



UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA  
CENTRO SOCIOECONÔMICO  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Guilherme Ferreira de Lima Júnior

**Ensaio Sobre o Crescimento Econômico: Uma Análise da**  
Dinâmica Econômica Brasileira

Florianópolis  
2021

Guilherme Ferreira de Lima Júnior

**Ensaio Sobre o Crescimento Econômico: Uma Análise da  
Dinâmica Econômica Brasileira**

Tese submetida ao Programa de Pós-graduação em  
Economia da Universidade Federal de Santa Catarina  
para obtenção do título de doutor em Economia.  
Orientador: Prof. Milton Biagi, Dr.

Florianópolis

2021

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor,  
através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Universitária da UFSC.

Lima Júnior, Guilherme Ferreira de  
Ensaio sobre o crescimento econômico : uma análise da  
dinâmica econômica brasileira / Guilherme Ferreira de Lima  
Júnior ; orientador, Milton Biagi, 2021.  
298 p.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Santa  
Catarina, Centro Sócio-Econômico, Programa de Pós-Graduação em  
Economia, Florianópolis, 2021.

Inclui referências.

1. Economia. 2. Macroeconomia. 3. Gastos Públicos. 4.  
Econometria Espacial. 5. DSGE. I. Biagi, Milton. II.  
Universidade Federal de Santa Catarina. Programa de Pós  
Graduação em Economia. III. Título.

Guilherme Ferreira de Lima Júnior  
**Ensaio Sobre o Crescimento Econômico: Uma Análise da**  
Dinâmica Econômica Brasileira

O presente trabalho em nível de doutorado foi avaliado e aprovado por banca examinadora composta pelos seguintes membros:

Prof. Guilherme Jonas Costa da Silva, Dr.  
Universidade Federal de Uberlândia (UFU)

Prof. João Basílio Pereima Neto, Dr.  
Universidade Federal do Paraná (UFPR)

Profa. Patrícia Bonini, Dra.  
Universidade do Estado de Santa Catarina (UDESC)

Prof. Luiz Carlos de Carvalho Júnior, Dr.  
Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC)

Prof. Silvio Antônio Ferraz Cário, Dr.  
Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC)

Certificamos que esta é a **versão original e final** do trabalho de conclusão que foi julgado adequado para obtenção do título de doutor em Economia.

---

Coordenação do Programa de Pós-Graduação

---

Prof. Milton Biage, Dr.  
Orientador

Florianópolis, 2021.

## **AGRADECIMENTOS**

Primeiramente, agradeço a Deus, pela saúde e força diária durante a luta que foi a elaboração da Tese.

Agradeço a minha família, que sempre me apoiou durante o doutorado, mesmo que seja a distância. Também agradeço aos meus amigos de Florianópolis pela amizade.

Gostaria de agradecer ao meu orientador Prof. Dr. Milton Biage, pela ajuda na elaboração da Tese e pela amizade. Também gostaria de agradecer aos membros da banca examinadora pela participação na banca.

E, por último, gostaria de agradecer a Capes pelo apoio financeiro.

## RESUMO

Esta tese está estruturada em três ensaios. Nos dois primeiros ensaios, utilizando modelos de econometria espacial, analisamos o impacto dos gastos públicos no crescimento do PIB per capita. A utilização de econometria espacial é importante para analisar os transbordamentos, ou seja, os efeitos decorrentes dos gastos públicos em regiões circunvizinhas. Em específico, no primeiro Ensaio, tratamos de um recorte de macrorregiões da economia brasileira (Norte, Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-oeste); no segundo, utilizamos um recorte estadual (Acre, Amazonas, Alagoas, Amapá, Bahia, Ceará, Distrito Federal, Espírito Santo, Goiás, Maranhão, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Pará, Paraíba, Paraná, Pernambuco, Piauí, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte, Rio Grande do Sul, Rondônia, Roraima, Santa Catarina, São Paulo, Sergipe, Tocantins). Para esses dois ensaios, separamos os gastos por categoria funcional, em gastos de Capital Humano, Capital Físico e Outros Gastos. Foram aplicados os modelos de solução: modelo de painel espacial de erros (SEM); modelo espacial autorregressivo (SAR); e modelo espacial de Durbin (SDM). Como resultado, no primeiro Ensaio, observou-se que o gasto em capital humano possui efeito positivo no crescimento do PIB per capita da macrorregião, e que, além o gasto em capital humano das regiões circunvizinhas, possui efeito positivo no crescimento do PIB per capita. Por outro lado, os gastos em capital físico não possuem significância estatística. Portanto, destacamos que os gastos em capital humano devem ser incentivados para que o crescimento do PIB das macrorregiões seja melhorado, em detrimento de gastos em outras áreas. No segundo Ensaio, os resultados apontam que o gasto em capital humano impactou positivamente no PIB per capita dos estados. Na conclusão, destacamos que o gasto em capital humano, que engloba os gastos em saúde e saneamento, educação e cultura, assistência e previdência, ciência e tecnologia, devem ser incentivados em detrimento dos outros gastos, considerando que o gasto em capital humano impacta positivamente no PIB per capita das macrorregiões e dos estados brasileiros. O terceiro Ensaio envolve um modelo DSGE Novo Keynesiano que simula a dinâmica da economia brasileira, por intermédio de equações que representam as interrelações das variáveis macroeconômicas e monetárias da economia brasileira. O modelo DSGE base é o modelo elaborado para simular a economia europeia. Avançamos no modelo, introduzindo um amplo conjunto de choques em inovações estocásticas nas equações do modelo, e implementado a solução log-linearizada do modelo DSGE via estimação bayesiana. O conjunto de choques introduzido no sistema de equações, num total de quinze, dentre eles, cinco choques em inovações estocásticas foram impostos na tributação (tributação incidente sobre o consumo, tributação incidente sobre a renda do trabalho, tributação incidente sobre a renda do capital, tributação incidente sobre os salários, paga pelos trabalhadores, e tributação incidente sobre os salários, paga pelos empresários). Entre outros importantes resultados do terceiro Ensaio, destacam-se que o choque transitório positivo na tributação, incidente sobre a renda do capital, induz o aumento dos investimentos na economia, diferentemente dos outros tributos, em que impactos positivos induzem a depreciação dos investimentos e da atividade econômica.

**Palavras-chave:** Crescimento econômico. finanças públicas. DSGE Bayesiano. eficiência tributária. modelo espacial SEM. modelo espacial SAR. modelo espacial SDM.

## ABSTRACT

This thesis is structured in three essays. In the first two essays, using spatial econometric models, we analyze the impact of public spending on GDP per capita growth. The use of spatial econometrics is important to analyze spillovers, that is, the effects resulting from public spending in surrounding regions. Specifically, in the first Essay, we deal with a cut of macro-regions of the Brazilian economy (North, Northeast, South, Southeast and Midwest); in the second, we used a state cutout (Acre, Amazonas, Alagoas, Amapá, Bahia, Ceará, Federal District, Espírito Santo, Goiás, Maranhão, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Pará, Paraíba, Paraná, Pernambuco, Piauí, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte, Rio Grande do Sul, Rondônia, Roraima, Santa Catarina, São Paulo, Sergipe, Tocantins). For these two essays, we separated expenditures by functional category into Human Capital, Physical Capital and Other Expenditures. Solution models were applied: spatial error panel model (SEM); autoregressive spatial model (SAR); and Durbin Spatial Model (SDM). As a result, in the first Essay, it was observed that spending on human capital has a positive effect on the growth of GDP per capita in the macro-region, and that, in addition to spending on human capital in the surrounding regions, it has a positive effect on GDP per capita growth. On the other hand, expenditure on physical capital is not statistically significant. Therefore, we emphasize that spending on human capital should be encouraged so that the GDP growth of macro-regions is improved, at the expense of spending in other areas. In the second Essay, the results show that spending on human capital had a positive impact on the per capita GDP of the states. In conclusion, we emphasize that spending on human capital, which encompasses spending on health and sanitation, education and culture, care and social security, science and technology, should be encouraged to the detriment of other spending, considering that spending on human capital has a positive impact in the GDP per capita of Brazilian macro-regions and states. The third Essay involves a DSGE New Keynesian model that simulates the dynamics of the Brazilian economy, through equations that represent the interrelationships of macroeconomic and monetary variables in the Brazilian economy. The base DSGE model is the model designed to simulate the European economy. We advanced the model, introducing a wide set of shocks in stochastic innovations in the model equations, and implemented the log-linearized solution of the DSGE model via Bayesian estimation. The set of shocks introduced in the system of equations, in a total of fifteen, among them, five shocks in stochastic innovations were imposed in taxation (taxation on consumption, taxation on labor income, taxation on capital income, taxation on wages, paid by workers, and taxation on wages, paid by entrepreneurs). Among other important results of the third Essay, it is highlighted that the positive transitory shock in taxation, levied on capital income, induces an increase in investments in the economy, unlike other taxes, in which positive impacts induce the depreciation of investments and economic activity.

**Keywords:** Economic growth. public finances. DSGE Bayesian. tax efficiency. spatial model SEM. spatial model SAR. spatial model SDM.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1.1 - Gráficos das matrizes de contiguidade com ou sem normalização. ....	65
Figura 1.2 - Gráficos das matrizes de distância inversa com e sem normalização.....	67
Figura 2.1 - Matriz de ponderação espacial de contiguidade. ....	100
Figura 2.2 - Matriz de ponderação de distância inversa. ....	102
Figura 2.3 - O I de Moran e o C de Geary na matriz de contiguidade. ....	105
Figura 2.4 - O I de Moran e o C de Geary para a matriz de contiguidade normalizada.....	107
Figura 2.5 - O I de Moran e o C de Geary na matriz de distância inversa. ....	109
Figura 2.6 - O I de Moran e o C de Geary para a matriz de distância inversa normalizada...	109
Figura 3.1 - MCMC diagnóstico univariado, para as variáveis $\epsilon_{lnc}$ , $\epsilon_{lnk}$ e $\epsilon_{lnn}$ ..	205
Figura 3.2 - MCMC diagnóstico multivariado do modelo. ....	206
Figura 3.3 - Séries históricas das variáveis observáveis (linha vermelha) e variáveis suavizadas pelo filtro de Kalman (linha preta). ....	207
Figura 3.4 - Evolução das variáveis não observáveis suavizadas endógenas do modelo (linha preta) e intervalo HPD, com 95% de confiabilidade, com limite superior em linha pontilhada vermelha e limite inferior em linha sólida, de cor azul, para as variáveis C, tau, pi, ks, q, i, rh, tauk, u, ri, rf, lambda, s, sb, k, w, pic, n, pisik, e X. ....	208
Figura 3.5 - Evolução das variáveis não observáveis suavizadas endógenas do modelo (linha preta) e intervalo HPD, com 95% de confiabilidade, com limite superior, em linha pontilhada vermelha, e limite inferior, em linha sólida, de cor azul; para as variáveis tauwh, bf, y, mc,r, rg, kg, kh, pih, pix, tauwf, px, hc, imc, vc, ph, pim, gammaimc, gammaimi, e vi. ....	210
Figura 3.6 - Variáveis alisadas selecionadas (linha sólida) e intervalos HPD de variáveis ...	211
Figura 3.7 - Variáveis alisadas dos choques estocásticos (linha sólida) e intervalos HPD dos choques estimados. ....	213
Figura 3.8 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tecnológicos neutros, com persistência denominada de longo prazo. ....	216
Figura 3.9 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tecnológicos neutro, com persistência denominada de médio prazo. ....	220
Figura 3.10 - IRF das variáveis que se submeteram ao choque na política monetária, com persistência denominada de longo prazo. ....	222
Figura 3.11 - IRF das variáveis que se submeteram ao choque na política monetária, com persistência denominada de médio prazo. ....	225

Figura 3.12 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques na tributação de consumo, com persistência denominada de longo prazo. ....	228
Figura 3.13 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques na tributação de consumo, com persistência denominada de médio prazo. ....	230
Figura 3.14 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tributário incidente sobre os salários e pago pelas firmas, com persistência denominada de longo prazo. ....	233
Figura 3.15 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tributário incidente sobre os salários e pago pelas firmas, com persistência denominada de médio prazo. ....	235
Figura 3.16 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tributários, incidentes sobre os salários e pago pelos trabalhadores, com persistência denominada de longo prazo. ....	237
Figura 3.17 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tributários, incidentes sobre os salários e pago pelos trabalhadores, com persistência denominada de médio prazo. ....	237
Figura 3.18 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tributários, incidentes sobre a renda do trabalho, com persistência denominada de longo prazo. ....	238
Figura 3.19 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tributário, incidentes sobre a renda do trabalho, com persistência denominada de médio prazo. ....	239
Figura 3.20 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tributários, incidentes sobre a renda do capital, com persistência denominada de longo prazo. ....	240
Figura 3.21 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tributário, incidentes sobre a renda do capital, com persistência denominada de médio prazo. ....	242
Figura 3.22 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques na política monetária, com persistência denominada de longo prazo. ....	248
Figura 3.23 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques na eficiência dos investimentos, com persistência denominada de longo prazo. ....	251
Figura 3.24 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques na preferência de consumo, com persistência denominada de longo prazo. ....	254
Figura 3.25 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques na preferência de emprego, com persistência denominada de longo prazo. ....	256

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1 - Representação espacial de sete regiões .....	44
Tabela 1.2 - Teste de causalidade de Granger entre o consumo residencial de energia elétrica com o PIB.....	57
Tabela 1.3 - Gastos em capital físico em porcentagem do PIB.....	58
Tabela 1.4 - Gastos em porcentagem do PIB de países da América Latina.....	59
Tabela 1.5 - Identificação das macrorregiões na matriz de ponderação espacial.....	66
Tabela 1.6 - Estatísticas das matrizes de ponderação espaciais. ....	68
Tabela 1.7 - Teste LR para as estimações dos modelos de efeito fixo.....	70
Tabela 1.8 - Teste Wald para as estimativas dos modelos de efeitos fixos.....	71
Tabela 1.9 - Teste de critérios de informação para as estimativas dos modelos de efeitos fixos. ....	72
Tabela 1.10 - Teste de Wald para as estimativas de modelos de efeitos aleatórios. ....	72
Tabela 1.11 - Teste de LR para as estimativas dos modelos de efeitos aleatórios.....	73
Tabela 1.12 - Testes de critério de informação dos modelos de efeitos aleatórios. ....	74
Tabela 1.13 - Teste de Hausman. ....	75
Tabela 1.14 - Testes de raiz unitária no $\ln PIB$ per capita.....	78
Tabela 1.15 - Modelo SDM de estimação de efeitos fixos.....	79
Tabela 1.16 - Modelo SEM de estimação de efeitos fixos.....	82
Tabela 1.17 - Efeitos diretos e indiretos do modelo SDM com efeitos fixos.....	83
Tabela 1.18 - Modelo SDM com efeitos aleatórios.....	85
Tabela 1.19 - Modelo SEM e suas estimações do modelo de efeito aleatório. ....	87
Tabela 1.20 - Modelo SDM efeitos diretos e indiretos do modelo de efeitos aleatórios.....	88
Tabela 2.1 - Estatísticas descritivas das matrizes de peso espaciais. ....	99
Tabela 2.2 - Identificação dos estados nas matrizes de ponderação espacial.....	101
Tabela 2.3 - Testes de autocorrelação espacial com a variável dependente com a matriz $C1$ . ....	104
Tabela 2.4 - Testes de autocorrelação espacial matriz $C1n$ . ....	106
Tabela 2.5 - Testes de dependência espacial com matriz de distância inversa. ....	108
Tabela 2.6 - Testes de dependência espacial matriz de distância inversa normalizada.....	110
Tabela 2.7 - Critério de informação dos modelos de efeitos fixos.....	112
Tabela 2.8 - Teste Wald nos modelos de efeito fixo. ....	113

Tabela 2.9 - Teste LR para os modelos de efeitos fixos.....	113
Tabela 2.10 - Teste Hausman para escolha do melhor modelo. ....	114
Tabela 2.11 - Critério de informação dos modelos de efeitos aleatório. ....	115
Tabela 2.12 - Teste Wald para efeitos aleatórios.....	116
Tabela 2.13 - Teste LR para efeitos aleatórios. ....	116
Tabela 2.14 - Testes de raiz unitária do <i>lnpib</i> per capita.....	118
Tabela 2.15 - Resultados das estimações dos modelos espaciais do SDM com efeitos fixos. .....	120
Tabela 2.16 - Resultados dos efeitos fixos individuais dos modelos espaciais do SDM. ....	123
Tabela 2.17 - Estimções do modelo SEM com as matrizes de ponderações espaciais.....	124
Tabela 2.18 - Modelo SDM com efeito aleatório.....	125
Tabela 2.19 - Modelos SEM com efeito aleatório.....	128
Tabela 3.1 - Equações de equilíbrio no estado estacionário.....	182
Tabela 3.2 - Subsistema de equações log-lineares. ....	184
Tabela 3.3 - Descrição da normalização das variáveis observáveis. ....	189
Tabela 3.4 - Valor dos parâmetros do modelo DSGE (veja nota no final da tabela). ....	193
Tabela 3.5 - Valores dos anteriores dos parâmetros.....	195
Tabela 3.6 - Resultados das posteriores. ....	199

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>15</b>
1.1	ENSAIOS 1 e 2.....	20
1.2	REFERENCIAL TEÓRICO.....	21
<b>1.2.1</b>	<b>Literatura de base.....</b>	<b>21</b>
<b>1.2.2</b>	<b>Revisão teórica da bibliografia de crescimento com gastos governamentais.</b>	<b>22</b>
<b>1.2.3</b>	<b>Crescimento endógeno e capital humano .....</b>	<b>34</b>
1.3	MODELO DE DADOS DE PAINEL ESPACIAL .....	37
<b>1.3.1</b>	<b>Metodologia de dados em painel .....</b>	<b>38</b>
1.3.1.1	<i>Modelo de efeito fixo (MEF) .....</i>	39
1.3.1.2	<i>O modelo de efeito aleatório (MEA) .....</i>	42
<b>1.3.2</b>	<b>Metodologia espacial de dados .....</b>	<b>44</b>
1.3.2.1	<i>Processo de erros espaciais (SEM) .....</i>	45
1.3.2.2	<i>Os processos espaciais SAR e SDM .....</i>	47
1.3.2.3	<i>Escolha do modelo de efeito fixo .....</i>	49
1.3.2.4	<i>Estimação do modelo SEM em painel de efeito fixos .....</i>	50
1.3.2.5	<i>Estimação do processo SAR e SDM em painéis de efeitos fixos .....</i>	51
<b>1.3.3</b>	<b>Testes a serem realizados nas estimações .....</b>	<b>52</b>
<b>1.3.4</b>	<b>Base de dados .....</b>	<b>56</b>
1.4	ENSAIO 1.....	60
1.5	INTRODUÇÃO.....	61
1.6	ESTATÍSTICAS DAS MATRIZES DE PONDERAÇÃO ESPACIAIS.....	65
<b>1.6.1</b>	<b>Escolha do melhor modelo espacial. ....</b>	<b>69</b>
<b>1.6.2</b>	<b>Estimações dos modelos espaciais .....</b>	<b>76</b>
1.7	CONCLUSÃO.....	91
<b>2</b>	<b>ENSAIO 2.....</b>	<b>93</b>

2.1	INTRODUÇÃO.....	94
2.2	RESULTADOS .....	97
<b>2.2.1</b>	<b>Análise de matrizes de peso espacial.....</b>	<b>98</b>
<b>2.2.2</b>	<b>Análise da dependência espacial da variável dependente.....</b>	<b>103</b>
<b>2.2.3</b>	<b>Testes realizados .....</b>	<b>111</b>
2.3	RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES ESPACIAIS .....	119
2.4	CONCLUSÃO .....	133
	<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>135</b>
<b>3</b>	<b>ENSAIO 3.....</b>	<b>141</b>
3.1	INTRODUÇÃO.....	142
3.2	REFERENCIAL TEÓRICO.....	148
<b>3.2.1</b>	<b>Revisão Teórica: modelos DSGE.....</b>	<b>149</b>
<b>3.2.2</b>	<b>O Quadro tributário Brasileiro .....</b>	<b>155</b>
3.3	MODELO ESTRUTURADO.....	158
<b>3.3.1</b>	<b>Famílias.....</b>	<b>158</b>
<i>3.3.1.1</i>	<i>Determinação dos salários.....</i>	<i>164</i>
<b>3.3.2</b>	<b>Bens intermediários de produção.....</b>	<b>166</b>
<i>3.3.2.1</i>	<i>Insumos de capital.....</i>	<i>167</i>
<i>3.3.2.2</i>	<i>Insumo do Trabalho.....</i>	<i>170</i>
<i>3.3.2.3</i>	<i>Determinação de preços.....</i>	<i>171</i>
<b>3.3.3</b>	<b>Firmas de Bens finais de produção .....</b>	<b>173</b>
<b>3.3.4</b>	<b>Governo .....</b>	<b>177</b>
<b>3.3.5</b>	<b>Agregação .....</b>	<b>180</b>
3.4	SISTEMAS DE EQUAÇÕES DO ESTADO ESTACIONÁRIO E LOG-LINEARIZADAS.....	182
<b>3.4.1</b>	<b>Normalização .....</b>	<b>182</b>
<b>3.4.2</b>	<b>Equações no estado estacionário .....</b>	<b>182</b>

<b>3.4.3</b>	<b>Modelo log linearizado .....</b>	<b>183</b>
3.5	BASE DE DADOS .....	187
<b>3.5.1</b>	<b>Metodologia DSGE e VAR Bayesiano .....</b>	<b>190</b>
<b>3.5.2</b>	<b>Definição dos anteriores (priors).....</b>	<b>195</b>
3.6	RESULTADOS E ANÁLISES .....	197
<b>3.6.1</b>	<b>Parâmetros calibrados .....</b>	<b>198</b>
<b>3.6.2</b>	<b>Resultados da solução MCMC univariada e multivariada.....</b>	<b>202</b>
<b>3.6.3</b>	<b>Variáveis alisadas (Smoothed Variables) .....</b>	<b>206</b>
<b>3.6.4</b>	<b>Função impulso-resposta .....</b>	<b>214</b>
<i>3.6.4.1</i>	<i>Choques produtividade.....</i>	<i>215</i>
<i>3.6.4.2</i>	<i>Choque na política monetária .....</i>	<i>222</i>
<i>3.6.4.3</i>	<i>Choque nas taxas tributárias.....</i>	<i>226</i>
<i>3.6.4.3.1</i>	<i>Choque na tributação sobre consumo .....</i>	<i>227</i>
<i>3.6.4.3.2</i>	<i>Choque na tributação paga pelas firmas sobre os salários.....</i>	<i>233</i>
<i>3.6.4.3.3</i>	<i>Choque na tributação sobre os salários, paga pelos trabalhadores .....</i>	<i>236</i>
<i>3.6.4.3.4</i>	<i>Choque na tributação da renda do trabalho .....</i>	<i>238</i>
<i>3.6.4.3.5</i>	<i>Choque na tributação na renda do capital.....</i>	<i>239</i>
<i>3.6.4.4</i>	<i>Função impulso-resposta de outros choques na economia.....</i>	<i>247</i>
<i>3.6.4.4.1</i>	<i>Choque no preço de consumo.....</i>	<i>247</i>
<i>3.6.4.4.2</i>	<i>Choque na eficiência dos investimentos.....</i>	<i>250</i>
<i>3.6.4.4.3</i>	<i>Choque na preferência do consumo.....</i>	<i>253</i>
<i>3.6.4.4.4</i>	<i>Choque na preferência do emprego .....</i>	<i>256</i>
3.7	CONCLUSÃO.....	259
	<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>262</b>
	<b>APÊNDICE A – Equações normalizadas do sistema do modelo.....</b>	<b>268</b>
	<b>APÊNDICE B – Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico de convergência univariado .....</b>	<b>270</b>

<b>APÊNDICE C – Representação gráfica da identificação dos Priors e Posteriores e distribuições de probabilidades subjacentes .....</b>	<b>281</b>
<b>APÊNDICE D – Gráficos da funções impulso-resposta, IRFs .....</b>	<b>283</b>
<b>APÊNDICE E – Lista de símbolos .....</b>	<b>296</b>

## 1 INTRODUÇÃO

A atual condição de subdesenvolvimento, do Brasil, acaba por fomentar estudos que possibilitem a superação dessas circunstâncias. Assim, enquadrando a presente tese nessa perspectiva, propomos alternativas para estimular o crescimento da economia, visando melhorar a qualidade de vida da população brasileira.

Pelo pensamento Keynesiano, a principal fonte de crescimento da economia trata dos investimentos, como motor do crescimento da economia. Como será exposto mais à frente, o investimento público tanto pode promover o desenvolvimento de uma região como prolongar sua condição de subdesenvolvida, como destacado em Hirschman (1961). Ou seja, a importância dos gastos públicos, em forma de investimentos, é essencial para o desenvolvimento do país, fazendo-o deixar para trás a condição de subdesenvolvimento.

O governo, além dos investimentos em desenvolvimento direcionar gasto em outras modalidades, como na manutenção da máquina pública. O grande dilema dos gastos públicos brasileiros é que os gastos em manutenção são difíceis de serem cortados, por questões legais. Nesse sentido, em momentos de arrocho fiscal, o governo opta por reduzir investimentos da economia, como acontece na economia brasileira atualmente, com a dívida pública bruta atingindo níveis próximos de 92% do PIB, neste ano de 2021, segundo o FMI (2021).

Diante desse cenário de crise fiscal na economia brasileira, este estudo ganha maior relevância, pois, ao analisar a situação, podemos indicar caminhos de gastos mais eficientes e, com isso, tentar alcançar níveis melhores de PIB com gastos menores. Portanto, o tema desta tese engloba a importância dos investimentos nos gastos públicos e tem como preocupação a atual crise fiscal, vivenciada na economia brasileira.

A discussão sobre a condição de subdesenvolvida do país aumentou com a implantação do Plano Real. A partir do Plano Real, o país começou a vivenciar níveis mais baixos de inflação, o que impôs uma alternância na agenda de discussão sobre a economia brasileira, conforme prevalecia na década de 80 e 90, concentrada sobre o tema: a alta inflação da economia. Desse modo, o combate à inflação deixou de ocupar o centro das atenções na economia, dando lugar às discussões fiscais que, a cada dia, se mostravam de grande importância para o Brasil, com a finalidade de estabelecer estratégias de desenvolvimento de longo prazo, como única fórmula capaz de induzir o país a deixar para trás a condição de subdesenvolvimento.

Esta tese, portanto, se enquadra nessa discussão, colaborando para se entender os efeitos dos gastos públicos no crescimento econômico, analisando, assim, o gasto público como ferramenta de estímulo ao crescimento da economia. Para tal, estimamos as elasticidades do PIB per capita, com relação aos gastos públicos, assim como o efeito desses gastos públicos sobre os seus transbordamentos para diferentes regiões. Primeiro, analisamos, no Ensaio 1, as interações espaciais de crescimento brasileiro, num recorte por macrorregiões. Depois, analisamos, no Ensaio 2, as interações espaciais de crescimento brasileiro, num recorte por estados. Por último, no Ensaio 3, que também se enquadra nessa discussão de desenvolvimento, simulamos a dinâmica de evolução das variáveis brasileiras, por meio de múltiplas equações de um modelo DSGE Novo Keynesiano. Nesse modelo, introduzimos cinco choques em inovações estocásticas nas variáveis tributárias brasileiras, sendo: choques na tributação do consumo; na tributação da renda do trabalho; na tributação da renda do capital; na tributação nos salários, paga por trabalhadores e paga pelas firmas. Além disso, com a finalidade de entender a dinâmica das variáveis brasileiras, estimamos mais dez choques em inovações estocásticas: choque na preferência do consumo, na preferência do emprego, na eficiência dos investimentos, no preço de consumo, no preço do produto, choque tecnológico neutro, choque na demanda por importações, na demanda por exportações, de política monetária e, por último, choque em inovações estocásticas nas transferências governamentais.

Na academia, dentro dos campos da economia, da ciência regional e da macroeconomia, existe um robusto corpo de literatura que explora a importância dos gastos públicos e os efeitos de transbordamento desses gastos, que ocorrem em localidades econômicas, subdivididas em macrorregiões, estados ou países. Os gastos públicos podem apresentar diferentes elasticidades, dependendo da localidade em análise. Relacionado a este tema de pesquisa, estruturamos uma parte deste estudo (Ensaio 1 e Ensaio 2), com a finalidade de analisar os efeitos de transbordamento dos gastos públicos brasileiros, com recortes macrorregiões (Ensaio 1), e por estados (Ensaio 2).

O Ensaio 1 engloba a análise dos gastos governamentais e sua associação com o crescimento econômico, medido pelo PIB per capita. Assim, com a finalidade de obter os efeitos líquidos dos gastos públicos sobre o PIB per capita, estruturamos um modelo de painel espacial envolvendo, além dos gastos públicos, uma variável proxy do estoque de consumo da população segmentada, o consumo agregado de energia elétrica das famílias; e uma variável proxy do estoque de capital físico da região, o consumo de energia elétrica das atividades

industriais. O uso dessas variáveis permitiu identificar os efeitos líquidos dos gastos públicos no crescimento do PIB per capita. Desse modo, com a finalidade de concentrar os gastos públicos similares em uma única conta, classificamos os gastos governamentais em: gasto de capital humano, gasto de capital físico, e os demais como outros gastos. Para chegar aos resultados desta pesquisa, foram feitas análises de painel espacial, com recortes macrorregiões da economia brasileira, ou seja, Sul, Sudeste, Nordeste, Norte, Centro-Oeste, no Ensaio 1.

O Ensaio 2 utiliza a mesma estrutura, metodologia e análise aplicada ao Ensaio 1, diferenciando-se um do outro pelo recorte dos dados, analisados em nível estadual, ao invés da análise dos dados em nível macrorregional. O modelo para o Ensaio 2 também engloba uma análise de impactos dos gastos governamentais sobre crescimento, PIB per capita, utilizando os gastos públicos por categoria funcional. A estrutura do modelo também envolveu as variáveis consumo agregado de energia elétrica das famílias, e consumo de energia elétrica das atividades industriais, respectivamente, como proxies do estoque de consumo da população e do estoque de capital físico privado. Os gastos públicos similares foram concentrados em uma única conta e classificados em: gasto de capital humano, gasto de capital físico, e os demais como outros gastos. Utilizamos, ainda, modelos de painel espacial, já que o transbordamento dos gastos em capital humano e capital físico é natural na economia brasileira, dada a interdependência dos estados na economia. Na solução do estudo referente ao Ensaio 2, utilizamos os mesmos modelos de dados de painel espacial utilizado no Ensaio 1.

Os modelos estruturados para os Ensaio 1 e Ensaio 2 envolveram abordagens de painel espacial que permitiram distinguir os efeitos decorrentes dos gastos regionais em: efeitos diretos (efeito que se restringe apenas à região que recebeu os gastos) e efeitos indiretos (decorrentes dos gastos públicos investidos em regiões circunvizinhas). Assim, contribuindo com a literatura de abordagem espacial, visamos identificar quais efeitos no crescimento econômico são decorrentes dos gastos em capital humano e dos gastos em capital físico.

A principal finalidade da utilização de modelo de painel espacial consiste em que um dos objetivos desta pesquisa é estimar os efeitos de vizinhança entre unidades de recorte, na configuração da economia brasileira, bem como verificar efeitos de proximidade de unidades recortadas, na determinação do crescimento das economias das unidades. Portanto, o emprego do painel espacial, tanto no Ensaio 1 como no Ensaio 2, acontece em decorrência da configuração das unidades da economia brasileira a ser analisadas; isto é, é relevante analisar os efeitos da vizinhança nos estados brasileiros.

Também, com a intenção de construir um modelo que englobe questões relativas ao mercado externo e à tributação sobre o crescimento econômico, estruturamos o Ensaio 3. Nesse ensaio, buscamos entender os efeitos de variáveis de interação com mercado internacional, via estrutura de uma economia aberta, efeitos da tributação sobre o crescimento econômico, variáveis centrais na determinação de estratégias de crescimento econômico.

O Ensaio 3 envolve a discussão dos dois ensaios anteriores por meio de um DSGE Novo Keynesiano, que propõe a utilização do modelo de Coenen et al. (2008), para uma economia aberta, introduzindo o governo e ajustada por Valli e Carvalho (2010), que introduziram os tributos da economia brasileira no modelo DSGE, adaptando, assim, o modelo na estrutura tributária nacional. Assim, no Ensaio 3, analisamos a interrelação dinâmica das variáveis na economia brasileira.

O uso do DSGE New Keynesiano estruturado examina a economia brasileira, analisando o comportamento das famílias, das firmas e do governo, por meio de múltiplas equações que simulam a dinâmica das variáveis nacionais. O modelo contempla, também, uma economia aberta, tendo em mente a configuração da economia nacional como um todo.

Tendo em vista que o Ensaio 1 e o Ensaio 2 tratam de identificar a associação entre gastos estaduais e crescimento do PIB per capita da economia, então, esta pesquisa está relacionada com a hipótese de que a composição dos gastos públicos reflete no crescimento da economia. Assim, partimos do suposto que os gastos em capital humano e em capital físico possuem impacto positivo e significativo na economia. Por fim, temos o Ensaio 3, que tem como hipótese o entendimento de que a dinâmica das variáveis brasileiras é peça central para a construção de uma estratégia de crescimento de longo prazo para a economia brasileira.

Os três ensaios se mesclam no aspecto relativo à proposta de observar o crescimento da economia brasileira, considerando os gastos públicos como fundamentais para o crescimento da economia. A grande diferença parte no sentido de como analisar a economia, estabelecendo-se que, o primeiro Ensaio, seguirá por um modelo em um recorte regional; o segundo Ensaio continuará seguindo, na direção de analisar a associação dos gastos com o crescimento em um recorte em estados. O terceiro Ensaio, por sua vez, diferente dos dois primeiros, seguirá por uma análise da interpelação dinâmica das variáveis na economia como um todo, utilizando um modelo DSGE Novo Keynesiano.

Dessa maneira, estrutura-se esta tese em três ensaios, que partem de uma pesquisa englobando os gastos governamentais, o mercado externo e a tributação, buscando compreender a razão do baixo crescimento brasileiro, para, a partir dessa compreensão,

propor canais de gastos que sejam mais eficientes na economia. Ou seja, indicando caminhos de gastos e receitas que possam levar ao maior crescimento da economia brasileira.

Os estudos conduzidos na elaboração desses ensaios procuraram abordar os principais elementos que impactam o crescimento e o desenvolvimento da economia brasileira, isto é: mercado externo, gastos governamentais e tributação. Esses elementos são peças centrais na determinação de uma estratégia de crescimento econômico. Quanto aos gastos públicos, verificamos as eficiências dos gastos em capital humano e em capital físico, no crescimento econômico. Quanto à análise da dinâmica das variáveis relacionadas à política externa e às tributações, verificamos como estas e as demais variáveis do modelo DSGE impactam o crescimento de médio e longo prazo, na economia nacional.

Em particular, com relação ao modelo DSGE Novo Keynesiano, enfatizamos que o uso de modelo DSGE New Keynesiano na análise da dinâmica econômica, para uma economia em desenvolvimento é pouco comum, por considerá-la bastante instável, e sujeita, constantemente, aos efeitos de impactos desestabilizadores, tanto de nível internacional, como de nível doméstico. Contudo, acreditamos que o modelo DSGE New Keynesiano possibilita identificar melhor a dinâmica dos canais de transmissão entre as variáveis do modelo. Assim, podemos obter informações importantes e fornecê-las aos gestores de políticas econômicas, com intuito de definir políticas macroeconômicas e fiscais mais eficientes para a economia.

Finalizando, reforçamos que esta tese é composta de três ensaios. No Ensaio 1 e Ensaio 2, revisamos as bibliografias relacionadas aos gastos governamentais e ao crescimento econômico; descrevemos as formulações dos modelos de painel espacial, com as suas respectivas estruturas, formulações e testes; e apresentamos os resultados e suas respectivas análises. No terceiro Ensaio, procedemos também uma vasta revisão bibliográfica; descrevemos, em detalhes, todas as formulações dos setores que integram o modelo DSGE Novo Keynesiano, com as suas respectivas estruturas, e choques em inovações estocásticas. Além disso, apresentamos detalhes das resoluções das funções lagrangeanas, e das determinações das equações log-linearizadas e do estado estacionário. Por fim, analisamos a precisão do modelo estimado e a dinâmica dos processos econômicos, via funções impulso-resposta.

## 1.1 ENSAIOS 1 E 2

### **Gastos governamentais e crescimentos regionais brasileiros no período de 1990 a 2016:** análises por segmentação estadual e macrorregiões territoriais

**Resumo:** Nos Ensaio 1 e 2, analisamos os efeitos dos gastos públicos no crescimento do PIB, sendo que, no Ensaio 1, utilizamos dados das macrorregiões brasileiras: as regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Norte e Nordeste. No Ensaio 2, também analisamos os efeitos dos gastos públicos no crescimento do PIB per capita, contudo, utilizamos dados estaduais: Acre, Amazonas, Alagoas, Amapá, Bahia, Ceará, Distrito Federal, Espírito Santo, Goiás, Maranhão, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Pará, Paraíba, Paraná, Pernambuco, Piauí, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte, Rio Grande do Sul, Rondônia, Roraima, Santa Catarina, São Paulo, Sergipe, Tocantins. Separamos os gastos por categoria funcional, em: gastos de Capital Humano, Capital Físico, e Outros Gastos. Os modelos de solução aplicados no estudo foram os modelos de painel espacial SEM, SAR e SDM. Esses modelos possibilitam estimar os efeitos de transbordamento do crescimento econômicos, devido aos gastos públicos em regiões circunvizinhas. Os resultados dos Ensaio 1 e 2, obtidos nas estimativas, demonstraram que o Capital Humano constituiu o principal insumo que impacta sobre o crescimento econômico. De forma evidente, os gastos em Capital Humano demonstraram ser eficientes no processo de crescimento econômico, pois os resultados demonstraram que esses gastos impactam, positivamente, no crescimento econômico tanto das macrorregiões brasileiras quanto dos estados brasileiros. Além disso, o Capital Humano mostrou ser efetivo no processo de transbordamento de crescimento positivo em regiões circunvizinhas.

**Palavras-Chave:** Econometria espacial. modelo SEM. modelo SAR. modelo SDM. Macrorregiões. gastos públicos.

**Abstract:** In Essays 1 and 2, we analyzed the effects of public spending on GDP growth, and in Essay 1 we used data from Brazilian macro-regions: the South, Southeast, Midwest, North and Northeast regions. In Essay 2, we also analyze the effects of public spending on GDP per capita growth, however, we use state data: Acre, Amazonas, Alagoas, Amapá, Bahia, Ceará, Federal District, Espírito Santo, Goiás, Maranhão, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Pará, Paraíba, Paraná, Pernambuco, Piauí, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte, Rio Grande do Sul, Rondônia, Roraima, Santa Catarina, São Paulo, Sergipe, Tocantins. We separate expenses by functional category, into: Human Capital, Physical Capital, and Other Expenses. The solution models applied in the study were the SEM, SAR and SDM spatial panel models. These models make it possible to estimate the spillover effects of economic growth due to public spending in surrounding regions. The results of Tests 1 and 2, obtained in the estimates, showed that Human Capital was the main input that impacts on economic growth. Evidently, expenditures on Human Capital proved to be efficient in the process of economic growth, as the results showed that these expenditures positively impact the economic growth of both Brazilian macro-regions and Brazilian states. In addition, Human Capital proved to be effective in the spillover process of positive growth in surrounding regions.

