE-NOEM), o qual trabalha com o conceito de famílias ricardianas e não ricardianas dentro da perspectiva de economias abertas.

O modelo é desenvolvido com base na relação entre o Brasil (doméstica) e a China (estrangeira). Por sua vez, estas economias se relacionam apenas por meio das trocas de bens de consumo feitas pelas famílias ricardianas (comércio exterior). Consequentemente, são estendidas as restrições impostas às famílias não ricardianas de modo que elas não tenham acesso aos mercados de crédito (doméstico) e de bens estrangeiros. Ademais, a estrutura matemática do modelo é simétrica entre as economias.

O objetivo central do modelo é analisar os efeitos das políticas macroeconômicas chinesas e brasileiras nas escolhas dos agentes domésticos, face à interdependência macroeconômica existente entre estas economias.

Posto isto, o problema de otimização de cada agente na economia foi apresentado em seções distintas. Na primeira seção, foi apresentada a solução do problema de otimização da família não ricardiana, já na segunda seção, o problema da família ricardiana. Por fim, foi apresentado o problema de otimização das firmas. Cabe ressaltar que, dada a simetria entre as economias, os problemas foram resolvidos de forma similar.

#### 3.A.1 Otimização da família não ricardiana (i)

O problema da família (i) consiste em maximizar sua utilidade com base no consumo e trabalho, sujeito à sua restrição orçamentária.

$$\max_{\{C_{i,t}, L_{i,t}\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \frac{C_{i,t}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_{i,t}^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (3.38)$$

sujeito a:

$$(1 + \tau^c)C_{i,t} \leq (1 - \tau^w)w_t L_{i,t} \quad (3.39)$$

em que  $\beta$  representa o fator de desconto intertemporal;  $\sigma$ , o coeficiente de aversão ao risco doméstico ou o inverso da elasticidade de substituição intertemporal do consumo;  $C_{i,t}$ , o consumo de bens domésticos da família  $i$ ;  $L_{i,t}$ , a oferta de trabalho;  $\varphi$  a desutilidade

marginal da oferta de trabalho;  $\tau_c$  e  $\tau_w$  representam, respectivamente, os impostos sobre o consumo e salário; e  $w_t$ , o salário real. Os subscritos  $i$  e  $t$  representam, respectivamente, a família.

O problema de otimização desta família foi resolvido pelo seguinte lagrangiano:

$$\mathcal{L} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \frac{C_{i,t}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_{i,t}^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] + \sum_{t=0}^{\infty} \lambda_t \left[ (1 + \tau^c)C_{i,t} - (1 - \tau^w)w_t L_{i,t} \right]$$

As condições de primeira ordem do problema são:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C_{i,t}} = \beta^t C_{i,t}^{-\sigma} + \lambda_t (1 + \tau^c) = 0$$

$$\lambda_t = -\frac{\beta^t C_{i,t}^{-\sigma}}{(1 + \tau^c)} \quad (3.40)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial L_{i,t}} = -\beta^t L_{i,t}^{\varphi} - \lambda_t (1 - \tau^w)w_t = 0$$

$$\lambda_t = -\frac{\beta^t L_{i,t}^{\varphi}}{(1 - \tau^w)w_t} \quad (3.41)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \lambda_t} = (1 + \tau^c)C_{i,t} - (1 - \tau^w)w_t L_{i,t} = 0$$

$$(1 + \tau^c)C_{i,t} = (1 - \tau^w)w_t L_{i,t} \quad (3.42)$$

Com base nas equações 3.40 e 3.41, é definida a relação entre a utilidade marginal do consumo e a desutilidade marginal do trabalho:

$$\frac{\beta^t C_{i,t}^{-\sigma}}{(1 + \tau^c)} = \frac{\beta^t L_{i,t}^{\varphi}}{(1 - \tau^w)w_t}$$

$$\frac{(1 - \tau^w)w_t}{L_{i,t}^{\varphi}} = (1 + \tau^c)C_{i,t}^{\sigma} \quad (3.43)$$

Resolvendo a equação 3.43 para o consumo, tem-se:

$$C_{i,t} = \left[ \left[ \frac{1 - \tau^w}{1 + \tau^c} \right] \frac{w_t}{L_{i,t}^{\varphi}} \right]^{\frac{1}{\sigma}} \quad (3.44)$$

Substituindo a equação 3.44 na restrição orçamentária, é possível determinar a oferta de trabalho da família (i):

$$(1 + \tau^c) \left[ \left[ \frac{1 - \tau^w}{1 + \tau^c} \right] \frac{w_t}{L_{i,t}^\varphi} \right]^{\frac{1}{\sigma}} = (1 - \tau^w) w_t L_{i,t}$$

Resolvendo para  $L_{i,t}$ :

$$L_{i,t} L_{i,t}^\varphi = \left[ \frac{1 + \tau^c}{1 - \tau^w} \right] \left[ \frac{w_t^{\frac{1}{\sigma}}}{w_t} \right] \left[ \frac{1 - \tau^w}{1 + \tau^c} \right]^{\frac{1}{\sigma}}$$

$$L_{i,t}^{\frac{\sigma+\varphi}{\sigma}} = \left[ \left[ \frac{1 - \tau^w}{1 + \tau^c} \right] w_t \right]^{\frac{1-\sigma}{\sigma}}$$

ou ainda,

$$L_{i,t} = \left[ \left[ \frac{1 - \tau_t^w}{1 + \tau_t^c} \right] w_t \right]^{\frac{1-\sigma}{\sigma+\varphi}} \quad (3.45)$$

Substituindo a equação 3.45 em 3.44, tem-se:

$$C_{i,t} = \left[ \left[ \frac{1 - \tau^w}{1 + \tau^c} \right] w_t \right]^{\frac{\sigma - \varphi + \varphi \sigma^2 - \varphi \sigma}{\sigma(\sigma + \varphi)}} \quad (3.46)$$