**Keywords:** spatial econometrics. SEM model. SAR model. SDM model. Microregions. Public spending.

## 1.2 REFERENCIAL TEÓRICO

Os Ensaio 1 e 2 tratam do mesmo tema, ou seja, análise dos gastos públicos e sua associação com o crescimento do PIB per capita. Por esse motivo, vamos expor, nesta seção, o referencial teórico comum aos dois ensaios para, em separado, apresentar a parte específica, correspondente a cada um dos ensaios, isto é, o tratamento dos dados das macrorregiões e dos estados, respectivamente.

O progressivo interesse na análise de políticas do setor público, no sentido de identificar os seus impactos no processo econômico, não aconteceu por acaso, no último século. Os economistas keynesianos, para o enfrentamento de crise na economia, identificaram e estimularam os gastos públicos, fazendo com que as pesquisas se voltassem para o setor público, focadas cada vez mais na economia, aumentando, assim, as pesquisas sobre a associação dos gastos públicos com o crescimento da economia. Portanto, como este estudo segue nessa mesma direção, a literatura sobre crescimento econômico que será utilizada trata da relação entre crescimento econômico e gastos governamentais.

### 1.2.1 Literatura de base

O investimento é uma das principais variáveis em uma economia, visto que, com ele, pode se transformar a estrutura social e produtiva de uma sociedade. Além dos investimentos produtivos em bens públicos, existem os gastos governamentais em educação, saúde, e transferências para as classes mais pobres, podendo tudo isso transformar a estrutura econômica e social de uma sociedade.

Para Hirschman (1961), o capital fixo social tem papel permissivo na economia, o que leva à redução dos custos dos empresários na economia. Nesse sentido, dos estados com maior capacidade financeira de realizar gastos, espera-se maior capacidade de crescimento no longo prazo, já que podem investir mais em infraestrutura e em gastos sociais.

Em seu estudo sobre investimento público e a associação deste com o crescimento da economia, Hirschman (1961) destaca que, para confrontar as desigualdades de uma região, a melhor forma é o investimento público, com o qual pode desenvolver regiões atrasadas, concentrando gastos em regiões de grande crescimento e fazendo a dispersão desses investimentos.

Segundo Hirschman (1961), existem dois tipos de crescimento da economia: primeiro, o crescimento sustentado pelo capital fixo social, com a melhoria da infraestrutura, da educação e da saúde, que acaba por criar estímulos ao crescimento da economia e aos investimentos em atividades produtivas na economia. No segundo, o crescimento decorrente dos investimentos em atividades produtivas, que acabam por estimular a economia a investir em capital fixo social e, com isso, a economia cresce. A segunda situação é preferencial em países em desenvolvimento, pois precisam de menores recursos para alcançar o crescimento. O estímulo a regiões atrasadas, em geral, acontece quando as economias estão mais desenvolvidas, pois estimular o crescimento de regiões pouco desenvolvidas é mais custoso que investir em regiões que estão vivenciando alto crescimento da atividade econômica (HIRSCHMAN, 1961).

Nota-se que o investimento possui uma associação forte com o crescimento setorial da economia, demonstrando a necessidade do apoio governamental para melhorar a competitividade, o crescimento e a qualidade de vida da população. No decorrer deste estudo vamos identificar gastos que estão mais associados com o crescimento, conseguindo, com isso, reduzir os custos de se estimular o crescimento em regiões atrasadas, mostrando-se importante também considerar a situação de pobreza do Brasil, principalmente na atual situação de crise da economia brasileira.

### **1.2.2 Revisão teórica da bibliografia de crescimento com gastos governamentais**

A literatura sobre modelagem de crescimento é encontrada sob diversos pontos de vista, em Mankiw et al. (1995), por exemplo, têm-se que ela consiste de uma revisão de modelagens de crescimento, com estudos empíricos e ou teóricos. Teoricamente, a modelagem de crescimento é representada por dois campos: primeiro, os modelos de crescimento endógeno neoclássicos; e, segundo, os modelos novo keynesianos de crescimento econômico. A maior parte desses estudos utiliza dados internacionais de vários países para testar diferentes modelos teóricos, e várias políticas econômicas e o efeito destas no crescimento do produto interno bruto da economia. Esses modelos neoclássicos utilizam, em geral, como base, o modelo desenvolvido por Solow (1956), que se baseia na ideia da existência de uma taxa de crescimento econômico estável. Portanto, os países mais ricos, como estão mais próximos do estado estacionário, crescem mais lentamente que os países mais pobres, que estão mais distantes do estado estacionário na economia. Uma mudança

desse pensamento trata de considerar que existe um estado estacionário específico para cada país, portanto, havendo uma trajetória de evolução para o estado de equilíbrio, relativa a cada país, conhecida como trajetória de convergência condicional da economia. No modelo de Solow (1956), a acumulação de capital é destacada como fator essencial por trás do crescimento do produto interno bruto na economia, e os avanços tecnológicos são exógenos no modelo. Existe, ainda, um nível ideal de poupança, caracterizado como regra de ouro, sendo, nesse ponto, maximizado o consumo.

Outros fatores, segundo Barro (1996), influenciam o crescimento econômico, destacando que o PIB per capita inicial é importante para entender o crescimento do PIB per capita de longo prazo. Além disso, o crescimento depende: do nível de escolaridade inicial; da expectativa de vida; do aumento da população; do consumo do governo; do nível de preços de consumo; e dos termos de troca da economia (termos de troca são definidos como a razão entre os preços de exportação e os preços de importação), expandindo-se, assim, a visão dos determinantes do crescimento econômico (BARRO, 1996).

O pensamento keynesiano indica que, em tempos de crise, o aumento dos gastos do governo pode estimular o crescimento econômico, tendo os gastos públicos um efeito anticíclico. Como destacado em Aschauer (1989) e Benoit (1978), os gastos públicos tendem a estimular o crescimento do produto interno bruto, mesmo que esse gasto seja militar. Entretanto, existem pesquisas mostrando que os gastos públicos provocam a exclusão dos investimentos privados na economia (quando o capital público concorre com o capital privado, os investimentos públicos acabam por excluir os investimentos privados da economia), como destacado em Lim (1983). Também nessa linha, temos o trabalho de Faini et al. (1984), destacando que um aumento de dez pontos percentuais em gastos militares causa uma redução de 0.13% do crescimento do produto interno bruto da economia, indicando, ao mesmo tempo, que gastos militares elevados suprimem o investimento privado da economia.

Existe, ainda, ampla literatura que analisa as implicações dos gastos públicos no crescimento econômico. Uma síntese dessa literatura pode ser vista em Straub (2008) e Romp e Haan (2005), que realizaram um resumo dos estudos sobre as relações de impacto de gastos públicos e crescimento econômico.

Nesse contexto, longos debates sobre os fundamentos das políticas econômicas, que visam estimular o crescimento econômico regional acontecem, especialmente, entre acadêmicos, especialistas e formuladores de políticas econômicas. Nesta seção, resumimos, brevemente, as justificativas teóricas tratando dos gastos públicos que impactam o

crescimento econômico, provendo, assim, uma discussão de fundo, tratando da teoria de crescimento, com seu escopo espacial, e seu envolvimento com os gastos públicos no crescimento regional da economia brasileira.

Démurger (2001) analisou o comportamento da economia chinesa, utilizando um painel de efeitos fixos e aleatórios, envolvendo 24 províncias chinesas, para dados compreendidos entre 1985 a 1998. Assim, analisando os efeitos de impactos dos estoques de infraestrutura sobre o PIB per capita da economia chinesa, Démurger (2001) obteve um resultado acentuando que as dotações de infraestrutura são o principal meio que justifica as diferenças de crescimento entre as regiões chinesas.

Seethepalli et al. (2007) analisaram a associação entre estoques de infraestruturas e crescimento de PIB per capita, utilizando um modelo de dados agrupados (*Pooled Panel Data*), com dados do período de 1985 a 2004, envolvendo os seguintes países do leste da Ásia: Austrália, Coreia do Sul, Camboja, Fiji, Indonésia, Laos, Malásia, Mongólia, Papua Nova Guiné, Filipinas, Cingapura, Tailândia, Tonga, Vanuatu, Vietnã e China. Os resultados da pesquisa indicaram a existência de uma associação positiva entre estoques em infraestrutura física e o crescimento do PIB das economias analisadas.

Conforme destacado por Aschauer (1989), em bases neoclássicas, a expansão dos gastos públicos é considerada fator indutor de aumento na taxa de retorno do capital privado e, assim, de estímulo ao investimento privado, implementando, com isso, o crescimento da economia. Na elaboração de seu artigo, Aschauer (1989) utilizou os dados anuais dos Estados Unidos para avaliar os efeitos do capital público sobre o produto privado. Os resultados da pesquisa revelaram uma forte associação entre essas duas variáveis, de tal modo que a elasticidade do produto privado com relação ao capital público foi de 0.39%. Esta elasticidade induz que, para cada 1% do capital público, causa 0.39% de crescimento do produto privado, tratando-se, segundo Aschauer (1989), de uma elasticidade maior que do investimento privado sobre o produto, e destacando-se, assim, o papel primordial do gasto público para estimular o crescimento da economia. Aschauer (1989) conclui, ainda, que as decisões relativas aos gastos públicos devem ser ponderadas de forma significativa, tendo em vista o expressivo efeito desses gastos sobre o crescimento econômico. Especificamente, essas ponderações da racionalidade dos gastos públicos devem ser concentradas nos investimentos públicos, considerando que acréscimos ao estoque de estruturas não militares (como rodoviário, hidroviário e de saneamento básico) intensificam o crescimento econômico e aprimoram a produtividade total dos fatores.

Outros vários trabalhos, contudo, constataram que gastos governamentais não possuem associação positiva com o crescimento. Esta conclusão aponta na direção contrária às conclusões de outras pesquisas, conforme antes demonstrado. Na contramão do pensamento de que gastos públicos conduzem ao crescimento econômico, encontram-se, entre outras pesquisas, os trabalhos de Schultz (1981), King e Rebelo (1990), Garcia Mila et al. (1996) e Lago-Peñas e Martinez Lopez (2008), os quais destacam que algumas políticas econômicas desincentivam o crescimento econômico, já que reduzem a recompensa da acumulação de capital humano.

Entre pesquisas internacionais, temos a de Lago-Peñas e Martinez Lopez (2008) que analisam a associação entre os gastos públicos e o crescimento do produto interno bruto na Espanha, no período de 1985 a 2003. Os resultados, segundo os autores, induzem ao entendimento que, no caso da Espanha, as regiões mais ricas recebem a maior parte dos gastos públicos em investimento, caracterizando uma concentração de investimentos e gastos públicos na atividade econômica nas regiões mais ricas; isso em detrimento de investimento em gastos públicos nas regiões mais pobres.

Rodriguez-Pose et al. (2012), por sua vez, analisam os gastos em infraestrutura com o crescimento regional da Grécia, no período de 1978 a 2007. O trabalho conclui que existe uma associação forte entre os gastos em infraestrutura com o crescimento regional, entretanto, a pesquisa não encontrou associação entre os gastos públicos totais, com o crescimento regional. Já, Daniele (2009) se propõe a analisar a existência de convergência entre renda e gastos públicos italianos, no período de 1980 a 2007. Os resultados da pesquisa demonstraram que houve uma convergência (ou seja, as regiões com nível menor de PIB per capita cresceram mais que a regiões com PIB per capita maior) do PIB per capita nesse período.

Assim, podemos destacar que, mesmo diante desse cenário de incertezas sobre os efeitos dos gastos públicos no crescimento da economia, hoje existe um consenso de que o capital público estimula o crescimento econômico. Entretanto, alguns pesquisadores, ainda, destacam a falta de uma ligação positiva clara entre o gasto público e a produção privada, chamando atenção de que o impacto depende do país, da cultura, da região e dos recursos naturais, enfatizando, assim, a heterogeneidade dos efeitos que os gastos públicos provocam na economia. Mesmo diante da maior aceitação dos efeitos positivos dos gastos públicos no crescimento, atualmente os trabalhos destacam um efeito menor que o encontrado em Aschauer (1989), como já destacado na revisão de Romp e Haan (2005).

Em nível nacional, Cândido Júnior (2001) analisa a associação entre gastos públicos e crescimento econômico, estimado para o Brasil, no período de 1947-1995, utilizando um modelo de mínimos quadrados ordinários (MQO). Como resultado, obteve que existem dois canais de transmissão dos efeitos dos gastos públicos sobre a produtividade das empresas da iniciativa privada: (i) o primeiro, caracterizado pelo impacto positivo dos gastos em infraestrutura sobre a utilidade do capital físico; (ii) o segundo, caracterizado pelos gastos públicos em saúde e educação, que impactam, positivamente, na eficiência da mão de obra. No entanto, segundo enfatiza o autor, o efeito desses referidos gastos públicos afeta, positivamente, também a produtividade da iniciativa privada, com eficiência marginal decrescente. Isso quer dizer que os gastos públicos afetam a produtividade privada em taxas marginais decrescentes, diminuindo, gradativamente, o seu impacto positivo e tornando zero em um determinado ponto. A partir desse ponto, provavelmente, os efeitos do aumento dos gastos públicos se saturam e não impactam mais sobre a produtividade do capital privado.

Em linha idêntica, Rocha e Giubert (2007) analisam também a associação entre os gastos públicos e o crescimento econômico dos estados brasileiros, no período de 1986 a 2003, utilizando, porém, um painel de efeitos fixos. Os resultados obtidos permitiram identificar uma causalidade positiva dos gastos em educação, infraestrutura, em comunicação e em defesa sobre o crescimento econômico, cujos efeitos acontecem de forma linear. Já os gastos públicos por categoria econômica em capital público impactaram, positivamente, sobre o crescimento da economia. No entanto, esse impacto ocorreu de forma não linear (os autores chamam de relação linear a estimação dos coeficientes utilizando as variáveis independente e dependente em nível; já, a forma não linear é o termo que os autores adotam para a estimação dos coeficientes utilizando a variável dependente em nível e a variável independente ao quadrado).

Neduziak (2017) analisou a associação entre os gastos públicos e o crescimento do PIB dos estados brasileiros, no período de 1995 a 2007, utilizando um painel de efeitos fixos. Para o estudo, os gastos públicos foram contabilizados por categoria econômica e por categoria funcional e foram introduzidas no modelo várias variáveis Dummy, a fim de identificar os efeitos, tanto no nível quanto na tendência, da lei de responsabilidade fiscal, introduzida no Brasil, em 04 de maio do ano 2000. Essas variáveis permitiram verificar, de forma distinta, os impactos da lei sobre como cada gasto respondeu à lei de responsabilidade fiscal. O resultado foi que os gastos por categoria econômica foram influenciados pela lei de responsabilidade fiscal com efeito positivo sobre o nível e na tendência. Nesse sentido, os

gastos em investimento tiveram efeitos negativos na economia; enquanto os gastos por categoria funcional, tais como os gastos educacionais, e de transporte se mostraram improdutivos. A relação gastos público/PIB e recursos despendidos em habitação e urbanismo se mostrou produtiva; ou seja, os gastos em investimento impactaram de forma positiva e significativa no PIB.

Nesse ponto, ressaltamos que, para tornar mais claras as relações de causalidade entre gastos públicos e crescimento econômico, e eliminar as controvérsias existentes, as pesquisas, nessa área, evoluíram tanto no que tange à metodologia de estudo, referente à estrutura das variáveis, como com relação aos tipos de modelos econométricos estruturados. Assim, vimos que a finalidade dos novos estudos é elucidar as dúvidas quanto às formas e intensidades das interrelações entre políticas econômicas e crescimento econômico de longo prazo.

Nesse sentido, vale destacar que, além de Neduziak (2017) e Rocha e Giubert (2007), anteriormente citados, que analisaram a associação dos gastos estaduais com o crescimento da economia dos estados, focando em gastos por categoria econômica e funcional, existem outros pesquisadores que analisaram os impactos dos gastos em infraestrutura setorial sobre o crescimento da economia dos estados. Assim, encontramos muitos trabalhos nessa linha de pensamento na economia brasileira, decorrentes, muitas vezes, da intenção de analisar as condições de subdesenvolvimento regionais.

Os investimentos de governo são responsáveis de tal forma pelo crescimento econômico, que despertam exaustivos estudos não só na economia brasileira, mas também na economia internacional. Nesse sentido, uma sequência de estudos foi iniciada pelo trabalho empírico de Aschauer (1989), que analisou os impactos de gastos em infraestrutura sobre o crescimento econômico, na economia estadunidense, no período de 1953 a 1986, utilizando dados anuais dos USA nacionais. O estudo encontrou elementos capazes de indicar que uma infraestrutura adequada aumenta a eficiência produtiva do capital privado, de modo que os gastos em infraestrutura causaram crescimento no PIB dos USA, no período analisado, de 1953 a 1986.

Na economia brasileira recente, os gastos federais, investidos no programa de aceleração do crescimento (PAC), do mesmo modo, estimularam pesquisas com a finalidade de verificar a eficiência desses gastos e identificar os níveis de impacto sobre o crescimento da economia brasileira. Nessa linha de pesquisa, Domingues et al. (2009) analisaram a eficiência do PAC na economia do estado de Minas Gerais. Os resultados desse estudo, no

entanto, demonstraram que os investimentos em infraestrutura do PAC aumentaram as desigualdades regionais no estado de Minas Gerais.

Entre a variável investimento em infraestrutura e a variável que caracteriza o crescimento econômico (no caso o PIB) não encontramos consenso na literatura quanto à direção de causalidade entre elas; ou seja, se a causalidade se dá do investimento em infraestrutura para o PIB, ou se ocorre do PIB para o investimento em infraestrutura, ou ainda, se poderia se pensar na identificação de bidirecionalidade de causalidade. Nesse caso, modelos de multivariáveis devem ser estruturados. Apesar disso, a maioria das pesquisas analisam os impactos de investimentos em infraestrutura sobre o crescimento econômico (isto é, determinam que a direção de causalidade ocorre do investimento em infraestrutura para o PIB), e demonstram que a melhoria em infraestrutura acaba por melhorar o ambiente dos investimentos privados, aumentando a produtividade e, conseqüentemente, o crescimento da economia.

Ferreira e Malliagos (1998) analisaram os impactos dos investimentos em infraestrutura multissetorial no crescimento do PIB da economia brasileira, no período de 1950 a 1995, utilizando, para isso, dados nacionais brasileiros. O estudo calculou as elasticidades dos gastos públicos com a variável dependente do PIB nacional do Brasil, obtendo como resultado que as maiores elasticidades positivas foram devidas aos gastos nacionais dos setores de energia e de transporte.

Na pesquisa de Silva e Fortunato (2007), por sua vez, foi analisada a associação entre os investimentos multissetoriais em infraestrutura e o crescimento do PIB dos estados brasileiros, utilizando dados do período de 1985 a 1998, e aplicando um modelo econométrico de painel de efeitos fixos. Os resultados dessa análise indicaram que os gastos em infraestrutura mais produtivos nos estados mais desenvolvidos do Brasil, pertencentes às regiões Sul e Sudeste, são os gastos em energia e em comunicação. No entanto, nos estados menos desenvolvidos do país (presentes nas regiões Nordeste e Norte), o maior impacto sobre o crescimento econômico do PIB foi caracterizado pelos investimentos em infraestrutura de transporte.

Estudo de Bertussi (2010) sobre as relações de investimentos em infraestrutura sobre o crescimento regional (PIB estadual), utilizando dados de gastos em infraestrutura estaduais, no período de 1986 a 2007, estimou o modelo econométrico de efeitos fixos. O estudo obteve as mesmas conclusões obtidas por Silva e Fortunato (2007), ressaltando que os estados menos desenvolvidos possuem maior resultado no crescimento econômico (PIB estadual) com os

investimentos em infraestrutura de transportes, possivelmente, devido a precária infraestrutura das regiões nos estados mais pobres da União.

Todos esses citados trabalhos, que analisam as elasticidades do crescimento da economia (PIB estadual) relativo aos gastos governamentais podem, também, ser utilizados numa abordagem de desenvolvimento regional. A literatura destaca que existe uma grande diferença entre as elasticidades e a variável que caracteriza o crescimento econômico, relativa aos gastos governamentais, estimada em diferentes trabalhos. Assim, é viável definir, nas pesquisas relativas a essa área, analisadas no espaço regional do Brasil, distinguindo as relações de causalidade em regiões mais específicas (mais desenvolvidas ou menos desenvolvidas), e verificar como o crescimento regional reage aos gastos governamentais.

O estudo de Romp e Haan (2005) trata de uma revisão sobre pesquisas internacionais, envolvendo gastos em investimento de infraestrutura e a associação destes com o crescimento da economia. O resultado dessa revisão segue na direção de expor que as elasticidades de crescimentos econômicos, relativas aos investimentos em infraestrutura, têm sido menores nas pesquisas mais recentes, se comparadas com as mais antigas. Além disso, foi constatado que há, por parte da sociedade acadêmica, uma maior aceitação de que investimentos em infraestrutura impactam, positivamente, no crescimento econômico, bem como que os impactos dos investimentos em infraestrutura sobre o crescimento econômico dependem dos níveis dos estoques em infraestruturas, visto que regiões com estoques elevados em infraestrutura tendem a possuir uma elasticidade menor que as regiões menos estruturadas em infraestrutura (ROMP E HAAN, 2005).

Straub (2008) também realizou um estudo de revisão sobre a causalidade entre investimento em infraestrutura e crescimento econômico medido pelo PIB, no qual identificou que uma região pobre pode ter resultado negativo no PIB com os investimentos em infraestrutura. Verificou, ainda, que isso ocorre devido proporcionar maiores canais de saída para as regiões ricas em mão de obra e de mercadorias, que os investimentos em infraestrutura provocam na economia. Ou seja, os gastos em infraestrutura têm seu sinal de impacto a depender de vários aspectos, bem como, a partir de um nível, os gastos em infraestrutura acabam por estimular a convergência (quando regiões mais pobres crescem mais rápido o PIB que as regiões mais ricas) de renda entre as economias pobres e mais ricas.

Conforme apontado em Oates (1972), em alguns casos o governo central precisa determinar a oferta de bens públicos em nível nacional e subnacional, considerando que quanto maior a concentração de receita no governo central maior a possibilidade de ineficiências dos

bens públicos, levando a concentração de bens públicos em determinadas regiões. Diante dessa situação, conforme Besley e Coate (2003), o governo central pode descentralizar receitas por meio de gastos públicos, melhorando o provimento de bens públicos e possibilitando o aumento do crescimento da economia.

Nesse sentido, diversos trabalhos analisam a economia brasileira por meio de painel espacial, em diferentes recortes espaciais: Cravo et al. (2014) e Resende et al. (2014) estabelecem recortes por microrregiões; Magalhães et al. (2005) e Silveira Neto e Azzoni (2006) estruturam modelos com recorte por estados; Firme e Simão Filho (2014) aplicam recortes por municípios; e Cabral et al. (2017) estabelecem recortes por regiões.

Magalhães et al. (2005) também pesquisaram a hipótese de convergência do crescimento dos estados brasileiros, no período de 1970 a 1995, estimando um gráfico de dispersão a partir da aplicação do Índice de Moran (o I de Moran trata-se de uma estatística espacial, que mede a autocorrelação dos dados, em que quanto maior seu valor maior será a autocorrelação espacial dos dados). Assim, o gráfico de dispersão trata-se de um gráfico de dispersão das estatísticas do I de Moran, estimado para cada estado. Os resultados indicaram a existência de forte autocorrelação espacial entre o crescimento de renda nos estados brasileiros, concluindo que a convergência acontece por grupos de estados inclusos numa mesma região, ou seja, uma convergência regional do crescimento. O primeiro grupo de convergência envolve o estado de São Paulo, e os estados da região Sul e do Sudeste, regiões onde de concentram os estados de alta renda, logicamente, com vizinhos de alta renda. Já o segundo grupo centra-se no Nordeste do país, região onde estão localizados os estados de baixa renda, que teriam também estados vizinhos de baixa renda.

Silveira Neto e Azzoni (2006) analisaram o crescimento do PIB per capita dos estados brasileiros com o fluxo do capital humano (utilizando taxa de analfabetismo), com anos de estudo de 1985 e com a participação industrial no PIB, no período de 1985 a 2001. Assim, utilizando um modelo econométrico de defasagem espacial, o resultado do trabalho foi que, quando o modelo foi estimado com os níveis educacionais iniciais e das participações industriais no PIB dos estados, a dependência espacial do PIB per capita desapareceu. Isso demonstra, portanto, que a dependência espacial do PIB nos estados brasileiros depende da configuração do modelo.

Firme e Simão (2014) estudaram os municípios de Minas Gerais, no período de 1991 a 2000, utilizando o PIB per capita como variável dependente e, como variáveis independentes, o estoque de capital residencial (capital físico), os anos de estudos de pessoas

com mais de 25 anos (capital humano), e o IDH longevidade (condições de saúde). De acordo com os resultados obtidos, o crescimento do PIB per capita dos municípios mineiros foi explicado pelo capital físico e humano.

Cravo et al. (2014) estudaram o crescimento do Brasil, segmentando a análise econométrica espacial por microrregiões (subdivisão de uma região geográfica natural delimitada pelo IBGE) brasileiras, no período de 1980 a 2004. Considerando como variável dependente o PIB per capita, e variáveis explicativas o crescimento da população e os anos de estudos da população com mais de 25 anos, os autores estimaram os modelos espaciais SDM, SAR e SEM (mesmos modelos utilizados no atual estudo e já apresentados na seção metodológica). O resultado do estudo foi que o capital humano deve ser incentivado pelas políticas econômicas, já que ele provoca o crescimento do PIB per capita das microrregiões brasileiras.

Resende, Carvalho e Sakowski (2014) analisaram, por meio de um painel espacial, o crescimento do PIB per capita em diferentes recortes para municípios, estados e microrregiões, no período de 1970 a 2000. O resultado do trabalho indicou que a melhor forma de analisar efeitos espaciais seria por meio de dados desagregados por municípios, já que estão na forma mais desagregada possível. Contudo, conforme indicam Firme e Simão Filho (2014), o grande problema para se trabalhar com municípios consiste na qualidade dos dados, os quais se apresentam, muitas vezes, de forma duvidosa.

Cabral et al. (2017) estudaram a economia brasileira, em termos regionais, segmentando a análise econométrica espacial para as regiões Sul, Sudeste, Norte, Nordeste e Centro-Oeste, utilizando dados mensais do período de janeiro de 2003 a dezembro de 2013, do consumo residencial de energia elétrica. Utilizando o teste do I de Moran para analisar a autocorrelação espacial, os resultados encontrados estabeleceram que o consumo de energia elétrica é espacialmente dependente na economia brasileira, ou seja, o consumo residencial de energia elétrica depende da localização espacial.

Vários trabalhos internacionais também analisaram o crescimento econômico regional, por meio de econometria espacial. Entre eles estão os trabalhos de Wang et al. (2019), Li et al. (2017) Baudino (2016) e Wang (2016), relacionados com a economia chinesa. Esse tipo de estudo é bastante importante para a economia chinesa, dada sua grande desigualdade econômica regional.

Podemos citar, ainda, pesquisas que analisaram o desenvolvimento econômico regional de países de grandes dimensões, como a África do Sul (MULAMBA e TREGENNA,

2019), e os EUA (MUSSA et al. 2017). Finalmente, podemos citar pesquisas que analisaram o desenvolvimento econômico regional de países de pequenas dimensões, como o Japão (YANG et al., 2017).

Arbués et al. (2015) analisaram o desenvolvimento regional da Espanha, utilizando dados das províncias, do período de 1986 a 2006, por meio de um modelo espacial de Durbin, SDM. O trabalho analisou a associação do investimento multissetorial em infraestrutura e crescimento do PIB das economias provinciais, e os resultados obtidos evidenciaram que os investimentos em infraestrutura sofrem de efeitos de transbordamento nas regiões circunvizinhas, ou seja, as regiões vizinhas entre províncias acabam por sofrer efeitos de crescimento devido aos investimentos em infraestrutura nas regiões próximas. Esse efeito de transbordamento aconteceu, essencialmente, para os gastos em infraestrutura rodoviária. Já os gastos em infraestrutura portuária indicaram impactar no país como um todo, enquanto os investimentos em infraestrutura ferroviária e em aeroporto não demonstraram impacto positivo, em média, com o crescimento da economia.

Baudino (2016), utilizando um painel com 30 províncias da China, entre o período de 1995 a 2013, explorou o impacto da acumulação de capital físico e humano no crescimento econômico do PIB, estimando, para tal, um modelo SAR de efeito fixo. O resultado do estudo foi de que o capital físico possui impacto positivo e maior no crescimento do que o capital humano, além de existir um efeito de transbordamento (efeitos que extrapolam as províncias) que levou a um elevado crescimento na região, tanto do capital físico, quanto do capital humano, medido pela educação.

Li et al. (2017) estudaram o crescimento do PIB da China em um recorte de 30 províncias, por meio de uma abordagem espacial, e estimaram, para tal, um modelo autorregressivo espacial. O trabalho analisou o impacto dos gastos públicos no crescimento do PIB, no período de 2001 a 2013, e apontou como resultado que o aumento dos gastos públicos estimulou o crescimento do PIB nas províncias chinesas.

Yang et al. (2017) analisaram o comportamento da economia japonesa, no período de 1995 a 2014, utilizando como variável dependente as exportações japonesas, e, como variáveis explicativas do modelo, a estabilidade política e o grau de integração econômica no Japão. Assim, a partir do uso de um modelo econométrico SDM, o resultado obtido indicou que as exportações japonesas cresceram, com a estabilidade política e com o maior grau de integração econômica do país.

Mussa et al. (2017) ponderaram o efeito da imigração no mercado imobiliário (no preço dos imóveis) dos EUA, no período de 2002 a 2012, utilizando o modelo SDM. O resultado foi que o aumento da imigração está associado com o aumento dos preços do mercado imobiliário, seguindo, esse efeito, na direção de regiões vizinhas, que acabam sofrendo os efeitos migratórios.

Wang et al. (2019) investigaram o projeto de integração Beijing-Tianjin-Hebei, analisando o impacto do desenvolvimento financeiro regional no crescimento dessa região, no período de 2007 a 2016. No estudo, foi utilizado um modelo econométrico espacial SDM, e construído, para análise, dois indicadores: o CREDIT, que representa a profundidade do desenvolvimento financeiro regional; e o BRANCH, que representa a acessibilidade aos intermediários financeiros regionais, caracterizados pelo número de agências. Conceitualmente, o CREDIT caracteriza o crescimento da economia, e o BRANCH não impacta no crescimento regional. Os resultados do estudo demonstraram a existência de um transbordamento (quando os efeitos não se restringem à região que recebe os gastos, mas atinge, também, as regiões vizinhas) do CREDIT, com efeito negativo no crescimento, e do BRANCH, com efeito positivo no crescimento da região.

Encaminhando-se para concluir esta seção, destacamos, conforme exposto no seu decorrer, o interesse de toda comunidade científica nacional e internacional, em entender como os gastos governamentais impactam no crescimento econômico regional, em regiões segmentadas em dimensões diferentes. Assim, entendemos quão importante é pesquisar a respeito dos efeitos de gastos públicos sobre os estados, a maior segmentação regional brasileira, e sobre as regiões que discriminam o território brasileiro, a saber: Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Norte e Nordeste. Esses estudos em regiões brasileiras segmentadas, em dimensões diferentes, nos possibilitarão identificar, de forma mais clara, os efeitos de transbordamento de crescimento em regiões circunvizinhas, e identificar os efeitos dos impactos de gastos públicos estaduais no crescimento regional.

Nesse sentido, a proposta do Ensaio 1 é analisar, em nível de macrorregiões, o comportamento entre gastos públicos regionais e crescimento das respectivas macrorregiões. Os dados utilizados nesse ensaio foram construídos, somando-se os dados estaduais do Ensaio 2. A proposta do Ensaio 2 é analisar, em nível de estadual, o comportamento entre gastos públicos regionais e crescimento dos respectivos estados. Os dados utilizados nesse ensaio são os dados estaduais.

A revisão da literatura mostrou que, para entender o crescimento de uma determinada região, é conveniente utilizar modelos de econometria espacial. Com esses modelos, podemos entender os efeitos de transbordamento (efeitos que não se resumem às regiões que sofreram os gastos, mas efeitos que transbordam entre regiões vizinhas) que existem na economia. Em todos os trabalhos que utilizam modelos de econometria espacial, o entendimento foi de que os modelos de dados de painel espacial possibilitam um melhor entendimento sobre os impactos de gastos públicos sobre crescimentos regionais, e, em especial, a identificação de efeitos e transbordamentos.

Por fim, ressaltamos que os fatores relacionados a este trabalho incluem os gastos públicos em capital humano, em capital físico e em outros gastos, vistos como tendo efeitos distintos. O gasto público em capital humano pode ter efeito positivo, quando aumenta a produtividade da economia; ou pode ter efeito negativo, quando desestimula a população a investir em capital humano. O gasto em capital físico pode ter efeito positivo, quando aumenta a produtividade da economia e, conseqüentemente, aumenta o produto interno bruto da economia. Ou pode ter efeito negativo, quando exclui os investimentos privados na economia. Os outros gastos públicos também podem possuir efeito positivo quando estimulam o emprego e a renda, estimulando o consumo e, conseqüentemente, o produto interno bruto da economia; ou podem possuir efeito negativo, já que podem excluir os investimentos privados na economia.

### **1.2.3 Crescimento endógeno e capital humano**

A relação entre capital humano e crescimento econômico tem sido tema de volumosa literatura, a qual tem origem no trabalho clássico da teoria da inovação de Schumpeter (1942), orientando que o capital humano e a competição alimentam o crescimento por meio da destruição criativa. Grande parte dessa literatura teórica sobre o crescimento endógeno e capital humano tem se concentrado no papel da pesquisa do desenvolvimento, da ciência e da tecnologia, que produzem inovação, portanto, crescimento da produtividade e, conseqüentemente, da renda per capita, como podemos observar nos trabalhos de Romer (1990) e Aghion e Howitt (1992). Nesses modelos, a força motivadora é a maximização convencional do lucro.

Nos modelos de crescimento exógenos, o crescimento da renda per capita de equilíbrio pode ocorrer por meio de avanços tecnológicos exógenos. Nesse sentido, o papel da

tecnologia pode ser interpretado de forma mais ampla, para incluir todos e quaisquer fatores que aumentem a utilização dos recursos de trabalho e de capital físico, disponíveis para a economia, em um determinado momento, ou seja, o papel da tecnologia é aumentar a produtividade do capital e do trabalho.

Por essa literatura de crescimento exógena, pressupõe-se que esses fatores de avanço tecnológico aconteçam de forma exógena à economia. Entretanto, nos últimos dois séculos, o mundo vivenciou um fenômeno relativamente novo na história econômica da humanidade, um fenômeno inédito vivenciado após a revolução industrial, qual seja o crescimento persistente da renda real per capita na maioria das economias denominadas desenvolvidas. Entretanto, embora diferentes países tenham vivenciado, durante esses dois séculos, níveis diferentes de crescimento da renda, esse fenômeno ainda persiste na economia mundial. Essa constatação acabou originando os modelos de crescimento endógeno na literatura econômica.

Os modelos de crescimento endógenos, como destacado em Lucas (1988), baseiam-se na identificação do avanço tecnológico como capital humano, ou seja, o avanço tecnológico é dado por avanços em investimentos em capital humano. Entende-se essa escolha de investimento como uma escolha social e individual, dentro de um quadro dinâmico da sociedade.

Nessa definição, o capital humano possui duas dimensões inerentes ao movimento da economia: o primeiro consiste no conhecimento incorporado aos trabalhadores, que aumenta a produtividade do trabalho e, com isso, para executar a mesma tarefa, serão necessárias menos horas de trabalho; segunda infere que existe um conhecimento criativo na economia, o qual flui na mente dos acadêmicos, cientistas e inventores e empresários, que aumenta a capacidade de acumular conhecimento, levando a mais inovação na economia, provocando aí inovações no conhecimento adquirido em livros patentes e avanços tecnológicos. Embora esses dois tipos de capital humano sejam distintos, existe uma complementaridade entre eles, ou seja, a inovação da indústria depende do avanço incorporado na aquisição de novos conhecimentos.

Desse modo, os modelos de crescimento endógenos vão além dos modelos neoclássicos, explicando o crescimento persistente como resultado de variáveis endógenas na economia, ou seja, diferente de modelos neoclássicos, que explicam o crescimento por invenções tecnológicas exógenas. Esses modelos de crescimento endógenos também avançam ao colocarem o avanço tecnológico como capital humano, o qual, para Lucas (1988), é o motor do crescimento da economia.

O capital humano pode crescer, perpetuamente, de uma geração para outra, considerando que o nível de conhecimento produtivo serve como insumo para as outras gerações. Desse modo, portanto, o conhecimento é como uma escada, que deve ser escalada degrau por degrau, um de cada vez. Ou seja, o capital humano contribui para expandir a produção por meio do aumento da produtividade do trabalho.

A literatura de gastos em capital humano e crescimento econômico também apresenta uma extensão de modelos neoclássicos, nos quais, na tentativa de tratar de forma endógena os avanços tecnológicos, incluem a produção de pesquisa e desenvolvimento como motor de crescimento. Nessa discussão, podemos destacar Aghion e Howit (1992), que apresentam uma escada de qualidade vertical, em que a melhora da qualidade da pesquisa serve como fonte de crescimento da renda per capita. A outra vertente, na qual podemos citar o artigo de Romer (1990), trata da inovação horizontal, com novas variedades de bens, criados com os investimentos em pesquisa e desenvolvimento e, com isso, estimulando o crescimento da renda per capita da economia.

Em suma, o capital humano acaba por atuar como motor do crescimento da economia nos modelos de crescimento endógenos. Essa análise é tratada no presente estudo, no qual analisamos os efeitos dos investimentos em capital humano no crescimento da economia. Pelo exposto nesta seção, esperamos concluir que o capital humano possua efeito positivo no crescimento do PIB per capita da economia. Ou seja, vislumbramos que os investimentos em capital humano provocam o aumento da produtividade da economia, levando o trabalho a uma maior produtividade e, assim, provocar o crescimento do PIB per capita da economia.

### 1.3 MODELO DE DADOS DE PAINEL ESPACIAL

O modelo de dados de painel espacial foi utilizado para investigar o crescimento da economia dos estados e das macrorregiões territoriais brasileiras, quais sejam as regiões: Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Norte e Nordeste. Assim, este estudo é composto por dois ensaios, para os quais os crescimentos regionais, tanto estaduais como macrorregionais, serão explicados pelos investimentos em: capital humano (CH), capital físico (CF), e outros gastos por categorias funcionais (OG).

Os gastos em capital humano são a soma dos gastos em saúde e saneamento, educação e cultura, bem como os gastos em assistência e previdência, que serão representados pelas letras CH no modelo a ser estimado. Os gastos em capital físico são a soma dos gastos em transporte, habitação e urbanismo, indústria e comércio, além de serviços que serão representados por CF. Por último, temos os gastos que não possuem representação por capital humano ou físico, sendo apenas gastos públicos da administração pública. Esses gastos são a soma dos gastos em segurança pública, administração e planejamento, legislativo e judiciário, representado por OG.

Com isso, segue a representação funcional do modelo a ser estimado:

$$y_{it} = f(C_{it}, I_{it}, CH_{it}, CF_{it}, OG_{it}) + \epsilon_j \quad (1.1)$$

Onde:  $y_{it}$  representa o PIB da região  $i$  no tempo  $t$ , ou seja, o PIB é a variável explicada pela estimação.

Portanto, de acordo com a relação (1.1), o PIB para a região<sup>1</sup>  $i$  no tempo  $t$  é explicado pelo consumo da região  $i$  no tempo  $t$ ,  $C_{it}$ , pelo investimento da região  $i$  no tempo  $t$ ,  $I_{it}$ , e pelos gastos do governo, representados pelos gastos em capital humano na região  $i$  no tempo  $t$ ,  $CH_{it}$ , gastos em capital físico, na região  $i$  no tempo  $t$ ,  $CF_{it}$ , e em outros gastos na região  $i$  no tempo  $t$ ,  $OG_{it}$ .

---

<sup>1</sup> Como evidenciado, neste estudo são realizados dois ensaios: um para macrorregiões e um para as regiões estaduais. Portanto, quando nos referimos a variáveis e regiões ao longo deste texto, estamos tratando, de forma genérica, das variáveis estruturadas para os correspondentes modelos para o Ensaio 1 e o Ensaio 2.

### 1.3.1 Metodologia de dados em painel

Existem três abordagens principais para análise de regressão em painéis: regressão com dados agrupados (*pooled model*); o modelo de efeitos aleatórios; e o modelo de efeitos fixos.

Em uma situação em que todas as hipóteses de Gauss-Markov sejam respeitadas, é possível, simplesmente, agrupar os dados e estimar os parâmetros por Mínimos Quadrados Ordinários, contendo apenas um intercepto,  $C$ , nos moldes do modelo clássico de regressão. Esse modelo é denominado de modelo de dados agrupado, descrito a seguir:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + C + \epsilon_{it}, \text{ com } t = 1, 2, \dots, T; \text{ e } i = 1, 2, \dots, K \quad (1.2)$$

Onde:  $i$  denota a dimensão de unidades espaciais;  $t$  é a dimensão da série temporal;  $y_{it}$  é um vetor de ordem  $KT \times 1$ , com valores da variável dependente;  $X_{it}$  é uma matriz de ordem  $KT \times K$ , contendo os valores das  $it$ -ésima observações das  $K$  variáveis explicativas (ou seja,  $X_{it} = [C_{it} \ I_i \ CH_{it} \ CF_{it} \ OG_{it}]$ );  $\beta$  é um vetor de ordem  $K \times 1$ , correspondente aos parâmetros associados; e  $\epsilon_{it}$  representa um vetor coluna das perturbações estocásticas, de ordem  $KT \times 1$ .

Se existem variáveis relevantes, mas que não são observadas (variáveis latentes), induzindo à heterogeneidade observável entre indivíduos da amostra, então, seus efeitos podem ser controlados tanto pelo modelo de efeitos aleatórios, como pelo modelo de efeitos fixos. Em um modelo de efeitos aleatórios (ou randômicos), os fatores omitidos são incluídos no termo de perturbações estocásticas do modelo, de modo que a heterogeneidade é captada pela variância de cada unidade. No modelo de efeitos fixos, por sua vez, acomoda-se a relação entre variáveis omitidas (ou simplesmente não observáveis), estimando-se um intercepto específico para cada unidade observada no painel, que capte o efeito sobre a média condicional da variável dependente, determinado por tais variáveis. A hipótese essencial do modelo de efeitos aleatórios é que as variáveis omitidas sejam não correlacionadas com as variáveis incluídas no modelo; se esta hipótese for violada, o modelo de efeitos aleatórios torna-se viesado, sendo necessário acomodar a heterogeneidade presente nos dados através de efeitos fixos.

As metodologias a serem aplicadas neste estudo tratam dos modelos de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios (ou randômicos). Para verificar qual modelo se adapta melhor aos dados, foi realizado o teste de Hausman (1978).

### 1.3.1.1 Modelo de efeito fixo (MEF)

Justifica-se o uso de um modelo MEF em detrimento de um modelo de dados agrupados, quando existem variáveis relevantes, não observadas (variáveis latentes), que induzem à heterogeneidade. Nesse caso, os efeitos de heterogeneidade podem ser controlados pelo MEF.

Podemos compreender a racionalidade do MEF, a partir da formulação geral de um modelo de painel para dados agrupados (Equação (1.2)), com a adoção de um intercepto específico para cada unidade observada no painel, eliminando a parte não correlacionada com a variável dependente. Nesse caso, esses interceptos específicos captarão somente os efeitos devidos à média condicional de  $C_i$  sobre a variável dependente, determinado pelos efeitos latentes. Assim, como os efeitos latentes não incorporados na regressão, descritos por  $C_i$ , são correlacionados com as variáveis independentes, incluídas na regressão, por meio da matriz  $X_{it}$ , então, sua média condicional (que é constante no tempo) pode ser expressa como uma função das variáveis incluídas no modelo, de modo que:

$$E[C_i|X_i] = h(X_i) \quad (1.3)$$

Assim, supondo que a função  $h(\cdot)$  seja linear, podemos adicionar e diminuir (1.3) no lado direito da Equação (1.2), obtendo:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + h(X_i) + [C_i - h(X_i)] + u_{it} \quad (1.4)$$

Onde: o termo  $[C_i - h(X_i)]$  na Equação (1.4) não está correlacionado à variável dependente, podendo, portanto, ser omitido, e o termo  $\alpha_i = h(X_i)$  são os interceptos associados às unidades analisadas, em um modelo de efeitos fixos. Esses interceptos específicos são tratados como parâmetros ao serem estimados, permitindo captar a heterogeneidade causada pelas variáveis latentes. Assim, temos:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + \alpha_i + u_{it}, \text{ com } t = 1, 2, \dots, T; i = 1, 2, \dots, K \quad (1.5)$$

Portanto,  $y_{it} = [y_{it}]_{KT \times 1}$ ,  $X'_{it} = [x_{it1}, x_{it2}, \dots, x_{itK}]_{KT \times K}$ ,  $\alpha_i = [0, \alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_K]$ , e  $\beta' = [\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_K]$ , onde  $K$  é o número de unidades espaciais, e  $T$  é o período de tempo da amostra. Na Equação (1.5), assume-se que os  $\alpha_i$  são parâmetros fixos a serem estimados e os distúrbios estocásticos são  $u_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_u^2)$ ; ou seja, independente e identicamente distribuído. Além disso, os vetores  $X_{it}$  são considerados independentes do  $u_{it}$  para todos os  $i$  e  $t$ .

Assim, a Equação (1.5) pode ser reescrita como segue:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_K x_{itK} + \alpha_i + u_{it}, \text{ com } t = 1, 2, \dots, T; \text{ e } i = 1, 2, \dots, K \quad (1.6)$$

Para grandes painéis, onde  $K$  é muito grande, regressões como (1.6) não são viáveis, uma vez que se incluem  $(N - 1)$  variáveis dummies na regressão. Esse modelo MFE é também conhecido como modelo LSDV (Least Square Dummy Variables), que sofre uma grande perda de graus de liberdade, pois, para a sua solução, necessitamos incluir  $(N - 1)$  variáveis dummies extras.

A introdução de muitas variáveis *dummies* no modelo pode agravar o problema de multicolinearidade entre os regressores, o que dificulta a solução do modelo.

Todavia, para eliminar a perda dos graus de liberdade, em função da introdução das variáveis dummies no modelo (1.6), este pode ser transformado, determinando a média, ao longo do tempo, das variáveis no modelo (1.6):

$$\bar{y}_i = \beta_1 \bar{x}_i + \alpha_i + \bar{u}_i, \text{ com } i = 1, 2, \dots, K, \quad (1.7)$$

e, subtraindo a Equação (1.7) de (1.6), obtendo:

$$\tilde{y}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \tilde{x}_{it1} + \dots + \beta_K \tilde{x}_{itK} + \alpha_i + \tilde{u}_{it}, \quad (1.8)$$

Onde:  $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$ , a matriz  $\tilde{X}_{it} = X_{it} - X_i$  (tal que  $\tilde{X}_{it} = [\tilde{x}_{it1}, \tilde{x}_{it2}, \dots, \tilde{x}_{itK}]$ , e  $X_{it} = [x_{it1}, x_{it2}, \dots, x_{itK}]$ ), e  $\tilde{u}_{it} = u_{it} - \bar{u}_i$ .

O modelo (1.8) não determina os coeficientes específicos  $\alpha_i$ . Para determiná-los, recorre-se à Relação (1.7), e estimam-se os coeficientes pela seguinte relação:

$$\alpha_i = \bar{y}_i - X_i' \beta, \text{ com } i = 1, 2, \dots, K, \quad (1.9)$$

Onde: o vetor  $\beta$  é estimado pelo modelo (1.8), e  $\bar{X}_i = [\bar{x}_{i1}, \bar{x}_{i2}, \dots, \bar{x}_{iK}]$ .

Portanto, o modelo estabelecido pela Relação (1.6) deve atender as hipóteses de Gauss-Markov, para que o modelo seja um estimador não viesado (um estimador blue). Logo, temos:

i. Não há dependência entre as variáveis explicativas e o coeficiente fixo do modelo:

$$\text{Cov}(x_{itj}, \alpha_i) = 0, \text{ com } t = 1, 2, \dots, T; i = 1, 2, \dots, K \text{ e } j = 1, 2, \dots, K \quad (1.10)$$

ii. As amostras devem possuir comportamentos aleatórios. Em consequência, os cortes transversais possuirão amostras aleatórias de dados;

iii. As variáveis explicativas devem ser exógenas. Isto é, não deve haver dependência entre as variáveis independentes e os termos de erro estocásticos:

$$E(u_{it} | X_{it}, \alpha_i) = 0 \quad (1.11)$$

iv. As variáveis independentes devem variar ao longo do tempo;

v. Os termos residuais devem ser homocedásticos, tal que:

$$\text{Var}(u_{it} | X_{it}, \alpha_i) = \text{Var}(u_{it}) = \sigma_u^2, \text{ para todo } t = 1, 2, \dots, T \quad (1.12)$$

vi. Dadas as variáveis independentes e o coeficiente de unidades, e tendo que  $t \neq s$ , então, não há correlação serial entre os resíduos:

$$\text{Cov}(u_{it}, u_{is} | X_{it}, \alpha_i) = 0 \quad (1.13)$$

vii. Finalmente, os termos de erros estocásticos devem ser independentes e normalmente distribuídos, i. i. d.

### 1.3.1.2 O modelo de efeito aleatório (MEA)

Um modelo MEA se justifica em detrimento de um modelo de dados agrupados (*Pooled model*), se existem variáveis relevantes, não observadas (variáveis latentes) que induzem à heterogeneidade. Nesse caso, os efeitos de heterogeneidade podem ser controlados pelo modelo de efeitos aleatórios.

Em um modelo MEA, os fatores omitidos são incluídos no termo de distúrbio do modelo, de modo que a heterogeneidade seja captada pela variância de cada unidade. A hipótese essencial do modelo de efeitos aleatórios é que as variáveis omitidas sejam não correlacionadas com as variáveis incluídas no modelo. Se essa hipótese for violada, o modelo de efeitos aleatórios torna-se viesado.

O modelo MEA possui as mesmas hipóteses do modelo MEF (Wooldridge, 2006). Portanto, utilizando a Equação (1.2) para um modelo de dados agrupados, e considerando  $v_{it} = C_i + \epsilon_{it}$ , podemos obter:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + v_{it}, \text{ com } t = 1, 2, \dots, T; \text{ e } i = 1, 2, \dots, K \quad (1.14)$$

Considerando que  $X'_{it} = [x_{it1}, x_{it2}, \dots, x_{itK}]$ , e o vetor  $\beta' = [\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_K]$ , então, temos que:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_K x_{itK} + v_{it}, \text{ com } t = 1, 2, \dots, T; \text{ e } i = 1, 2, \dots, K \quad (1.15)$$

O uso do modelo MEA em detrimento do modelo MEF é que o último causa uma perda significativa de graus de liberdade, pois o número de parâmetros a ser estimado é grande. Portanto, o modelo MEA pode ser aplicado se  $C_i$  for aleatório. Nesse caso,  $C_i \sim \text{I.I.D}(0, \sigma_{C_i}^2)$  e  $\epsilon_{it} \sim \text{I.I.D}(0, \sigma_{\epsilon_{it}}^2)$ , e  $C_i$  são independentes de  $\epsilon_{it}$ . Assim sendo, os  $X_{it}$  são independentes de  $C_i$  e  $\epsilon_{it}$ , para todo  $i$  e  $t$ . O modelo MEA é uma especificação apropriada se estivermos utilizando  $N$  indivíduos, aleatoriamente, de uma grande população. Geralmente, com  $N$  grande, um modelo MEF levaria a uma enorme perda de graus de liberdade.

O modelo MEA (1.15) implica uma variância homocedástica,  $\sigma_{v_{it}}^2 = \sigma_{C_i}^2 + \sigma_{\epsilon_{it}}^2$ , para todos  $i$  e  $t$ , e uma matriz de covariância bloco-diagonal equicorrelacionada, que exhibe

correlação serial ao longo do tempo, apenas entre os distúrbios do mesmo indivíduo. Na verdade, conforme Baltagi (2005):

$$\text{Cov}(v_{it}, v_{js}) = \begin{cases} = \sigma_{C_t}^2 + \sigma_{\epsilon_{it}}^2, & \text{se } t = s \text{ e } i = j \\ = \sigma_{C_i}^2, & \text{se } t \neq s \text{ e } i = j \end{cases}, \quad (1.16)$$

e zero, caso contrário.

Também, a partir do resultado do modelo (1.15), o coeficiente de correlação entre  $v_{it}$  e  $v_{js}$  é a seguinte:

$$\rho = \text{corr}(v_{it}, v_{js}) = \begin{cases} = 1, & \text{se } t = s \text{ e } i = j \\ = \sigma_{C_i}^2 / (\sigma_{C_t}^2 + \sigma_{\epsilon_{it}}^2), & \text{se } t \neq s \text{ e } i = j \end{cases}, \quad (1.17)$$

De acordo com Baltagi (2005), para obter o estimador GLS (Generalized Least Square) dos coeficientes de regressão, é preciso calcular a matriz inversa da variância-covariância,  $\Omega^{-1}$ . A partir de  $\Omega$ , obtêm-se as representações da decomposição espectral de  $\Omega$ , sendo  $\sigma_1^2 = (T\sigma_{C_i}^2 + \sigma_{\epsilon_{it}}^2)$  a primeira raiz característica única de multiplicidade  $N$  e  $\sigma_{\epsilon_{it}}^2$  a segunda raiz característica única de multiplicidade  $N(T - 1)$ .

Assim, a partir dos resultados de decomposição espectral de  $\Omega$ , pode-se obter um elemento típico para a normalização da matriz de covariância e utilizar o estimador OLS para a solução do modelo. Essa normalização é feita, utilizando transformação  $y_{is} - \lambda \bar{y}$ , tal que:

$$\lambda = \left( \frac{\sigma_{\epsilon_{it}}^2}{\sigma_{\epsilon_{it}}^2 - (T\sigma_{C_i}^2 + \sigma_{\epsilon_{it}}^2)} \right)^{1/2} \approx 1 - \sigma_{\epsilon_{it}} / (T\sigma_{C_i} + \sigma_{\epsilon_{it}}) \quad (1.18)$$

Logo, aplicando esse procedimento de normalização estabelecido, a Equação (1.14) transforma-se em:

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{X}'_{it}\beta + \tilde{v}_{it}, \text{ com } t = 1, 2, \dots, T; i = 1, 2, \dots, K \quad (1.19)$$

Onde:  $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \lambda \bar{y}$ ;  $\tilde{X}'_{it} = \{\tilde{x}_{i1} = x_{i1} - \bar{x}_{i1}, \tilde{x}_{i2} = x_{i2} - \bar{x}_{i2}, \dots, \tilde{x}_{iT} = x_{iT} - \bar{x}_{iT}\}$ , e  $\tilde{v}_{it} = v_{it} - \bar{v}$ . As médias das variáveis, utilizadas na Equação (1.19), são médias temporais das variáveis.

O modelo estabelecido pela Relação (1.19) atende as hipóteses de Gauss-Markov, portanto, o estimador OLS constitui um estimador não viesado (um estimador blue). Entretanto, o modelo de efeitos aleatórios, MEA, pode também ser resolvido utilizando a Equação (1.15), mas, nesse caso, deve-se utilizar um estimador GLS (Generalized Least Square), com a finalidade de eliminar as violações das hipóteses de Gauss-Markov.

### 1.3.2 Metodologia espacial de dados

Para Partridge et al. (2012), a econometria espacial tornou-se um pilar para a economia regional e possibilitou calcular efeitos de transbordamentos nas regiões. Nesse sentido, seguimos em nossos ensaios, analisando o crescimento das macrorregiões brasileiras por meio da econometria espacial, no Ensaio 1, ou do crescimento dos estados, no Ensaio 2.

O conceito de dependência espacial trata de representar observações associadas a pontos ou regiões, ou seja, casas, municípios ou estados, indo ao encontro desta pesquisa, cuja proposta é analisar o crescimento das macrorregiões brasileiras, no Ensaio 1, ou de estados, no Ensaio 2. Assim, as matrizes espaciais representam pesos espaciais, que simbolizam a estrutura desse processo.

Posto isso, na econometria, a consideração do efeito da vizinhança pode ser realizada por uma matriz de ponderação espacial, levando em conta os efeitos espaciais que podem alterar o comportamento das variáveis. Essa matriz pode ser pensada e simbolizada de diferentes modos, conforme a relação espacial é modelada.

Conforme LeSage e Pace (2009), podemos salientar a dependência espacial por meio de dados que simbolizam pontos ou regiões no espaço. Isso pode ser pensando na forma de regiões, em que um grupo de sete regiões precisaria ir à região central, o principal centro comercial para todas as regiões. Nesse caso, uma representação esquemática pode ser estabelecida, conforme exposto na Tabela 1.1.

Tabela 1.1 - Representação espacial de sete regiões

R-1	R-2	R-3	R-4	R-5	R-6	R-7
			Centro comercial			

Fonte: Lesage e Pace (2009).

O esquema regional, representado na Tabela 1.1, pode ser pensado como um esquema que caracteriza as interações regionais na economia brasileira, de modo que as pessoas de diferentes regiões se deslocam para a região central (o centro comercial). Isso significa que, por exemplo, pessoas do Sul ou do Norte, ou de outras regiões periféricas quaisquer, realizam compras em São Paulo, centro comercial do Brasil.

Para compreender a interrelação entre regiões periféricas com a região central (São Paulo), são estabelecidos dados hipotéticos de tempo de viagem ( $y$  da matriz 1.20), em uma unidade qualquer (por exemplo, horas), entre as regiões periféricas e a região central, assim como as características específicas de cada região, no caso, a sua população, e distância da região central ( $X$  da matriz 1.21), conforme informações dadas nas matrizes:

$$y = \begin{bmatrix} \text{Tempo de viagem} \\ 40 \\ 25 \\ 18 \\ 12 \\ 18 \\ 25 \\ 40 \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} \text{População} & \text{Distância} \\ 15 & 30 \\ 25 & 25 \\ 28 & 20 \\ 45 & 0 \\ 28 & 20 \\ 25 & 25 \\ 15 & 30 \end{bmatrix} \quad (1.20 \text{ e } 1.21)$$

Apesar de ser nula a distância dentro do centro comercial (São Paulo), o tempo de locomoção dentro dele não é nulo, pois, mesmo estando dentro do centro comercial, restrições de transporte terrestre acontecem, como, por exemplo, ao engarrafamento, que acabam por aumentar o tempo de deslocamento. Dessa maneira, o efeito congestionamento, que não é explicado pela população de cada região e nem pela distância entre cada região e a região central, constitui um efeito de transbordamento espacial na região, já que os atrasos que acontecem para se chegar a um determinado ponto da região central não são explicados por variações na distância ou na população de regiões periféricas à região central.

### 1.3.2.1 Processo de erros espaciais (SEM)

A heterogeneidade espacial fornece outra maneira de motivar a análise da dependência espacial, que se dá através das interações de erros, em um procedimento que originou o modelo de erros espaciais, denominado *Spatial Error mode*, SEM (LESAGE e PACE, 2009).

Os modelos de dados de painel são compostos por várias observações de dados para cada unidade, embora possam existir alguns desses modelos que possuam uma única observação para um grupo de unidades. Destarte, pode-se supor que as regiões circunvizinhas entre as unidades espaciais devam possuir efeitos semelhantes, independente da unidade que integra a vizinhança. Esse comportamento caracteriza uma interação estratégica que induz o entendimento de que os choques não observados seguem um padrão espacial, caracterizado por heterogeneidades espaciais (LESAGE e PACE, 2009). Um modelo de painel para tal estrutura de heterogeneidades espaciais pode ser estruturado, via modelo SEM.

No modelo de erros espaciais (Spatial Error Model – SEM), a interação espacial se dá pelo termo de erro de cada indivíduo, que estarão espacialmente correlacionados para captar efeitos de interações espaciais. O processo de erros espaciais pode ser descrito como um processo econométrico padrão, em que as características de cada unidade de análise (suas variáveis explicativas) determinam, diretamente, os valores da variável endógena, capturando um efeito de interação espacial que afete a variável dependente.

Formalmente, podemos escrever o processo de erros espaciais para um modelo de painel *pooled* como:

$$y_{it} = C + \sum_{k=1}^K x_{(it)k} \cdot \beta_k + v_{it}, \quad \text{com } t = 1, 2, \dots, T; i = 1, 2, \dots, K \quad (1.22)$$

Sendo  $v_{it}$  representada pela seguinte equação:

$$v_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} v_{jt} + e_{it}, \quad \text{com } e_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_k) \quad (1.23)$$

Onde:  $\lambda$  representam interações omitidas; e  $w_{ij}$ , a matriz de ponderação espacial.

Sobre esse modelo, podemos ressaltar que ele é como um modelo *pooled* normal, que possui o  $C$ , representando o intercepto, e o  $\beta_k$ , com  $k = 1, 2, \dots, K$ , simbolizando o coeficiente associado com a variável independente  $x_k$ . E, por último, temos o  $v_{it}$ , sendo o erro associado à estimativa da variável dependente para a unidade de análise no período, e o  $t$ , que representa o tempo.

Representando as equações (1.22) e (1.23), em termos matriciais, temos:

$$y = X'\beta + v, \quad e v = \lambda Wv + e \quad (1.24 \text{ e } 1.25)$$

Essas duas equações podem se juntar, colocando o  $v$  em evidência e substituindo-o na primeira equação. Desse modo a equação final fica assim representada:

$$y = X'\beta + (I - \lambda W)^{-1}e \quad (1.26)$$

Onde: a matriz  $y$  é de ordem  $TK \times 1$ ,  $X$  é de ordem  $TK \times K$ ,  $\beta' = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K]$ ,  $W$  é a matriz de ponderação espacial, de ordem  $K \times K$ ,  $I$  é a matriz identidade de ordem  $K \times K$ , e  $e$  é o termo de erro estocástico, é de ordem  $TK \times 1$ .

Portanto, podemos destacar que, em um processo SEM, caso esteja presente no modelo, os erros de diferentes períodos estarão interligados período a período, possibilitando a análise da heterogeneidade dos dados e das unidades. Essa ligação dos erros dependerá da forma de proximidade ou distância com as unidades, e das interações simbolizadas por  $\lambda$ , que representam as interações omitidas (LESAGE e PACE, 2009).

### 1.3.2.2 Os processos espaciais SAR e SDM

Os agentes econômicos tomam decisões que são, muitas das vezes, dependentes de ações tomadas antes, criando, com isso, uma dependência da variável explicada pelo tempo passado. Um modelo capaz de representar esse tipo de comportamento denomina-se modelo autorregressivo, o qual, no entanto, sendo um processo temporal, pode, também, ser tratado por um processo de interação espacial, modelando, explicitamente, as interações entre as variáveis dependentes do modelo, por meio do modelo SAR (Spatial Auto Regressive).

O modelo SAR pode ser pensado como um modelo semelhante ao SEM, embora as interações espaciais sejam estabelecidas por meio das variáveis dependentes. Assim, o processo SAR é descrito por um modelo de painel *pooled*, que assume a seguinte forma:

$$y_{it} = C + \rho \sum_{j=1}^K w_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^K x_{it}^k \beta_k + e_{it}, \text{ com } t = 1, 2, \dots, T; i = 1, 2, \dots, K \quad (1.27)$$

com:

$$e_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_k) \quad (1.28)$$

Como anteriormente referido,  $C$  representa o intercepto e  $\beta_k k$  e o  $k$ -ésimo parâmetro, associado à variável  $x_k$ ; o parâmetro  $\rho$  capta a sensibilidade da variável dependente aos valores das variáveis dependentes na vizinhança, ponderadas de acordo com a matriz  $W$ , e  $e_{it}$  é uma perturbação estocástica que segue uma distribuição normal, tal que  $\varepsilon e \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ .

Portanto, como o modelo segue a mesma representação do modelo SEM, podemos reescrever o processo caracterizado pelas relações (1.27) e (1.28), em termos matriciais, como segue:

$$y = \rho W y + X \beta + e \quad (1.29)$$

A Relação (1.29) reduz-se a:

$$y = (I - \rho W)^{-1} X \beta + (I - \rho W)^{-1} e \quad (1.30)$$

Onde: a matriz  $y$  é de ordem  $TK \times 1$ ;  $X$  é de ordem  $TK \times K$ ;  $\beta' = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K]$ ;  $W$  é a matriz de ponderação espacial, de ordem  $K \times K$ ;  $I$  é a matriz identidade de ordem  $K \times K$ ; e  $e$  é o termo de erro estocástico, é de ordem  $TK \times 1$ .

Desse modo, podemos evidenciar que o processo SAR é diferente do processo SEM, com ressalva já que as variáveis dependentes também estão presentes para explicar a variação da variável explicada, ou seja, a interação espacial da variável dependente está presente na análise.

A existência de dependência entre variáveis endógenas e variáveis independentes vizinhas caracterizaria a presença de *spillovers* espaciais, tornando-se necessário flexibilizar o modelo para levar este fator em consideração. O modelo de Durbin Espacial (SDM) é caracterizado justamente por acomodar essa hipótese.

Especificamente, como destacado em Lesage e Pace (2009), o modelo de Durbin é motivado pelo tratamento de variáveis omitidas. Em geral, pesquisas no campo de painel espacial omitem muitas variáveis, porque não se consegue identificar todas as possíveis variáveis explicativas do modelo (LESAGE e PACE, 2009). Nesse sentido, o modelo SDM incorpora os efeitos das variáveis não observáveis, incluindo um termo de expansão no modelo SAR, integrando uma defasagem espacial em relação às variáveis independentes.

Assim, partindo de um modelo SAR, e expandindo-o para incorporar uma defasagem espacial em relação às variáveis independentes, o modelo de Durbin, SDM, é escrito, como segue:

$$y_{it} = C + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^K (x_{it}^k \beta_k) + \sum_{k=1}^K \theta_k \sum_{j=1}^N \tau^k w_{ij} x_{jt}^k + e_{it} \quad (1.31)$$

Reescrevendo o modelo com notação matricial e isolando a variável endógena, temos a seguinte equação:

$$y_{it} = (1 - \rho W)^{-1} C + (1 - \rho W)^{-1} (X\beta + WX\theta\tau) + (1 - \rho W)^{-1} e_{it} \quad (1.32)$$

Onde: a matriz  $y$  é de ordem  $TK \times 1$ ;  $X$  é de ordem  $TK \times K$ ;  $\beta' = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K]$ ,  $W$  é a matriz de ponderação espacial, de ordem  $K \times K$ ;  $I$  é a matriz identidade de ordem  $K \times K$ ; e  $e$  é o termo de erro estocástico, é de ordem  $TK \times 1$ .

O modelo de Durbin espacial leva em consideração os parâmetros  $\theta_k$ , com  $k = 1, 2, \dots, K$ , que testam a existência e mensuram a intensidade de *spillovers* espaciais em cada variável exógena considerada. Desse modo, o modelo de Durbin, que contém o modelo SAR aninhado em sua estrutura, se reduz a um modelo SAR, caso seja imposta a restrição  $\theta_k = 0$ , para todo  $k$ . Contudo, nem toda variável exógena precisa ser considerada no modelo: caso não haja razões teóricas para estabelecer a presença de *spillovers* na  $k$ -enésima variável, a variável binária  $\tau_k$  assume o valor 0, caso contrário  $\tau_k = 1$ .

### 1.3.2.3 Escolha do modelo de efeito fixo

Como enfatizado por Elhorst (2014), os dados com efeito fixo se mostram mais adequados para trabalhos com dados em painel ou com dados de ponderação espacial. Isto é justificado pela impossibilidade de definir as matrizes de ponderação espacial, em estudos com dados no espaço-tempo de unidades espaciais adjacentes, localizadas em áreas de estudo ininterruptas, com heterogeneidades decorrentes dos efeitos aleatórios. Consequentemente, o estudo dessas áreas toma a forma de um estado ou de todas as regiões de um país. Desse modo, sob essas condições, os modelos de efeitos fixos são mais apropriados do que os modelos de efeitos aleatórios, ou modelos de dados agrupados (*Pooled Model*).

### 1.3.2.4 Estimação do modelo SEM em painel de efeito fixos

Conforme Elhorst (2010), um modelo de efeitos fixos com dados em painel no modelo espacial SEM pode ter seus parâmetros estimados por meio de uma função Log-verossimilhança, descrita como segue:

$$\ln L = -\frac{KT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \ln |I_K - \lambda W| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^K \sum_{t=1}^T \left\{ \tilde{y}_{it} - \lambda \sum_{j=1}^K W_{ij} \tilde{y}_{jt} - [\tilde{X}_{it} - \lambda (\sum_{j=1}^K W_{ij} \tilde{X}_{jt}) \beta] \right\}^2 \quad (1.33)$$

As variáveis que possuem um til sobreposto simbolizam as variáveis estimadas, em termos de desvio de suas médias. Podemos destacar que T trata do período de tempo de análise, e K, das unidades de análise do painel, no caso do número de macrorregiões ou estados analisados. Os parâmetros  $\beta$  e  $\sigma^2$ , encontrados na Relação (1.33), são estimados por Anselin e Hudak (1992), e calculados a partir da solução analítica de primeira ordem da função de verossimilhança, dada por (1.33), conforme segue:

$$\beta = \{[\tilde{X} - \lambda(I_T \otimes W)\tilde{X}]' [\tilde{X} - \lambda(I_T \otimes W)\tilde{X}]\}^{-1} \quad (1.34)$$

e

$$\sigma^2 = \frac{e(\lambda)' e(\lambda)}{KT} \quad (1.35)$$

Onde: o símbolo  $\otimes$  representa o produto de Kronecker<sup>2</sup>;  $I_T$  é uma matriz de identidade de ordem T; e W é a matriz de ponderação espacial, de ordem  $K \times K$ .

Conforme Anselin e Hudak (1992),  $e(\lambda)$  é dado pela seguinte relação para  $e(\lambda)$ :

<sup>2</sup> O produto de Kronecker, às vezes denotado por  $\otimes$ , é uma operação em duas matrizes de tamanho arbitrário, resultando em uma matriz de bloco. É uma generalização do produto externo (que é denotado pelo mesmo símbolo) de vetores para matrizes, e fornece a matriz do produto tensorial com relação a uma escolha padrão de base. O produto Kronecker também é, às vezes, chamado de produto direto da matriz.

$$e(\lambda) = \tilde{y} - \lambda(I_t \otimes W)\tilde{y} - [\tilde{X} - \lambda(I_t \otimes W)\tilde{X}]\beta \quad (1.36)$$

A partir dos valores obtidos para o vetor  $\beta$  e  $\sigma^2$ , Anselin e Hudak (1992) reestruturaram a função de log-verossimilhança para torná-la concentrada em relação à  $\lambda$ . Assim, a função de log-verossimilhança tornou-se:

$$\ln L = \frac{-KT}{2} \ln[e(\lambda)'e(\lambda)] + T \ln[I_K - \lambda W] \quad (1.37)$$

A otimização de tal função de log-verossimilhança não é solucionada analiticamente, mas exige rotinas iterativas para uma solução obtida por convergência numérica. Na solução dessa rotina, buscamos base no trabalho de Elhorst (2012).

#### 1.3.2.5 Estimação do processo SAR e SDM em painéis de efeitos fixos

As estimações em painel de efeito fixo nos modelos espaciais de SAR e SDM também partem da estimativa de uma função log-verossimilhança, desenvolvida em Elhorst (2010). Esta função log-verossimilhança é a mesma, tanto para o modelo SAR como para o modelo SDM, definida como segue:

$$\ln L = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \ln[I_K - \rho W] - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^K \sum_{t=1}^T [y_{it} - \rho \sum_{j=1}^K W_{ij}y_{jt} - X_{it}\beta - C_i]^2 \quad (1.38)$$

Conforme Elhorst (2010), a única diferença entre esses dois modelos é que, no modelo SDM, a matriz de observações das variáveis independentes é uma matriz particionada, na qual as observações das variáveis independentes, das unidades de análise vizinhas, levam em consideração uma defasagem espacial dessas variáveis.

Calculando as derivadas parciais da função de log-verossimilhança com respeito aos interceptos individuais de cada unidade ( $C_i$ ), e igualando cada uma dessas equações a zero para obter as condições de primeira ordem em relação à  $C_i$ , obtém-se a forma assumida pelos efeitos fixos:

$$C_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [y_{it} - \rho \sum_{j=1}^K W_{ij}y_{jt} - X_{it}\beta] \quad (1.39)$$

Substituindo (1.39) em (1.38), obtém-se a solução da função de log-verossimilhança, em relação aos parâmetros  $\beta$ ,  $\sigma^2$  e  $\rho$ .

$$\ln L = C - \frac{KT}{2} \ln[(\tilde{e}_0 - \rho \tilde{e}_1)'(\tilde{e}_0 - \rho \tilde{e}_1)] + T \ln[I_n - \rho W] \quad (1.40)$$

Onde: C é uma constante que não depende de  $\rho$ .

Uma vez obtida a estimativa numérica de  $\rho$ , por iterações sucessivas, os valores de  $\beta$  e  $\sigma^2$ , que maximizam a função de verossimilhança, podem ser diretamente calculados, e são os seguintes:

$$\beta = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}\tilde{X}'[\tilde{y} - \rho(I_T \otimes W)\tilde{y}] \quad (1.41)$$

e

$$\sigma^2 = \frac{1}{KT} (\tilde{e}_0 - \rho \tilde{e}_1)' \quad (1.42)$$

Como ressaltado por Elhorst e Fréret (2009), por ser imparcial para as estimações dos coeficientes, não se pode ignorar o modelo Durbin, mesmo que os dados se adaptem melhor ao modelo SAR ou SEM. Outra grande vantagem do modelo Durbin é a produção dos efeitos de *spillovers*, tanto globais quanto locais, não impondo restrição à magnitude desse efeito.

### 1.3.3 Testes a serem realizados nas estimações

O teste LM foi adequado, inicialmente, por Anselin (1988), para testar a dependência espacial da variável explicada defasada, conforme o modelo SAR ou o modelo SDM. Este teste LM, para a variável defasada, é definido como segue:

$$LM = [e'Wy/(e'e/K)]^2 \frac{1}{tr(W^2+W'W)+[(WX\beta)'(I_K-X(X'X)^{-1}X')(WX\beta)]/(e'e/K)} \quad (1.44)$$

A estatística LM, dada por (1.44), assume uma distribuição  $\chi^2$  com um grau de liberdade.

De forma específica, o teste LM, dado pela Equação (1.44), assume, na sua hipótese  $H_0$ , que a dependência espacial da variável explicada defasada, no modelo, é nula.

Anselin (2013), no entanto, na evolução de seus estudos de construção de testes para modelos de painel espacial, destaca que os testes baseados na estimação da máxima log-verossimilhança, o teste Wald de razão de verossimilhança (LR) e o do multiplicador lagrangiano (LM), são os mais apropriados para testar se há autocorrelação espacial nos erros. Esses testes foram, também, adaptados para testar os modelos defasados espacialmente. Em síntese, eles são utilizados para testar, comparativamente, os modelos de autocorrelação espacial dos erros, tendo, na hipótese nula, o modelo SEM ou o modelo SAR ou SDM.

Segundo LeSage e Pace (2009), a escolha entre o modelo SAR (ou SDM) ou SEM é feita pelo teste LM. A hipótese nula do teste,  $H_0$ , é a de que o modelo não possui variável defasada explicada (ou seja, em  $H_0$  aceita o modelo SEM, no qual prevalece a dependência do espacial do erro). Entretanto, a possível rejeição de  $H_0$  caracteriza a aceitação do modelo SAR (ou SDM), no qual prevalece a significância da variável defasada explicada no modelo. A adequação desse teste LM, para análise de modelos de dados em painel espacial, foi desenvolvida por Burridge (1980), cuja estatística LM segue uma distribuição  $\chi^2$ , com um grau de liberdade, definida como segue:

$$LM = [e'We/(e'e/K)]^2(1/\text{tr}(W^2 + W'W)) \quad (1.43)$$

Da mesma forma, Anselin (2013) sugere também o teste de Wald para testar, comparativamente, a performance do modelo SAR (ou SDM) diante do modelo SEM. A hipótese  $H_0$  desse teste estabelece que a inclusão da variável explicada defasada não é importante na explicação do modelo, ou se somente o erro espacial prevalece nas explicações do modelo.

Conforme Anselin (2013), o teste de Wald foi reestruturado para a análise do erro espacial, conforme definição que segue:

$$Wald = \lambda^2 [t_2 + t_3 - \frac{(t_1)^2}{K}] \sim \chi^2(1) \quad (1.44)$$

Onde: por  $\lambda$  representam as interações omitidas (LeSage e Pace, 2009).

Entretanto, definindo  $B = (I_K - \lambda W)$ , onde  $I_K$  é uma matriz identidade de ordem  $K$ ,  $W$  é uma matriz de ponderação ordem  $K \times K$ , podemos obter as representações para  $t_1, t_2$ , e  $t_3$ , dadas a seguir:

$$t_1 = \text{tr}(W)B^{-1}, t_2 = \text{tr}(WB^{-1})^2 \text{ e } t_3 = \text{tr}(WB^{-1})' \quad (1.45, 1.46 \text{ e } 1.47)$$

Como conclusão, esse teste deve ser realizado para verificar a significância da variável defasada ou do erro espacial, atestando, assim, os modelos espaciais SEM em  $H_0$ , e SAR (SDM) na hipótese alternativa,  $H_1$ .

Da mesma forma que anteriormente, Anselin (2013) elabora o teste LR, também para testar, comparativamente, a performance do modelo SAR (ou SDM) diante do modelo SEM. A hipótese  $H_0$  desse teste estabelece que a inclusão da variável explicada defasada não é importante na explicação do modelo, ou se somente o erro espacial prevalece nas explicações do modelo. Este teste é definido como segue:

$$LR = 2[L(\theta) - L(\theta_R)] \quad (1.48)$$

O  $L(\theta)$  é a log-verossimilhança do modelo SDM, com a dependência espacial da variável explicada defasada e as variáveis interativas; e o  $L(\theta_R)$  trata do modelo de SAR ou SEM. O teste de razão de verossimilhança segue um  $\chi^2$  com um grau de liberdade. E a hipótese nula do teste é que não há diferença entre o SAR ou SEM com o modelo SDM. Portanto, um valor de razão de verossimilhança, estatisticamente, significativo indica que o modelo SDM é um modelo melhor, ao incorporar o componente interativo no modelo.