### 3.A.2 Otimização da famílias ricardiana (j)

Além das variáveis consumo e trabalho consideradas pela família (i) ao maximizar sua utilidade intertemporal, as famílias escolhem também o nível de investimento (capital) feito no período. Deve-se salientar também que a utilidade intertemporal da família representativa (j) é determinada por um índice composto pelo consumo, que define a relação entre o nível de consumo de bens domésticos e de bens estrangeiros. Posto isto, o problema desta família consiste em:

$$\max_{\{C_{i,t}, L_{i,t}, K_{j,t+1}\}_{t=0}^{\infty}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \frac{C_{j,t}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_{j,t}^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (3.47)$$

em que

$$C_{j,t} = \left[ (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \psi^{\frac{1}{\eta}} C_{2,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (3.48)$$

sujeito a:

$$(1 + \tau^c) C_{1,t} + I_{j,t} + (1 + \tau^I) \gamma C_{2,t} \leq (1 - \tau^w) w_t L_{j,t} + (1 - \tau^k) r_t K_{j,t} \quad (3.49)$$

$$K_{j,t+1} = (1 - \delta) K_{j,t} + I_{j,t} \quad (3.50)$$

$$K_{j,t} \geq 0 \quad (3.51)$$

Substituindo a equação 3.50 em 3.49 podem ser simplificadas as condições do problema de otimização. Deste modo, tem-se que:

$$K_{j,t+1} \leq -C_{1,t} - (1 + \tau^I)\gamma C_{2,t} + (1 - \tau^w)w_t L_{j,t} + (1 - \tau^k)r_t K_{j,t} + (1 - \delta)K_{j,t} \quad (3.52)$$

em que  $\tau^c$ ,  $\tau^w$  e  $\tau^k$  representam, respectivamente, os impostos sobre consumo de bens internos, salário e capital;  $\tau^I$ , o imposto sobre o consumo de bens externos (importados);  $\gamma$ , a taxa de câmbio nominal direta (preço da moeda estrangeira e termos da nacional)<sup>20</sup>;  $w_t$ , o salário real;  $r_t$ , a taxa real de juros interna;  $K_{i,t}$ , o estoque de capital em  $t$  da família  $j$ ;  $I_{j,t}$ , os investimentos feitos pela família  $j$  no período  $t$ ; e  $\delta$ , a taxa de depreciação do capital.

Considerando que tanto a taxa de depreciação do capital,  $\delta$ , quanto o imposto sobre o capital são suficientemente pequenos, a equação 3.52 pode ser reescrita da seguinte forma:

$$K_{j,t+1} \leq -C_{1,t} - (1 + \tau^I)\gamma C_{2,t} + (1 - \tau^w)w_t L_{j,t} + (1 - \tau^k)(r_t - \delta)K_{j,t} + K_{j,t} \quad (3.53)$$

Posto isto, o problema de otimização da família ricardiana pode ser resolvido pelo seguinte lagrangiano:

$$\mathcal{L} = \sum_{t=0}^{\infty} \left[ \beta^t \left[ \frac{C_{j,t}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_{j,t}^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] - \lambda_t \left[ (1 + \tau^c)C_{1,t} + (1 + \tau^I)E_t C_{2,t} + K_{j,t+1} - K_{j,t} - (1 - \tau^w)w_t L_{j,t} - (1 - \tau^k)(r_t - \delta)K_{j,t} \right] \right] \quad (3.54)$$

Resolvendo esse problema, podem ser derivadas as seguintes condições de primeira ordem (CPO):

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C_{1,t}} = \beta^t u_{c_1}(C_{j,t}, L_{j,t}) + (1 + \tau^c)\lambda_t = 0$$

$$\lambda_t = -\frac{\beta^t u_{c_1}(C_{j,t}, L_{j,t})}{(1 + \tau^c)} \quad (3.55)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C_{2,t}} = \beta^t u_{c_2}(C_{j,t}, L_{j,t}) + \lambda_t(1 + \tau^I)\gamma = 0$$

$$\lambda_t = -\frac{\beta^t u_{c_2}(C_{j,t}, L_{j,t})}{(1 + \tau^I)\gamma} \quad (3.56)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial L_{j,t}} = -\beta^t L_{j,t}^\varphi - \lambda_t(1 - \tau^w)w_t = 0$$

<sup>20</sup> O termo  $\gamma C_{2,t}$  representa o valor gasto pela família ricardiana com o consumo de bens estrangeiros em moeda nacional.

$$\lambda_t = -\frac{\beta^t L_{j,t}^\varphi}{(1 - \tau^w)w_t} \quad (3.57)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial K_{j,t+1}} = \lambda_t - E_t \left[ \lambda_{t+1} \left[ 1 + (1 - \tau^k)(r_{t+1} - \delta) \right] \right] = 0$$

$$\frac{\lambda_t}{E_t \lambda_{t+1}} = E_t \left[ 1 + (1 - \tau^k)(r_{t+1} - \delta) \right] \quad (3.58)$$

A partir das CPOs 3.55 e 3.56, obtém-se a seguinte relação:

$$\frac{\beta^t u_{c_1}(C_{j,t}, L_{j,t})}{(1 + \tau^c)} = \frac{\beta^t u_{c_2}(C_{j,t}, L_{j,t})}{(1 + \tau^I)\gamma}$$

Resolvendo para  $u_{c_1}(C_{j,t}, L_{j,t})$ :

$$u_{c_1}(C_{j,t}, L_{j,t}) = \left[ \frac{(1 + \tau^c)}{(1 + \tau^I)\gamma} \right] u_{c_2}(C_{j,t}, L_{j,t}) \quad (3.59)$$

Por sua vez, a partir das CPOs 3.55 e 3.57, obtém-se:

$$\frac{\beta^t u_{c_1}(C_{j,t}, L_{j,t})}{(1 + \tau^c)} = \frac{\beta^t L_{j,t}^\varphi}{(1 - \tau^w)w_t}$$

Resolvendo para  $u_{c_1}(C_{j,t}, L_{j,t})$ :

$$u_{c_1}(C_{j,t}, L_{j,t}) = \left[ \frac{1 + \tau^c}{1 - \tau^w} \right] \left[ \frac{L_{j,t}^\varphi}{w_t} \right] \quad (3.60)$$

Ademais, considerando que  $\lambda$  vale para todo e qualquer  $t$ , a partir da equação 3.55 tem-se:

$$\lambda_{t+1} = -\frac{\beta^{t+1} u_{c_1}(C_{j,t+1}, L_{j,t+1})}{(1 + \tau^c)}$$

Substituindo esta relação e a equação 3.55 na equação 3.58, pode-se derivar a equação de Euler do problema de otimização da família ricardiana:

$$\frac{u_{c_1}(C_{j,t}, L_{j,t})}{E_t \left[ u_{c_1}(C_{j,t+1}, L_{j,t+1}) \right]} = \beta E_t \left[ 1 + (1 - \tau^k)(r_{t+1} - \delta) \right] \quad (3.61)$$

Os valores de  $u_{c_1}(C_{j,t}, L_{j,t})$  e de  $u_{c_2}(C_{j,t}, L_{j,t})$  podem ser definidos pela função de utilidade e do índice composto de consumo:

$$u_{c_1}(C_{j,t}, L_{j,t}) = \frac{\partial U_{j,t}}{\partial C_{j,t}} \frac{\partial C_{j,t}}{\partial C_{1,t}} \quad (3.62)$$

A primeira derivada do lado direito desta relação é dada por:

$$\frac{\partial U_{j,t}}{\partial C_{j,t}} = (1 - \sigma) \frac{C_{j,t}^{1-\sigma-1}}{(1 - \sigma)} = C_{j,t}^{-\sigma} \quad (3.63)$$