Já o teste de Hausman verifica qual modelo se adapta melhor aos dados: o modelo de efeitos fixo ou o modelo de efeitos aleatórios. Esse teste, desenvolvido por Hausman (1978), tem como finalidade testar se o modelo de efeito aleatório é melhor que o modelo de efeito fixo, e é definido em função das seguintes estatísticas:

$$\text{Avar}(\delta_{EF}) = \sigma_u^2 \frac{[E(X'X)]^{-1}}{K}, \quad (1.49)$$

$$\text{Avar}(\delta_{EA}) = \sigma_u^2 \frac{[E(X'X)]^{-1}}{K}, \quad (1.50)$$

e

$$H = (\delta_{EF} - \delta_{EA})'(Avar(\delta_{EF}) - Avar(\delta_{EA}))^{-1}(\delta_{EF} - \delta_{EA}) \quad (1.51)$$

Onde:  $\sigma_u^2$  é a variância individual;  $Avar(\delta_{EF})$  é a variância assintótica da estimação do efeito fixo;  $Avar(\delta_{EA})$  é a variância assintótica da estimação do efeito aleatório;  $\delta_{EF}$  e  $\delta_{EA}$  são, respectivamente, o vetor dos parâmetros estimados pelo modelo de efeitos fixos e o vetor de parâmetros estimados pelo modelo de efeitos aleatórios.

A Estatística de Hausman,  $H$ , é uma distribuição  $\chi^2(K)$ , com  $k$  graus de liberdade, onde  $k$  é o número de fatores explanatórios de cada modelo. Rejeitar a hipótese nula,  $H_0$  significa afirmar que há correlação entre os termos de erro e os regressores e, conseqüentemente, os estimadores do modelo de efeitos aleatórios não são consistentes<sup>3</sup>. Portanto, sob a hipótese alternativa,  $H_1$ , o modelo de efeitos aleatórios é inconsistente, mas o modelo de efeitos fixos é consistente, porém ineficiente. Em outras palavras, sob  $H_1$  deve-se trabalhar com o modelo de efeitos fixos. Entretanto, sob  $H_0$  há ausência de correlação dos regressores com os termos de erro. Nesse caso, os dois modelos são consistentes, mas o modelo de efeito aleatório é eficiente<sup>4</sup>.

Existem vários testes de raiz unitária, apropriados para testar modelos de dados de painel, entre os quais, podemos citar: Harris e Tzavalis (1999), Breitung (2000), Levin, Lin e Chu (2002), Im, Pesaran e Shin (2003) e Dickey Fuller (1981). Nesses testes, habitualmente, a hipótese nula assume a presença de raiz unitária. Entretanto, o teste de Hadri (2000) assume que a hipótese nula estabelece a condição de estacionário.

Esclarecemos que não discutidas, aqui, as formulações dos diversos critérios de informação, destacados no parágrafo anterior, entretanto, quaisquer informações detalhadas sobre esses critérios podem ser obtidas nos artigos citados. Vale, ressaltar, porém, que utilizaremos alguns desses testes para identificar o modelo de dados de painel espacial, apropriado para modelar os dados do nosso estudo. O entendimento desses testes, baseados nos critérios de informação, é de que, para aqueles testes em que a presença de raiz unitária se encontra associada com a hipótese nula, a presença de raiz unitária se encontra associada com

<sup>3</sup> Um estimador consistente trata do fato de que, se aumentar o tamanho da amostra, os erros reduzirão; isto é, um estimador robusto, mas gerando termos resíduos que se caracterizam com ruído branco, no sentido fraco.

<sup>4</sup> Um estimador consistente e eficiente trata de um estimador de variância mínima; isto é, um estimador robusto, gerando termos resíduos que se caracterizam com ruído branco, no sentido forte).

a existência de correlação entre os termos de erro e os regressores. Assim, sob  $H_0$  prevalece o modelo de efeitos fixos sobre o modelo de efeitos aleatórios. Caso contrário, se prevalecer a hipótese alternativa, que estabelece a condição de estacionariedade (ausência de correlação dos regressores com os termos de erro), então, o modelo de efeitos aleatórios prevalecerá.

### 1.3.4 Base de dados

Inicialmente, devemos salientar que, neste estudo, utilizamos dados anuais para o período de 1990 a 2016. Os dados sobre produto interno bruto (PIB) dos estados brasileiros, a serem utilizados no Ensaio 2, foram obtidos na base de dados IPEADATA, em [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br). No caso do Ensaio 1, que envolve a análise das macrorregiões do território brasileiro (Região Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Norte e Sudeste), os dados de PIB de cada região foram obtidos, somando-se os dados do PIB estadual dos estados inclusos nas correspondentes regiões, compondo, assim, o PIB de cada região.

Os dados estaduais de consumo em energia elétrica residencial e de consumo de energia industrial foram utilizados como *proxies*, respectivamente, para o consumo e o investimento em nível estadual. Esse procedimento ocorreu devido os dados de consumo e de investimentos não serem estimados pelos órgãos oficiais governamentais estaduais. Assim, os dados foram coletados da base de dados do sistema de informação energética [www.mme.gov.br/SIEBRASIL](http://www.mme.gov.br/SIEBRASIL). O procedimento aplicado para obter os dados de consumo e investimento para as macrorregiões foi o mesmo aplicado, anteriormente, para obter os dados do PIB das macrorregiões. Ou seja, somamos os dados estaduais, respectivamente, de consumo de energia elétrica doméstica e industrial, para os estados inclusos em cada região.

Os dados dos gastos governamentais, em nível estadual, foram retirados da base de dados do tesouro nacional, donde foram obtidos os seguintes gastos setoriais: (i) legislativo; (ii) judiciário; (iii) administração e planejamento; (iv) agricultura; (v) comunicação; (vi) defesa nacional e segurança pública; (vii) desenvolvimento regional; (viii) educação e cultura; (ix) energia e recursos minerais; (x) habitação e urbanismo; (xi) indústria, comércio e serviços; (xii) relações exteriores; (xiii) saúde e saneamento; (xiv) trabalho; (xv) assistência e previdência; e (xvi) transporte.

Os gastos em capital humano correspondem à soma dos gastos em saúde e saneamento, educação e cultura, assistência e previdência, e ciência e tecnologia, que serão representados pela letra CH, no modelo a ser estimado. Os gastos em capital físico resultam da

soma dos gastos em transporte, habitação e urbanismo, desenvolvimento regional, indústria, comércio e serviços, comunicação, energia e recursos minerais, que serão representados por CF. Por último, os gastos que não se encontram representados em nenhum dos dois grupos, capital humano ou físico, correspondem aos gastos públicos na administração pública e resultam da soma dos gastos em segurança pública, administração e planejamento, legislativo e judiciário, que serão representados por outros gastos, OG. Lembramos que a composição desses gastos foi estabelecida para as macrorregiões, somando-se as grandezas dos estados correspondentes a cada região territorial.

Finalmente, os dados foram transformados em per capita, utilizando a estimativa da população estabelecida pelo IBGE, tanto para os dados estaduais, que compõem o Ensaio 2, como para os dados macrorregionais, que compõem o Ensaio 1. Esses dados foram transformados a preços de 2010, utilizando o deflator implícito do PIB, com base 2010, obtido no IPEADATA.

Destacamos que a utilização do consumo de energia elétrica é importante pela sua causalidade espacial, como destacado em Cabral et al. (2017). Utilizando um recorte macrorregional, ou seja, como no Ensaio 1, um recorte de Sul, Sudeste, Nordeste, Norte e Centro-Oeste, Cabral et al. (2017) observaram a existência, na economia brasileira, de uma causalidade espacial do consumo residencial de energia elétrica, destacando, assim, que a localização espacial é determinante para o consumo de energia elétrica. Essa causalidade espacial reforça a importância da utilização de dados sobre o consumo residencial em nosso estudo.

Indo além, aplicamos o teste de Granger para verificar as relações entre o consumo residencial de energia elétrica e o PIB, com a finalidade de justificar a utilização do consumo residencial de energia elétrica como *proxy* para consumo das famílias. Os resultados obtidos estão apresentados na Tabela 1.2.

Tabela 1.2 - Teste de causalidade de Granger entre o consumo residencial de energia elétrica com o PIB.

Hipótese Nula	Chi <sup>2</sup>	Prob > Chi <sup>2</sup>
Consumo não causa PIB	10.448	0.001
PIB não causa consumo	16.212	0.000

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Esse resultado indica a rejeição da hipótese nula de que o consumo não causa o PIB, ou seja, pelo teste de Granger, podemos destacar que o consumo residencial de energia

elétrica provoca o PIB na economia brasileira, do mesmo modo, rejeitamos a hipótese nula de que o PIB não causa o consumo residencial de energia elétrica, portanto, o PIB provoca o consumo residencial de energia elétrica. Em conclusão, destacamos que existe uma bicausalidade entre consumo residencial de energia elétrica com o PIB brasileiro, ou seja, o consumo residencial de energia elétrica provoca o PIB, e o PIB causa o consumo residencial de energia elétrica.

Podemos analisar, ainda, os gastos físicos em porcentagem do PIB com o intuito de dar sustentação às análises de nossos ensaios. Na Tabela 1.3, apresenta-se porcentagem dos gastos em capital físico em porcentagem do PIB.

Tabela 1.3 - Gastos em capital físico em porcentagem do PIB

Ano	Capital físico Participação no PIB
1990	3,05153499
1991	2,213236044
1992	2,498371777
1993	2,785489384
1994	2,829044568
1995	1,904013233
1996	1,877299065
1997	3,007705086
1998	2,313234352
1999	2,113801252
2000	0,989501231
2001	0,994269173
2002	0,94892766
2003	0,730945687
2004	0,763417555
2005	0,873086891
2006	0,84624079
2007	0,762863435
2008	0,943924747
2009	1,102395206
2010	1,095925363
2011	0,875523401
2012	0,776283222
2013	0,952068623
2014	0,906171531
2015	0,680543891
2016	0,630751992

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Dos dados dessa tabela, destacamos que os gastos em capital físico em porcentagem do PIB vivenciaram uma queda entre os anos de 1990 a 2016, e, no presente recente, está em níveis abaixo de 1% do PIB. Desse modo, podemos encontrar estimativas não significativas desses gastos, já que possuem níveis bastante baixos na economia brasileira.

Buscando uma breve análise entre a economia brasileira e a economia de alguns países da América Latina, elaboramos, a partir dos dados do INFRALATAM, a Tabela 1.4.

Tabela 1.4 - Gastos em porcentagem do PIB de países da América Latina

<b>Ano</b>	<b>Argentina</b>	<b>Chile</b>	<b>Colômbia</b>	<b>México</b>	<b>Uruguai</b>
<b>2008</b>	1,40	1,27	2,10	1,06	2,06
<b>2009</b>	1,79	1,58	3,29	1,36	2,20
<b>2010</b>	1,94	1,26	2,20	1,53	2,18
<b>2011</b>	1,47	1,25	2,12	1,29	2,05
<b>2012</b>	1,35	1,30	2,24	1,13	2,26
<b>2013</b>	1,45	1,23	2,86	1,13	2,39
<b>2014</b>	1,46	1,39	1,97	1,41	2,60
<b>2015</b>	1,48	1,57	2,26	1,24	2,17
<b>2016</b>	1,07	1,48	1,74	1,79	2,09
<b>2017</b>	1,19	1,34	0,94	0,82	1,83
<b>2018</b>	1,15	1,14	1,29	0,70	1,42
<b>2019</b>	0,64	1,21	1,42	0,75	1,36

Fonte: Elaboração própria por meio de dados do INFRALATAM (2021).

Podemos destacar por essa tabela que países próximos possuem gastos em infraestrutura em níveis bem superiores ao observado na economia brasileira. Verifica-se, assim, a possibilidade de resultados diferentes mesmo em economias parecidas da América Latina.

## 1.4 ENSAIO 1

### **Análise dos impactos dos gastos governamentais sobre o crescimento das regiões brasileiras, no período de 1990 a 2016.**

**Resumo:** Neste Ensaio, analisam-se os efeitos dos gastos públicos no crescimento do PIB das macrorregiões brasileiras: as regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Norte e Nordeste. Separamos os gastos por categoria funcional, em gastos de Capital Humano, Capital Físico e Outros Gastos. Os modelos de solução, aplicados neste estudo, foram os modelos de painel espacial SEM, SAR e SDM. Como já destacado anteriormente, esses modelos possibilitam estimar os efeitos de transbordamento do crescimento econômico, devido aos gastos públicos em regiões circunvizinhas. Os resultados obtidos nas estimativas demonstraram que o Capital Humano constitui o principal insumo que impacta sobre o crescimento econômico. De forma evidente, os gastos em Capital Humano demonstraram ser eficientes no processo de crescimento econômico, pois impactaram, positivamente, no crescimento econômico das macrorregiões brasileiras. Além disso, o Capital Humano mostrou ser efetivo no processo de transbordamento de crescimento positivo em regiões circunvizinhas.

**Palavras-Chave:** Econometria espacial. modelo SEM. modelo SAR. modelo SDM. Macrorregiões. gastos públicos.

**Abstract:** In this Essay, the effects of public spending on GDP growth in Brazilian macroregions are analyzed: the South, Southeast, Midwest, North and Northeast regions. We separate expenses by functional category, into Human Capital, Physical Capital and Other Expenses. The solution models applied in this study were the SEM, SAR and SDM spatial panel models. As previously highlighted, these models make it possible to estimate the spillover effects of economic growth, due to public spending in surrounding regions. The results obtained in the estimates showed that Human Capital is the main input that impacts on economic growth. Evidently, spending on Human Capital proved to be efficient in the process of economic growth, as it had a positive impact on the economic growth of Brazilian macroregions. In addition, Human Capital proved to be effective in the spillover process of positive growth in surrounding regions.

**Keywords:** Spatial econometrics. SEM model. SAR model. SDM model. Macroregions. Public spending.

## 1.5 INTRODUÇÃO

No Ensaio 1, trata-se de uma análise em nível macrorregional da economia brasileira. Destacamos a importância desses estudos, que tratam de dados em nível macrorregional, pela atuação das superintendências de desenvolvimento das macrorregiões da economia brasileira, ou seja: a superintendência de desenvolvimento do Sul (SUDESUL); a superintendência de desenvolvimento do Nordeste (SUDENE); a superintendência de desenvolvimento do Centro-Oeste (SUDECO); e a superintendência de desenvolvimento da Amazônia (SUDAM). Esses estudos têm ainda, o intuito de viabilizar as ações da união nas macrorregiões e de desenvolver as regiões.

Para financiar as ações de desenvolvimento das macrorregiões brasileiras, o governo federal instituiu, os fundos constitucionais de desenvolvimento para o Centro-Oeste, Nordeste e Norte do país. Além disso, existem os bancos de desenvolvimento do Nordeste e o banco de desenvolvimento da Amazônia. Desse modo, o tratamento de dados em nível macrorregional objetiva suprir essas superintendências e os bancos de investimentos com indicativos dos melhores gastos a serem financiados nessas regiões, ou seja, possibilitando que os gastos mais eficientes sejam priorizados.

A desigualdade regional é um problema histórico no Brasil e faz com que as regiões menos desenvolvidas, que necessitam de grande quantidade de recursos para o seu desenvolvimento, enfrentem escassez de financiamento. Por isso, estudos que analisem a eficiência de gastos públicos sobre o crescimento econômico regional são importantes. Em geral, os gastos setoriais causam impactos diferenciados no crescimento de uma economia. Assim, para ajustar seu volume de recursos, de tal forma que maiores volumes sejam alocados naquelas atividades setoriais mais eficientes, só é possível por meio de estudos que identifiquem a eficiência dos gastos governamentais.

O desenvolvimento chegou em algumas regiões brasileiras, em maior magnitude do que em outras. Por exemplo, o Sul e o Sudeste possuem maior qualidade de vida em comparação com as regiões Norte e Nordeste do Brasil. Mas, em geral, as regiões mais pobres de alguns países (como o Brasil, nos anos 2000; e união europeia, nos anos 2000) apresentaram crescimento de renda mais acentuado do que as regiões mais ricas, embora isto não constitua uma regra geral. Por outro lado, em alguns outros países (como a China e suas zonas especiais de comércio; e os Estados Unidos da América, no caso da Califórnia), as discrepâncias regionais de renda estão aumentando cada vez mais. Essas distintas

características de desenvolvimento regional estão associadas às eficiências ou ineficiências de gastos públicos nos crescimentos econômicos, e são devidas aos efeitos de transbordamento. Portanto, neste trabalho, pretendemos estudar o crescimento das macrorregiões brasileiras, em função de efeito de gastos públicos diretos, assim como em função de gastos públicos indiretos, via regiões vizinhas, devido aos efeitos de transbordamento. Em suma, este estudo visa analisar essas questões, com a finalidade de entender melhor o crescimento das macrorregiões brasileiras.

As diferenças regionais de crescimento se referem, regularmente, aos fatores históricos, sociais, geográficos e econômicos. Nesse sentido, é importante identificar quais fatores determinam as disparidades de crescimento regionais, e como reduzir essas disparidades. Do ponto de vista econômico, podemos identificar os impactos dos gastos públicos no desenvolvimento de macrorregiões, por meio de modelos de dados de painéis espaciais. Assim, utilizaremos os modelos SEM, SAR e SDM na análise dos impactos dos gastos públicos sobre o crescimento das macrorregiões brasileiras: regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Norte e Nordeste.

O Brasil é um país, relativamente, heterogêneo, do ponto de vista econômico e social, com poucas barreiras linguísticas ou culturais. O país inteiro fala português e a cultura é difundida com certa facilidade, em todo o país. Dado todas essas características, é esperado que haja uma convergência de renda ao longo do tempo, com consequente redução das discrepâncias de crescimento regionais. Todavia, o Brasil é um exemplo de um país com grandes disparidades regionais de renda, principalmente entre o Norte e Nordeste, com o Sul e Sudeste. Essas regiões possuem padrões de intensões de votações diferentes, experiências históricas diferentes, e recursos naturais diferentes. Desse modo, com a finalidade de entender melhor os efeitos dessas diferenças nas disparidades regionais do Brasil, analisaremos a associação do crescimento do PIB regional com os gastos públicos da economia.

Para entendermos como os gastos governamentais impactam no crescimento econômico regional, é importante estabelecer análises em regiões segmentadas, em dimensões diferentes. Nesse sentido, entendemos que é importante pesquisar os efeitos de gastos públicos sobre o crescimento, tanto dos estados (a maior segmentação regional brasileira), como será feito no Ensaio 2, quanto das macrorregiões, que discriminam o território brasileiro, as regiões: Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Norte e Nordeste. Este estudo (Ensaio 1), conduzido para as regiões brasileiras, em dimensões maiores que as segmentações estaduais, nos possibilitará identificar, de forma diferente, os efeitos de transbordamento de crescimento

em regiões circunvizinhas, além de identificar a amplitude dos efeitos dos impactos de gastos públicos estaduais no crescimento regional. Em síntese, buscamos compreender a existência da dependência territorial do crescimento econômico do PIB, em função da alocação de gastos públicos setorial, e suas conseqüentes externalidades do crescimento macrorregional.

Com o pressuposto de que sejam, prioritariamente, direcionados para as regiões menos desenvolvidas, os gastos públicos são considerados elemento de grande potencial sobre efeitos positivos no crescimento e desenvolvimento regional, conduzindo a convergência isonômica da economia. Portanto, numa política de gastos públicos bem estruturada, reforçamos o entendimento de que os gastos sejam prioritariamente direcionados para as regiões menos desenvolvidas.

A associação positiva entre os gastos públicos e privados e o crescimento do produto interno bruto da economia já foi intensamente destacada neste estudo, na revisão bibliográfica, não havendo necessidade de repetição. Entretanto, manteremos a premissa crucial de que os gastos públicos constituem uma variável importante na condução do processo de crescimento econômico.

A proposta deste estudo é analisar o crescimento regional, associando os gastos públicos em três categorias: capital humano, capital físico, e outros gastos. A categoria de gastos em capital humano envolve os gastos funcionais em saúde e saneamento, educação e cultura, assistência e previdência, e gastos em ciência e tecnologia. Já a categoria de gastos em capital físico envolve a soma de gastos em transportes, desenvolvimento regional, energia e recursos minerais, habitação e urbanismo, na indústria, no comércio e em serviços. A categoria de outros gastos inclui gastos em segurança pública, administração e planejamento, no legislativo e judiciário.

A hipótese do trabalho consiste em que a proporção dos gastos distribuídos por categoria pode ser a peça central na construção de uma estratégia de crescimento. Nesse sentido, nosso entendimento é que o crescimento econômico advém de uma adequada alocação do capital humano e do capital físico, com a finalidade de corrigir as desigualdades regionais de uma economia.

No presente ensaio, buscamos investigar a relação de causalidade entre a desagregação do gasto público macrorregional, com o crescimento do produto interno bruto da economia brasileira, durante o período 1990-2016. A metodologia econométrica aplicada no estudo é um modelo de dados em painel, para uma base de dados anual, de 1990 a 2016. Como já enfatizado, a dimensão espacial é caracterizada pelas seguintes macrorregiões: Sul,

Sudeste, Centro-Oeste, Nordeste e Norte. De forma estrutural, este trabalho propõe analisar os impactos dos gastos em capital humano, capital físico e outros gastos sobre o crescimento econômico regional.

Assim, analisamos a associação do crescimento com os gastos públicos em capital humano, em capital físico e em outros gastos, aplicando os modelos autorregressivo espacial (SAR), o modelo espacial de erros (SEM) e o modelo de Durbin espacial (SDM). Além disso, exploramos a contribuição potencial do gasto público nesses processos, com a finalidade de entender os efeitos de transbordamento que os gastos públicos causam entre as regiões brasileiras. Na aplicação desses modelos, utilizamos quatro tipos de matrizes de ponderação espacial, sendo: uma de contiguidade, outra de distância inversa, e as outras duas são suas correspondentes matrizes normalizadas. A partir dos resultados, obtivemos respostas consistentes às nossas questões, bem como conseguimos identificar algumas implicações políticas referentes aos gastos públicos, que nos permitiram concluir que esses gastos proporcionaram crescimento nas macrorregiões onde ocorreram os investimentos, assim como nas regiões próximas; ou seja, ocorrendo os efeitos de transbordamento.

No nosso conhecimento, este é o primeiro estudo a explorar a relação entre a alocação regional brasileira do gasto público com o crescimento do PIB, ao nível de macrorregiões no Brasil, com base numa metodologia de análise de dados em painel e utilizando de econometria espacial. Nossa contribuição agrega, ainda, o entendimento da dependência espacial na alocação de gastos públicos, por categoria funcional, divididos em gastos de capital humano, gastos em capital físico e outros gastos. Pelo menos, tal como sabemos, são poucos os estudos que analisaram a associação dos gastos públicos com o crescimento da economia brasileira, utilizando dados de painel com econometria espacial.

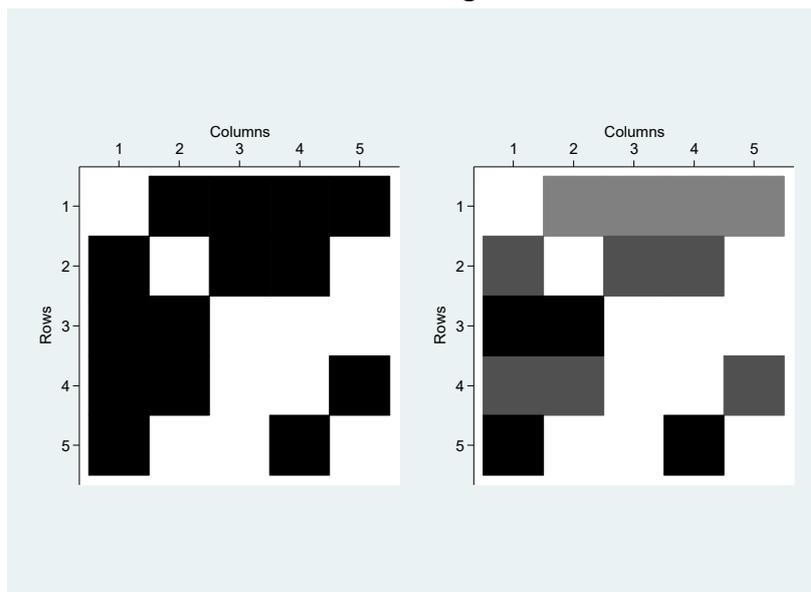
Este estudo está estruturado de modo que a revisão bibliográfica sobre crescimento e gastos governamentais foi elaborada, de forma conjunta, para os Ensaio 1 e 2, na seção 1.2, apresentada anteriormente. A seção de metodologia foi apresentada, também, de forma conjunta para os Ensaio 1 e 2, na Seção 1.3, denominada de Modelo de dados de painel espacial, por ser essa metodologia econométrica a mesma aplicada para os dois ensaios. Na Seção 1.6, a seguir, são apresentados os resultados da pesquisa, e a análise desses resultados específicos do Ensaio 1, seguidos da conclusão dos estudos, na seção 1.7. Por último, as referências bibliográficas deste ensaio foram apresentadas também de forma conjunta com as do Ensaio 2.

## 1.6 ESTATÍSTICAS DAS MATRIZES DE PONDERAÇÃO ESPACIAIS

As matrizes de pesos espaciais, aplicadas para modelar a conectividade entre as macrorregiões brasileiras, foram obtidas por meio da malha geométrica. Essas matrizes de ponderação espacial são criadas pelo STATA 14, por meio dos dados da malha geométrica do Brasil, encontrada no IBGE. Usamos a função *shp2dta* do STATA 14, para construir as matrizes de ponderação de contiguidade e de distância inversa. As matrizes de ponderação espacial são determinantes na estimação espacial, pois são elas que determinam os pesos espaciais.

A matriz de contiguidade pondera, intensamente, os efeitos de proximidades sobre os fatores determinantes nas estimações espaciais. Por outro lado, a matriz baseada na distância inversa capta interações ou *spillovers* que não estejam ocorrendo nas vizinhanças imediatas.

Figura 1.1 - Gráficos das matrizes de contiguidade com ou sem normalização.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Utilizamos, nas estimações que seguem, as duas matrizes de ponderação espacial, e suas respectivas matrizes normalizadas<sup>5</sup>. As matrizes normalizadas filtram os efeitos de

<sup>5</sup> A normalização foi realizada por linha. Essa prática consiste em somar os valores de cada linha, e depois dividir os valores pela soma da respectiva linha. Considere como exemplo a linha 1, que possui como elementos quatro valores iguais a 1; logo, a soma dos valores da linha 1 é 4. Portanto, no processo de normalização, dividimos os valores dos elementos da linha 1 (valor que representa a conectividade entre as macrorregiões), pelo valor 4 (valor da soma da linha). O resultado é que, na matriz normalizada, cada elemento da linha 1 fica igual a 0.25. Isto pode ser observado na figura 1.1, pela mudança na intensidade cores.

conectividade, o que implica em valores médios menores na matriz de contiguidade, e valores médios maiores na matriz de distância, como pode ser, claramente, visto nas Figuras (1.1) e (1.2).

A figura (1.1) ilustra como as matrizes de ponderação espacial modelam a conectividade entre as macrorregiões de análise do Ensaio 1. A ordem de grandeza dos valores dos elementos da matriz de conectividade é estabelecida na Figura 1.1, por meio de escala de cores, cuja intensidade depende dos valores dos elementos da matriz. Quanto maior for o valor do elemento da matriz mais escura será a cor atribuída a esse elemento. Por exemplo, na matriz de contiguidade, os elementos assumem valores de zero a 1, portanto, a cor preta corresponde aos valores 1 dos elementos da matriz, e a cor branca corresponde aos valores zero dos elementos associados. O gráfico da esquerda da Figura (1.1) representa a matriz de contiguidade, em valores absolutos, e o gráfico da direita representa a matriz normalizada de contiguidade.

Tabela 1.5 - Identificação das macrorregiões na matriz de ponderação espacial.

<b><i>Macrorregião</i></b>	<b>Id da matriz de ponderação espacial</b>
<b><i>Centro – Oeste</i></b>	1
<b><i>Nordeste</i></b>	2
<b><i>Norte</i></b>	3
<b><i>Sudeste</i></b>	4
<b><i>Sul</i></b>	5

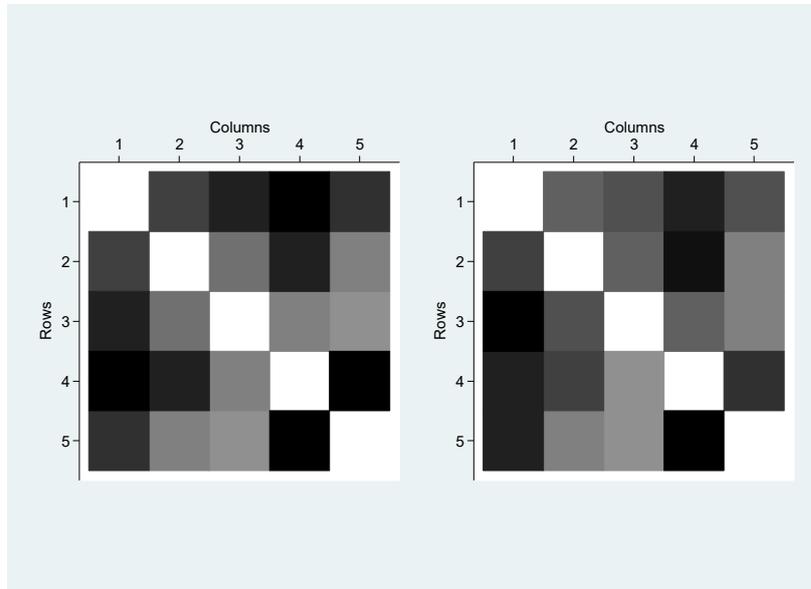
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A Tabela (1.5), descreve as referências das macrorregiões brasileiras, associando as numerações com as correspondentes regiões, o que permitirá entender tanto as matrizes de ponderação de contiguidade, como as de distância inversa. Na sequência, como exemplificado na Figura (1.1) as cores escuras nos pontos (1,2), (1,3), (1,4), e (1,5) correspondem aos valores 1, que representa que a região Centro-Oeste é vizinha das regiões Nordeste, Norte, Sudeste, e Sul.

A ordem de grandeza dos valores dos elementos da matriz de conectividade normalizada, mostrada no gráfico à direita da Figura 1.2, também se dá por meio de escala de cores, cuja intensidade depende dos valores dos elementos da matriz. Quanto maior o valor do elemento da matriz mais escura é a cor atribuída. Na matriz de contiguidade normalizada, os elementos podem assumir valores de zero a 1. A cor preta corresponderá ao maior elemento

da matriz, mas se o maior valor da matriz normalizada for 0,5, então é atribuída a cor preta a ele. Este é o caso no diagrama de cores no gráfico à direita da Figura 1.1.

Figura 1.2 - Gráficos das matrizes de distância inversa com e sem normalização.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A obtenção da matriz de distância inversa entre as macrorregiões brasileiras deu-se, também, por meio da malha geométrica, criada pelo STATA 14, a partir dos dados da malha geométrica do Brasil que se encontra no IBGE, utilizando a função *shp2dta*.

A Figura (1.2) ilustra como a matriz de distância inversa modela a proximidade entre as macrorregiões de análise do Ensaio 1. A ordem de grandeza dos valores dos elementos da matriz de distância inversa é estabelecida na Figura 1.2, também por meio de escala de cores, cuja intensidade depende dos valores dos elementos da matriz. Quanto maior for o valor do elemento da matriz, mais escura será a cor atribuída a esse elemento. De forma similar à matriz de contiguidade, os elementos também assumem valores de zero a algum valor menor que 1 (devido as distâncias serem contabilizadas entre a principal cidade de cada região), portanto, a cor preta correspondente ao maior valor entre os elementos da matriz, e a cor branca corresponde aos valores zero dos elementos associados. O gráfico da esquerda da Figura (1.2) representa a matriz de distância inversa, em valores absolutos, e o gráfico à direita representa a matriz de distância inversa normalizada. A matriz de distância inversa representa que as macrorregiões mais próximas possuem valores maiores, e que esses valores

vão decaindo com o aumento da distância entre as macrorregiões. A normalização da matriz também acontece por linha.

Em seguida, na Tabela 1.6, apresentamos as estatísticas descritivas das matrizes de ponderação espaciais, analisando as conexões e os seus valores das matrizes de ponderação. A coluna indicadora  $C_1$  corresponde às estatísticas descritivas referentes à matriz de contiguidade, a coluna indicadora  $C_{1n}$  corresponde às estatísticas descritivas referentes à matriz de contiguidade normalizada, A coluna indicadora  $D_1$  corresponde às estatísticas descritivas referentes à matriz de distância inversa, e a coluna indicadora  $D_{1n}$  corresponde às estatísticas descritivas referentes à matriz de distância inversa normalizada.

Tabela 1.6 - Estatísticas das matrizes de ponderação espaciais.

		$C_1$	$C_{1n}$	$D_1$	$D_{1n}$
<b>Links</b>	<b>Total</b>	14,00	14,00	20,00	20,00
	<b>Mínimo &gt; 0</b>	2,00	2,00	4,00	4,00
	<b>Máximo</b>	4,00	4,00	4,00	4,00
	<b>Média</b>	2,80	2,80	4,00	4,00
<b>Valores</b>	<b>Mínimo</b>	0,00	0,00	0,00	0,00
	<b>Mínimo &gt; 0</b>	1,00	0,25	0,04	0,15
	<b>Média</b>	0,56	0,20	0,06	0,20
	<b>Máximo</b>	1,00	0,50	0,10	0,37

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A linha indicadora *links* relata às características das conexões existentes entre as macrorregiões. Nessa linha, é destacado o Total de conexões entre todas as regiões, os números mínimo, máximo e médio de conexões estabelecidas por cada região. A Tabela 1.6 mostra que as quantidades mínima, máxima e média de conexões de uma região com as demais, são, respectivamente, de 2, 4, e 2,8 conexões, tanto na matriz de contiguidade, como também na matriz de contiguidade normalizada. A Tabela 1.6 mostra também que as quantidades mínima, máxima e média de conexões de uma região com as demais, são, respectivamente, de 4, 4, e 4 conexões, tanto na matriz de distância inversa, como também na matriz de distância inversa normalizada.

Com relação ao Total de conexões entre todas as regiões, a Tabela 1.6 evidencia um total de 14 conexões entre as regiões, tanto para a matriz de contiguidade, como para a matriz de contiguidade normalizada. Da mesma forma, observa-se que, com relação ao total de conexões relativas às matrizes de distância inversa e distância inversa normalizada, estas

apresentam um total de 20 conexões cada uma; ou seja, todas as regiões possuem conexões com todas as regiões. Com isso, observamos que a normalização das matrizes não altera o número de conexões estabelecidas pelas matrizes de ponderação espacial.

A linha indicadora *Valores*, da Tabela 1.6, mostra os valores mínimo, máximo e médio, contidos nas matrizes de contiguidade, de contiguidade normalizada, de distância inversa, e distância inversa normalizada. Na matriz de contiguidade, os valores mínimos, máximo e médio são, respectivamente, 0, 1, e 0,56. Na matriz de contiguidade normalizada, os valores mínimos, máximo e médio são, respectivamente, 0, 0,5, e 0,2. Da mesma forma, a Tabela 1.6 mostra que os valores mínimo, máximo e médio, contidos nas matrizes de distância inversa, são de 0,0; 0,0 e 0,06; e os valores mínimo, máximo e médio, contidos nas matrizes de distância inversa normalizada são de 0,0; 0,37 e 0,20. Especificamente, na matriz de ponderação da distância inversa, destacamos que, devido às médias de linha serem menores que 1, a normalização dos valores dos elementos dessa matriz normalizada aumenta.

### **1.6.1 Escolha do melhor modelo espacial.**

Nossa proposta é estruturar um modelo de dados de painel espacial que melhor descreva o comportamento dos dados empíricos, em análise no estudo; ou seja, a interrelação entre os produtos interno bruto per capita de cada macrorregião (Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Norte e Nordeste), em função dos insumos: consumo residencial de energia elétrica; consumo industrial de energia elétrica; gastos públicos em capital físico; os gastos públicos em capital humano; e outros gastos públicos.

Na metodologia do estudo, descrevemos três possíveis modelos de dados de painel espacial, passíveis de serem utilizados (modelos SEM, SAR, SDM). Portanto, o primeiro passo é identificar qual modelo é mais apropriado para estabelecer a análise do estudo.

Assim, a escolha do melhor modelo espacial para a análise dos dados foi feita, primeiro, considerando os testes LR e de Wald, descritos anteriormente. Esses testes são realizados para identificar qual melhor modelo, comparativamente, entre os pares de modelos SEM e SDM, SAR e SDM. Para estes testes, estimamos tanto o modelo de efeitos fixos, como o modelo de efeitos aleatórios. A Tabela 1.7 mostra os resultados dos testes, estimados pelo modelo de efeitos fixos.

Como destacado em Anselin (2013), no teste LR testa-se qual o melhor modelo entre o SAR (ou o SEM) com relação ao modelo SDM. Não rejeitar a hipótese nula significa que o

modelo SEM (ou SAR) prevalece como melhor modelo, comparativamente, com relação ao modelo SDM. Por outro lado, ao rejeitar a hipótese nula, e aceitar a hipótese alternativa, prevalece o modelo SDM como melhor que o SAR (ou o SEM). Portanto, conforme apontamos na Tabela 1.7, considerando os valores dos p-valores, podemos rejeitar a hipótese nula para todas as matrizes de ponderação espacial, para um nível de significância de até 1%. Nesse caso, o teste da razão de verossimilhança (LR) é, estatisticamente, significativo, indicando que o modelo SDM é um modelo melhor, ao incorporar o componente interativo no modelo.

Tabela 1.7 - Teste LR para as estimações dos modelos de efeito fixo<sup>6</sup>.

<i>Lr test</i>	<i>Chi<sup>2</sup></i>	<i>P</i>
<b>SAR_C<sub>1</sub></b>	48,78	0,00
<b>SAR_C<sub>1n</sub></b>	31,06	0,00
<b>SAR_D<sub>1</sub></b>	26,62	0,00
<b>SAR_D<sub>1n</sub></b>	22,94	0,00
<b>SEM_C<sub>1</sub></b>	46,60	0,00
<b>SEM_C<sub>1n</sub></b>	18,94	0,00
<b>SEM_D<sub>1</sub></b>	29,01	0,00
<b>SEM_D<sub>1n</sub></b>	19,59	0,00

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Destacamos, ainda, que os modelos SAR e SDM são aninhados, pois, no modelo SDM, no caso de as variáveis interativas serem zero, ele fica igual ao modelo SAR; ou seja, tanto um quanto o outro modelo são aninhados. Nesse sentido, no teste de razão de verossimilhança (LR), se não rejeitar o modelo SDM, este pode ser substituído tanto pelas estimativas SAR quanto pelas estimativas SEM. Portanto, no caso da não rejeição da hipótese nula, classificamos o modelo comparado (SAR ou SEM) ao SDM como o modelo adequado. Assim, como os resultados apresentados na Tabela 1.7 indicaram a rejeição da hipótese nula, concluímos pela indicação do modelo SDM como o melhor modelo, de acordo com o teste de razão de verossimilhança.