Já a segunda derivado é dada por:

$$\begin{aligned} \frac{\partial C_{j,t}}{\partial C_{1,t}} &= \frac{\eta}{1 - \eta} \left[ (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \psi^{\frac{1}{\eta}} C_{2,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}-1} \frac{\eta - 1}{\eta} (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}-1} \\ \frac{\partial C_{j,t}}{\partial C_{1,t}} &= \left[ (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \psi^{\frac{1}{\eta}} C_{2,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{1}{\eta-1}} (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{-\frac{1}{\eta}} \end{aligned} \quad (3.64)$$

Por sua vez, substituindo as relações 3.63, 3.64 e 3.48 na relação 3.60 obtém-se a utilidade instantânea da família ricardiana em termos do consumo de bens domésticos,  $C_{1,t}$ , de modo que:

$$\begin{aligned} u_{c_1}(C_{j,t}, L_{j,t}) &= \\ &= \left[ \left[ (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \psi^{\frac{1}{\eta}} C_{2,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \right]^{-\sigma} \left[ (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \psi^{\frac{1}{\eta}} C_{2,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{1}{\eta-1}} (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{-\frac{1}{\eta}} \end{aligned}$$

Assim,

$$\begin{aligned} u_{c_{1,t}}(C_{j,t}, L_{j,t}) &= \left[ (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \psi^{\frac{1}{\eta}} C_{2,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{1}{\eta-1} - \frac{\eta\sigma}{\eta-1}} (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{-\frac{1}{\eta}} \\ u_{c_{1,t}}(C_{j,t}, L_{j,t}) &= \left[ (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \psi^{\frac{1}{\eta}} C_{2,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{1-\eta\sigma}{\eta-1}} (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{-\frac{1}{\eta}} \end{aligned} \quad (3.65)$$

De modo similar para  $C_{2,t}$ , tem-se:

$$u_{c_{2,t}}(C_{j,t}, L_{j,t}) = \left[ (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \psi^{\frac{1}{\eta}} C_{2,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{1-\eta\sigma}{\eta-1}} \psi^{\frac{1}{\eta}} C_{2,t}^{-\frac{1}{\eta}} \quad (3.66)$$

Por fim, a partir das equações 3.59, 3.65 e 3.66, é possível definir a relação determinística entre os consumos  $C_{1,t}$  e  $C_{2,t}$ , tal que:

$$\begin{aligned} \left[ (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \psi^{\frac{1}{\eta}} C_{2,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{1-\eta\sigma}{\eta-1}} (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{-\frac{1}{\eta}} &= \\ &= \left[ \frac{(1 + \tau^c)}{(1 + \tau^I)\gamma} \right] \left[ (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \psi^{\frac{1}{\eta}} C_{2,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{1-\eta\sigma}{\eta-1}} \psi^{\frac{1}{\eta}} C_{2,t}^{-\frac{1}{\eta}} \\ (1 - \psi)^{\frac{1}{\eta}} C_{1,t}^{-\frac{1}{\eta}} &= \left[ \frac{(1 + \tau^c)}{(1 + \tau^I)\gamma} \right] \psi^{\frac{1}{\eta}} C_{2,t}^{-\frac{1}{\eta}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \left[ \frac{1-\psi}{C_{1,t}} \right]^{\frac{1}{\eta}} &= \left[ \frac{(1+\tau^c)}{(1+\tau^I)\gamma} \right] \left[ \frac{\psi}{C_{2,t}} \right]^{\frac{1}{\eta}} \\ \left[ \frac{1-\psi}{C_{1,t}} \right] &= \left[ \frac{(1+\tau^c)}{(1+\tau^I)\gamma} \right]^{\eta} \left[ \frac{\psi}{C_{2,t}} \right] \\ C_{1,t} &= \left[ \frac{(1+\tau^I)}{(1+\tau^c)} \gamma \right]^{\eta} \left[ \frac{1-\psi}{\psi} \right] C_{2,t} \end{aligned} \quad (3.67)$$

### 3.A.3 Otimização das firmas

O problema das firmas brasileiras, em suma, consiste em maximizar seu lucro pelo emprego dos insumos produtivos domésticos (capital e trabalho). Dito isso, o problema da firma doméstica representativa consiste em:

$$\max_{K_t, L_t} \Pi_t = a_t K_t^{\alpha} L_t^{1-\alpha} - r_t K_t - w_t L_t \quad (3.68)$$

em que  $a_t$ , representa a produtividade da firma representativa;  $K_t$ , o nível total de capital utilizado;  $L_t$ , o nível total do trabalho empregado;  $r_t$ , a taxa de juros interna da economia;  $w_t$ , o nível dos salários;  $\alpha$ , a proporção do capital em relação ao produto; e  $1 - \alpha$ , a proporção do trabalho em relação ao produto.

Resolvendo esse problema, são obtidas as seguintes condições de primeira ordem:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Pi_t}{\partial K_t} &= a_t \alpha K_t^{\alpha-1} L_t^{1-\alpha} - r_t = 0 \\ r_t &= \frac{\alpha [a_t K_t^{\alpha} L_t^{1-\alpha}]}{K_t} \\ r_t &= \frac{\alpha Y_t}{K_t} \end{aligned} \quad (3.69)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Pi_t}{\partial L_t} &= a_t (1-\alpha) K_t^{\alpha} L_t^{-\alpha} - w_t = 0 \\ w_t &= \frac{(1-\alpha) [a_t K_t^{\alpha} L_t^{1-\alpha}]}{L_t} \\ w_t &= \frac{(1-\alpha) Y_t}{L_t} \end{aligned} \quad (3.70)$$

Notadamente, é importante observar que na equação 3.69 o lado esquerdo da igualdade representa o custo marginal real do capital, enquanto o lado direito, o produto marginal do capital. De modo semelhante, na equação 3.70, o lado esquerdo representa o custo marginal real e o lado direito, o produto marginal do trabalho.

## 3.B Dynare Code

// CODE do modelo DSGE NOEM com 2 famílias heterogêneas e 1 firma para cada uma das duas economias

/\* Descrição das variáveis e dos parâmetros do modelo.