Conforme destacado em Anselin (2013), o teste de Wald testa, na hipótese nula, se o modelo SAR (ou o modelo SEM) é mais apropriado que o modelo SDM, para as estimativas

<sup>6</sup> Na Tabela (1.7), na coluna indicadora, SAR\_C<sub>1</sub>, SAR\_C<sub>1n</sub>, SAR\_D<sub>1</sub>, e SAR\_D<sub>1n</sub> indicam as estimativas do modelo SAR de efeitos fixos, respectivamente, com as matrizes de contiguidade, de contiguidade normalizada, de distância inversa, e de distância inversa normalizada. Da mesma forma, SEM\_C<sub>1</sub>, SEM\_C<sub>1n</sub>, SEM\_D<sub>1</sub>, e SEM\_D<sub>1n</sub> caracterizam, respectivamente, as estimativas do modelo SEM de efeitos fixos, com as matrizes de contiguidade, de contiguidade normalizada, de distância inversa, e de distância inversa normalizada.

dos dados empíricos utilizados no estudo. Intrinsecamente, essa análise verifica se podemos assumir  $\text{Rho} \approx 0$ , ou o  $\text{Rho} \approx 0$  e as variáveis interativas como nulas. Isso quer dizer que, ao comparar o desempenho do modelo SDM com o modelo SAR, não rejeitar a hipótese nula significa que podemos assumir  $\text{Rho} \approx 0$  (ou seja, o modelo SAR é o mais apropriado ao estudo), aceitando-se a hipótese alternativa de que o modelo SDM é o melhor. Por outro lado, ao comparar o desempenho do modelo SDM com o modelo SEM, não rejeitar a hipótese nula, significa que podemos assumir  $\text{Rho} \approx 0$  e as variáveis interativas como nulas (ou seja, o modelo SEM é o mais apropriado ao estudo), aceitando-se a hipótese alternativa de que o modelo SDM é o melhor. Portanto, conforme estimativas da Tabela 1.8, e considerando os valores dos p-valores, podemos rejeitar a hipótese nula para todas as matrizes de ponderação espacial, para um nível de significância de até 1%; ou seja, o modelo SDM é considerado como o modelo que se ajusta melhor aos dados.

Tabela 1.8 - Teste Wald para as estimativas dos modelos de efeitos fixos.

	<i>Wald test</i>	<i>SAR <math>\chi^2</math></i>	<i>P</i>	<i>SEM <math>\chi^2</math></i>	<i>P</i>
<b>SDM_C<sub>1</sub></b>	57,87	0,00	51,40	0,00	0,00
<b>SDM_C<sub>1n</sub></b>	36,12	0,00	20,19	0,00	0,00
<b>SDM_D<sub>1</sub></b>	27,81	0,00	28,82	0,00	0,00
<b>SDM_D<sub>1n</sub></b>	24,46	0,00	19,49	0,00	0,00

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Após executar os testes LR e Wald, aplicamos os testes de critério de informação, para testar qual matriz de ponderação espacial se adequa melhor aos dados analisados no estudo. Os resultados dos testes, com base nos critérios de informação, são apresentados na Tabela 1.9. Observa-se, nesta tabela, que utilizamos somente dois critérios de informação (o Akaike Criterium information, AIC, e o Bayesian Information Criterium, BIC)<sup>7</sup>, a fim de identificar a melhor matriz de ponderação para integrar as inter-relações inter-regiões neste estudo.

Portanto, de acordo com os resultados apresentados na Tabela 1.9, dentre as matrizes de ponderação utilizadas nos cálculos, as estimações com a matriz de ponderação de contiguidade apresentam os menores valores de critérios de informação (tanto para o critério

<sup>7</sup> Classifica como melhor modelo candidato, no sentido de que o melhor aproxima do modelo verdadeiro, aquele que apresentar o menor valor do AIC. Da mesma forma, de acordo com o critério BIC, classifica-se como o melhor modelo candidato, aquele que apresentar o menor valor do BIC.

AIC, como para BIC). Logo, a matriz de ponderação contiguidade deve ser utilizada nas modelações. Destacamos, também, que o modelo SDM, utilizando a matriz de ponderação de contiguidade, é o que apresenta os menores valores nas estimativas dos critérios de AIC e BIC. Conseqüentemente, as melhores estimativas com o modelo de efeitos fixos são aquelas conduzidas pelo modelo SDM, utilizando a matriz de ponderação de contiguidade.

Tabela 1.9 - Teste de critérios de informação para as estimativas dos modelos de efeitos fixos.

<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>BIC</b>
<i>SDM_C<sub>1</sub></i>	-329,06	-294,19
<i>SDM_C<sub>1n</sub></i>	-303,15	-268,28
<i>SDM_D<sub>1</sub></i>	-306,13	-271,26
<i>SDM_D<sub>1n</sub></i>	-296,76	-261,90
<i>SAR_C<sub>1</sub></i>	-290,28	-269,94
<i>SAR_C<sub>1n</sub></i>	-282,08	-261,74
<i>SAR_D<sub>1</sub></i>	-289,50	-269,17
<i>SAR_D<sub>1n</sub></i>	-283,82	-263,49
<i>SEM_C<sub>1</sub></i>	-292,45	-272,12
<i>SEM_C<sub>1n</sub></i>	-294,21	-273,87
<i>SEM_D<sub>1</sub></i>	-287,12	-266,78
<i>SEM_D<sub>1n</sub></i>	-287,17	-266,84

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Ainda na Tabela 1.9, podemos observar que a matriz de ponderação de contiguidade prevalece como estrutura de conectividade no espaço, para as estimativas dos modelos SAR e SDM, conforme os critérios de informação AIC e BIC. No entanto, quanto às estimativas do modelo SEM, a matriz de ponderação espacial de contiguidade normalizada é a que melhor estabelece a conectividade no espaço, conforme observamos por meio dos critérios de informação AIC e BIC, que atingem os seus menores valores para estas estatísticas, quando utilizada matriz de ponderação espacial de contiguidade normalizada.

Tabela 1.10 - Teste de Wald para as estimativas de modelos de efeitos aleatórios.

<b>Wald test</b>	<b>SAR <math>\chi^2</math></b>	<b>p</b>	<b>SEM <math>\chi^2</math></b>	<b>p</b>
<i>SDM_C<sub>1</sub></i>	41.07	0.0000	46.82	0.0000
<i>SDM_C<sub>1n</sub></i>	33.14	0.0000	17.53	0.0036
<i>SDM_D<sub>1</sub></i>	15.43	0.0087	24.77	0.0002
<i>SDM_D<sub>1n</sub></i>	23.00	0.0003	16.81	0.0049

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A Tabela 1.10 mostra o teste de Wald para as estimativas de modelos de dados de painel de efeitos aleatórios. Como ressaltado anteriormente, o teste de Wald testa, na hipótese nula, se o modelo SAR (ou o modelo SEM) é um modelo mais apropriado que o modelo SDM. Este teste verifica se podemos assumir  $\rho \approx 0$ , ou o  $\rho \approx 0$  e as variáveis interativas como nulas. Isso quer dizer que, ao comparar o desempenho do modelo SDM com o modelo SAR, não rejeitar a hipótese nula significa que podemos assumir  $\rho \approx 0$ , na qual o modelo SAR é o mais apropriado; e, se aceitar a hipótese alternativa, o modelo SDM é o melhor. Por outro lado, ao comparar o desempenho do modelo SDM com o modelo SEM, não rejeitar a hipótese nula, significa assumir que  $\rho \approx 0$  e as variáveis interativas são nulas, na qual o modelo SEM é melhor; e, se aceitar a hipótese alternativa, o modelo SDM é melhor. Portanto, conforme estimativas da Tabela 1.10, e considerando os valores dos p-valores, podemos rejeitar a hipótese nula para todas as matrizes de ponderação espacial, para um nível de significância de até 1%; ou seja, o modelo SDM é considerado como o modelo que se ajusta melhor aos dados, quando utilizado o modelo de efeitos aleatórios.

A seguir, na Tabela 1.11, mostra-se o resultado do teste LR para as estimativas de modelos de dados de painel de efeitos aleatórios. O teste LR afere qual é o melhor modelo, entre o SAR (ou o SEM) e o SDM. Não se rejeitar a hipótese nula significa que o modelo SEM (ou SAR) prevalece como melhor, comparativamente, com relação ao modelo SDM. Por outro lado, ao rejeitar a hipótese nula e aceitar a hipótese alternativa, significa que o modelo SDM é melhor para estimar os dados que compõem o SAR (ou o SEM).

Tabela 1.11 - Teste de LR para as estimativas dos modelos de efeitos aleatórios.

<i>Lr test</i>	<i>Chi<sup>2</sup></i>	<i>P</i>
<i>SAR_C<sub>1</sub></i>	41,27	0,00
<i>SAR_C<sub>1n</sub></i>	28,45	0,00
<i>SAR_D<sub>1</sub></i>	16,75	0,01
<i>SAR_D<sub>1n</sub></i>	21,44	0,00
<i>SEM_C<sub>1</sub></i>	36,42	0,00
<i>SEM_C<sub>1n</sub></i>	16,51	0,01
<i>SEM_D<sub>1</sub></i>	22,96	0,00
<i>SEM_D<sub>1n</sub></i>	17,23	0,00

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Portanto, conforme exposto na Tabela 1.11, considerando os valores dos p-valores, podemos rejeitar a hipótese nula para todas as matrizes de ponderação espacial, para um nível de significância de até 1%. Nesse caso, o teste LR mostra-se, estatisticamente, significativo, o que indica que o modelo SDM é um modelo melhor que os modelos SEM e SAR, ao se utilizar o modelo de dados de painel de efeitos aleatórios.

Tabela 1.12 - Testes de critério de informação dos modelos de efeitos aleatórios.

<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>BIC</b>
<i>SDM_C<sub>1</sub></i>	-281,96	-241,28
<i>SDM_C<sub>1n</sub></i>	-263,71	-223,04
<i>SDM_D<sub>1</sub></i>	-263,27	-222,60
<i>SDM_D<sub>1n</sub></i>	-257,59	-216,91
<i>SAR_C<sub>1</sub></i>	-250,69	-224,54
<i>SAR_C<sub>1n</sub></i>	-245,26	-219,12
<i>SAR_D<sub>1</sub></i>	-256,52	-230,38
<i>SAR_D<sub>1n</sub></i>	-246,14	-220,00
<i>SEM_C<sub>1</sub></i>	-255,54	-229,39
<i>SEM_C<sub>1n</sub></i>	-257,20	-231,06
<i>SEM_D<sub>1</sub></i>	-250,31	-224,16
<i>SEM_D<sub>1n</sub></i>	-250,36	-224,21

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A Tabela 1.12 mostra os testes de critérios de informação, AIC e BIC, para as estimativas de modelos de dados de painel de efeitos aleatórios. Como anteriormente, utilizamos os critérios de informação para selecionar a matriz de ponderação espacial mais apropriada para os dados analisados, procedimento similar ao realizado para as estimativas dos modelos de efeitos fixos.

Desse modo, de acordo com os resultados apresentados na Tabela 1.12, dentre as matrizes de ponderação utilizadas nos cálculos, as estimativas com a matriz de ponderação de contiguidade, utilizando o modelo SDM, apresentaram os menores valores de critérios de informação (tanto para o critério AIC, como para BIC). Também devemos salientar que essas estimativas com a matriz de ponderação de contiguidade, utilizando o modelo SDM, demonstraram ser as melhores para o conjunto de estimativas obtidas com os modelos SEM, SAR e SDM. Logo, a matriz de ponderação contiguidade e o modelo SDM devem ser priorizados para estimativas com modelos de dados de painel de efeitos aleatórios, resultados similares ao obtido para as estimativas com os modelos de efeitos fixos.

Entretanto, observamos, ainda de acordo com a Tabela 1.12, que a matriz de ponderação de distância inversa prevalece como estrutura de conectividade no espaço, para as estimativas dos modelos SAR, conforme os critérios de informação AIC e BIC, que atingem os seus menores valores. A matriz de ponderação de contiguidade normalizada é a que melhor estabelece a conectividade no espaço, para as estimativas dos modelos SEM, também, conforme observamos por meio dos critérios de informação AIC e BIC.

Para escolher a melhor matriz de ponderação espacial, a matriz que conduz ao menor valor dos critérios AIC e BIC, utilizamos o critério de informação. Portanto, em termos gerais, a matriz de ponderação de contiguidade, associada às soluções obtidas com o modelo SDM, se caracteriza como a matriz de ponderação apropriada para as soluções do modelo SDM, tanto para o modelo de efeitos fixos como para o modelo de efeitos aleatórios.

Tabela 1.13 - Teste de Hausman.

<i>Hausman test</i>	<i>Chi<sup>2</sup></i>	<i>p – valor</i>
<i>SDM_C<sub>1</sub></i>	11,34	0,97

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A Estatística de Hausman,  $H$ , é uma distribuição  $\chi^2(K)$ , com  $k$  graus de liberdade, em que  $k$  é o número de fatores explanatórios de cada modelo. Conforme enfatizado anteriormente, sob a hipótese nula,  $H_0$ , observa-se ausência de correlação dos regressores com os termos de erro. Nesse caso, os dois modelos são consistentes, mas o modelo de efeito aleatório é eficiente. Portanto, sob  $H_0$ , deve-se utilizar o modelo de efeitos aleatórios, já que este é um estimador robusto e de variância mínima, gerando termos residuais IID. Sob a hipótese alternativa,  $H_1$ , existe correlação entre os termos de erro e os regressores. Consequentemente, os estimadores do modelo de efeitos aleatórios são inconsistentes e ineficientes, mas o modelo de efeitos fixos, embora consistente, é ineficiente. Em outras palavras, sob  $H_1$  deve-se trabalhar com o modelo de efeitos fixos, que também será um estimador robusto, mas não de variância mínima.

Desse modo, considerando um nível de significância de 5%, e considerando o  $p$ -valor estimado pelo teste de Hausman, apresentado na Tabela 1.13, não se pode rejeitar a hipótese  $H_0$ , que induz a utilizar o modelo de efeitos aleatórios, caracterizado como um estimador consistente e eficiente (um estimador de variância mínima). No entanto, apesar de que sob a hipótese  $H_0$ , o modelo de efeitos fixos também é consistente, considerado um

estimador robusto, mas gerando ruído branco no sentido fraco. Ainda assim, sob  $H_0$ , o modelo de efeitos fixos não é um estimador de variância mínima.

### 1.6.2 Estimações dos modelos espaciais

Inicialmente, destacamos nossa expectativa de que os gastos em capital humano possuam sinal positivo, ou seja, que sua elevação aumente o nível de renda per capita da macrorregião. Já, quanto ao capital físico, esperamos também que apresente sinal positivo, isto é, que seu aumento estimule o crescimento do PIB per capita. Do mesmo modo, esperamos que os outros gastos também tenham sinal positivo. Em relação aos efeitos indiretos, que tratam dos efeitos na renda per capita decorrente das regiões circunvizinhas, esperamos que o gasto em capital humano possua sinal positivo, portanto, que o aumento desse gasto nas regiões circunvizinhas leve ao crescimento do PIB per capita. Sinal positivo, também, esperamos no gasto em capital físico e em outros gastos, ou seja, que o aumento desses gastos nas regiões circunvizinhas eleve o PIB per capita da região.

O sinal do efeito direto positivo do consumo residencial de energia elétrica acontece, visto que essa variável representa um aumento do consumo da economia e, conseqüentemente, um aumento do PIB per capita da economia. Do mesmo modo, seu efeito indireto acontece, pois existe um transbordamento desse consumo para as regiões circunvizinhas, levando, assim, ao crescimento do PIB per capita de outras regiões.

O consumo industrial de energia elétrica representa uma *proxy* de investimento na economia, ou seja, representa que seu aumento leva ao aumento da produtividade e da produção da economia; conseqüentemente, levando ao aumento do PIB per capita das regiões, ou seja, possui o sinal esperado de efeito direto positivo. O efeito indireto positivo também acontece, pois esse aumento transborda para outras regiões, levando ao crescimento do PIB per capita das regiões circunvizinhas.

Destacamos, em especial, o gasto em capital humano, que esperamos represente sinal de efeito indireto positivo. Ou seja, o aumento dos gastos em capital humano, nas macrorregiões vizinhas, leva ao crescimento do PIB per capita. Esperamos esse sinal positivo, já que esses gastos em capital humano podem ser absorvidos pelas regiões circunvizinhas sem a necessidade de efetuar os gastos. Registramos que isso acontece pela mobilidade das pessoas na economia brasileira. O gasto em capital humano eleva o PIB per capita pelo aumento da produtividade do fator trabalho na economia, e, com a mobilidade do fator

trabalho, o resultado esperado do efeito indireto dessa categoria de gasto é um efeito indireto positivo, ou seja, positivo para o crescimento do PIB per capita.

Sobre o efeito indireto dos gastos em capital físico, esperamos que possua sinal positivo, isto é, que seu aumento do crescimento das regiões circunvizinhas leve ao aumento da produtividade do fator capital e trabalho na economia. Isso acontece pela mobilidade do capital e do fator trabalho na economia.

Os outros gastos representam gastos que impactam, principalmente, o aumento de consumo na economia e, conseqüentemente, em aumento do PIB per capita da economia. Destacamos, igualmente, nossa espera de sinal positivo, com efeito direto, pois o aumento do consumo leva ao aumento do PIB per capita; assim como quanto ao efeito indireto esperamos sinal positivo, já que esperamos que esse aumento do consumo transborde para regiões circunvizinhas.

No estudo de dados de painel espacial, os dados evoluem tanto no espaço quanto no tempo. Portanto, devemos considerar que se trata de um modelo dinâmico.

A estrutura de painel dinâmico se caracteriza por adicionar a relação entre o crescimento do PIB per capita com seus valores defasados. Nesse caso, como é necessário testar a presença de raiz unitária no painel, vários testes foram desenvolvidos para verificar a presença de raiz unitária em dados de painel. Neste estudo, utilizamos os testes implementados por Levin, Lin e Chu (2002), Harris e Tzavalis (1999), Breitung (2000) e Im, Pesaran e Shin (2003), os quais têm como hipótese nula que o painel de dados contém uma raiz unitária (isto é, os dados não são estacionários). Destacamos que os testes foram desenvolvidos prevendo a presença de uma tendência determinística, visto a relevância dessa tendência para explicar o crescimento do produto interno bruto nas macrorregiões da economia brasileira.

Como os testes de Levin, Lin e Chu (2002), Harris e Tzavalis (1999), Breitung (2000) e Im, Pesaran e Shin (2003) supõem que os parâmetros autorregressivos dos modelos são usados em todas as unidades do painel, situação similar foi utilizada nas estimativas dos modelos implementados neste estudo. Desse modo, os parâmetros dinâmicos estimados não terão problemas, visto, pelos testes descritos na Tabela 1.14, que o processo de fixação do logaritmo natural do produto interno bruto per capita das macrorregiões é estacionário. A Tabela 1.14, a seguir, exhibe os resultados dos testes de raiz unitária para os dados de painel, utilizados no estudo.

Tabela 1.14 - Testes de raiz unitária no *lnPIB* per capita.

<b>Testes de raízes unitárias</b>	<b>P Valor</b>
<i>Levin – Lin – Chu</i>	0,06
<i>Harris – Tzavalis</i>	0,00
<i>Im – Pesaran – Shin</i>	0,06
<i>Breitung</i>	0,19

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

De acordo com visualizado nessa tabela 1.14, os três primeiros testes permitem rejeitar a hipótese nula, de que todos os painéis possuem raízes unitárias. Apenas o teste Breitung (2000) não rejeita a hipótese nula, mesmo se considerar um nível de significância de 10%.

Quanto ao PIB, destacamos nossa expectativa de seja não estacionário, pois esperamos que o PIB não oscile em torno de uma média. Esperamos, ainda, que o PIB siga uma tendência de crescimento ao longo do tempo. Nesse sentido, destacamos que, neste estudo, colocando uma tendência determinística, o PIB per capita das macrorregiões mostrou-se estacionário. Esse resultado indica que, ao colocar a tendência determinística, o PIB per capita das macrorregiões, entre 1990 a 2016, oscilou em torno da média, mostrando, assim, que o atual PIB per capita brasileiro pouco cresceu nesse período (1990 a 2016).

Destacamos, ainda, que as estimações do modelo SAR foram retiradas, pois possuem coeficientes similares as estimações do modelo SDM.

Na Tabela 1.15, temos o modelo de Durbin espacial (SDM), no qual se considerou as possibilidades de *spillovers* causados por despesas, sendo representadas, no modelo, pelas variáveis interativas, tanto de capital humano quanto de capital físico e de outros gastos.

A partir do exposto nessa tabela (1.15), podemos destacar que o transbordamento das despesas em capital humano, nas diferentes matrizes de ponderação espacial, se mostrou significativo para um nível de até 1%. Dentre os coeficientes estimados no modelo SDM, temos as variáveis interativas, que são a matriz de ponderação  $w$  multiplicada com as variáveis independentes. O  $\rho$  representa a variável dependente, espacialmente, defasada. O  $\ln\text{pib\_pc}$  é o logaritmo natural do PIB per capita,  $\ln\text{resi\_pc}$  é o logaritmo natural do consumo de energia elétrica residencial per capita, e o  $\ln\text{ind\_pc}$  é o logaritmo natural do consumo industrial de energia elétrica per capita. O capital humano per capita é  $\ln\text{ch\_pc}$ , já o  $\ln\text{cf\_pc}$  é o logaritmo natural do gasto em capital físico per capita, e o  $\ln\text{og\_pc}$  trata de outros gastos públicos per capita

Tabela 1.15 - Modelo SDM de estimação de efeitos fixos<sup>8</sup>.

SDM								
Variáveis	$C_1$		$C_{1n}$		$D_1$		$D_{1n}$	
	Coefficientes	P valor						
<i>lnresi_pc</i>	0,165	0,006	0,266	0,001	0,249	0,000	0,267	0,001
<i>lnind_pc</i>	0,129	0,000	0,206	0,000	0,178	0,000	0,195	0,000
<i>lnCH_pc</i>	0,061	0,168	0,016	0,761	0,039	0,437	0,015	0,778
<i>lnCF_pc</i>	-0,028	0,138	-0,025	0,248	-0,007	0,735	-0,013	0,567
<i>lnOG_pc</i>	0,047	0,222	0,058	0,202	0,051	0,251	0,054	0,264
<i>Tend</i>	-0,002	0,952	0,016	0,001	0,004	0,375	0,016	0,004
<i>Rho</i>	-0,109	0,002	-0,359	0,000	-1,038	0,023	-0,327	0,015
<i>Sigma</i> <sup>2</sup>	0,004	0,000	0,005	0,000	0,005	0,000	0,005	0,000
<i>Wlnresi_pc</i>	0,128	0,000	0,275	0,003	0,972	0,001	0,270	0,007
<i>Wlnind_pc</i>	0,098	0,000	0,203	0,000	0,787	0,000	0,218	0,000
<i>WlnCH_pc</i>	0,056	0,004	0,219	0,001	0,610	0,007	0,204	0,003
<i>WlnCF_pc</i>	0,006	0,433	0,012	0,649	-0,009	0,920	0,003	0,900
<i>WlnOG_pc</i>	-0,017	0,280	-0,057	0,289	-0,203	0,269	-0,063	0,270
<i>Fixed effects 1</i>	13,170		11,807		12,466		11,974	
<i>Fixed effects 2</i>	11,471		10,999		11,017		11,206	
<i>Fixed effects 3</i>	10,853		11,144		10,989		11,383	
<i>Fixed effects 4</i>	12,310		11,730		12,387		11,894	
<i>Fixed effects 5</i>	11,220		11,705		11,702		11,831	
<i>R<sup>2</sup> WITHIN</i>	0,875		0,845		0,857		0,846	
<i>R<sup>2</sup> BETWEEN</i>	0,625		0,573		0,898		0,674	
<i>R<sup>2</sup> OVERALL</i>	0,541		0,560		0,703		0,560	
<i>Log-pseudolikelihood</i>	214,724		214,724		214,724		214,724	
<i>Mean of fixed-effects</i>	11,804		12,209		11,746		12,042	

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Conforme destacado na subseção anterior, o modelo que melhor se adapta aos dados trata do modelo SDM, com a matriz de ponderação espacial de contiguidade não normalizada.

Desse modo, prosseguindo, conforme se observa na Tabela 1.15, inicialmente, destacamos os interceptos individuais de cada unidade referente às estimativas de efeito fixo, as quais tratam dos efeitos fixos individuais de cada unidade estimada. Na matriz de

<sup>8</sup> O *tend* é uma variável de tendência determinística, colocamos, no ano de 1990, o valor igual a 1; no ano de 1991, igualamos a 2, e assim sucessivamente, até chegar no ano 2016, com valor 27. O *sigma*<sup>2</sup> é a variância obtida pela estimativa de efeito fixo, que maximiza a função de verossimilhança e, nesse caso, trata da variância do erro. O *fixed effects 1* é a estimação dos efeitos fixos, decorrente da região 1 (segundo a Tabela 1.5, trata-se da região Centro-Oeste), a estimação desses efeitos fixos individuais seguiu a equação (1.39).

contiguidade não normalizada, o maior valor é da unidade 1 Centro-Oeste, ou seja, nessa matriz de peso espacial, o Centro-Oeste possui o maior valor fixo estimado pela equação (1.39).

A variável *Tend* representa uma tendência determinística. Na matriz de contiguidade não normalizada, a variável *Tend* está negativa, representando, portanto, que a tendência determinística do PIB é negativa. Entretanto, podemos destacar que, nas outras matrizes de peso espacial, a variável *Tend* possui sinal positivo, ou seja, demonstrando que a tendência determinística do PIB per capita é positiva.

A variável *Rho* trata da estimativa espacial de um coeficiente que representa a variável dependente espacialmente defasada. Portanto, seu valor negativo representa que o PIB per capita das macrorregiões é, espacialmente, negativo, ou seja, que o crescimento do PIB per capita das regiões circunvizinhas leva a queda do PIB per capita. Também podemos destacar que, em todas as matrizes de pesos espaciais, o sinal foi negativo, entretanto foi significativo para um nível de até 1%.

A variável *lnpib\_pc* representa o consumo de energia elétrica residencial, em que quanto maior seu valor, um valor maior ao PIB per capita é esperado, ou seja, esperamos que o consumo residencial de energia elétrica eleve o produto de uma região. Na estimativa, temos um efeito positivo dessa elasticidade, assim dizendo, o aumento de um ponto percentual do consumo de energia elétrica residencial leva ao aumento de 0,16% do PIB per capita, resultado que está conforme esperado. O consumo de energia elétrica é uma *proxy* para consumo, já que não possuímos consumo por macrorregião e ano.

A variável do consumo industrial de energia elétrica serve como *proxy* de investimento, e esperamos que seu aumento esteja associado com o aumento do PIB per capita, portanto, sua elasticidade deve possuir valor positivo e significativo estatisticamente. Na estimação do modelo SDM com a matriz de contiguidade, podemos destacar que seu valor está conforme esperado, isto é, a cada aumento de um ponto percentual no consumo de energia elétrica industrial, levava ao aumento de 0,12% do PIB per capita. O coeficiente foi, estatisticamente, significante para um nível de até 1%.

Os gastos do governo foram divididos em três grupos: gastos em capital humano, em capital físico e outros gastos. Nesse sentido, podemos destacar que esperamos que as três variáveis possuam valor positivo e significativo estatisticamente. Da variável de gasto em capital humano, esperamos que quanto maior esse gasto, maior a capacidade do trabalhador

em produzir, portanto esperamos que esse gasto leve ao aumento do PIB per capita da região. O coeficiente não foi, estatisticamente, significativo.

Na variável de gasto em capital físico, esperamos que seu efeito seja positivo, entretanto sabemos, conforme destacado em Bertussi (2010), que a maturação dos gastos em capital físico é maior que outros gastos. Desse modo, seu efeito negativo pode ser decorrente da estrutura do modelo; e seu efeito no PIB per capita pode ser melhor entendido colocando a variável dependente em termos de longo prazo (no trabalho de Bertussi (2010) é usada a variável PIB médio de cinco anos à frente).

Por último, temos a variável de outros gastos, que representam os gastos que não foram classificados em gastos em capital humano ou físico. Nessa categoria de gastos, esperamos sinal positivo também, pois o aumento desses gastos leva ao aumento direto de consumo das famílias, provocando o aumento do poder aquisitivo da população. Esse coeficiente não foi significativo para um nível de até 1%.

No modelo SDM, temos as variáveis interativas da matriz de ponderação espacial com as variáveis explicativas, esperamos que a alteração da variável independente das regiões circunvizinhas leve ao crescimento da variável dependente. Temos três variáveis interativas, estatisticamente, significantes e com sinal positivo, conforme esperado: o consumo de energia elétrica residencial, o consumo de energia elétrica industrial e o gasto em capital humano.

A variável interativa do consumo de energia elétrica residencial com sinal positivo demonstra que, quanto maior o consumo de energia elétrica de uma região circunvizinha, esse consumo extrapola essa região levando ao crescimento do PIB per capita.

A variável interativa do consumo de energia industrial também possui valor positivo e conforme esperado, pois ela representa uma *proxy* para investimento na economia. Portanto, o aumento dessa variável em regiões circunvizinhas leva ao aumento do PIB per capita.

A variável interativa do gasto em capital humano é significativa, estatisticamente, para um nível de até 1%, com sinal positivo. Logo, o aumento dessa variável leva ao crescimento de regiões vizinhas, visto que os gastos em capital humano podem ser absorvidos por regiões, fazendo com que esse gasto leve ao crescimento do PIB per capita dessas regiões.

Pela Tabela 1.15, destacamos que as outras variáveis não foram, estatisticamente, significantes até o nível de 5% de significância estatística. Essas variáveis são: a variável interativa do gasto físico, e a variável interativa de outros gastos.

Tabela 1.16 - Modelo SEM de estimação de efeitos fixos<sup>9</sup>.

SEM								
Variáveis	$C_1$		$C_{1n}$		$D_1$		$D_{1n}$	
	Coefficientes	p Valor						
<i>lnresi_pc</i>	0,401	0,000	0,401	0,000	0,401	0,000	0,400	0,000
<i>lnind_pc</i>	0,283	0,000	0,284	0,000	0,283	0,000	0,282	0,000
<i>lnCH_pc</i>	0,125	0,000	0,127	0,000	0,115	0,002	0,117	0,002
<i>lnCF_pc</i>	-0,016	0,264	-0,016	0,252	-0,015	0,313	-0,015	0,321
<i>lnOG_pc</i>	0,024	0,365	0,021	0,416	0,023	0,426	0,022	0,447
<i>Tend</i>	0,011	0,000	0,011	0,000	0,011	0,000	0,011	0,000
<i>Lambda</i>	-0,139	0,001	-0,402	0,000	-1,210	0,022	-0,348	0,022
<i>Sigma</i> <sup>2</sup>	0,006	0,000	0,006	0,000	0,006	0,000	0,006	0,000
<i>R</i> <sup>2</sup> WITHIN	0,822		0,822		0,823		0,823	
<i>R</i> <sup>2</sup> BETWEEN	0,741		0,740		0,734		0,735	
<i>R</i> <sup>2</sup> OVERALL	0,719		0,718		0,715		0,716	
Log-pseudolikelihood	214,724		214,724		214,724		214,724	
Mean of fixed-effects	9,158		9,166		9,228		9,222	

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A estimação da Tabela 1.16 trata da estimação SEM, na qual temos a inclusão do *lambda*, que representa as interações omitidas. O *lambda* possui sinal negativo, portanto quanto maior o desenvolvimento de regiões circunvizinhas, menor o PIB per capita. Podemos também destacar que essa mesma leitura acontece para as diferentes matrizes de peso espaciais, em que os coeficientes também estão, estatisticamente, significativos ao nível de até 5%.

Conforme destacado na subseção anterior, a matriz de ponderação espacial que melhor se adapta ao modelo SEM, é a matriz de ponderação de contiguidade normalizada, cujo resultado foi constatado pelo critério de informação antes exposto.

O consumo de energia elétrica residencial possui na estimativa um efeito positivo, ou seja, o aumento de um ponto percentual do consumo de energia elétrica residencial leva ao aumento de 0.40% do PIB per capita, um resultado conforme esperado.

A variável de consumo industrial de energia elétrica possui valor conforme esperado, isto é, a cada aumento de um ponto percentual no consumo de energia elétrica industrial

<sup>9</sup> O *lambda* representa as interações omitidas. A variável *Mean of fixed – effects* trata do valor médio dos efeitos fixos, calculado por efeito fixo individual das unidades type(ind); o comando estimado do XSMLE do stata 14 não possui possibilidades de saber o valor individual, apenas o valor médio das unidades é calculado pelo comando XSMLE.

acontece um aumento de 0.28% de aumento do PIB per capita. O seu coeficiente foi, estatisticamente, significativo para um nível de até 1%.

Por último, temos as variáveis de gasto público do governo, que foram divididas em três grupos: gastos em capital humano, gastos em capital físico, e outros gastos. A variável de gasto em capital humano possui sinal positivo, portanto esse gasto leva ao aumento do PIB per capita da região. O coeficiente foi, estatisticamente, significativo para um nível de até 1% de significância estatística.

A variável *Tend*, que representa uma tendência determinística, possui sinal positivo e, estatisticamente, significativo. Esse resultado indica que o PIB per capita possui uma tendência determinística nas macrorregiões.

Por último, temos a variável de outros gastos, sendo que esse coeficiente não foi significativo, mas seu sinal está conforme esperado.

Tabela 1.17 - Efeitos diretos e indiretos do modelo SDM com efeitos fixos.

		$C_1$	<i>p Valor</i>	$C_{1n}$	<i>p Valor</i>	$D_1$	<i>p Valor</i>	$D_{1n}$	<i>p Valor</i>
<b>Direto</b>	<i>lnresi_pc</i>	0,135	0,049	0,248	0,008	0,238	0,001	0,257	0,004
	<i>lnind_pc</i>	0,104	0,006	0,189	0,000	0,165	0,000	0,183	0,000
	<i>lnCH_pc</i>	0,051	0,288	-0,005	0,937	0,032	0,550	0,005	0,930
	<i>lnCF_pc</i>	-0,030	0,138	-0,027	0,259	-0,007	0,747	-0,014	0,563
	<i>lnOG_pc</i>	0,051	0,198	0,065	0,177	0,054	0,225	0,058	0,235
<b>Indireto</b>	<i>lnresi_pc</i>	0,263	0,000	0,151	0,105	0,168	0,021	0,149	0,103
	<i>lnind_pc</i>	0,200	0,000	0,112	0,009	0,145	0,000	0,129	0,003
	<i>lnCH_pc</i>	0,112	0,029	0,176	0,007	0,131	0,027	0,159	0,012
	<i>lnCF_pc</i>	0,023	0,293	0,019	0,478	0,001	0,967	0,008	0,761
	<i>lnOG_pc</i>	-0,050	0,228	-0,064	0,227	-0,058	0,230	-0,064	0,232
<b>Total</b>	<i>lnresi_pc</i>	0,398	0,000	0,399	0,000	0,406	0,000	0,406	0,000
	<i>lnind_pc</i>	0,304	0,000	0,301	0,000	0,309	0,000	0,312	0,000
	<i>lnCH_pc</i>	0,163	0,000	0,172	0,000	0,162	0,000	0,164	0,000
	<i>lnCF_pc</i>	-0,007	0,601	-0,008	0,580	-0,006	0,699	-0,005	0,735
	<i>lnOG_pc</i>	0,001	0,963	0,001	0,966	-0,004	0,895	-0,006	0,836

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Temos na Tabela 1.17 os efeitos do modelo SDM, os quais são divididos em: efeitos diretos, efeitos indiretos, e efeitos totais. Os efeitos diretos são aqueles restritos a cada região, ou seja, o impacto do coeficiente acontece apenas na sua respectiva região. O efeito indireto acontece quando esse efeito extrapola a região, e trata do efeito ocasionado pela variação nas

regiões circunvizinhas. E, em último, temos os efeitos totais, que tratam dos efeitos totais das variáveis no crescimento do PIB per capita.

O efeito direto possui um comportamento parecido com os coeficientes estimados do modelo, sendo a diferença entre essas estimações o efeito *feedback*. Conforme destacado na subseção anterior, o modelo escolhido trata do SDM, com a matriz de ponderação espacial de contiguidade não normalizado. Nesse modelo, o consumo de energia elétrica residencial e industrial possui sinal positivo, tendo, no caso da residencial, significância estatística a 5%, e no industrial, a 1%. Portanto possui comportamento parecido ao das estimativas dos coeficientes do modelo SDM.

O efeito indireto indica os efeitos que extrapolam uma região, os quais são importantes de se analisar, pois levam ao entendimento dos gastos de regiões circunvizinhas, que provocam o crescimento do PIB per capita.

Os efeitos indiretos são significativos e com sinal conforme esperado tanto para o consumo de energia elétrica residencial, quanto para consumo de energia elétrica industrial e para gastos em capital humano. Esse sinal positivo indica que quanto maior for esse consumo das regiões circunvizinhas maior será o PIB per capita da região, portanto, o consumo está extrapolando a região e leva ao crescimento de regiões próximas.

O consumo industrial de energia elétrica foi tratado como *proxy* para investimento, e esse aumento acaba por representar a extrapolação dos investimentos das regiões circunvizinhas, no crescimento do PIB per capita. O efeito positivo está conforme esperado. Portanto, o maior investimento leva ao aumento da capacidade produtiva e ao crescimento, extrapolando para outras regiões, pela proximidade.

O gasto em capital humano também foi significativo, estatisticamente, a 5% de significância estatística, demonstrando que esses gastos acabam extrapolando para outras regiões. O efeito positivo também está conforme esperado. O aumento do gasto em capital humano aumenta a produtividade do trabalhador.

O efeito total é o efeito total das variáveis no crescimento do PIB per capita das regiões, sendo que as principais variáveis para explicar o crescimento do PIB per capita das regiões trata do consumo de energia elétrica residencial, do consumo de energia elétrica industrial e do gasto em capital humano.

O modelo que melhor se adapta aos dados é o modelo SDM, tanto para as estimações de efeito fixo como para as estimações de efeitos aleatórios. A matriz de ponderação espacial

que melhor se adapta é a matriz de contiguidade não normalizada, conforme podemos observar nos critérios de informação e nos testes de razão de verossimilhança e do teste Wald.

Tabela 1.18 - Modelo SDM com efeitos aleatórios.

	SDM							
	$C_1$		$C_{1n}$		$D_1$		$D_{1n}$	
	Coefficientes	p Valor						
<i>lnresi_pc</i>	0,188	0,003	0,287	0,000	0,298	0,000	0,295	0,000
<i>lnind_pc</i>	0,128	0,000	0,209	0,000	0,179	0,000	0,201	0,000
<i>lnCH_pc</i>	0,033	0,474	0,020	0,702	0,002	0,969	0,017	0,747
<i>lnCF_pc</i>	-0,028	0,154	-0,020	0,358	-0,005	0,832	-0,009	0,675
<i>lnOG_pc</i>	0,033	0,411	0,058	0,208	0,030	0,517	0,053	0,276
<i>Tend</i>	-0,001	0,781	0,015	0,003	0,003	0,578	0,016	0,006
<i>Constante</i>	9,900	0,000	12,268	0,000	8,935	0,000	12,217	0,000
<i>Rho</i>	-0,042	0,126	-0,363	0,000	-0,052	0,874	-0,345	0,011
<i>Sigma<sup>2</sup></i>	0,005	0,000	0,005	0,000	0,006	0,000	0,006	0,000
<i>Wlnresi_pc</i>	0,089	0,000	0,257	0,006	0,352	0,195	0,250	0,014
<i>Wlnind_pc</i>	0,074	0,000	0,204	0,000	0,437	0,021	0,219	0,000
<i>WlnCH_pc</i>	0,060	0,003	0,214	0,001	0,657	0,005	0,204	0,003
<i>WlnCF_pc</i>	0,008	0,323	0,008	0,774	0,002	0,980	0,000	0,992
<i>WlnOG_pc</i>	-0,009	0,573	-0,059	0,288	-0,084	0,658	-0,063	0,279
<i>R<sup>2</sup> WITHIN</i>	0,875		0,845		0,856		0,846	
<i>R<sup>2</sup> BETWEEN</i>	0,124		0,633		0,881		0,712	
<i>R<sup>2</sup> OVERALL</i>	0,256		0,601		0,815		0,603	
Log-pseudolikelihood	214,724		214,724		214,724		214,724	

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A variável que representa o consumo de energia elétrica residencial possui sinal positivo, ou seja, o aumento de um ponto percentual do consumo de energia elétrica residencial leva ao aumento de 0.18% do PIB per capita. Assim, isso está conforme esperado, sendo que o consumo de energia elétrica residencial é usado como uma *proxy* para consumo das famílias, já que não possuímos consumo por região e ano.