### **variáveis**

ch - consumo doméstico total

cf - consumo estrangeiro total

chi - consumo da família não ricardiana domésticas

cfi - consumo da família não ricardiana estrangeira

chj1 - consumo do bem 1 (interno) feito pela família ricardiana doméstica

chj2 - consumo do bem 2 (externo) feito pela família ricardiana doméstica

cfj1 - consumo do bem 1 (interno) feito pela família ricardiana estrangeira

cfj2 - consumo do bem 2 (externo) realizado pela família ricardiana estrangeira

ih - investimento total doméstico

if - investimento total estrangeiro

ihj - investimento feito pela família ricardiana doméstica

ifj - investimento feito pela família ricardiana estrangeira

kh - estoque total de capital da economia doméstica

kf - estoque total de capital da economia estrangeira

khj - estoque de capital da família ricardiana doméstica

kfj - estoque de capital da família ricardiana estrangeira

lh - oferta de trabalho total da economia doméstica

lf - oferta de trabalho total da economia estrangeira

lhi - oferta de trabalho da família não ricardiana doméstica

lfi - oferta de trabalho da família não ricardiana estrangeira

lhj - oferta de trabalho da família ricardiana doméstica

lfj - oferta de trabalho da família ricardiana estrangeira

rh - taxa de juros real doméstica

rf - taxa de juros real estrangeira

wh - salário doméstico

wf - salário estrangeiro

ah - choque de produtividade doméstico

af - choque de produtividade estrangeiro

ggh - choque de gastos domésticos (quando os gastos do governo forem exógenos)

ggf - choque de gastos estrangeiro (quando os gastos do governo forem exógenos)

gh - gastos do governo doméstico

gf - gastos do governo estrangeiro

yh - produto da economia doméstica

yf - produto da economia estrangeira

uhc1 - utilidade marginal do consumo do bem 1 da família ricardiana doméstica

ufc1 - utilidade marginal do consumo do bem 1 da família ricardiana estrangeira

### **parâmetros**

alphah - participação do capital no produto doméstico

alphaf - participação do capital no produto estrangeiro

sigmah - aversão doméstica ao risco

sigmaf - aversão estrangeira ao risco

varphih - desutilidade marginal do trabalho doméstico

varphif - desutilidade marginal do trabalho estrangeiro

bbetah - fator de desconto intertemporal doméstico

bbetaf - fator de desconto intertemporal estrangeiro

rhoah - persistência do choque de produtividade doméstico

rhoaf - persistência do choque de produtividade estrangeiro

psih - parcela de bens importados na cesta de consumo da família doméstica

psif - parcela de bens importados na cesta de consumo da família estrangeira

etah - elasticidade de substituição da família doméstica entre os bens internos e externos

etaf - elasticidade de substituição da família estrangeira entre os bens internos e externos

gammah - parâmetro para taxa de cambio doméstica/estrangeira

omegah - taxa da família ricardiana na economia doméstica

omegaf - taxa da família ricardiana na economia estrangeira

rhogh - persistência dos gastos domésticos

rhogf - persistência dos gastos estrangeiros

tauch - imposto sobre o consumo doméstico

taucf - imposto sobre o consumo estrangeiro

tauwh - imposto sobre o trabalho doméstico

tauwf - imposto sobre o trabalho estrangeiro

taukh - imposto sobre o capital doméstico

taukf - imposto sobre o capital estrangeiro

tauiah - imposto sobre o consumo de bens importados pelas famílias domésticas

tauif - imposto sobre o consumo de bens importados pelas famílias domésticas

\*/ //MODELO

// 34 variáveis

var ggf ggh af ah ch cf chi cfi chj1 chj2 cfj1 cfj2 ih if ihj ifj kf kh khj kfj lh lf lhi lfi lhj lfj  
rh rf wh wf gh gf yh yf uhc1 ufc1;

predetermined\_variables kfj khj;

varexo ehg efg eha efa;

// 27 parâmetros

parameters alphah alphaf sigmah sigmaf varphih varphif bbetah bbetaf rhoah rhoaf psih  
psif etah etaf gammah gammaf omegah omegaf deltah deltaf tauch taucf tauwh tauwf  
taukh taukf tauiah tauif rhogh rhogf;

//valores calibrados

alphah = .3309;

alphaf = .3891;

sigmah = 1.2;

sigmaf = 2;

varphih = 2;

varphif = 2;

bbetah = .9662;

bbetaf = .9321;

```

rhoah = .7841;
rhoaf = .7272;
psih = .2658;
psif = .1808;
etah = 1.8071;
etaf = -0.6071;
gammah = 0.3202;
gammaf = 3.2038;
omegah = .3202;
omegaf = .5;
deltah = .023;
detaf = .045;
rhogh = .3599;
rhogf = .7254;
tauch = .2636;
taucf = .3288;
tauwh = .0283;
tauwf = .0572;
taukh = .0242;
taukf = .0686;
tauih = .0972;
tauif = .0457;
model;

// consumo e trabalho das família não ricardianas domésticas e estrangeiras
chi(-sigmah) = ((1+tauch)/(1-tauwh))*((lhi(varphih))/wh);
cfi(-sigmaf) = ((1+taucf)/(1-tauwf))*((lfi(varphif))/wf);

// restrição orçamentária das famílias não ricardianas domésticas e estrangeiras
(1+tauch)*chi = (1-tauwh)*wh*lhi;
(1+taucf)*cfi = (1-tauwf)*wf*lfi;

```

// relação do trabalho e utilidade do consumo das famílias ricardianas domésticas e estrangeiras

$$uhc1 = ((1+tauch)/(1-tauwh))*((lhj\hat{\varphi}_{ih})/wh);$$

$$ufc1 = ((1+taucf)/(1-tauwf))*((lfj\hat{\varphi}_{if})/wf);$$

// equação de euler doméstica e estrangeira

$$(uhc1/uhc1(+1)) = bbetah*(1+(1-taukh)*(rh(+1)-deltah));$$

$$(ufc1/ufc1(+1)) = bbetaf*(1+(1-tauf)*(rf(+1)-deltaf));$$

// utilidade marginal do consumo do bem 1 das famílias ricardianas domésticas e estrangeiras

$$uhc1 = ((1-psi_h)\hat{1}/\eta_h) * chj1\hat{((\eta_h-1)/\eta_h)} + psi_h\hat{1}/\eta_h * chj2\hat{((\eta_h-1)/\eta_h)}\hat{((1-\eta_h*\sigma_h)/\eta_h-1)} * (1-psi_h)\hat{1}/\eta_h * chj1\hat{(-1)/\eta_h};$$

$$ufc1 = ((1-psi_f)\hat{1}/\eta_f) * cfj1\hat{((\eta_f-1)/\eta_f)} + psi_f\hat{1}/\eta_f * cfj2\hat{((\eta_f-1)/\eta_f)}\hat{((1-\eta_f*\sigma_f)/\eta_f-1)} * (1-psi_f)\hat{1}/\eta_f * cfj1\hat{(-1)/\eta_f};$$

// consumo relativo do bem 1 e 2 das famílias

$$chj1 = ((1-psi_h)/(psi_h))*(((1+tau_{ih})*\gamma_h)/(1+tauch))^{\eta_h} * chj2;$$

$$cfj1 = ((1-psi_f)/(psi_f))*(((1+tau_{if})*\gamma_f)/(1+taucf))^{\eta_f} * cfj2;$$

// taxa de juros doméstica e estrangeira

$$rh = \alpha_h*(y_h/k_h);$$

$$rf = \alpha_f*(y_f/k_f);$$

// salário doméstico e estrangeiro

$$wh = (1-\alpha_h)*(y_h/l_h);$$

$$wf = (1-\alpha_f)*(y_f/l_f);$$

// produto doméstico e estrangeiro

$$y_h = a_h*(k_h\hat{\alpha}_h)*(l_h\hat{(1-\alpha_h)});$$

$$y_f = a_f*(k_f\hat{\alpha}_f)*(l_f\hat{(1-\alpha_f)});$$

//choque de produtividade

$$\log(a_h) = \rho_{a_h}*\log(a_h(-1))+\epsilon_{a_h};$$

$$\log(a_f) = \rho_{a_f}*\log(a_f(-1))+\epsilon_{a_f};$$

// acumulação do capital doméstico e estrangeiro

$$k_{hj(+1)} = (1-\delta_{hj})*k_{hj} + i_{hj};$$

```

kfj(+1) = (1-deltaf)*kfj + ifj;

// gastos do governo doméstico e estrangeiro

ggh*gh = tauch*(chi + chj1) + tauwh*wh*(lhi + lhj) + taukh*(rh-deltah)*khj + tauih*gammah*chj2;

ggf*gf = taucf*(cfi + cfj1) + tauwf*wf*(lfi + lfj) + taukf*(rf-deltaf)*kfj + tauif*gammaf*cfj2;

//incluir se for tratar o governo de forma exógena

log(ggh) = rhogh*log(ggh(-1))+ehg;

log(ggf) = rhogf*log(ggf(-1))+efg;

// funções de agregação domésticas e estrangeiras

// agregação consumo

ch = omegah*chj1 + (1-omegah)*chi;

cf = omegaf*cfj1 + (1-omegaf)*cfi;

// agregação trabalho

lh = omegah*lhj + (1-omegah)*lhi;

lf = omegaf*lfj + (1-omegaf)*lfi;

// agregação capital

kh = omegah*khj;

kf = omegaf*kfj;

// agregação investimento

ih = omegah*ihj;

if = omegaf*ifj;

// condição de market clear

yh + gammah*yf = ch + gammah*cf + ih + gammah*if + gh + gammah*gf;

//cfj2-gammah*chj2 = chj2 - gammaf*cfj2;

chj2=gammaf*cfj2;

end;

initval;

yh = 1;

yf = 1;

ch = .8;

```

```

cf = .8;

chi = .3;

cfi = .3;

chj1 = .5;

cfj1 = .5;

chj2 = .4;

cfj2 = .4;

uhc1 = ((1-psi $\hat{h}$ )(1/eta $\hat{h}$ ) * chj1((eta $\hat{h}$ -1)/eta $\hat{h}$ ) + psi $\hat{h}$ (1/eta $\hat{h}$ ) * chj2((eta $\hat{h}$ -1)/eta $\hat{h}$ ))((1-eta $\hat{h}$ *sigma $\hat{h}$ )/eta $\hat{h}$ -1) * (1-psi $\hat{h}$ )(1/eta $\hat{h}$ ) * chj1(-1/eta $\hat{h}$ );

ufc1 = ((1-psi $\hat{f}$ )(1/eta $\hat{f}$ ) * cfj1((eta $\hat{f}$ -1)/eta $\hat{f}$ ) + psi $\hat{f}$ (1/eta $\hat{f}$ ) * cfj2((eta $\hat{f}$ -1)/eta $\hat{f}$ ))((1-eta $\hat{f}$ *sigma $\hat{f}$ )/eta $\hat{f}$ -1) * (1-psi $\hat{f}$ )(1/eta $\hat{f}$ ) * cfj1(-1/eta $\hat{f}$ );

ih = 1;

ihj = .2;

if = 1;

ifj = .2;

kh = .8;

khj = 3.5;

kf = .8;

kfj = 3.5;

lh = .9;

lhi = .5;

lhj = .35;

lf = .8;

lfi = .4;

lfj = .35;

rh = alphah*(yh/kh);

rf = alphaf*(yf/kf);

wh = (1-alphah)*(yh/lh);

wf = (1-alphaf)*(yf/lf);

gh = 1;

```

```

gf = 1;
ggf = 1;
ggh = 1;
ah = 1;
af = 1;
eha = 0;
efa = 0;
ehg = 0;
efg = 0;
end;
model_diagnostics;
resid;
// Estado estacionário
steady;
// Condições de Blanchard-Kahn
check;
//Análises de choques
shocks;
var eha; stderr 0.0102;
var ehg; stderr 0.0196;
var efa; stderr 0.0384;
var efg; stderr 0.0434;
end;
// Simulação estocastica
stoch_simul(order=2,pruning,irf=50,replic=200) yh yf ch kh ih lh gh wh rh chi lhi lhj chj1
chj2 cfj2;
//yh yf ch chi chj1 chj2 cfj2 kh ih lh lhi lhj gh wh rh
//yh yf ch kh ih lh gh wh rh
//chi lhi lhj chj1 chj2

```

## 4. Considerações finais

Ao longo do presente trabalho, buscou-se destacar a importância da relação de interdependência macroeconômica entre o Brasil e a China. Em síntese, foi destacada a importância da economia chinesa para a conjuntura macroeconômica de curto e longo prazo, visto a China representar uma parcela significativa do comércio brasileiro. Este estudo foi conduzido no período de 2001 a 2017.

Em síntese, a hipótese de que as flutuações e choques na economia chinesa exercem efeitos *prosper-thy-neighbor* no Brasil foi observada em ambos os capítulos apresentados. Assim, observou-se que as economias apresentam uma correlação de longo e curto prazo. Não obstante, verificou-se que os choques de produtividade e os gastos públicos da China afetam significativamente as escolhas dos agentes brasileiros.

Tendo como referência as análises apresentadas no primeiro capítulo "Interdependência macroeconômica entre Brasil e China: uma análise empírica para o período 2000-2017", foi observada a existência de uma trajetória temporal comum entre as economias. Além disso, destacou-se que dada a presença de um desvio na relação de equilíbrio de longo prazo entre os produtos do Brasil e da China, coube à economia brasileiro promover os ajustamentos deste desvio no curto prazo.

Observou-se também que as flutuações no produto chinês são de grande relevância para a determinação do comportamento dos ciclos das importações, exportações, consumo agregado, formação bruta de capital e da taxa de desemprego do Brasil. Notadamente, inferiu-se que um choque positivo no produto da China tem efeito *prosper-thy-neighbor* na economia brasileira.

Na segunda parte deste trabalho, capítulo "Análise da interdependência macroeconômica entre Brasil e China via modelo DSGE", foram verificadas as nuances dos efeitos da interdependência macroeconômica entre as economias. Tanto na análise teórica quanto na análise empírica presente neste capítulo, inferiu-se que a conjuntura externa, ou especificamente a conjuntura chinesa, tem grande relevância sobre as escolhas dos agentes domésticos.