O coeficiente do consumo de energia elétrica industrial possui sinal positivo. Portanto, a cada aumento de um ponto percentual no consumo de energia elétrica industrial, ocorre 0.12% de aumento do PIB per capita. E seu coeficiente foi, estatisticamente, significativo para um nível de até 1%.

Na variável de gasto em capital humano, esperamos que quanto maior esse gasto maior a capacidade do trabalhador em produzir. Logo, esperamos que esse gasto leve ao

aumento do PIB per capita da região. Na estimação selecionada, o sinal foi conforme esperado, mas não foi, estatisticamente, significativo.

Por último, temos a variável de outros gastos, que representam os gastos que não foram classificados em gastos em capital humano ou físico. Nessa categoria de gastos, podemos destacar que esperamos sinal positivo também, pois o aumento desses gastos leva ao aumento direto de consumo, pelo aumento do poder aquisitivo da população. Esse coeficiente não foi significativo.

No modelo SDM, temos as variáveis interativas da matriz de ponderação espacial com as variáveis explicativas. Esperamos que a variação da variável independente das regiões vizinhas leve ao crescimento da variável dependente da região, cujo seu impacto depende do peso medido pela matriz de ponderação espacial. Temos, então, três variáveis interativas, estatisticamente, significantes: o consumo de energia elétrica residencial, o consumo de energia elétrica industrial, e o gasto em capital humano, como variáveis significativas e, conforme esperado, com sinal positivo.

A variável interativa do consumo de energia elétrica residencial, com sinal positivo, demonstra que, quanto maior o consumo de energia elétrica de uma região vizinha, o consumo extrapola essa região, levando ao crescimento do PIB per capita de regiões vizinhas. Assim, o impacto nas regiões depende do peso da matriz de ponderação espacial e, no caso da matriz de contiguidade, o impacto desse consumo acontece apenas nas regiões vizinhas a essa.

O aumento do consumo de energia elétrica industrial em outras regiões leva a aumento do PIB per capita da região, demonstrando, portanto, que o consumo de energia elétrica industrial leva ao aumento do PIB per capita de regiões vizinhas.

Temos também a variável do gasto em capital humano como uma variável interativa, com a matriz de ponderação espacial representando seu efeito de extrapolar as regiões, levando, assim, ao crescimento de regiões vizinhas do PIB per capita. Essa variável foi significativa, estatisticamente, para um nível de até 1%, e com sinal positivo, conforme esperado, portanto, o aumento dessa variável leva a crescimento de regiões vizinhas.

Em conclusão, o modelo de efeito aleatório que melhor se adapta aos dados é o modelo SDM, com matriz de contiguidade não normalizada. Isso acontece se avalia pelos testes Wald e LR e pelo critério de informação. Os coeficientes dos efeitos aleatórios em comparação com os efeitos fixos são parecidos, com sinal positivo para as mesmas variáveis significativas estatisticamente.

A estimação do SEM possui a inclusão do *Lambda*. Outra diferença em relação ao modelo SDM é que temos o gasto em capital humano como significativo estatisticamente, demonstrando que quanto maior esse gasto, maior o PIB per capita da região.

Tabela 1.19 - Modelo SEM e suas estimações do modelo de efeito aleatório.

	SEM							
	$C_1$		$C_{1n}$		$D_1$		$D_{1n}$	
	Coefficientes	p Valor						
<i>lnresi_pc</i>	0,402	0,000	0,402	0,000	0,402	0,000	0,401	0,000
<i>lnind_pc</i>	0,282	0,000	0,284	0,000	0,283	0,000	0,282	0,000
<i>lnCH_pc</i>	0,128	0,000	0,129	0,000	0,118	0,002	0,120	0,002
<i>lnCF_pc</i>	-0,014	0,320	-0,015	0,305	-0,013	0,379	-0,013	0,388
<i>lnOG_pc</i>	0,024	0,365	0,022	0,415	0,023	0,425	0,022	0,447
<i>Tend</i>	0,011	0,000	0,010	0,000	0,010	0,000	0,010	0,000
<b>Constante</b>	9,131	0,000	9,139	0,000	9,197	0,000	9,191	0,000
<i>Lambda</i>	0,006	0,000	0,006	0,000	0,006	0,000	0,006	0,000
<i>Sigma</i> <sup>2</sup>	0,005	0,000	0,005	0,000	0,005	0,001	0,005	0,001
<b>R<sup>2</sup> WITHIN</b>	0,822		0,822		0,823		0,823	
<b>R<sup>2</sup> BETWEEN</b>	0,746		0,744		0,740		0,740	
<b>R<sup>2</sup> OVERALL</b>	0,722		0,721		0,719		0,719	
<b>Log-pseudolikelihood</b>	214,724		214,724		214,724		214,724	

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

No modelo SEM, a matriz de peso espacial que melhor se adapta aos dados, como destacado na subseção anterior, é a matriz de ponderação de contiguidade normalizada.

A variável do consumo de energia elétrica residencial possui sinal positivo, ou seja, o aumento de um ponto percentual do consumo de energia elétrica residencial leva ao aumento de 0,40% do PIB per capita. Logo, está conforme esperado.

Como o coeficiente do consumo de energia elétrica industrial possui sinal positivo, consequentemente, a cada aumento de um ponto percentual no consumo de energia elétrica industrial, aumenta 0,28% do PIB per capita, sendo seu coeficiente, estatisticamente, significativo para um nível de até 1%.

O coeficiente referente ao gasto em capital humano possui valor positivo e significativo estatisticamente. Portanto, a cada aumento de um ponto percentual no gasto em capital humano, aumenta 0,12% do PIB per capita.

Em resumo, podemos destacar que o modelo SEM apresenta diferenças com a estimação do modelo SDM, pois, no SEM, o coeficiente de capital humano possui sinal

positivo e, estatisticamente, significativo para um nível de até 1%, diferenciando-se, assim, da estimação do modelo SDM.

Temos, na Tabela 1.20, os efeitos do modelo SDM, os quais são divididos em: efeitos diretos, efeitos indiretos e efeitos totais. Os efeitos diretos, como já relatado, são os efeitos restritos a cada região, tratando-se, portanto, do impacto do coeficiente na sua respectiva região. O efeito indireto, como também já explicado, trata do efeito que extrapola a região, e é provocado pelo aumento dos gastos das regiões circunvizinhas. Em último, temos os efeitos totais, que tratam dos efeitos totais das variáveis no crescimento do PIB per capita.

Como destacado na análise dos efeitos fixos, o efeito direto possui um comportamento parecido com os coeficientes do modelo, sendo a diferença entre essas estimações o efeito *feedback*. O modelo escolhido de efeitos aleatórios é o SDM com a matriz de peso espacial de contiguidade não normalizado. Nesse modelo, o consumo de energia elétrica residencial e industrial possui sinal positivo e significância estatística para um nível de até 1%. Quanto maior essas variáveis maior será o PIB per capita.

Tabela 1.20 - Modelo SDM efeitos diretos e indiretos do modelo de efeitos aleatórios.

		$C_1$	<i>p Valor</i>	$C_{1n}$	<i>p Valor</i>	$D_1$	<i>p Valor</i>	$D_{1n}$	<i>p Valor</i>
<b>Direto</b>	<i>lnresi_pc</i>	0,181	0,007	0,272	0,004	0,300	0,000	0,287	0,002
	<i>lnind_pc</i>	0,119	0,001	0,192	0,000	0,177	0,000	0,188	0,000
	<i>lnCH_pc</i>	0,029	0,538	0,000	1,000	0,004	0,932	0,006	0,912
	<i>lnCF_pc</i>	-0,029	0,149	-0,021	0,384	-0,005	0,832	-0,010	0,682
	<i>lnOG_pc</i>	0,032	0,403	0,067	0,180	0,028	0,516	0,058	0,244
<b>Indireto</b>	<i>lnresi_pc</i>	0,209	0,001	0,127	0,189	0,091	0,217	0,117	0,217
	<i>lnind_pc</i>	0,177	0,000	0,110	0,015	0,120	0,011	0,122	0,007
	<i>lnCH_pc</i>	0,155	0,003	0,175	0,009	0,186	0,003	0,162	0,014
	<i>lnCF_pc</i>	0,024	0,321	0,012	0,669	0,001	0,977	0,003	0,912
	<i>lnOG_pc</i>	-0,027	0,532	-0,068	0,216	-0,024	0,645	-0,066	0,230
<b>Total</b>	<i>lnresi_pc</i>	0,391	0,000	0,399	0,000	0,392	0,000	0,405	0,000
	<i>lnind_pc</i>	0,297	0,000	0,302	0,000	0,296	0,000	0,311	0,000
	<i>lnCH_pc</i>	0,183	0,000	0,175	0,000	0,190	0,000	0,168	0,000
	<i>lnCF_pc</i>	-0,005	0,784	-0,009	0,553	-0,004	0,862	-0,007	0,687
	<i>lnOG_pc</i>	0,005	0,864	-0,002	0,953	0,004	0,907	-0,008	0,774

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Os efeitos indiretos são significativos para um nível de até 1%, e possuem sinal conforme esperado tanto para o consumo de energia elétrica residencial como industrial e para

gastos em capital humano. Esse sinal positivo indica que, quanto maior for o consumo das regiões circunvizinhas, maior será o PIB per capita da região.

O efeito total trata do efeito total das variáveis no crescimento do PIB per capita das regiões. As principais variáveis para explicar o crescimento do PIB per capita das regiões são: o consumo de energia elétrica residencial, o consumo de energia elétrica industrial e o gasto em capital humano.

Em resumo, os efeitos no modelo SDM com efeitos aleatórios possuem resultados similares aos do modelo de efeito fixo, mostrando significância estatística nas variáveis de consumo de energia elétrica residencial e industrial para efeito direto, indireto e total; e, para efeito indireto, também o gasto em capital humano.

A estratégia de utilizar os testes Wald, LR e o critério de informação está conforme LeSage e Pace (2009) e Belotti et al. (2017).

Conforme destacado em LeSage e Dominguez (2012), os efeitos diretos, indiretos e totais devem ser analisados na estimação, já que possuem o efeito *feedback* das variáveis. Essas variáveis possuem um efeito dinâmico entre as regiões, por isso os efeitos devem ser considerados em detrimento das outras estimações, que não absorvem essa dinâmica das regiões.

Em geral, podemos destacar que o melhor modelo é o SDM, com a matriz de contiguidade não normalizada, levando a efeitos diretos o consumo de energia elétrica residencial e industrial. O efeito direto trata apenas do efeito na região que sofreu a variação, apontada pela variável independente. Portanto, uma variação do consumo de energia elétrica residencial leva ao crescimento do PIB per capita da região. Essa situação também acontece com o consumo de energia elétrica industrial.

Dentre os efeitos diretos, podemos destacar que o sinal positivo e significativo do consumo de energia elétrica residencial demonstra que o aumento do consumo das macrorregiões impacta, positivamente, o crescimento do PIB per capita das macrorregiões. Pelo lado do consumo industrial de energia elétrica, podemos destacar que seu sinal positivo significa que o aumento dos investimentos na economia acaba por impactar, de forma positiva, o crescimento econômico, mostrando, assim, que o investimento aumenta o consumo industrial de energia elétrica e leva ao aumento da capacidade industrial da economia, proporcionando, conseqüentemente, o crescimento do PIB per capita da economia.

Os efeitos indiretos são os efeitos que decorrem das regiões circunvizinhas. As variáveis significativas, estatisticamente, são: o consumo de energia elétrica residencial, o

consumo de energia elétrica industrial, e o gasto em capital humano. Portanto, a variação do gasto de capital humano de regiões vizinhas leva ao crescimento do PIB per capita da região.

Dos efeitos indiretos, podemos destacar o sinal positivo no consumo residencial de energia elétrica, que acontece porque o aumento do consumo acaba transbordando para outras macrorregiões da economia brasileira, pela capacidade de mobilidade que o consumo possui, impactando, assim, o crescimento do PIB per capita das macrorregiões circunvizinhas. O efeito indireto do consumo industrial de energia elétrica indica que o aumento dos investimentos acaba transbordando as macrorregiões circunvizinhas, levando-as ao crescimento do PIB per capita. Isso acontece quando o investimento aumenta a capacidade de produtividade e aumenta o consumo de bens de capitais da economia, em movimentos envolvendo mobilidade entre as macrorregiões, ou seja, o aumento do consumo industrial de energia elétrica per capita leva ao crescimento do PIB per capita das macrorregiões da economia brasileira. O efeito indireto do gasto em capital humano possui sinal positivo, indicando que o aumento desses gastos transborda para outras regiões, resultado que acontece pela mobilidade das pessoas na economia. Assim, o gasto em capital humano acaba por levar ao crescimento do PIB per capita das macrorregiões circunvizinhas.

O efeito total trata do efeito total no crescimento do PIB per capita da região, correspondendo, assim, à soma do efeito direto com o efeito indireto. Podemos destacar que o crescimento da região é ocasionado: pelo consumo de energia elétrica residencial, pelo consumo de energia elétrica industrial, e pelo gasto em capital humano.

Por fim, mesmo diante de algumas mudanças observadas, recentemente, na política regional brasileira, mostra-se necessário, ainda, definir um enquadramento relevante de avaliação, monitoramento e avaliação das políticas econômicas dos entes públicos brasileiros, tanto em nível total de país, como em nível de macrorregiões. Desse modo, é importante demonstrar aos administradores públicos e aos legisladores os benefícios e os custos dos gastos públicos brasileiros.

Nesse sentido, mesmo diante das reconhecidas dificuldades de convencer os agentes públicos a fazer algo que ainda não foi feito, este trabalho contribui para o fortalecimento da análise da associação entre os gastos públicos e o crescimento do produto interno bruto das macrorregiões brasileiras. Por fim, destacamos que os gastos públicos em capital humano demonstraram, ao longo deste estudo, o melhor investimento para incentivar o crescimento do produto interno bruto das macrorregiões brasileiras.

## 1.7 CONCLUSÃO

A contribuição deste ensaio consiste em lançar luz sobre a variabilidade existente nos resultados estatísticos das estimativas de crescimento econômico do produto interno bruto regional, assim como sobre as avaliações dos gastos públicos regionais, quando utilizamos a escala espacial das macrorregiões brasileiras, ou seja, que dividem o Brasil em Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste. Além da discussão das diferenças estatísticas dos resultados, quando diferentes modelos são estimados, este ensaio também explora a interpretação substantiva desses modelos, fornecendo, assim, algumas razões teóricas potenciais para se alcançar resultados diferentes do esperado.

Primeiro, na seção 1.2, fornecemos uma discussão de fundo sobre teorias e métodos utilizados na literatura atual sobre o assunto, trazendo a associação do crescimento econômico com os gastos públicos, e formando a base das análises conduzidas nas seções seguintes. Os gastos públicos e seu envolvimento com o crescimento econômico é também revisado nessa seção, juntamente com o escopo espacial das teorias de crescimento econômico.

Na seção 1.3, descrevemos a metodologia do trabalho, apresentando os modelos, que são estimados na seção 1.5: o modelo Durbin espacial (SDM), o modelo espacial autorregressivo (SAR) e o modelo de erros espaciais (SEM), os quais são utilizados nas estimações espaciais brasileiras, para estudar o crescimento econômico de suas macrorregiões. Além disso, são apresentadas informações sobre os dados utilizados nas estimações, indicando as fontes utilizadas para a montagem dos dados.

Na seção 1.5, enfocamos a análise do crescimento econômico brasileiro em diferentes modelos, para diferentes matrizes de ponderação espacial, utilizando, para tal, a divisão de macrorregiões brasileiras. Utilizamos dados de painel entre os anos de 1990 a 2016 para estudar os determinantes do crescimento econômico regional no Brasil. Nessa seção, analisamos as matrizes de ponderação espaciais utilizadas, quais sejam a matriz de contiguidade e a matriz de distância inversa e suas respectivas matrizes normalizadas.

Visando atender o objetivo deste ensaio - analisar os efeitos dos gastos regionais brasileiros -, dividimos os gastos em três categorias: gasto em capital humano, gasto em capital físico, e outros gastos; e utilizamos, como *proxy* para consumo e investimento, o consumo de energia elétrica residencial e o consumo de energia elétrica industrial.

Para a seleção do modelo, aplicamos os testes Wald, LR e o critério de informação. Esses testes indicaram como o melhor modelo o modelo SDM de matriz de peso espacial de

contiguidade não normalizada. A estratégia adotada foi utilizada conforme destacado em LeSage e Pace (2009) e Belotti et al. (2017).

Sintetizando, destacamos que o crescimento da região é explicado pelo consumo de energia elétrica residencial e industrial, e as variáveis que conseguem extrapolar e provocar o crescimento de outras regiões são: consumo residencial de energia elétrica e consumo industrial de energia elétrica, acrescida do gasto em capital humano.

Em nossa análise, o efeito dos gastos públicos mostrou-se positivo em vários modelos, indicando que esses gastos estimulam o crescimento do produto interno bruto per capita da economia. Especificamente, o gasto público em capital humano mostrou-se positivo e estatisticamente significativo para efeitos indiretos, que representam os efeitos que transbordam a região que recebe os gastos. Isso acontece, porque os gastos em capital humano aumentam a produtividade da economia, e seu transbordamento acontece pela mobilidade do capital humano na economia.

A razão para a não significância do capital físico pode ser decorrente do citado por Bertussi (2010), que, ao ressaltar a demora de maturação dos gastos em capital físico, recomenda utilizar variáveis da média do crescimento dos próximos cinco anos para extrair o impacto de longo prazo dos gastos em capital físico.

No longo prazo, vimos a necessidade de que seja realizado amplo debate sobre as causas, ainda existentes, das desigualdades regionais no Brasil, visando formular instrumentos para melhor enfrentá-las. Entendemos ter conseguido, neste ensaio, apresentar uma análise dos gastos públicos nas macrorregiões brasileiras, ressaltando que, em geral, os gastos públicos em capital humano possuem efeito positivo no crescimento das regiões vizinhas, mostrando, assim, ser o melhor gasto para ser incentivado, em detrimento dos gastos em capital físico e outros gastos. Concluindo, os gastos públicos em capital humano são a melhor alternativa de gasto público para tentar combater as disparidades regionais presentes na economia brasileira.

## 2 ENSAIO 2

### Gastos Públicos e Crescimento Econômico dos Estados Brasileiros

**Resumo:** No Ensaio 2, analisamos os efeitos dos gastos públicos no crescimento do PIB per capita, nos estados brasileiros e no distrito federal. Como na análise feita no Ensaio 1, separamos os gastos por categoria funcional, em gastos de Capital Humano, Capital Físico e Outros Gastos. Os modelos de solução aplicados neste estudo foram os modelos de painel espacial SEM, SAR e SDM. Como já destacado anteriormente, esses modelos possibilitam estimar os efeitos de transbordamento do crescimento econômico, decorrente dos gastos públicos em estados circunvizinhos. Os resultados obtidos nas estimativas demonstraram que, com exceção dos gastos públicos em capital físico, os demais gastos (gastos em capital humano e outros gastos), impactaram, positivamente, de forma direta, sobre o PIB per capita. Por outro lado, o consumo de energia elétrica residencial e industrial (respectivamente, *proxies* de consumo e investimento dos estados brasileiros) impactou, positivamente, de forma direta e indireta, o PIB per capita estadual.

**Palavras-Chave:** Econometria espacial. modelo SEM. modelo SAR. modelo SDM. PIB per capita estadual. gastos públicos.

**Abstract:** In Essay 2, we analyze the effects of public spending on GDP per capita growth in Brazilian states and in the federal district. As in the analysis carried out in Essay 1, we separated expenditures by functional category into Human Capital, Physical Capital and Other Expenditures. The solution models applied in this study were the SEM, SAR and SDM spatial panel models. As previously highlighted, these models make it possible to estimate the spillover effects of economic growth resulting from public spending in surrounding states. The results obtained in the estimates showed that, with the exception of public expenditure on physical capital, other expenditures (expenditures on human capital and other expenditures) had a direct positive impact on GDP per capita. On the other hand, the consumption of residential and industrial electricity (respectively, consumption and investment proxies of the Brazilian states) had a positive impact, directly and indirectly, on the state's GDP per capita.

**Keywords:** Spatial econometry. SEM model. SAR model. SDM model. GDP per state capital. Public spending.

## 2.1 INTRODUÇÃO

Os gastos públicos nos estados brasileiros se diferenciam em vários aspectos, tanto em termos de intensidade, como em termos de especificações. Por isso, uma análise de impactos entre consumo, capital físico, gastos governamentais e PIB per capita nos estados é importante, considerando que um estudo pode identificar a eficiência dos gastos, e induzir que os gastos eficientes sejam concentrados nas contas que mais impactam o crescimento.

Em geral, os gastos setoriais possuem impactos diferenciados no crescimento de uma economia. Assim, ajustar seus volumes de recursos, de tal forma que maiores volumes sejam alocados naquelas atividades setoriais mais eficientes, só é possível por meio de estudos que identifiquem as eficiências ou deficiências dos gastos governamentais.

A situação atual da economia, em desenvolvimento do Brasil, possibilita, ainda, a existência de regiões subdesenvolvidas, onde a população apresenta baixo nível de qualidade de vida. Em função desse fato, podemos afirmar que o desenvolvimento dos estados brasileiros tem ocorrido de formas distintas. Por exemplo, os estados do Sul e do Sudeste possuem melhor qualidade de vida, em comparação com os estados do Norte e Nordeste do Brasil. Essas diferentes características de desenvolvimento estadual estão associadas tanto às eficiências ou ineficiências de gastos públicos no crescimento econômico, quanto aos efeitos de transbordamento. Nesse sentido, nossa proposta é estudar o desenvolvimento e crescimento dos estados brasileiros, em função do efeito de gastos públicos diretos e em função dos gastos públicos indiretos, via estados vizinhos, devido ao efeito de transbordamento. Em suma, este estudo consiste na análise dessas questões, com a finalidade de entender melhor o crescimento dos estados brasileiros.

As dessemelhanças regionais quanto ao crescimento se referem, regularmente, aos fatores sociais, históricos, geográficos e econômicos. Todavia, é importante identificar quais fatores validam as disparidades de crescimento estaduais, e buscar formas de reduzir essas disparidades. O Brasil é um país, relativamente, heterogêneo, do ponto de vista social e econômico. Assim, dado esses atributos, esperamos que haja uma convergência de renda no longo prazo, com conseqüente redução das discrepâncias de crescimento dos estados do Brasil. Posto isso, com a finalidade de entender melhor os efeitos dessas diferenças nas disparidades regiões do Brasil, analisamos a associação do crescimento dos PIB regionais com os gastos públicos estaduais.

Destacamos que o Brasil constitui um caso interessante para se estudar, especialmente quanto aos gastos públicos, dada a distribuição polarizada da atividade econômica no país e a conseqüente disparidade da capacidade de gastos públicos dos respectivos entes federados, no espaço e no tempo. Compreender que tipo de gasto público leva a um maior crescimento econômico se mostra crucial para o desempenho da economia brasileira, ao lançar luz sobre medidas para combater as disparidades regionais de renda, presentes na economia brasileira, já que é notória essa diferença entre os estados da região Norte e Nordeste em comparação com os estados do Sul e Sudeste.

Assim, neste Ensaio 2, analisamos, por meio de modelos de dados de painel espacial, as relações de impacto entre gastos em capital humano, capital físico e outros gastos, consumo de energia elétrica residencial e consumo de energia industrial (respectivamente, *proxies* de consumo e capital físico nos estados brasileiros) e o PIB per capita estadual dos estados brasileiros. Desse modo, com essa análise, buscamos entender os efeitos de transbordamento, presentes nesses gastos, ou seja, entenderemos que os gastos públicos impactam o crescimento não só do estado que realiza os gastos, mas também dos estados vizinhos. Para tanto, inicialmente, medimos a proximidade dos estados por meio de quatro matrizes de ponderação espacial, já enfatizadas anteriormente, quais sejam: a matriz de contiguidade, a matriz de contiguidade normalizada, a matriz de ponderação de distância inversa, e a matriz de ponderação de distância inversa normalizada. Em seguida, realizamos a estimação dos modelos: de Durbin espacial (SDM), autorregressivo espacial (SAR), e de erros espaciais (SEM), analisando a economia brasileira no período de 1990 a 2016. Teorias recentes sugerem que os gastos públicos impactam, positivamente, no crescimento econômico, já que os gastos públicos levam a um aumento da produtividade da economia. Esse aumento da produtividade ocorre, essencialmente, via aumento da produtividade dos investimentos privados do capital físico, e aumento da produtividade do trabalho, causada pelo capital humano. Nesse sentido, os gastos públicos também aumentam o consumo das famílias e impactam a qualidade de vida da população.

Posto isso, abordamos, então, a questão sobre como os gastos públicos impactam o crescimento econômico dos estados brasileiros, numa investigação que remete ao problema atual da economia brasileira dos gastos fiscais, já que, entendendo melhor os impactos dos gastos no crescimento econômico, podemos propor canais melhores dos gastos públicos. Desse modo, podemos melhor entender a associação entre gastos públicos e crescimento

econômico regional, e, a partir desse entendimento, avaliar melhor a performance dos gastos públicos estaduais na economia.

Explicitamente, a hipótese deste estudo é que os gastos em capital humano e os gastos em capital físico possuem relação positiva e significativa com o crescimento da economia, ou seja, quanto mais investimentos nessas categorias, maior será o crescimento do PIB per capita da economia.

O procedimento metodológico de implementação dos modelos econométricos espaciais, aplicado neste Ensaio, é totalmente similar ao executado no Ensaio 1. A diferença consiste em que, neste estudo, utilizamos dados estaduais. Portanto, a grande diferença entre os dois Ensaio refere-se ao nível de estudo: no primeiro, propõe-se averiguar a associação dos gastos no crescimento por meio do modelo espacial utilizando um recorte macrorregional; no segundo, se analisa esse crescimento por meio dos gastos estaduais. Enfim, os dois ensaios propõem a análise por meio de econometria espacial.

No desenvolvimento deste estudo, examinamos a relação do crescimento do PIB per capita com os gastos públicos em capital humano, em capital físico e em outros gastos e exploramos a colaboração do gasto público no processo do crescimento econômico, com o objetivo de entender os efeitos de transbordamento que os gastos públicos provocam entre os estados brasileiros. Por meio dos resultados, obtivemos explicações consistentes às nossas indagações, bem como conseguimos identificar algumas implicações políticas relativas aos gastos. Esses achados, por fim, nos concederam inferir que os gastos públicos provocaram crescimento nos estados não só onde ocorreram os investimentos, sobretudo, em capital humano, mas também nos estados próximos; ou seja, identificamos os efeitos de transbordamento.

Este Ensaio foi assim organizado: desenvolvemos a seção da revisão bibliográfica sobre crescimento e gastos governamentais, de forma concomitante, para os Ensaios 1 e 2, na Seção 1.2, apresentada anteriormente. A seção de metodologia também foi exposta de forma simultânea para os Ensaios 1 e 2, na Seção 1.3, nomeada de Modelo de dados de painel espacial. Na Seção 2.2, a seguir, retratamos os resultados deste Ensaio, e, sequencialmente, apresentamos a análise desses resultados (Seção 2.3). Por fim, na Seção 2.4, inserimos a conclusão do Ensaio. Quanto às referências bibliográficas, do mesmo modo, também foram exibidas de forma simultânea aos dois ensaios, e são apresentadas ao final deste.

## 2.2 RESULTADOS

Neste Ensaio, utilizamos dados em nível estadual, levando em consideração que a administração dos gastos estaduais é independente, ou seja, cada estado administra seus recursos com certa autonomia. Essa situação, portanto, vai ao encontro do objetivo deste estudo, que é entender os efeitos dos gastos públicos em nível estadual, onde prevalecem as administrações públicas em nível de estado. Em conclusão, nosso objetivo é entender os gastos mais eficientes para aumentar o PIB per capita, indicando às administrações estaduais caminhos mais eficientes com vista a aumentar o PIB per capita dos estados.

Podemos destacar que, assim como no Ensaio 1, neste Ensaio 2, os resultados esperados das estimações são similares; isto é, esperamos que o efeito direto do consumo residencial e industrial de energia elétrica tenha efeito positivo no crescimento do PIB per capita dos estados. Por outro lado, também esperamos que os gastos estaduais possuam efeitos positivos no crescimento do PIB per capita, ou seja, que o aumento dos gastos estaduais em capital humano, em capital físico e em outros gastos tenham impacto positivo no crescimento do PIB per capita dos estados.

Os efeitos indiretos são os efeitos no crescimento do PIB per capita, decorrentes de variação das variáveis independentes dos estados circunvizinhos. Esperamos que o consumo residencial de energia elétrica assim como o consumo industrial de energia elétrica apresente sinal positivo, ou seja, que o consumo residencial e industrial de energia elétrica extrapole as regiões e leve o PIB per capita dos estados brasileiros ao crescimento. Do mesmo modo, esperamos que também os gastos estaduais possuam sinal positivo, portanto, que os gastos em capital humano dos estados circunvizinhos possuam sinal positivo, assim como os gastos em capital físico e em outros gastos.

Os efeitos indiretos positivos do gasto em capital humano acontecem, visto que o gasto em capital humano leva ao crescimento da produtividade do trabalho, e, com a mobilidade das pessoas, gastos nessa categoria acabam por impactar os estados circunvizinhos, levando, portanto, ao efeito indireto positivo do gasto em capital humano.

Sobre o gasto em capital físico também esperamos efeito indireto positivo, já que essa categoria de gastos eleva a produtividade dos fatores de produção, e seu gasto em estados circunvizinhos extrapola as regiões vizinhas pela mobilidade do capital na economia.

Quanto ao gasto classificado como outros gastos, deles também esperamos resultados de efeito direto e indireto positivos. Como o aumento dessa categoria de gasto aumenta o

consumo dos estados, elevando, assim, o crescimento do PIB da economia, o efeito direto positivo é consequente. Já o efeito indireto possui sinal positivo, uma vez que existe mobilidade desses gastos, classificados como outros gastos, elevando, assim, o crescimento do PIB per capita dos estados circunvizinhos.

O resultado das estimações e dos diagnósticos para dependência espacial é discutido em relação às quatro matrizes de ponderação espaciais. Primeiro, analisamos as matrizes de ponderação espacial, que sustentam a análise da econometria espacial, analisando as matrizes de contiguidade e de distância inversa e suas respectivas normalizações. Segundo, utilizando o logaritmo natural do PIB per capita, analisamos se a econometria espacial é o caminho correto para analisar o crescimento dos estados brasileiros. A utilização do logaritmo natural ocorre para que as estimações obtenham a elasticidade dos gastos públicos com o PIB per capita, analisando, assim, a associação dos gastos em capital físico, em capital humano e em outros gastos com o crescimento da economia.

Ainda, com a finalidade de escolher o melhor modelo, analisamos os critérios de informação, o teste de razão de verossimilhança e o teste de Wald. E, por último, realizamos as estimações dos modelos SDM, SAR e do SEM, em que: as estimações dos modelos SAR foram omitidas, pois os resultados foram muito parecidos com o modelo SDM. Observamos que isso acontece, porque os dois modelos são aninhados, isto é, caso as variáveis interativas do modelo SDM sejam zero, o modelo SDM é um modelo SAR.

### **2.2.1 Análise de matrizes de peso espacial**

As matrizes de pesos espaciais, aplicadas para modelar a conectividade entre os estados brasileiros, foram obtidas do mesmo modo que para as macrorregiões, isto é, por meio da malha geométrica do IBGE. Desse modo, como na seção anterior, usamos a função *shp2dta* do STATA 14, para construir as matrizes de ponderação de contiguidade e de distância inversa. Essas matrizes de pesos espaciais são determinantes nas estimações espaciais, considerando que são elas que determinam as conectividades dos estados nas estimações.

Desse modo, utilizamos, nas estimações que seguem, as duas matrizes de ponderação espacial, e suas respectivas matrizes normalizadas por linha. As matrizes normalizadas filtram os efeitos de conectividade, o que implica valores médios menores na matriz de contiguidade,

e valores médios maiores na matriz de distância inversa, como podemos ver, claramente, nas figuras 2.1 a seguir, e 2.2, adiante.

Assim como na seção anterior referente ao Ensaio 1, apresentamos as estatísticas descritivas das matrizes de pesos espaciais, em que: a coluna indicativa  $C_1$  condiz às estatísticas descritivas alusivas à matriz de contiguidade; a coluna indicadora  $C_{1n}$  reflete as estatísticas descritivas tocantes à matriz de contiguidade normalizada; a coluna indicativa  $D_1$  refere-se às estatísticas descritivas pertencentes à matriz de distância inversa; e a coluna indicativa  $D_{1n}$  reflete as estatísticas descritivas, relativas à matriz de distância inversa normalizada.

Tabela 2.1 - Estatísticas descritivas das matrizes de peso espaciais.

		$C_1$	$C_{1n}$	$D_1$	$D_{1n}$
<i>Links</i>	<b>Total</b>	102,000	102,000	702,000	702,000
	<b>Mínimo &gt; 0</b>	1,000	1,000	26,000	26,000
	<b>Máximo</b>	8,000	8,000	26,000	26,000
	<b>Média</b>	3,770	3,770	26,000	26,000
<i>Valores</i>	<b>Mínimo</b>	0,000	0,000	0,000	0,000
	<b>Mínimo &gt; 0</b>	1,000	0,125	0,029	0,008
	<b>Média</b>	0,140	0,037	0,091	0,037
	<b>Máximo</b>	1,000	1,000	0,774	0,238

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Observando-se a Tabela 2.1, nota-se que ela possui a linha indicadora *links*, que relata às características das conexões existentes entre os estados brasileiros. Nessa linha, destaca-se o total de conexões entre todos os estados, com os números Mínimo, Máximo e Médio. Assim como no capítulo 1 referente ao Ensaio 1 a normalização aconteceu por linha, não alterando, portanto, as conexões. Ainda, observando essa tabela, vemos que ela exhibe as quantidades mínima, máxima e média de conexões de um estado com os demais, significando, respectivamente, de 1, 8, e 3.7 conexões, tanto na matriz de contiguidade como na normalizada. A Tabela 2.1 exhibe, também, que as quantidades mínima, máxima e média de conexões de uma região com as demais, são, respectivamente, de 26, 26, e 26 conexões, tanto na matriz de distância inversa, como na matriz de distância inversa normalizada, indicando que todos os estados detêm conectividade medida pela distância inversa.

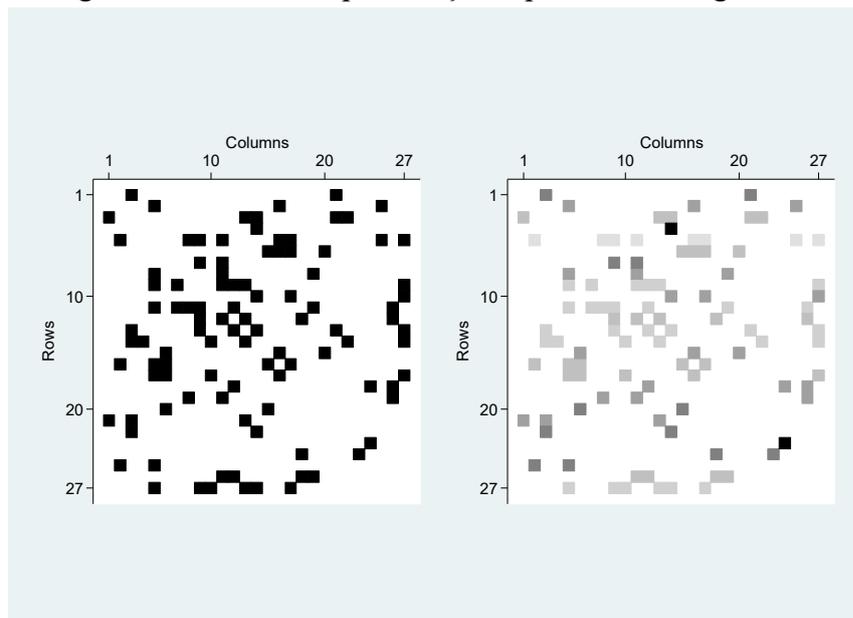
No tocante ao Total de conexões entre todos os estados, como se expõe na Tabela 2.1, observa-se um total de 102 conexões entre os estados, tanto na matriz de contiguidade,

como na matriz de contiguidade normalizada. De forma análoga, verifica-se, sobre o total de conexões referentes às matrizes de distância inversa e distância inversa normalizada, um total de 702 conexões cada uma, indicando, assim, que todos os estados têm conexões entre si. Constatase, dessa forma, que a normalização das matrizes não modifica o número de conexões, determinadas pelas matrizes de pesos espaciais.

A linha indicativa *Valores*, na Tabela 2.1, exibe os valores Mínimo, Máximo e Médio, compreendidos nas matrizes de contiguidade, de contiguidade normalizada, de distância inversa normalizada e não normalizada. Na matriz de contiguidade, os valores Mínimos, Máximo e Médio, na devida ordem, correspondem aos valores, 0, 1, e 0,14. Já na matriz de contiguidade normalizada, os valores Mínimos, Máximo e Médio são, respectivamente, 0, 1, e 0,37. De forma parecida, ainda na Tabela 2.1, os valores Mínimo, Máximo e Médio, contidos nas matrizes de distância inversa, são 0,0; 0,77 e 0,091; e os valores Mínimo, Máximo e Médio, inclusos nas matrizes de distância inversa normalizada, são 0,0; 0,238 e 0,037. Especificamente, na matriz de ponderação da distância inversa, salientamos que, em razão de as médias de linha serem menores que 1, a normalização dos valores dos elementos sofre uma elevação.

A seguir, a Figura 2.1 ilustra de que maneira as matrizes de peso espacial modelam a conectividade entre os estados brasileiros, analisadas neste Ensaio 2.

Figura 2.1 - Matriz de ponderação espacial de contiguidade.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Sobre a Figura, 2.1, destacamos que, assim como no capítulo anterior referente ao Ensaio 1, as figuras estão em uma escala de cor para os valores da matriz, ou seja, quanto mais escuro maior o valor corresponde a matriz de peso espacial. A figura à esquerda da Figura 2.1 representa a matriz de contiguidade, e o da direita representa a matriz normalizada de contiguidade. Por exemplo, na matriz de contiguidade, os elementos constituem valores de zero a 1, logo, a cor preta equivale aos valores 1 dos elementos da matriz, e a cor branca corresponde aos valores zero dos elementos associados.

A ordenação de grandeza dos valores dos elementos da matriz de conectividade normalizada, retratada no gráfico à direita da Figura 2.1, também ocorre por meio de escala de cores, cuja intensidade depende dos valores dos elementos da matriz. A cor preta representa o maior elemento da matriz; contudo, se o maior valor da matriz normalizada for 0,5, será a cor preta a conceder esse elemento, sendo este o caso do gráfico à direita da Figura 2.1.

Tabela 2.2 - Identificação dos estados nas matrizes de ponderação espacial.