Em termos estritamente teóricos, observou-se, com base no modelo DSGE-NOEM desenvolvido, que o processo feito pelas famílias dentro do contexto analisado leva em consideração fatores externos à economia. Especificamente, a otimização das famílias ricardianas, que, por definição, tinham acesso ao mercado externo, levou em consideração a utilidade marginal relativa do consumo de produtos brasileiros e chineses. Por sua

vez, esta relação foi determinada pela *proxy* da abertura comercial, pela taxa de câmbio nominal e pela elasticidade de substituição entre os bens domésticos e externos.

Ademais, tendo em vista da análise empírica, observou-se que os choques de produtividade e de gastos públicos brasileiros apresentaram efeitos distintos sobre as famílias domésticas. Notadamente, foi observado efeito negativo do choque de produtividade brasileiro na demanda de trabalho das famílias não ricardianas.

Não obstante, entre os choques chineses, verificou-se que o choque de gastos públicos (expansão fiscal) da China apresentou maior efeito *prosper-thy-neighbor* na economia brasileira. Em suma, este choque afetou positivamente e de forma consistente o produto, o consumo agregado, a formação bruta de capital, o investimento e o salário real brasileiro. Por outro lado, o impacto do choque de produtividade chinês apresentou divergências no seu efeito entre os primeiros dez períodos e os demais.

Por fim, esta relação entre as economias foi analisada em distintos cenários. Ao todo, foram analisados seis diferentes cenários para cada choque presente no modelo. Tendo como base esta análise, concluiu-se que modificações nos parâmetros que regem a relação comercial do Brasil e da China afetam a dinâmica dos choques exógenos. A alteração destes parâmetros, para cima ou para baixo, modifica a magnitude do choque e a velocidade de crescimento e decrescimento dos desvios do estado estacionário. Não obstante, verificou-se que, embora estas alterações não tenham afetado de forma expressiva o nível do produto no estado estacionário, sua composição apresentou significativas variações.

Assim, com base nas análises e nos resultados encontrados, pode-se postular que a dinâmica macroeconômica da China, *ceteris paribus*, é de grande relevância para a formulação e a implementação de políticas públicas no Brasil. Especificamente, advoga-se que o estreitamento das relações comerciais com a China pode ser benéfico para a economia brasileira, se este processo ocorrer de modo que sejam consideradas as características de complementaridade das exportações brasileiras com a produção chinesa. Nesse sentido, deve-se ter como objetivo a inserção brasileira em outras etapas da cadeia produtiva chinesa, que vão além da sua base. Além disso, é importante considerar que a semicorelação das políticas brasileiras às chinesas pode ampliar seus efeitos.

# Referências

- ACHARYA, R. C.; KELLER, W. Estimating the productivity selection and technology spillover effects of imports. 2008.
- AKINCI, O. Global financial conditions, country spreads and macroeconomic fluctuations in emerging countries. *Journal of International Economics*, v. 91, n. 2, p. 358–371, 2013.
- ALCALÁ, F.; CICCONE, A. Trade and productivity. *The Quarterly Journal of Economics*, n. May, p. 613–646, 2004.
- ALLEGRET, J.-P.; COUHARDE, C.; GUILLAUMIN, C. The impact of external shocks in East Asia: Lessons from a structural VAR model with block exogeneity. *International Economics*, CEPII, v. 132, p. 35–89, 2013. ISSN 21107017. Disponível em: [http://dx.doi.org/10.1016/S2110-7017\(13\)60058-X](http://dx.doi.org/10.1016/S2110-7017(13)60058-X).
- ARAGÓN, E. K. d. S. B.; MEDEIROS, G. B. de. Testing Asymmetries in Central Bank Preferences in a Small Open Economy: a Study for Brazil. *Economía*, National Association of Postgraduate Centers in Economics, ANPEC, v. 14, n. 2, p. 61–76, 2013.
- AREOSA, W. D.; COELHO, C. A. Utilizando um modelo DSGE para avaliar os efeitos macroeconômicos dos recolhimentos compulsórios no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 45, n. 3, p. 407 – 435, 2015.
- ARMINGTON, P. S. A Theory of demand for products distinguished by place of production. *IMF Staff Papers*, v. 16, n. 1, p. 159–178, 1969.
- Banco Central do Brasil. *Estatísticas*. 2018. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/>.
- BAXTER, B. M.; KING, R. G. Fiscal Policy in General Equilibrium. *The American Economic Review*, v. 83, n. 3, p. 315–334, 1993.
- BAXTER, M.; KING, R. G. Fiscal Policy in General Equilibrium. *The American Economic Review*, v. 83, n. 3, p. 315–334, 1993.
- BAXTER, M.; KOUPARITSAS, M. A. Determinants of business cycle comovement: A robust analysis. *Journal of Monetary Economics*, v. 52, n. 1, p. 113–157, 2005.
- BAYOUMI, T.; SWISTON, A. Foreign entanglements: Estimating the source and size of spillovers across industrial countries. 2009.
- BHATTARAI, K.; MALLICK, S. K. Macroeconomic policy coordination in the global economy: VAR and BVAR-DSGE analyses. 2015.
- BRASIL. *Ministério da Economia*. 2018. Disponível em: <http://comexstat.mdic.gov.br/pt/>.
- BRASIL. *Ministério da Economia*. 2020. Disponível em: <http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home>.
- BREUSS, F.; RABITSCH, K. An estimated two-country DSGE model of Austria and the Euro Area. *Empirica*, v. 36, n. 1, p. 123–158, 2009.

- ÇAKIR, M.; KABUNDI, A. Transmission of China's Shocks to the BRIS Countries. *South African Journal of Economics*, v. 85, n. 3, p. 430–454, 2017.
- CÂNDIDO, M. S.; LIMA, F. G. Crescimento econômico e comércio exterior: teoria e evidências para algumas economias asiáticas. *Revista Economia Contemporânea*, v. 14, n. 2, p. 303–325, 2010.
- CANOVA, F.; DELLAS, H. Trade interdependence and the international business cycle. *Journal of International Economics*, v. 34, p. 23–47, 1993.
- CARNEIRO, F. L. Complementaridade comercial entre o Brasil e a China. *Boletim de Economia e Política Internacional*, n. 16, p. 20–30, 2014.
- CARVALHO, F. A. de; VALLI, M. Fiscal Policy in Brazil through the Lens of an Estimated DSGE Model. 2011.
- CARVALHO, H. D.; SCALCO, P. R.; LIMA, J. E. de. Integração espacial entre os Preços das cestas básicas nas capitais da região Sudeste do Brasil. *Economia*, v. 20, n. 2, p. 373–399, 2009.
- CARVALHO, V. R.; LIMA, G. T.; SANTOS, A. T. L. A. dos. A estrição externa como fator limitante do crescimento econômico brasileiro: um teste empírico. *Economia*, v. 9, n. 2, p. 285–307, 2008. Disponível em: <[http://www.anpec.org.br/revista/vol9/vol9n2p285\\_307.pdf](http://www.anpec.org.br/revista/vol9/vol9n2p285_307.pdf)>.
- CASTRO, M. R. de et al. SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach. 2011.
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; VEREDA, L. Modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) para a economia brasileira: Versão 1. 2010.
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; VEREDA, L. Fiscal Policy Multipliers in a DSGE Model for Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 35, n. 2, p. 197, 2015. ISSN 1980-2447.
- CHEN, Q.; FUNKE, M.; PAETZ, M. Market and Non-Market Monetary Policy Tools in a Calibrated DSGE Model for Mainland China. 2012.
- CLANCY, D.; MEROLA, R. Countercyclical capital rules for small open economies. *Journal of Macroeconomics*, v. 54, p. 1339–1351, 2017.
- CLARK, T. E.; Van Wincoop, E. Borders and business cycles. *Journal of International Economics*, v. 55, n. 1, p. 59–85, 2001.
- COENEN, G.; MCADAM, P.; STRAUB, R. Tax reform and labour-market performance in the Euro Area. 2007.
- CRAIGHEAD, W. D. Monetary rules and sectoral unemployment in open economies. *Journal of Macroeconomics*, Elsevier Inc., v. 40, p. 277–292, 2014. ISSN 01640704. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.01.004>>.
- DEVEREUX, M.; WILSON, T. A. International co-ordination of macroeconomic policies: a review. *Canadian Public Policy / Analyse de Politiques*, v. 15, p. S20–S24, 1989. ISSN 03170861.
- DIAS, M. H. A.; DIAS, J. Macroeconomic policy transmission and international interdependence: A SVAR application to Brazil and US. *Economia*, v. 14, n. 2, p. 27–45, 2013.

- DORNBUSCH, R. Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, v. 84, n. 6, p. 1161–1176, 1976.
- EDWARDS, S. Trade orientation, distortions and growth in developing countries. *Journal of Development Economics*, v. 39, n. 1, p. 31–57, 1992. ISSN 03043878.
- EICKMEIER, S.; KÜHNLENZ, M. China's role in global inflation dynamics. *Macroeconomic Dynamics*, v. 22, n. 2, p. 225–254, 2018. ISSN 1365-1005.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251–276, 1987.
- FERREIRA, D. Regra de Taylor e política monetária no Brasil: considerações empíricas a partir de um modelo DSGE para uma pequena economia aberta. *Revista Teoria e Evidência Econômica*, v. 21, n. 44, p. 9–35, 2015.
- FORNI, L.; GERALI, A.; PISANI, M. Macroeconomic effects of greater competition in the service sector: The case of Italy. *Macroeconomic Dynamics*, v. 14, n. 5, p. 677–708, 2010.
- FRANKEL, J. A.; ROSE, A. K. The endogeneity of the optimum currency area criteria. *The Economic Journal*, v. 108, n. 449, p. 1009–1025, 1998.
- FUNKE, M.; MIHAYLOVSKI, P.; ZHU, H. *Monetary Policy Transmission in China: A DSGE Model with Parallel Shadow Banking and Interest Rate Control*. [S.l.: s.n.], 2015. ISSN 1556-5068. ISBN 9789523230330.
- FUNKE, M.; PAETZ, M. Financial System Reforms and China's Monetary Policy Framework: A DSGE-Based Assessment of Initiatives and Proposals. 2012.
- GALA, P. Dois padrões de política cambial: América Latina e Sudeste Asiático. *Economia e Sociedade*, v. 16, n. 1, p. 65–91, 2007.
- GALÍ, J.; MONACELLI, T. Monetary policy and exchange Rate in a Structural VAR for a small open economy. *Review of Economic Studies*, v. 72, p. 707–734, 2005.
- GAN, C. et al. Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, v. 3, n. 4, p. 89–101, 2006.
- GJERDE, O.; SAETTEM, F. Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, v. 9, n. 1, p. 61–74, 1999. ISSN 10424431.
- GOMES, S.; JACQUINOT, P.; PISANI, M. The EAGLE. A model for policy analysis of macroeconomic interdependence in the euro area. *Economic Modelling*, v. 29, n. 5, p. 1686–1714, 2012.
- GRANGER, C. W. J. Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 3, n. 48, p. 213–228, 1986.
- GROSSMAN, G. M.; HELPMAN, E. Trade and Growth. In: *Innovation and Growth in the Global Economy*. 6. ed.. ed. Cambridge: MIT Press, 1997. p. 237–257.
- HAAN, W. J. den; SUMNER, S. W. The comovement between real activity and prices in the G7. *European Economic Review*, v. 48, n. 6, p. 1333–1347, 2004.

- HANSEN, L. P.; HECKMAN, J. J. The Empirical Foundations of Calibration. *Journal of Economic Perspectives*, v. 10, n. 1, p. 87–104, 1996.
- HELBLING, T. et al. Decoupling the train? Spillovers and cycles in the global economy. In: *World Economic Outlook: Spillovers and Cycles in the Global Economy*. Washington: International Monetary Fund, 2007. p. 121–160.
- JENKINS, R. China and Brazil: Economic Impacts of a Growing Relationship. *Journal of Current Chinese Affairs*, v. 41, n. 1, p. 21–47, 2012.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, n. 2-3, p. 231–254, 1988.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 2, n. 1989, p. 169–210, 1990.
- JUNIOR COSTA, C. J. *Understanding DSGE models: Theory and Applications*. 1. ed. [S.l.]: Vernon Press, 2016. 286 p.
- JUSTINIANO, A.; PRESTON, B. Monetary policy and uncertainty in an empirical small open-economy model. *Journal of Applied Econometrics*, v. 25, p. 93–128, 2010.
- KANCZUK, F. Juros reais Ciclos brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 2, p. 249–267, 2002.
- KEHOE, T. J.; RUHL, K. J. Are shocks to the terms of trade shocks to productivity? *Review of Economic Dynamics*, v. 11, n. 4, p. 804–819, 2008.
- KELLER, W. International trade, foreign direct investment, and technology spillovers. 2009.
- KOLASA, M. Structural heterogeneity or asymmetric shocks? Poland and the euro area through the lens of a two-country DSGE model. *Economic Modelling*, v. 26, n. 6, p. 1245–1269, 2009.
- KOLLMANN, R. Explaining International Business Cycle Synchronization: Recursive Preferences and the Terms of Trade Channel. 2017.
- KWON, C. S.; SHIN, T. S. Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns. *Global Finance Journal*, v. 10, n. 1, p. 71–81, 1999.
- KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, v. 27, n. 2, p. 1345–1370, 1982.
- LOZEJ, M.; ONORANTE, L.; RANNENBERG, A. Countercyclical capital regulation in a small open economy DSGE model. 2018.
- MACKINNON, J. G. Critical values for cointegration tests. 2010.
- MAĆKOWIAK, B. External shocks, U.S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. *Journal of Monetary Economics*, v. 54, n. 8, p. 2512–2520, 2007.
- MATTOS, F. A. M. de; CARCANHOLO, M. D. Amenazas y oportunidades del comercio brasileño con China lecciones para Brasil. *Revista Problemas del Desarrollo*, v. 168, n. 43, p. 117–146, 2012.