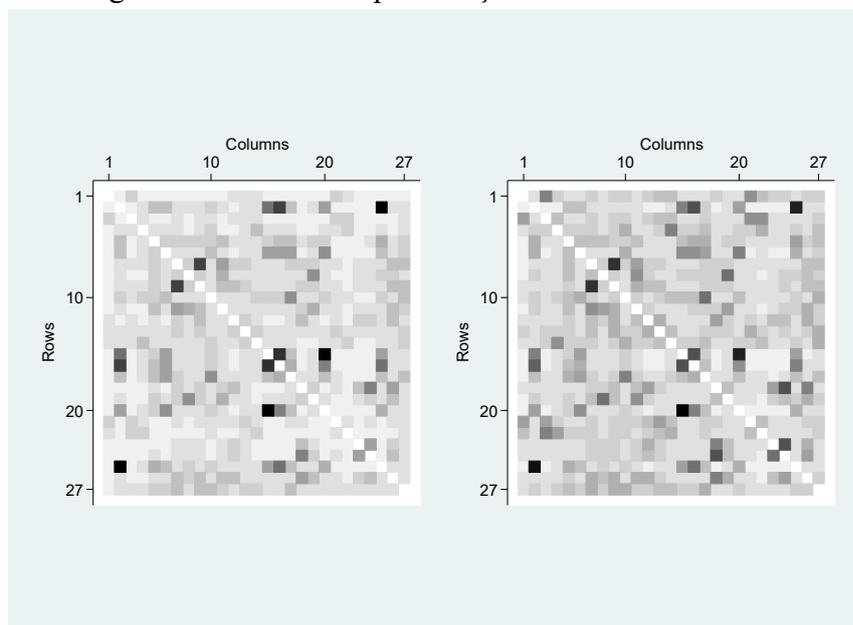
<b>Estados</b>	<b>Id da matriz de ponderação espacial</b>
<i>Acre</i>	1
<i>Alagoas</i>	2
<i>Amazonas</i>	3
<i>Amapá</i>	4
<i>Bahia</i>	5
<i>Ceará</i>	6
<i>Distrito Federal</i>	7
<i>Espírito Santo</i>	8
<i>Goiás</i>	9
<i>Maranhão</i>	10
<i>Minas Gerais</i>	11
<i>Mato Grosso do Sul</i>	12
<i>Mato Grosso</i>	13
<i>Para</i>	14
<i>Paraíba</i>	15
<i>Pernambuco</i>	16
<i>Piauí</i>	17
<i>Paraná</i>	18
<i>Rio de Janeiro</i>	19
<i>Rio Grande do Norte</i>	20
<i>Rondônia</i>	21
<i>Roraima</i>	22
<i>Rio Grande do Sul</i>	23
<i>Santa Catarina</i>	24
<i>Sergipe</i>	25
<i>São Paulo</i>	26
<i>Tocantins</i>	27

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Na Tabela 2.2, conforme se pode observar, são apresentadas as referências dos estados brasileiros, associando as numerações com os correspondentes estados e, possibilitando, assim, compreender as matrizes de pesos espaciais. Podemos citar, como exemplo, a ilustração apresentada na figura anterior (2.1) onde a cor escura, nos pontos 1,3 e 1,21, representa os valores 1, conferindo que o Acre é vizinho ao Amazonas e a Rondônia.

A Figura 2.2, a seguir, ilustra de que maneira a matriz de distância inversa modela a proximidade entre os estados, conforme análise do Ensaio 2.

Figura 2.2 - Matriz de ponderação de distância inversa.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A ordem de grandeza dos valores dos elementos da matriz de distância inversa é modelada na Figura 2.2, de forma similar, por meio de escala de cores, cuja pujança se sujeita aos valores dos elementos da matriz. Quanto maior for o valor do elemento, mais escura será a cor conferida a ele. A matriz de distância inversa simboliza que os estados mais próximos possuem valores maiores, e que esses valores vão caindo com o aumento da distância entre os estados.

Entre as duas Figuras (2.1 e 2.2), podemos destacar que a matriz de contiguidade possui menor quantidade de conexões (a Figura 2.1 possui menor quantidade de pontos escuros que a Figura 2.2), e que suas conexões são mais fortes que as conexões da matriz de distância inversa (os pontos da Figura 2.1 são mais escuros que os da Figura 2.2).

### 2.2.2 Análise da dependência espacial da variável dependente

O I de Moran, conforme Moran (1950), é a estatística univariada mais comumente usada contra a hipótese nula de aleatoriedade espacial. Um valor significativo e positivo dessa estatística indica agrupamento espacial (*spillovers*, externalidades), enquanto um valor significativo e negativo sugere um padrão de tabuleiro de xadrez de valores (competição, repulsão). Assim, o I de Moran é calculado da seguinte forma:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{27} \sum_{j=1}^{27} W_{i,j} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^{27} (y_i - \bar{y})} \quad (2.1)$$

Onde:  $W_{i,j}$  é a matriz de peso espacial; o  $y_i$  é o logaritmo natural do PIB per capita do estado  $i$ ; o  $y_j$  é o logaritmo natural PIB per capita do estado  $j$ ; e o  $\bar{y}$  é a média do logaritmo natural do PIB per capita. Quanto mais próximo de 1 a estatística do I de Moran, maior é a autocorrelação espacial do logaritmo natural do PIB per capita.

O C de Geary, como destacado em Geary (1954), é outra estatística univariada estimada neste estudo, a qual também possui como hipótese nula a aleatoriedade espacial. A equação que representa o C de Geary é a que segue:

$$C = \frac{\sum_{i=1}^{27} \sum_{j=1}^{27} W_{i,j} (y_i - y_j)^2}{\sum_{i=1}^{27} (y_i - \bar{y})^2} \quad (2.2)$$

Onde:  $W_{i,j}$  é a matriz de peso espacial; o  $y_i$  é o logaritmo natural do PIB per capita do estado  $i$ ; e o  $y_j$  é o logaritmo natural PIB per capita do estado  $j$ . Quanto menor o valor do C de Geary, maior é a autocorrelação espacial do logaritmo natural do PIB per capita.

Feitas essas análises, na sequência, realizamos a estimação desses testes de autocorrelação espacial, ou seja, estimamos os testes de I de Moran e C de Geary (Tabela 2.3), em que o valor positivo indica que existe dependência espacial dos dados, revelando que o caminho ideal passa por estimações espaciais, pois levam em consideração essa dependência espacial dos dados.

Tabela 2.3 - Testes de autocorrelação espacial com a variável dependente com a matriz  $C_1$ .

	<i>I de Moran</i>		<i>C de Geary</i>	
	<i>I</i>	<i>P valor</i>	<i>C</i>	<i>P valor</i>
<b>1990</b>	0,551	0,000	0,397	0,000
<b>1991</b>	0,492	0,000	0,409	0,000
<b>1992</b>	0,520	0,000	0,385	0,000
<b>1993</b>	0,466	0,000	0,433	0,000
<b>1994</b>	0,512	0,000	0,380	0,000
<b>1995</b>	0,434	0,000	0,372	0,001
<b>1996</b>	0,428	0,000	0,378	0,002
<b>1997</b>	0,435	0,000	0,370	0,002
<b>1998</b>	0,431	0,000	0,365	0,002
<b>1999</b>	0,439	0,000	0,363	0,001
<b>2000</b>	0,468	0,000	0,351	0,001
<b>2001</b>	0,462	0,000	0,351	0,001
<b>2002</b>	0,490	0,000	0,365	0,001
<b>2003</b>	0,525	0,000	0,349	0,000
<b>2004</b>	0,520	0,000	0,353	0,000
<b>2005</b>	0,502	0,000	0,359	0,000
<b>2006</b>	0,504	0,000	0,345	0,000
<b>2007</b>	0,518	0,000	0,341	0,000
<b>2008</b>	0,520	0,000	0,344	0,000
<b>2009</b>	0,498	0,000	0,348	0,000
<b>2010</b>	0,504	0,000	0,322	0,000
<b>2011</b>	0,510	0,000	0,327	0,000
<b>2012</b>	0,520	0,000	0,331	0,000
<b>2013</b>	0,525	0,000	0,322	0,000
<b>2014</b>	0,510	0,000	0,326	0,000
<b>2015</b>	0,496	0,000	0,323	0,000
<b>2016</b>	0,479	0,000	0,338	0,000

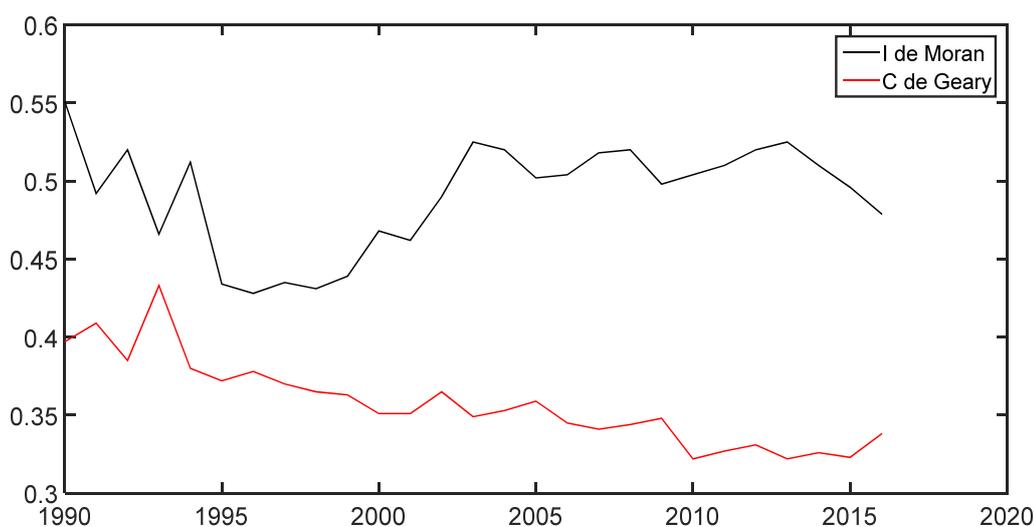
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Da Tabela 2.3, apresentando as estatísticas do I de Moran e o C de Geary para a dependência espacial dos dados, destacamos que existe uma dependência espacial positiva dos dados, tanto ao analisar o I de Moran, que possui valores positivos, como o C de Geary. Portanto, podemos destacar que a melhor alternativa para as estimações são os modelos de econometria espacial, considerando que eles levam em conta a dependência espacial dos dados.

Em geral, essas estimações pela matriz de contiguidade são, estatisticamente, significantes e retratam uma dependência espacial positiva do *lnpib* per capita na economia brasileira, levando em conta a distribuição em estados, da economia brasileira.

Nesse sentido, elaboramos a Figura 2.3 para ilustrar os resultados obtidos nessas estimações.

Figura 2.3 - O I de Moran e o C de Geary na matriz de contiguidade.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Conforme podemos observar na Figura 2.3, que os índices do I de Moran e C de Geary indicam a dependência espacial com a variável *lnpib* per capita, sendo que, para identificá-los, utilizamos a matriz de contiguidade. Pelo I de Moran podemos destacar a inexistência de um padrão durante o período de 1990 a 2016. Sobre a dependência espacial, observamos, durante esse mesmo período, aumento em alguns anos e queda em outros, refletindo, assim, a heterogeneidade do Brasil nesse período.

O ideal, em uma economia, é que ocorra queda dessa dependência espacial. Desse modo, o produto e a qualidade de vida do Brasil poderiam estar presentes em todos os estados brasileiros. Quando existe uma forte dependência espacial do produto, a qualidade de vida e as melhores oportunidades acabam se concentrando em algumas regiões, aumentando a desigualdade de oportunidade na economia brasileira. E isso é demonstrado pelo I de Moran e pelo C de Geary com sua dependência positiva, ou seja, indica que estados com elevada renda estão próximos de estados de elevada renda, e estados com baixa renda estão próximos de estados com baixa renda.

Com a Tabela 2.4, expomos os resultados de mais alguns testes.

Tabela 2.4 - Testes de autocorrelação espacial matriz  $C_{1n}$ .

	<i>I de Moran</i>		<i>C de Geary</i>	
	<i>I</i>	<i>P valor</i>	<i>C</i>	<i>P valor</i>
<b>1990</b>	0,591	0,000	0,348	0,000
<b>1991</b>	0,519	0,000	0,382	0,000
<b>1992</b>	0,563	0,000	0,354	0,000
<b>1993</b>	0,503	0,000	0,409	0,000
<b>1994</b>	0,557	0,000	0,349	0,000
<b>1995</b>	0,458	0,000	0,394	0,000
<b>1996</b>	0,452	0,000	0,401	0,000
<b>1997</b>	0,458	0,000	0,394	0,000
<b>1998</b>	0,458	0,000	0,388	0,000
<b>1999</b>	0,470	0,000	0,381	0,000
<b>2000</b>	0,513	0,000	0,357	0,000
<b>2001</b>	0,507	0,000	0,361	0,000
<b>2002</b>	0,520	0,000	0,363	0,000
<b>2003</b>	0,566	0,000	0,335	0,000
<b>2004</b>	0,560	0,000	0,335	0,000
<b>2005</b>	0,540	0,000	0,348	0,000
<b>2006</b>	0,538	0,000	0,348	0,000
<b>2007</b>	0,557	0,000	0,334	0,000
<b>2008</b>	0,558	0,000	0,333	0,000
<b>2009</b>	0,545	0,000	0,341	0,000
<b>2010</b>	0,553	0,000	0,320	0,000
<b>2011</b>	0,557	0,000	0,320	0,000
<b>2012</b>	0,568	0,000	0,317	0,000
<b>2013</b>	0,581	0,000	0,308	0,000
<b>2014</b>	0,577	0,000	0,310	0,000
<b>2015</b>	0,565	0,000	0,311	0,000
<b>2016</b>	0,548	0,000	0,324	0,000

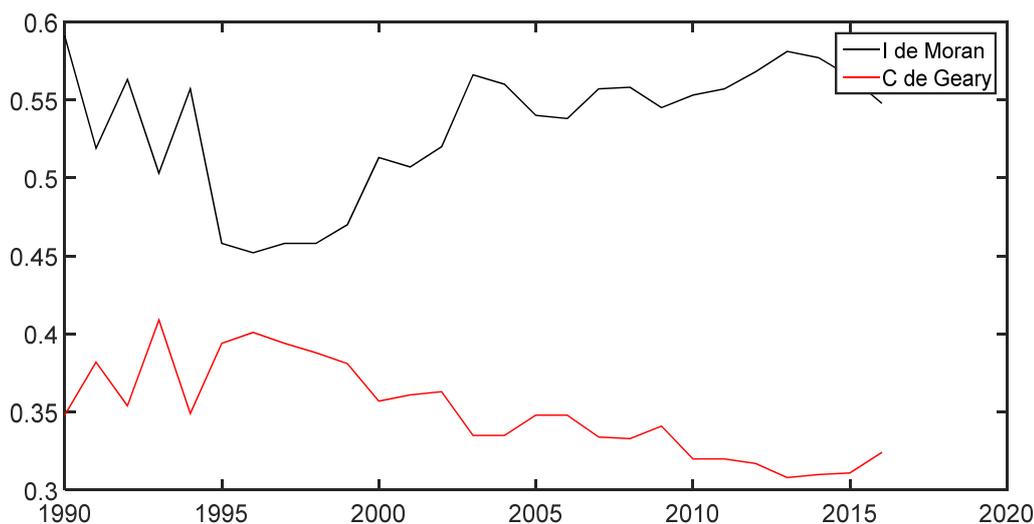
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A diferença entre a Tabela 2.3 e a Tabela 2.4, que é apresentada acima, é a normalização da matriz de ponderação espacial. Nessa matriz normalizada, podemos destacar a continuidade da dependência positiva do *lnpib* per capita na economia brasileira, em nível de estados, na economia. Além disso, podemos destacar que tanto o I de Moran quanto o C de

Geary possuem dependência positiva e, estatisticamente, significativa para um nível de até 1%, para todos os períodos de análise, entre 1990 a 2016.

O gráfico apresentado na Figura 2.4, a seguir, possibilita entender melhor o comportamento, ao longo dos anos, do I de Moran e do C de Geary.

Figura 2.4 - O I de Moran e o C de Geary para a matriz de contiguidade normalizada



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Da Figura 2.4, podemos destacar, pelo I de Moran, que, no primeiro momento, entre 1994 e 1999, houve uma queda da dependência espacial, a qual, logo em seguida, volta a se elevar. Portanto, podemos destacar, que estados com elevada renda acabam ficando próximos de estados com elevada renda, o mesmo acontecendo com estados com baixa renda.

A seguir, na Tabela 2.5, que descreve os testes de dependência espacial, utilizando a matriz de peso espacial da distância inversa, podemos destacar a existência de elevação da dependência espacial, medida pelo I de Moran, demonstrando que, na economia brasileira, existe uma concentração do crescimento em alguns estados e que os seus vizinhos também crescem mais que os outros. Podemos destacar, ainda, que o I de Moran se mostrou, estatisticamente, significativo para um nível de até 1% para todos os períodos analisados, entre 1990 a 2016. Já o C de Geary não se mostrou significativo entre 1995 a 1999, mas demonstrou significância estatística na maior parte do período analisado neste estudo.

Tabela 2.5 - Testes de dependência espacial com matriz de distância inversa.

	<i>I de Moran</i>		<i>C de Geary</i>	
	<i>I</i>	<i>P valor</i>	<i>C</i>	<i>P valor</i>
<b>1990</b>	0,230	0,000	0,769	0,002
<b>1991</b>	0,196	0,000	0,822	0,018
<b>1992</b>	0,211	0,000	0,799	0,006
<b>1993</b>	0,206	0,000	0,787	0,003
<b>1994</b>	0,233	0,000	0,765	0,001
<b>1995</b>	0,217	0,000	0,866	0,109
<b>1996</b>	0,208	0,000	0,877	0,138
<b>1997</b>	0,205	0,000	0,878	0,146
<b>1998</b>	0,207	0,000	0,878	0,150
<b>1999</b>	0,214	0,000	0,868	0,123
<b>2000</b>	0,243	0,000	0,834	0,053
<b>2001</b>	0,242	0,000	0,838	0,062
<b>2002</b>	0,231	0,000	0,839	0,057
<b>2003</b>	0,265	0,000	0,803	0,017
<b>2004</b>	0,264	0,000	0,805	0,016
<b>2005</b>	0,250	0,000	0,822	0,030
<b>2006</b>	0,243	0,000	0,827	0,038
<b>2007</b>	0,253	0,000	0,815	0,025
<b>2008</b>	0,260	0,000	0,814	0,024
<b>2009</b>	0,261	0,000	0,817	0,033
<b>2010</b>	0,264	0,000	0,812	0,026
<b>2011</b>	0,268	0,000	0,797	0,013
<b>2012</b>	0,267	0,000	0,795	0,011
<b>2013</b>	0,278	0,000	0,787	0,007
<b>2014</b>	0,277	0,000	0,786	0,008
<b>2015</b>	0,272	0,000	0,785	0,012
<b>2016</b>	0,266	0,000	0,787	0,015

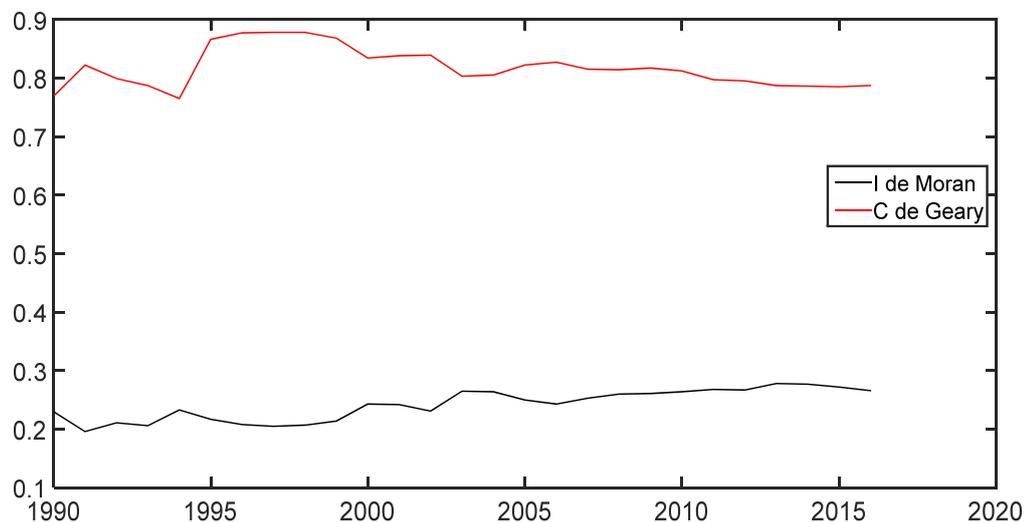
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A Figura 2.5, a seguir, foi construída com o intuito de melhor entendimento do comportamento do coeficiente de dependência espacial ao longo do período analisado.

Da Figura 2.5, podemos destacar, pelo I de Moran e pelo C de Geary, que existe uma dependência positiva do *ln pib* per capita nos estados do Brasil; e que, pelo I de Moran, existe um aumento da sua dependência ao longo do tempo. Pelo C de Geary, também destacamos que existe um aumento da dependência espacial, sendo seu entendimento inverso ao I de

Moran, apontando que quanto mais próximo de zero, maior é a dependência espacial medida pelo C de Geary.

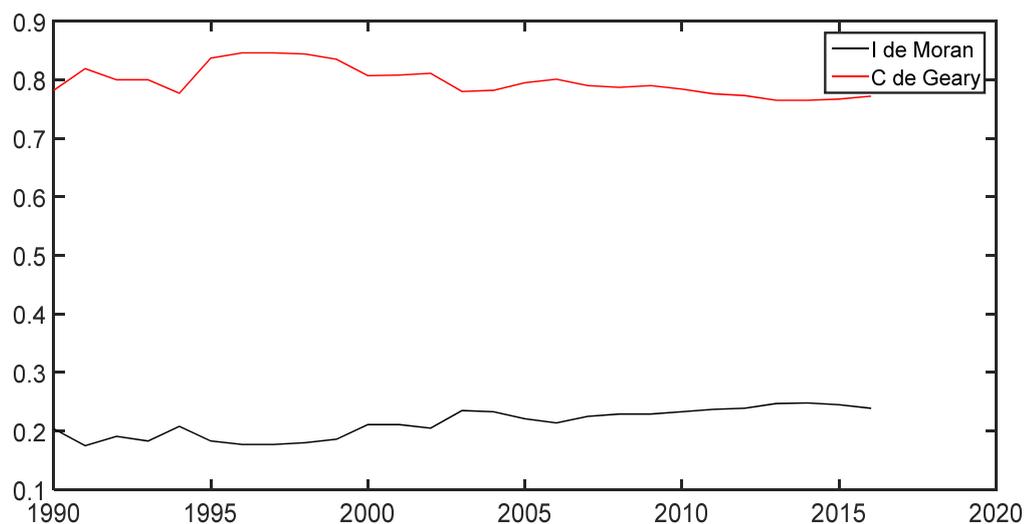
Figura 2.5 - O I de Moran e o C de Geary na matriz de distância inversa.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A figura 2.6, a seguir, utiliza o I de Moran e o C de Geary para a matriz de pesos espaciais de distância inversa normalizada.

Figura 2.6 - O I de Moran e o C de Geary para a matriz de distância inversa normalizada



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Da Figura 2.6, podemos destacar que, após os anos 2000, existe um aumento da dependência espacial, e que ela é positiva, ao longo período, tanto para o I de Moran quanto

para o C de Geary. Essa análise, reforça a concentração de produto per capita em alguns estados, ou seja, em estados de elevada renda existem vizinhos de elevada renda, e em estados de baixa renda existem estados de baixa renda.

Tabela 2.6 - Testes de dependência espacial matriz de distância inversa normalizada.

	<i>I de Moran</i>		<i>C de Geary</i>	
	<i>I</i>	<i>P valor</i>	<i>C</i>	<i>P valor</i>
<b>1990</b>	0,204	0,000	0,782	0,000
<b>1991</b>	0,175	0,000	0,819	0,000
<b>1992</b>	0,191	0,000	0,800	0,000
<b>1993</b>	0,183	0,000	0,800	0,000
<b>1994</b>	0,208	0,000	0,777	0,000
<b>1995</b>	0,183	0,000	0,837	0,001
<b>1996</b>	0,177	0,000	0,846	0,001
<b>1997</b>	0,177	0,000	0,846	0,002
<b>1998</b>	0,180	0,000	0,844	0,002
<b>1999</b>	0,186	0,000	0,835	0,001
<b>2000</b>	0,211	0,000	0,807	0,000
<b>2001</b>	0,211	0,000	0,808	0,000
<b>2002</b>	0,205	0,000	0,811	0,000
<b>2003</b>	0,235	0,000	0,780	0,000
<b>2004</b>	0,233	0,000	0,782	0,000
<b>2005</b>	0,221	0,000	0,795	0,000
<b>2006</b>	0,214	0,000	0,801	0,000
<b>2007</b>	0,225	0,000	0,790	0,000
<b>2008</b>	0,229	0,000	0,787	0,000
<b>2009</b>	0,229	0,000	0,790	0,000
<b>2010</b>	0,233	0,000	0,784	0,000
<b>2011</b>	0,237	0,000	0,776	0,000
<b>2012</b>	0,239	0,000	0,773	0,000
<b>2013</b>	0,247	0,000	0,765	0,000
<b>2014</b>	0,248	0,000	0,765	0,000
<b>2015</b>	0,245	0,000	0,767	0,000
<b>2016</b>	0,239	0,000	0,772	0,000

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Podemos destacar, da Tabela 2.6, que existe uma dependência espacial positiva dos dados, tanto analisando o I de Moran, que possui valores positivos, como o C de Geary.

Portanto, podemos destacar que a melhor alternativa para as estimações são os modelos de econometria espacial, já que eles levam em conta a dependência espacial dos dados. Em geral, essas estimações pela matriz de distância inversa normalizada são, estatisticamente, significantes para um nível de até 1%, mostrando, assim, a forte dependência espacial do logaritmo natural do PIB per capita dos estados brasileiros.

Podemos destacar que os testes indicam que o logaritmo natural do PIB per capita sofre de dependência espacial positiva e significativa, estatisticamente, reforçando a estratégia de utilizar modelos espaciais no ensaio. A matriz de contiguidade retrata uma dependência espacial maior que a matriz de distância inversa. No geral, o comportamento da matriz inversa indicou aumento da autocorrelação espacial durante o período analisado. Por outro lado, a matriz de contiguidade manteve um comportamento de queda entre 1995 a 1999, e, depois disso, oscilou entre aumentos e quedas, não possuindo assim um comportamento uniforme, como na matriz de distância inversa.

### **2.2.3 Testes realizados**

Este estudo estrutura um modelo de dados em painel espacial, que descreve o desempenho dos dados empíricos em análise; a associação entre o produto interno bruto per capita de cada estado brasileiro, em função dos insumos: consumo industrial de energia elétrica; consumo residencial de energia elétrica; gastos públicos em capital humano; gastos públicos em capital físico; e outros gastos públicos.

Na metodologia deste ensaio, retratamos três possíveis modelos de dados de painel espacial, possíveis de serem utilizados (os modelos SEM, SAR, SDM). Logo, o primeiro passo foi identificar qual modelo é mais adequado para determinar a análise do estudo.

Os resultados dos testes, com base nos critérios de informação, são apresentados na sequência, na Tabela 2.7. Observa, nesta tabela, que utilizamos, assim como no capítulo anterior referente ao Ensaio 1, somente dois critérios de informação (o Akaike Criterium information, AIC, e o Bayesian Information Criterium, BIC), para identificar a melhor matriz de ponderação, a fim de integrar as interrelações entre os estados brasileiros. Conforme já destacado os menores valores do AIC e BIC são os resultados preferíveis.

Desse modo, de acordo com os resultados apresentados na Tabela 2.7, dentre as matrizes de peso, utilizadas nos cálculos, as estimações com a matriz de peso de distância inversa não normalizada apresentaram os menores valores de critérios de informação (tanto

para o critério AIC, como para BIC). Logo, a matriz de pesos espaciais da distância inversa não normalizada deve ser utilizada nas modelações. Podemos destacar, ainda, que o modelo SDM, utilizando a matriz de peso da distância inversa não normalizada, foi o que apresentou os menores valores nas estimativas dos critérios de AIC e BIC. Conseqüentemente, as melhores estimativas, com o modelo de efeitos fixos, são aquelas conduzidas pelo modelo SDM, utilizando a matriz de ponderação de distância inversa não normalizada.

Em resumo, o modelo SDM apresenta-se como o melhor modelo pelo critério de informação. A melhor matriz de pesos espaciais é a matriz de distância inversa não normalizada, sendo, também, a que melhor se adapta aos modelos, SDM, SAR e SEM. Isso mostra que a matriz de pesos espaciais de distância inversa não normalizada leva aos melhores resultados.

Tabela 2.7 - Critério de informação dos modelos de efeitos fixos.

<b><i>Critério de informação</i></b>	<b><i>AIC</i></b>	<b><i>BIC</i></b>
<b><i>SDM_C<sub>1</sub></i></b>	-1173,290	-1118,190
<b><i>SDM_C<sub>1n</sub></i></b>	-1196,030	-1140,930
<b><i>SDM_D<sub>1</sub></i></b>	-1230,380	-1175,280
<b><i>SDM_D<sub>1n</sub></i></b>	-1219,970	-1164,870
<b><i>SAR_C<sub>1</sub></i></b>	-1151,130	-1118,990
<b><i>SAR_C<sub>1n</sub></i></b>	-1176,950	-1144,810
<b><i>SAR_D<sub>1</sub></i></b>	-1218,070	-1185,930
<b><i>SAR_D<sub>1n</sub></i></b>	-1213,420	-1181,280
<b><i>SEM_C<sub>1</sub></i></b>	-1144,790	-1112,650
<b><i>SEM_C<sub>1n</sub></i></b>	-1141,310	-1109,160
<b><i>SEM_D<sub>1</sub></i></b>	-1195,660	-1163,510
<b><i>SEM_D<sub>1n</sub></i></b>	-1193,690	-1161,550

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Com a finalidade de reforçar a indicação do melhor modelo, realizamos os testes Wald e LR, considerando serem esses testes os mais indicados para a escolha do melhor modelo espacial para a análise dos dados, conforme descritos anteriormente ao longo do trabalho. Esses testes são efetuados para testar qual melhor modelo, comparando, entre os pares de modelos SEM e SDM, SAR e SDM. A Tabela 2.8, abaixo, retrata os resultados dos testes, estimados pelo modelo de efeitos fixos.

Tabela 2.8 - Teste Wald nos modelos de efeito fixo.

<b>Wald</b>	<b>SAR <math>\chi^2</math></b>	<b>P</b>	<b>SEM <math>\chi^2</math></b>	<b>p</b>
<b><i>SDM_C<sub>1</sub></i></b>	32,8807	0,0000	36,2083	0,0000
<b><i>SDM_C<sub>1n</sub></i></b>	29,3122	0,0000	62,9508	0,0000
<b><i>SDM_D<sub>1</sub></i></b>	22,6928	0,0004	34,5502	0,0000
<b><i>SDM_D<sub>1n</sub></i></b>	16,7251	0,0051	27,0029	0,0001

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Conforme destacado por Anselin (2013), o teste de Wald testa, na hipótese nula, se o modelo SAR (ou o modelo SEM) é um modelo mais adequado que o SDM, para as estimativas dos dados empíricos, utilizados no estudo. Como descrito no capítulo anterior referente ao Ensaio 1, essa análise verifica se podemos assumir  $\text{Rho} \approx 0$ , ou o  $\text{Rho} \approx 0$  e as variáveis interativas como nulas. Logo, conforme estimativas apresentadas na Tabela 2.8, e considerando os valores dos p-valores, podemos rejeitar a hipótese nula para todas as matrizes de peso espacial, para um nível de significância de até 1%. Portanto, o modelo SDM é apontado como o modelo que se ajusta melhor aos dados.

No teste LR, como ressaltado por Anselin (2013), testa-se qual o melhor modelo entre o SAR (ou o SEM), com relação ao modelo SDM. Do mesmo modo, como destacado na seção anterior, não rejeitar a hipótese nula significa que o modelo SEM (ou SAR) prevalece como melhor modelo, comparativamente, com relação ao modelo SDM. Por outro lado, ao rejeitar a hipótese nula, e aceitar a hipótese alternativa, prevalece que o modelo SDM é melhor que o SAR (ou o SEM), conforme podemos observar na, a seguir, na Tabela 2.9.

Tabela 2.9 - Teste LR para os modelos de efeitos fixos.

<b>Lr test</b>	<b>Chi<sup>2</sup></b>	<b>P</b>
<b><i>SAR_C<sub>1</sub></i></b>	32,1652	0,0000
<b><i>SAR_C<sub>1n</sub></i></b>	29,0773	0,0000
<b><i>SAR_D<sub>1</sub></i></b>	22,3076	0,0005
<b><i>SAR_D<sub>1n</sub></i></b>	16,5477	0,0054
<b><i>SEM_C<sub>1</sub></i></b>	38,5050	0,0000
<b><i>SEM_C<sub>1n</sub></i></b>	64,7216	0,0000
<b><i>SEM_D<sub>1</sub></i></b>	44,7232	0,0000
<b><i>SEM_D<sub>1n</sub></i></b>	36,2825	0,0000

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Logo, conforme se observa na Tabela 2.9, considerando os valores de p-valores, rejeitamos a hipótese nula para todas as matrizes de pesos espaciais, para um nível de

significância de até 1%. Nessa situação, o teste da razão de verossimilhança (LR) é, estatisticamente, significativo, indicando que, ao incorporar o componente interativo no modelo, SDM é o melhor modelo.

A estatística de Hausman, H, igualmente destacada na seção anterior, consiste em uma distribuição  $\chi^2(K)$ , com k graus de liberdade, onde k é o número de fatores explanatórios de cada modelo. Conforme também salientado anteriormente, sob a hipótese nula,  $H_0$ , há ausência de correlação dos regressores com os termos de erro. Portanto, rejeitar a hipótese nula,  $H_0$ , significa afirmar que há correlação entre os termos de erro e os regressores e, conseqüentemente, os estimadores do modelo de efeitos aleatórios não são consistentes, segundo podemos conferir, a seguir, na Tabela 2.10

Tabela 2.10 - Teste Hausman para escolha do melhor modelo.

<i>Hausman</i>	<i>Chi<sup>2</sup></i>	<i>P</i>
<i>SDM_C<sub>1</sub></i>	16,178	0,135
<i>SDM_C<sub>1n</sub></i>	60,181	0,000
<i>SDM_D<sub>1</sub></i>	110,323	0,000
<i>SDM_D<sub>1n</sub></i>	100,248	0,000
<i>SAR_C<sub>1</sub></i>	9,580	0,143
<i>SAR_C<sub>1n</sub></i>	31,594	0,000
<i>SAR_D<sub>1</sub></i>	16,989	0,009
<i>SAR_D<sub>1n</sub></i>	41,765	0,000
<i>SEM_C<sub>1</sub></i>	33,355	0,000
<i>SEM_C<sub>1n</sub></i>	35,216	0,000
<i>SEM_D<sub>1</sub></i>	19,111	0,004
<i>SEM_D<sub>1n</sub></i>	20,143	0,003

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Na Tabela 2.10, demonstra que, considerando um nível de significância de até 1%, e considerando o p-valor estimado pelo teste de Hausman, a hipótese  $H_0$  pode ser rejeitada para a maioria dos modelos estimados. Isso induz a utilizar o modelo de efeitos fixo, que se caracteriza como um estimador consistente. Apenas o modelo SAR com matriz de peso de contiguidade não normalizada não rejeita a hipótese nula  $H_0$ .

Em seguida, realizamos os mesmos testes para as estimações de efeito aleatório, além dos testes de critérios de informação, que indicam qual a melhor matriz de peso espacial para os modelos de efeitos aleatórios.

A Tabela 2.11, a seguir, mostra os testes de critérios de informação, AIC e BIC, para as estimativas de modelos de dados de painel de efeitos aleatórios. Como anteriormente, utilizamos os critérios de informação para selecionar a matriz de peso espacial mais apropriada para os dados analisados, método similar ao realizado para as estimativas dos modelos de efeitos fixos.

Utilizamos o critério de informação para escolher a melhor matriz de peso espacial, a matriz que conduz ao menor valor dos critérios AIC e BIC. Logo, em termos gerais, a matriz de peso de distância inversa normalizada, associada às soluções obtidas com o modelo SDM, se caracteriza pelo critério de informação AIC, como o modelo mais apropriado. As soluções do modelo SDM, pelo critério de informação AIC, mostram-se mais apropriadas, tanto para o modelo de efeitos fixos como para o modelo de efeitos aleatórios.

Tabela 2.11 - Critério de informação dos modelos de efeitos aleatório.

<b><i>Critério de informação</i></b>	<b><i>AIC</i></b>	<b><i>BIC</i></b>
<b><i>SDM_C<sub>1</sub></i></b>	-1022,840	-953,965
<b><i>SDM_C<sub>1n</sub></i></b>	-1028,881	-960,006
<b><i>SDM_D<sub>1</sub></i></b>	-1034,996	-966,121
<b><i>SDM_D<sub>1n</sub></i></b>	-1042,507	-973,632
<b><i>SAR_C<sub>1</sub></i></b>	-1016,434	-970,517
<b><i>SAR_C<sub>1n</sub></i></b>	-1025,577	-979,660
<b><i>SAR_D<sub>1</sub></i></b>	-1018,106	-972,189
<b><i>SAR_D<sub>1n</sub></i></b>	-1033,147	-981,231
<b><i>SEM_C<sub>1</sub></i></b>	-1021,725	-975,808
<b><i>SEM_C<sub>1n</sub></i></b>	-1021,290	-975,373
<b><i>SEM_D<sub>1</sub></i></b>	-1040,678	-994,762
<b><i>SEM_D<sub>1n</sub></i></b>	-1039,643	-993,726

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Portanto, de acordo com os resultados apresentados na Tabela 2.11, dentre as matrizes de peso utilizadas nos cálculos, as estimativas com a matriz de ponderação de distância inversa normalizada, utilizando o modelo SDM, apresentaram os menores valores de critério de informação (para o critério AIC). Por outro lado, para o critério BIC, a matriz de peso espacial de distância inversa não normalizada, pelo modelo SEM, apresentou os menores valores. Logo, no caso dos efeitos aleatórios, mostra-se importante a exposição dos testes LR e Wald (Tabelas 2.12 e 2.13, na sequência), pois, pelos critérios de informação, apresentou-se

uma divergência entre os critérios AIC e BIC (o critério AIC indica o SDM de distância inversa normalizada, enquanto o BIC indica o SEM com distância inversa não normalizada).

Tabela 2.12 - Teste Wald para efeitos aleatórios.