- MAYSAMI, R. C.; HOWER, L. C.; HAMZAH, M. A. Relationship between macroeconomic variables and stock market indices: cointegration evidence from stock exchange of Singapore's All-S sector indices. *Jurnal Pengurusan*, v. 24, p. 47–77, 2004.
- MELITZ, M. J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, v. 71, n. 6, p. 1695–1725, 2003.
- MELO, C.; SILVA, M. Uncertainty Shocks and Business Cycles in Brazil: A DSGE Approach. *SSRN Electronic Journal*, n. June, p. 0–36, 2019.
- MIYAZAKI, S. Y. M.; SANTOS, A. C. A. *Integração econômica regional*. 1. ed.. ed. [S.l.]: Saraiva, 2012.
- MORTATTI, C. M.; MIRANDA, S. H. G. de; BACCHI, M. R. P. Determinantes do comércio Brasil-China de commodities e produtos industriais: uma aplicação VECM. *Economia Aplicada*, v. 15, n. 2, p. 311–335, 2011. ISSN 1413-8050.
- NASSEH, A.; STRAUSS, J. Stock prices and domestic and international macroeconomic activity: a cointegration approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 40, p. 229–245, 2000.
- NG, E. C. Housing market dynamics in China: Findings from an estimated DSGE model. *Journal of Housing Economics*, v. 29, p. 26–40, 2015.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. Exchange rate dynamics redux. *Journal of Political Economy*, v. 103, n. 3, p. 624–660, 1995.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. New directions for stochastic open economy models. *Journal of International Economics*, v. 50, p. 117–153, 2000.
- ÖNDER, A. S.; YILMAZKUDAY, H. Trade partner diversification and growth: how trade links matter. *Journal of Macroeconomics*, v. 50, p. 241–258, 2016.
- ORNELLAS, R. d. S. *Integração entre as autoridades fiscal e monetária no Brasil*. 56 p. Tese (Dissertação) — Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2010.
- PALMA, A. A.; PORTUGAL, M. S. Preferences of the Central Bank of Brazil under the inflation targeting regime: Estimation using a DSGE model for a small open economy. *Journal of Policy Modeling*, The Society for Policy Modeling, v. 36, n. 5, p. 824–839, 2014. ISSN 01618938. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jpolmod.2014.08.004>.
- POIRSON, H.; WEBER, S. Growth spillover dynamics from crisis to recovery. 2011.
- REBELO, S. Real business cycle models: past, present, and future. 2005.
- SAITH, W. *ESSAYS ON FISCAL POLICY AND INCOME INEQUALITY*. 115 p. Tese (Tese) — Universidade Federal de Viçosa, 2017.
- SANTOS, A. S. dos. *Regras De Política Fiscal Em Um Modelo Dsge*. 71 p. Tese (Tese) — Univeridade de Brasília, 2017.
- SANTOS, E. C. *Productivity , Fiscal and Monetary Shocks : a Real Business Cycle Approach To the Brazilian Case*. 99 p. Tese (Tese) — Universidade Federal de Viçosa, 2016.

- SILVA, G. D. *Efeito spillover do crescimento dos principais pólos comerciais do mundo sobre as economias sul-americanas*. 85 p. Tese (Dissertação) — Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2016.
- SILVA, G. D.; GOMES, M. F. M.; TEIXEIRA, E. C. Efecto derrame del crecimiento de China en América del Sur: un análisis basado en el comercio internacional. *Revista de la CEPAL*, v. 2018, n. 126, p. 47–62, 2019.
- SILVA, M. E. A. da; BESARRIA, C. d. N. Política monetária e preços dos imóveis no Brasil: Uma análise a partir de um modelo DSGE. *Revista Brasileira de Economia*, v. 72, n. 1, p. 117–143, 2018. ISSN 00347140.
- SILVEIRA, A.; SANTOS, D. O. S. *Regras De Política Fiscal Em Um Modelo Dsge*. Tese (Tese) — Universidade de Brasília, 2017.
- STÄHLER, N.; THOMAS, C. A DSGE model for fiscal policy simulations. *Economic Modelling*, v. 29, n. 2, p. 239–261, 2012.
- STEINBACH, M. R.; MATHULOE, P. T.; SMIT, B. W. An open economy New Keynesian DSGE model of the South African economy. *South African Journal of Economics*, v. 77, n. 2, p. 207–227, 2009.
- SUN, L.; SEN, S. Monetary Policy Rules and Business Cycle in China: Bayesian DSGE Model Simulation. *SSRN Electronic Journal*, p. 1–40, 2012.
- TELES, V. K. Choques cambiais, política monetária e equilíbrio externo da economia brasileira em um ambiente de hysteresis. *Economia Aplicada*, n. 55, p. 415–426, 2005.
- THIRLWALL, A. P. The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, n. marc, p. 45–, 1979.
- THIRLWALL, A. P.; HUSSAIN, M. N. The balance of payments constraint, capital flows and growth rate differences between developing countries. *Oxford Economic Papers*, v. 34, n. 3, p. 485–510, 1982.
- TORRES, J. L. *Introduction to dynamic macroeconomic general equilibrium models*. 2<sup>a</sup> ed. [S.l.]: Vernon Press, 2015. 286 p.
- UNCTAD. *Data Center*. 2019. Disponível em: <<https://unctadstat.unctad.org/EN/>>.
- URIBE, M.; YUE, V. Z. Country spreads and emerging countries: Who drives whom? *Journal of International Economics*, v. 69, p. 6–36, 2006.
- VEREDA, L.; CAVALCANTI, M. a. F. H. Modelo Dinâmico Estocástico De Equilíbrio Geral (Dsge) Para a Economia Brasileira: Versão 1. 2010. Disponível em: <[http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td\\_1479.pdf](http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1479.pdf)>.
- WALQUE, G. D. et al. An estimated two-country EA-US model with limited exchange rate pass-through. 2017.
- YOSHINO, N.; KAJI, S.; ASONUMA, T. Exchange rate regime switching in Malaysia and Singapore in response to China's move to a basket peg: A DSGE analysis. *Journal of Asian Economics*, v. 46, p. 17–37, 2016.

ZHANG, W. China's monetary policy: Quantity versus price rules. *Journal of Macroeconomics*, Elsevier Inc., v. 31, n. 3, p. 473–484, 2009. ISSN 01640704. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jmacro.2008.09.003>>.

ZHENG, T.; GUO, H. Estimating a small open economy DSGE model with indeterminacy: Evidence from China. *Economic Modelling*, Elsevier B.V., v. 31, n. 1, p. 642–652, 2013. ISSN 02649993. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2013.01.002>>.

ZUBAIRY, S. On fiscal multipliers: Estimates from a medium scale dsge model. *International Economic Review*, v. 55, n. 1, p. 169–195, 2014. ISSN 00206598.