<i>Wald</i>	<i>SAR chi<sup>2</sup></i>	<i>P</i>	<i>SEM chi<sup>2</sup></i>	<i>P</i>
<i>SDM_C<sub>1</sub></i>	46,399	0,000	47,828	0,000
<i>SDM_C<sub>1n</sub></i>	27,087	0,000	58,027	0,000
<i>SDM_D<sub>1</sub></i>	80,725	0,000	96,960	0,000
<i>SDM_D<sub>1n</sub></i>	19,426	0,002	24,888	0,000

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A Tabela 2.12 exibe o teste de Wald para as estimativas de modelos de dados de painel de efeitos aleatórios. Como já ressaltado no decorrer deste estudo, o teste de Wald testa, na hipótese nula, se o modelo SAR (ou o modelo SEM) é um modelo mais apropriado que o modelo SDM. Logo, ele verifica se podemos assumir  $\text{Rho} \approx 0$ , ou o  $\text{Rho} \approx 0$  e as variáveis interativas como nulas, querendo dizer que, ao comparar o desempenho do modelo SDM com o modelo SAR, não rejeitar a hipótese nula significa que podemos assumir  $\text{Rho} \approx 0$ , situação na qual o modelo SAR é o mais apropriado; e, se aceitar a hipótese alternativa, o modelo SDM é o melhor. Por outro lado, ao comparar o desempenho do modelo SDM com o modelo SEM, não rejeitar a hipótese nula significa assumir que  $\text{Rho} \approx 0$  e as variáveis interativas são nulas, situação na qual o modelo SEM é melhor; e, se aceitar a hipótese alternativa, o modelo SDM é melhor. Em conclusão, conforme estimativas apresentadas na Tabela 2.12, e considerando os valores dos p-valores, podemos rejeitar a hipótese nula para todas as matrizes de peso espacial, para um nível de significância de até 1%; ou seja, o modelo SDM é considerado como o modelo que melhor se ajusta aos dados, quando utilizado o modelo de efeitos aleatórios; resultado igual ao encontrado nas estimações de efeito fixo.

Tabela 2.13 - Teste LR para efeitos aleatórios.

<i>LR test</i>	<i>Chi<sup>2</sup></i>	<i>P</i>
<i>SAR_C<sub>1</sub></i>	44,931	0,000
<i>SAR_C<sub>1n</sub></i>	26,832	0,000
<i>SAR_D<sub>1</sub></i>	63,137	0,000
<i>SAR_D<sub>1n</sub></i>	19,224	0,002
<i>SEM_C<sub>1</sub></i>	27,086	0,000
<i>SEM_C<sub>1n</sub></i>	62,641	0,000
<i>SEM_D<sub>1</sub></i>	25,129	0,000
<i>SEM_D<sub>1n</sub></i>	35,967	0,000

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Por sua vez, na Tabela 2.13, mostramos o teste LR para as estimativas de modelos de dados de painel de efeitos aleatórios. O teste LR testa qual é o melhor modelo, entre o SAR (ou o SEM) e o modelo SDM, indicando que, ao rejeitar a hipótese nula, e aceitar a hipótese alternativa significa que, para estimar os dados, o modelo SDM é melhor que o SAR (ou o SEM).

Logo, conforme demonstrado na Tabela 2.13, considerando os valores dos p-valores, podemos rejeitar a hipótese nula para todas as matrizes de peso espacial, para um nível de significância de até 1%. Portanto, o teste LR é, estatisticamente, significativo, indicando que, utilizando o modelo de dados de painel de efeitos aleatórios, o modelo SDM é o melhor modelo.

Logo, chegamos à conclusão que as estimações espaciais de efeito aleatório possuem a melhor matriz de ponderação espacial de distância inversa normalizada e o modelo SDM. Portanto, as estimações de efeito aleatório apresentaram resultados diferentes da estimação com efeito fixo, que possui a matriz de distância inversa não normalizada como a melhor opção, levando em conta o critério de informação BIC, AIC, os testes Wald e LR.

Quanto aos dados de painel espacial, como já discutido em seção anterior, sabemos que os dados evoluem tanto no espaço quanto no tempo. Portanto, devemos considerar que este se trata de um modelo dinâmico.

Testamos, então, a presença de raiz unitária no painel, utilizando os mesmos testes que antes, para as macrorregiões, ou seja, aqueles implementados por Levin, Lin e Chu (2002), Harris e Tzavalis (1999), Breitung (2000) e Im, Pesaran e Shin (2003). Esses testes têm como hipótese nula que o painel de dados contém uma raiz unitária (isto é, os dados não são estacionários). Destacamos que os testes foram calculados prevendo a presença de uma tendência determinística, visto que essa tendência é relevante para explicar o crescimento do produto interno bruto dos estados brasileiros.

A Tabela 2.14, abaixo, exhibe os resultados dos testes de raiz unitária para os dados de painel, utilizados no estudo.

De acordo com o apresentado na Tabela 2.14, destacamos que os todos testes permitem rejeitar a hipótese nula, de que todos os painéis possuem raízes unitárias. Como os testes de Levin, Lin e Chu (2002), Harris e Tzavalis (1999), Breitung (2000) e Im, Pesaran e Shin (2003) supõem que os parâmetros autorregressivos dos modelos são usuais a todas as unidades do painel, neste estudo, constata-se situação similar. Portanto, os parâmetros

dinâmicos estimados não terão problemas, visto que o processo de fixação do logaritmo natural do produto interno bruto per capita dos estados brasileiros é estacionário.

Tabela 2.14 - Testes de raiz unitária do *lnpib* per capita

<i>Testes de raízes unitárias</i>	<i>P Valor</i>
Levin – Lin – Chu	0,0032
Harris – Tzavalis	0,0001
Im – Pesaran – Shin	0,0000
Breitung	0,0081

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Por fim, como destacamos no Ensaio 1, podemos destacar, igualmente, que aguardamos que o PIB seja não estacionário, ou seja, esperamos, por essa razão, que ele não oscile em torno da média, que não seja estacionário. Neste estudo, salientamos que, colocando uma tendência determinística, o PIB per capita dos estados se tornou estacionário. Em conclusão esse resultado indica que, com a colocação da tendência determinística, o PIB per capita dos estados brasileiros, entre 1990 a 2016, indicou oscilar em torno da média, expondo, assim, que o atual PIB per capita brasileiro pouco cresceu dentre 1990 a 2016.

## 2.3 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES ESPACIAIS

Nesta seção, mostramos as estimações e seus valores, no modelo de Durbin espacial (SDM) e o modelo de erros espaciais (SEM) para as matrizes de contiguidade e de distância inversa, normalizada ou não. As estimações dos modelos SAR foram omitidas, por apresentarem coeficientes estimados similares ao modelo SDM.

Começamos com a estimação SDM, da qual esperamos resultados positivos para os coeficientes de gastos públicos em capital humano, em capital físico e outros gastos públicos. Quanto aos coeficientes de consumo de energia elétrica residencial e industrial, também esperamos resultados positivos. Além dessas estimações, temos as estimações interativas das variáveis explicativas, das quais esperamos que os resultados sejam positivos, ou seja, que os gastos públicos dos estados circunvizinhos transbordem para o crescimento do PIB per capita dos estados. O *lnpib\_pc* é o logaritmo natural do PIB per capita; o *lnresi\_pc* é o logaritmo natural do consumo de energia elétrica residencial per capita; e o *lnind\_pc* é o logaritmo natural do consumo industrial de energia elétrica per capita. O logaritmo natural do gasto em capital humano per capita está representado por *lnch\_pc*; enquanto *lncf\_pc* é o logaritmo natural do gasto em capital físico per capita; e o *lnog\_pc* é o logaritmo natural de outros gastos públicos per capita.

Conforme exibido na seção anterior, o modelo SDM, a matriz de peso espacial que possui os melhores estimadores é a matriz de peso da distância inversa não normalizada, logo, a análise se concentra nessa matriz. Observando a tabela 2.15, no geral, destacamos que todas as variáveis possuem sinal conforme esperado, ou seja, os coeficientes estimados possuem associação positiva com logaritmo natural do PIB per capita. Ressaltamos, também, que a maioria dos coeficientes possui significância estatística para um nível de até 5%, sendo o coeficiente de gasto em capital físico, o único que não possui essa significância. O modelo estimado é um modelo log-log, daí que podemos analisar a elasticidade dos gastos com a renda. Em resumo, o impacto de 1% de variação da variável independente leva em porcentagem de variação da variável dependente.

O aumento de 1% do consumo de energia elétrica residencial per capita leva ao aumento de 0,30% do PIB per capita (matriz de peso da distância inversa não normalizada), mostrando, assim, a forte associação dessa variável com o aumento da renda nacional, do mesmo modo que o coeficiente se mostra bastante significativo entre as diferentes matrizes de ponderação espacial.

Tabela 2.15 - Resultados das estimações dos modelos espaciais do SDM com efeitos fixos.<sup>10</sup>

	$C_1$		$C_{1n}$		$D_1$		$D_{1n}$	
	Coef.	$P >  z $	Coef.	$P >  z $	Coef.	$P >  z $	Coef.	$P >  z $
<i>lnresi_pc</i>	0,287	0,000	0,283	0,000	0,308	0,000	0,299	0,000
<i>lnind_pc</i>	0,086	0,000	0,087	0,000	0,091	0,000	0,089	0,000
<i>lnCH_pc</i>	0,066	0,003	0,061	0,037	0,067	0,003	0,060	0,009
<i>lnCF_pc</i>	0,007	0,372	0,007	0,850	0,005	0,471	0,006	0,434
<i>lnOG_pc</i>	0,059	0,001	0,058	0,004	0,078	0,000	0,083	0,000
<i>Tend</i>	0,008	0,000	0,007	0,000	0,004	0,027	0,006	0,045
<i>Wx</i>								
<i>lnresi_pc</i>	-0,022	0,006	-0,078	0,054	-0,028	0,090	-0,168	0,011
<i>lnind_pc</i>	0,009	0,079	0,018	0,366	0,030	0,009	0,001	0,974
<i>lnCH_pc</i>	0,011	0,161	0,055	0,082	0,005	0,718	0,029	0,458
<i>lnCF_pc</i>	0,002	0,522	-0,007	0,513	-0,006	0,272	0,006	0,731
<i>lnOG_pc</i>	-0,001	0,923	0,007	0,764	-0,028	0,008	-0,055	0,050
<i>Spatial</i>								
<i>rho</i>	0,026	0,003	0,188	0,000	0,153	0,000	0,394	0,000
<i>Variance</i>								
<i>sigma<sup>2</sup></i>	0,011	0,000	0,011	0,000	0,010	0,000	0,011	0,000
<i>LR Direct</i>								
<i>lnresi_pc</i>	0,284	0,000	0,301	0,000	0,311	0,000	0,298	0,000
<i>lnind_pc</i>	0,088	0,000	0,089	0,000	0,101	0,000	0,091	0,000
<i>lnCH_pc</i>	0,067	0,002	0,063	0,006	0,073	0,001	0,061	0,006
<i>lnCF_pc</i>	0,007	0,341	0,006	0,384	0,002	0,773	0,006	0,398
<i>lnOG_pc</i>	0,060	0,000	0,059	0,001	0,076	0,000	0,083	0,000
<i>LR Indirect</i>								
<i>lnresi_pc</i>	-0,062	0,017	0,055	0,091	0,078	0,038	-0,092	0,278
<i>lnind_pc</i>	0,045	0,018	0,031	0,000	0,182	0,000	0,050	0,454
<i>lnCH_pc</i>	0,055	0,059	0,072	0,001	0,059	0,174	0,081	0,098
<i>lnCF_pc</i>	0,009	0,440	-0,007	0,016	-0,021	0,313	0,012	0,633
<i>lnOG_pc</i>	0,004	0,878	0,028	0,249	-0,062	0,093	-0,042	0,286
<i>LR Total</i>								
<i>lnresi_pc</i>	0,222	0,000	0,355	0,000	0,389	0,000	0,206	0,013
<i>lnind_pc</i>	0,133	0,000	0,121	0,000	0,283	0,000	0,142	0,045
<i>lnCH_pc</i>	0,122	0,000	0,135	0,000	0,132	0,002	0,142	0,002
<i>lnCF_pc</i>	0,016	0,187	-0,001	0,945	-0,019	0,366	0,018	0,473
<i>lnOG_pc</i>	0,062	0,004	0,073	0,001	0,014	0,699	0,041	0,253
<i>R<sup>2</sup>squared</i>	0,793		0,796		0,801		0,802	
<i>R<sup>2</sup>squared overall</i>	0,568		0,748		0,702		0,730	
<i>R<sup>2</sup>squared within</i>	0,533		0,825		0,713		0,848	
<i>log likelihood</i>	598,647		610,014		627,190		621,986	
<i>mean of fixed-effects</i>	7,511		7,269		5,735		5,378	

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

O aumento de 1% do consumo de energia elétrica industrial per capita levou ao aumento de 0,091% do PIB per capita (matriz de peso da distância inversa não normalizada), tendo o coeficiente também se mostrado significativo, estatisticamente, para um nível de até 1%. O sinal positivo está conforme esperado, ou seja, quanto maior o consumo de energia

<sup>10</sup> As variáveis interativas são a matriz de ponderação  $w$ , multiplicada pelas variáveis independentes. O  $\rho$  é a variável dependente espacialmente defasada. No *Tend*, que é uma variável de tendência determinística, colocamos, no ano de 1990 o valor 1, no ano de 1991 igualamos a 2 e, assim, sucessivamente até chegar ao ano 2016 com valor 27. O  $\sigma^2$  é a variância obtida pela estimativa de efeito fixo, que maximiza a função de verossimilhança, nesse caso, a variância do erro da estimativa.

elétrica industrial maior o PIB per capita da população. Esse sinal positivo está presente nas diferentes matrizes de pesos espaciais.

A variável gasto em capital humano per capita apresentou sinal positivo, conforme esperado, demonstrando que quanto maior os gastos dos estados em capital humano maior será o PIB per capita da população. Assim, verificamos que o gasto em capital humano acaba por melhorar a produtividade da população, o que leva, conseqüentemente, à melhora do PIB per capita. Um aumento de 1% no gasto de capital humano leva a um aumento de 0,067% do PIB per capita (na matriz de peso espacial de distância inversa não normalizada).

Quanto ao capital físico, esperávamos que apresentasse sinal positivo com o PIB per capita, mas ele mostrou-se não significativo nos modelos. A principal razão para isso pode ser porque os gastos em capital físico demoram mais tempo para impactar a renda per capita. Desse modo, poderíamos analisar seu impacto no PIB per capita, por meio da variável dependente, em forma de média ao longo do tempo. E assim, poderíamos extrair seu impacto no crescimento no longo prazo, conforme indicado no estudo de Bertussi (2010), que analisa a taxa de crescimento média de cinco anos, possibilitando perceber o impacto dos gastos em capital físico no PIB per capita de longo prazo.

Os outros gastos per capita se mostraram, estatisticamente, significantes para um nível de até 1%, o qual levou a um aumento de 0,078% do PIB per capita (na matriz de peso espacial de distância inversa não normalizada). O coeficiente positivo está conforme esperado, portanto outros gastos acabam aumentando o PIB per capita dos estados.

O valor positivo do  $Tend$  significa que existe uma tendência determinística para explicar o PIB per capita dos estados, indicando, portanto, uma tendência comum, que explica o crescimento do PIB per capita dos estados.

O  $Rho$  se mostrou significativo, estatisticamente, para as quatro matrizes de ponderação espacial para o nível de até 1% de significância estatística. O  $Rho$  é uma variável espacial que se mostrou significativa, reforçando, assim, a importância dos modelos espaciais. O  $Rho$  representa a variável dependente, com um componente espacial defasado, ou seja, representa o impacto no PIB per capita da variação do PIB per capita dos estados circunvizinhos. Seu resultado positivo está conforme esperado, já que indica que o crescimento do PIB per capita dos estados circunvizinhos leva ao crescimento do PIB per capita. Portanto, existe uma concentração espacial do crescimento do PIB per capita dos estados brasileiros.

As variáveis interativas espaciais, incluídas pelo modelo SDM, possibilitam perceber efeitos de transbordamento entre as regiões. Essas variáveis se mostraram significativas para algumas matrizes de ponderação espacial e, para algumas variáveis, com sinal positivo e negativo. O sinal positivo indica que uma variação da variável independente de estados vizinhos leva ao crescimento do PIB per capita do estado.

Temos, também, as estimações dos efeitos diretos e indiretos na economia, em que os efeitos diretos indicam efeitos que se restringem ao estado que recebe os investimentos. Esses resultados estão parecidos com os resultados dos coeficientes das estimações, indicando como não significativa apenas a variável do gasto em capital físico, reforçando, assim, seu aspecto de variável de impacto no crescimento da economia.

Os efeitos indiretos representam os efeitos que transbordam os estados e levam ao crescimento de outros estados. Podemos destacar que essas são variáveis importantes, pois seus gastos levam ao crescimento outras regiões, na economia brasileira, sendo que a maioria das variáveis apresentou sinal positivo, ou seja, indicou crescimento de outras regiões. O sinal negativo indica que o seu transbordamento é negativo nessas regiões. Isso pode acontecer, como destacado em Hirschman (1961), devido os efeitos negativos de polarização, levando à queda do crescimento. Esse efeito negativo acontece quando os estados vizinhos não conseguem competir com os estados que recebem os maiores gastos, acabando, portanto, por levar a maior concentração de pessoas, de investimento privado e de melhor condição de vida para estados que recebem maiores gastos.

Por último, os efeitos Totais são a soma dos efeitos diretos e indiretos. Em resumo, destacamos que as principais variáveis para explicar o PIB per capita dos estados são: o consumo residencial de energia elétrica per capita, o consumo industrial de energia elétrica, e os gastos em capital humano per capita. Assim sendo, o principal gasto para incentivar o PIB per capita é o gasto em capital humano per capita.

A Tabela 2.16, a seguir, retrata os efeitos fixos individuais de cada estado, nas estimações das diferentes matrizes de pesos espaciais, destacando que o efeito fixo individual (também chamado de intercepto individual) do estado do Acre, na matriz de peso espacial de contiguidade não normalizada, é 7,94.

Tabela 2.16 - Resultados dos efeitos fixos individuais dos modelos espaciais do SDM<sup>11</sup>.

	$C_1$	$C_{1n}$	$D_1$	$D_{1n}$
<b>Fixed effects 1</b>	7,974	7,137	7,119	5,229
<b>Fixed effects 2</b>	7,437	6,946	4,076	5,083
<b>Fixed effects 3</b>	7,384	7,529	7,174	5,635
<b>Fixed effects 4</b>	8,402	7,251	6,697	5,351
<b>Fixed effects 5</b>	5,972	7,127	5,257	5,240
<b>Fixed effects 6</b>	7,207	7,038	5,089	5,152
<b>Fixed effects 7</b>	9,184	8,356	6,182	6,456
<b>Fixed effects 8</b>	7,976	7,475	6,050	5,563
<b>Fixed effects 9</b>	6,776	7,283	5,186	5,336
<b>Fixed effects 10</b>	7,171	6,677	5,140	4,780
<b>Fixed effects 11</b>	6,390	7,251	5,416	5,355
<b>Fixed effects 12</b>	7,196	7,375	6,268	5,466
<b>Fixed effects 13</b>	6,899	7,398	6,328	5,473
<b>Fixed effects 14</b>	6,521	6,999	6,076	5,115
<b>Fixed effects 15</b>	7,434	6,946	3,922	5,081
<b>Fixed effects 16</b>	6,896	7,047	3,994	5,155
<b>Fixed effects 17</b>	6,676	6,847	4,851	4,954
<b>Fixed effects 18</b>	8,006	7,490	6,063	5,594
<b>Fixed effects 19</b>	8,121	7,612	6,280	5,725
<b>Fixed effects 20</b>	7,872	7,066	4,647	5,178
<b>Fixed effects 21</b>	7,743	7,233	6,686	5,327
<b>Fixed effects 22</b>	8,084	7,255	7,069	5,365
<b>Fixed effects 23</b>	8,718	7,512	6,895	5,613
<b>Fixed effects 24</b>	8,353	7,489	6,314	5,583
<b>Fixed effects 25</b>	7,959	7,145	4,513	5,263
<b>Fixed effects 26</b>	7,850	7,687	6,108	5,761
<b>Fixed effects 27</b>	6,590	7,088	5,438	5,163

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Na sequência, temos a Tabela 2.17, tratando da estimação SEM, e na qual foi incluído o estimador *lambda*.

Relembrando que, pela Tabela 2.7, o modelo SEM, o qual possui os melhores estimadores, trata da estimação com a matriz de peso de distância inversa não normalizada, sendo assim, a análise se concentrará nessa matriz. Nesse sentido, podemos destacar que, no modelo SEM, em geral, efeitos são os mesmos, mas o capital físico possui significância estatística a 10% de significância para a matriz de ponderação de contiguidade, normalizada

<sup>11</sup> O *fixed effects* 1 trata da estimação dos efeitos fixos decorrente do estado 1 (segundo a tabela 2.2 trata da do estado do Acre), a estimação desses efeitos fixos seguiu a equação 1.39.

ou não. Entretanto, possui sinal negativo, não condizente com o esperado, demonstrando que quanto maior os gastos em capital físico menor será o PIB per capita dos estados, na economia.

Tabela 2.17 - Estimacões do modelo SEM com as matrizes de ponderacões espaciais.

<i>Matrizes</i>	<i>C<sub>1</sub></i>		<i>C<sub>1n</sub></i>		<i>D<sub>1</sub></i>		<i>D<sub>1n</sub></i>	
	<i>Coef.</i>	<i>P&gt; z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P&gt; z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P&gt; z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P&gt; z </i>
<i>Main</i>								
<i>lnresi_pc</i>	0,409	0,000	0,411	0,000	0,258	0,000	0,264	0,000
<i>lnind_pc</i>	0,113	0,000	0,116	0,000	0,088	0,000	0,089	0,000
<i>lnCH_pc</i>	0,120	0,000	0,127	0,000	0,082	0,000	0,078	0,000
<i>lnCF_pc</i>	-0,012	0,095	-0,014	0,062	0,005	0,540	0,005	0,529
<i>lnOG_pc</i>	0,082	0,000	0,078	0,000	0,080	0,000	0,078	0,000
<i>Tend</i>	0,010	0,000	0,011	0,000	0,009	0,000	0,010	0,000
<i>Spatial</i>								
<i>lambda</i>	0,058	0,000	0,189	0,000	0,162	0,000	0,419	0,000
<i>Variance</i>								
<i>sigma<sup>2</sup></i>	0,012	0,000	0,012	0,000	0,011	0,000	0,011	0,000
<i>R<sup>2</sup> between model</i>	0,777		0,777		0,775		0,774	
<i>R<sup>2</sup> overall model</i>	0,784		0,782		0,790		0,789	
<i>R<sup>2</sup> within model</i>	0,867		0,863		0,873		0,870	
<i>log likelihood</i>	579,394		577,653		604,828		603,845	
<i>Mean of fixed-effects</i>	8,472		8,478		8,502		8,539	

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Observando a Tabela 2.17, que trata da estimacão SEM com a inclusão do *lambda*, que representa as interações omitidas, verifica-se que o *lambda* possui sinal positivo. Portanto, quanto maior o desenvolvimento de regiões circunvizinhas, maior o PIB per capita. Podemos, também, destacar que essa leitura acontece para as diferentes matrizes de pesos espaciais, e que os coeficientes também estão, estatisticamente, significativos para um nível de até 1%.

Entendemos que as estimacões apenas por efeito fixo são suficientes, pois como destacado em Elhorst (2014), essas estimacões são mais adequadas para trabalhar com estimacões espaciais. Entretanto, para efeito de comprovar essa abordagem, realizamos, também, os testes de Hausman (1978); e, para sabermos se a alternância dos efeitos alteraria muito as estimacões dos coeficientes, calculamos os modelos de efeitos fixos e aleatórios.

A seguir, na Tabela 2.18, descrevemos os resultados obtidos.

Tabela 2.18 - Modelo SDM com efeito aleatório.

Matrizes	$C_1$		$C_{1n}$		$D_1$		$D_{1n}$	
	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z
<b>Main</b>								
<i>lnresi_pc</i>	0,290	0,000	0,294	0,000	0,285	0,000	0,317	0,000
<i>lnind_pc</i>	0,089	0,000	0,088	0,000	0,095	0,000	0,091	0,000
<i>lnCH_pc</i>	0,081	0,000	0,066	0,006	0,083	0,000	0,067	0,004
<i>lnCF_pc</i>	0,009	0,232	0,007	0,343	0,008	0,294	0,007	0,355
<i>lnOG_pc</i>	0,067	0,000	0,058	0,001	0,087	0,000	0,086	0,000
<i>Tend</i>	0,008	0,000	0,006	0,004	0,003	0,066	0,005	0,171
<i>_cons</i>	8,626	0,000	7,081	0,000	8,628	0,000	5,255	0,000
<b>Wx</b>								
<i>lnresi_pc</i>	-0,007	0,233	-0,070	0,088	0,025	0,042	-0,162	0,015
<i>lnind_pc</i>	0,017	0,000	0,030	0,138	0,066	0,000	0,021	0,639
<i>lnCH_pc</i>	0,009	0,286	0,050	0,124	0,013	0,378	0,021	0,596
<i>lnCF_pc</i>	0,000	0,921	-0,010	0,377	-0,011	0,055	0,000	0,981
<i>lnOG_pc</i>	-0,003	0,598	0,005	0,816	-0,036	0,001	-0,062	0,032
<b>Spatial</b>								
<i>rho</i>	0,002	0,712	0,198	0,000	0,032	0,028	0,379	0,000
<b>Variance</b>								
<i>sigma<sup>2</sup></i>	0,012	0,000	0,011	0,000	0,011	0,000	0,011	0,000
<b>LR_Direct</b>								
<i>lnresi_pc</i>	0,288	0,031	0,292	0,000	0,284	0,000	0,315	0,000
<i>lnind_pc</i>	0,090	0,010	0,091	0,000	0,097	0,000	0,094	0,000
<i>lnCH_pc</i>	0,081	0,022	0,069	0,003	0,083	0,000	0,068	0,002
<i>lnCF_pc</i>	0,009	0,008	0,007	0,353	0,008	0,286	0,007	0,328
<i>lnOG_pc</i>	0,067	0,017	0,059	0,001	0,088	0,000	0,086	0,000
<b>LR_Indirect</b>								
<i>lnresi_pc</i>	-0,031	0,023	-0,030	0,477	0,061	0,080	-0,067	0,483
<i>lnind_pc</i>	0,064	0,017	0,050	0,028	0,147	0,000	0,090	0,211
<i>lnCH_pc</i>	0,031	0,029	0,068	0,049	0,039	0,251	0,074	0,168
<i>lnCF_pc</i>	-0,001	0,010	-0,010	0,411	-0,017	0,243	0,006	0,827
<i>lnOG_pc</i>	-0,013	0,021	0,015	0,531	-0,080	0,003	-0,046	0,262
<b>LR_Total</b>								
<i>lnresi_pc</i>	0,257	0,026	0,262	0,000	0,344	0,000	0,247	0,009
<i>lnind_pc</i>	0,154	0,018	0,141	0,000	0,244	0,000	0,184	0,015
<i>lnCH_pc</i>	0,112	0,025	0,137	0,000	0,122	0,000	0,142	0,005
<i>lnCF_pc</i>	0,008	0,010	-0,003	0,813	-0,009	0,534	0,013	0,620
<i>lnOG_pc</i>	0,054	0,008	0,073	0,002	-0,001	0,968	0,040	0,166
<i>R<sup>2</sup> between model</i>	0,791		0,796		0,802		0,802	
<i>R<sup>2</sup> overall model</i>	0,783		0,760		0,765		0,746	
<i>R<sup>2</sup> within model</i>	0,851		0,838		0,876		0,860	
<i>log likelihood</i>	509,139		525,364		530,814		535,317	

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Conforme destacado, anteriormente, na Tabela 2.11, a matriz que possui os melhores estimadores do modelo SDM é a matriz de peso espacial de distância inversa normalizada, portanto esta análise se concentra nessa matriz de peso de distância inversa normalizada. No geral, destacamos que a maioria das variáveis possui sinal conforme esperado, entretanto o capital físico para todas as matrizes de ponderação espaciais não apresentou efeito significativo estatisticamente. O modelo estimado trata-se do modelo log-log, pelo qual pensamos analisar a elasticidades dos gastos com a renda, ou seja, analisamos qual o impacto

que 1% de variação da variável independente causa na porcentagem de variação da variável dependente.

Verificamos que o aumento de 1% do consumo em energia elétrica residencial per capita levou ao aumento de 0,31% do PIB per capita, na matriz de ponderação da distância inversa normalizada. Assim, o coeficiente mostrou-se significativo para o nível de até 1%, entre as diferentes matrizes de peso espacial.

O consumo de energia elétrica industrial também apresentou significância estatística para um nível de até 1%, com sinal positivo, conforme esperado, ou seja, quanto maior o consumo de energia elétrica industrial maior o PIB per capita dos estados brasileiros, nesse sentido, para todas as matrizes de peso espacial. O aumento de 1% do consumo industrial de energia elétrica per capita, levou ao aumento de 0,091% do PIB per capita.

A variável de gasto em capital humano per capita apontou sinal positivo, portanto, quanto maior os gastos dos estados em capital humano maior será o PIB per capita dos estados brasileiros. Como o gasto em capital humano melhorou a produtividade da população, conseqüentemente, deve melhorar a renda. Um aumento de 1% do gasto em capital humano per capita levou ao aumento de 0,067% do PIB per capita dos estados.

Do capital físico esperávamos sinal positivo com a renda, mas ele mostrou-se não significativo nos modelos. A principal razão para isso pode ser porque os gastos em capital físico demoram mais tempo para impactar a renda per capita. Portanto, poderíamos que analisar seu impacto na renda por meio da variável dependente, em forma de média, no longo do tempo. Assim, poderíamos extrair seu impacto no crescimento no longo prazo, conforme apresentado no trabalho de Bertussi (2010), que analisa a taxa de crescimento médio de cinco anos, percebendo o impacto dos gastos em capital físico na renda.

Os outros gastos per capita se mostraram, estatisticamente, significantes para o nível de até 1%. O aumento de 1% de outros gastos per capita levou ao aumento de 0,086% do PIB per capita, representando, esse sinal positivo, que os outros gastos levam ao aumento do PIB per capita dos estados brasileiros.

O Rho se mostrou significativo, estatisticamente, para três matrizes de peso espacial, a 1% de significância estatística. Sendo o Rho uma variável espacial significativa, reforça a importância dos modelos espaciais. O Rho representa a variável dependente, com um componente espacial defasado, representando, portanto, o impacto da variação do PIB per capita dos estados circunvizinhos no PIB per capita. Mesmo assim, o Rho não se mostrou significativo, estatisticamente, na matriz de contiguidade não normalizada.

As variáveis interativas espaciais, incluídas pelo modelo SDM, possibilitaram perceber efeitos de transbordamento entre os estados. Essas variáveis mostraram-se significativas em algumas matrizes de peso espacial, e, para algumas variáveis, com sinal positivo e negativo. O sinal negativo representa que a variação da variável dos estados circunvizinhos leva a queda do PIB per capita do estado.

Na sequência dessas estimações desenvolvemos as estimações dos efeitos diretos e indiretos na economia. Os efeitos diretos indicam efeitos que se restringem ao estado que recebe os investimentos. Os resultados obtidos mostraram-se parecidos com os resultados dos coeficientes das estimações, indicando como não significativa apenas a variável do gasto em capital físico, reforçando, assim, seu aspecto de variável de impacto no crescimento da economia. A diferença entre os resultados dessa estimação com os coeficientes estimados é chamada de efeito *feedback*.

Os efeitos indiretos retratam os efeitos que transbordam os estados. Destacamos que essas são variáveis importantes, pois elas detectam impactos de transbordamento e levam ao crescimento de outros estados brasileiros. O sinal negativo indica que o seu transbordamento é negativo nessas regiões, e isso pode acontecer, como destacado por Hirschman (1961), em estudo conclusivo de que os efeitos negativos de polarização levam à queda do crescimento. Esse evento acontece quando os estados vizinhos não conseguem competir com os estados que recebem os maiores gastos, o que acaba por levar a maior concentração de pessoas, mais investimento privado e melhor condição de vida a esses estados (que recebem maiores gastos).

Em conclusão, o modelo de efeito aleatório possui alguns coeficientes com sinais diferentes da estimação de efeito fixo (considerando os modelos SDM de efeito fixo e aleatório). A variável interativa do consumo de energia elétrica possui sinal negativo na matriz de peso espacial de distância inversa normalizada. Os outros gastos também possuem variável interativa negativa. Diferenciando assim da estimativa de efeitos fixos.

A Tabela 2.19, a seguir, trata da estimação SEM e nela foi incluído o estimador *lambda*, que representa as interações omitidas.

Relembrando a Tabela 2.11, anteriormente apresentada, pelos critérios de informação, a matriz de peso espacial que possui os melhores estimadores para o modelo SEM é a matriz de distância inversa não normalizada, logo a análise dos coeficientes se concentra nessa matriz. No modelo SEM, destacamos que verificamos os mesmos efeitos, sendo que o capital físico não possuía significância estatística nem ao nível de 10% de

significância para todas as matrizes de ponderação espacial. No entanto, o sinal positivo mostrou-se condizente com o esperado, demonstrando que quanto maior os gastos em capital físico maior será o PIB per capita dos estados na economia.

Tabela 2.19 - Modelos SEM com efeito aleatório.

<i>Matrizes</i>	$C_1$		$C_{1n}$		$D_1$		$D_{1n}$	
	<i>Coef.</i>	<i>P&gt; z </i>						
<b>Main</b>								
<i>lnresi_pc</i>	0,258	0,000	0,259	0,000	0,276	0,000	0,283	0,000
<i>lnind_pc</i>	0,092	0,000	0,093	0,000	0,090	0,000	0,091	0,000
<i>lnCH_pc</i>	0,099	0,000	0,101	0,000	0,087	0,000	0,083	0,000
<i>lnCF_pc</i>	0,006	0,456	0,005	0,479	0,006	0,463	0,006	0,447
<i>lnOG_pc</i>	0,070	0,000	0,067	0,000	0,083	0,000	0,081	0,000
<i>Tend</i>	0,009	0,000	0,010	0,000	0,008	0,000	0,009	0,000
<i>_cons</i>	8,450	0,000	8,456	0,000	8,476	0,000	8,513	0,000
<b>Spatial</b>								
<i>Lambda</i>	0,032	0,019	0,108	0,025	0,164	0,000	0,428	0,000
<b>Variance</b>								
<i>sigma<sup>2</sup></i>	0,012	0,000	0,012	0,000	0,011	0,000	0,011	0,000
<i>R<sup>2</sup> between model</i>	0,777		0,777		0,775		0,774	
<i>R<sup>2</sup> overall model</i>	0,789		0,788		0,795		0,794	
<i>R<sup>2</sup> within model</i>	0,874		0,871		0,880		0,878	
<i>log likelihood</i>	495,596		494,044		518,249		517,334	

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Em resumo, os sinais possuem similaridade com as estimações de efeito fixo, mostrando sinal positivo para todos os coeficientes estimados. Ou seja, o consumo de energia elétrica residencial gera impacto positivo com o PIB per capita, em que o aumento de 1% do consumo residencial de energia elétrica per capita leva ao aumento de 0,27% do PIB per capita. O consumo industrial também apontou sinal positivo, cujo aumento de 1% do consumo de energia elétrica industrial per capita levou a um aumento de 0,090% do PIB per capita.

O aumento de 1% do gasto em capital humano levou ao aumento de 0,087% do PIB per capita dos estados na economia, enquanto o aumento de 1% dos outros gastos levou ao aumento de 0,083% do PIB per capita.

Conforme a Tabela 2.19, observamos que o *lambda* possui sinal positivo. Logo, quanto maior o desenvolvimento de regiões circunvizinhas, maior o PIB per capita do estado. Também podemos destacar que essa leitura acontece para as diferentes matrizes de peso

espaciais, e que os coeficientes também estão, estatisticamente, significativos para um nível de até 5%.

No geral, pelo critério de informação, indicamos que a melhor matriz de pesos espaciais é a matriz de distância inversa não normalizada. Os testes Wald e LR indicaram que o modelo SDM é o melhor modelo em comparação com os modelos SAR e SEM, tendo o teste Hausman indicado o modelo de efeito fixo como o melhor. A estratégia de utilizar os testes Wald, LR e o critério de informação seguiu conforme referendam LeSage e Pace (2009) e Belotti et al. (2017).

Nesse modelo (SDM com matriz de distância inversa não normalizada), os coeficientes possuem sinal positivo, do mesmo modo que o gasto em capital físico, demonstrando que a elevação dessas variáveis leva ao crescimento do PIB per capita da economia. Apenas o gasto em capital físico possui não significância estatística, as outras variáveis possuem significância para um nível de até 1%.

O modelo SDM possui variáveis interativas das variáveis independentes com a matriz de ponderação, sendo que essa interação acaba por representar o efeito da elevação dessas variáveis dos estados vizinhos no crescimento do PIB per capita do estado.

O efeito positivo do coeficiente interativo do consumo de energia elétrica industrial apresentou-se de acordo com o esperado, com sinal positivo, ou seja, de que sua elevação nos estados circunvizinhos leva ao crescimento do PIB per capita. Isso acontece pela capacidade que os investimentos possuem de extrapolar os estados, já que o investimento maior leva a consumo de mais produtos intermediários na economia acabando por levar ao crescimento maior de estados vizinhos, sendo que, quanto mais próximos, maior o impacto.

A variável espacial RHO possui sinal positivo e significância estatística. Como essa variável representa uma variável interativa entre a variável dependente com a matriz de ponderação espacial defasada, podemos destacar que o crescimento do PIB per capita dos estados circunvizinhos acaba por explicar o crescimento do PIB per capita. Logo, confirma que existe um transbordamento entre os estados, justificando, assim, este estudo com estimações espaciais.

Conforme destacado em LeSage e Dominguez (2012), os efeitos diretos, indiretos e totais devem ser analisados na estimação, visto que têm efeito *feedback* das variáveis. Essas variáveis possuem um efeito dinâmico entre as regiões, por isso os efeitos devem ser considerados em detrimento das outras estimações, que não absorvem essa dinâmica das regiões.

O efeito direto possui comportamento parecido com o das estimações; a diferença desses valores é o que se identifica como efeito *feedback*, ou seja, não existe grande diferença nessas estimações, e elas possuem leitura parecida com as outras.

Podemos destacar que o consumo de energia elétrica residencial possui sinal positivo e significativo estatisticamente, o que retrata que sua elevação está associada ao crescimento do PIB per capita da economia brasileira. Esse resultado, que está de acordo com o esperado, considerando que o aumento do consumo tende a levar ao crescimento do PIB per capita, acontece pela capacidade do consumo em estimular o aumento do crescimento do PIB per capita da economia.

O consumo de energia elétrica industrial, também possui sinal positivo e relevante estatisticamente; e, sendo uma *proxy* para investimento, podemos destacar que seu sinal está de acordo com o esperado, isto é, que sua elevação leva ao crescimento do PIB per capita da economia dos estados, pela característica de propagação na economia que essa variável possui. Isso acontece pela capacidade dos investimentos em aumentar o crescimento do PIB per capita da economia, aumentando a capacidade de produtividade e consumo de bens de capitais na economia.

Pelo lado do governo, encontramos efeito positivo do gasto em capital humano, indicando que o aumento dessa categoria de gastos leva ao aumento do crescimento do PIB per capita da economia. Isso acontece pelo aumento da produtividade do fator trabalho e capital que o aumento de gastos em capital humano provoca. Outro gasto significativo refere-se ao gasto classificado como outros gastos, em que podemos destacar que a elevação desse gasto eleva o consumo da economia e, conseqüentemente, leva ao aumento do PIB per capita da economia.

No efeito indireto, encontramos uma leitura de transbordamento, indicando que essas variáveis podem extrair esse efeito na economia brasileira. Analisando desse modo, vemos que os efeitos não ficam restritos aos estados, pois são efeitos de alteração da variável independente dos estados circunvizinhos, impactando a variável dependente do estado. A elevação do consumo de energia elétrica residencial dos estados circunvizinhos, medida pela distância inversa não normalizada, leva ao crescimento do PIB per capita, demonstrando que o crescimento do PIB per capita do estado também depende do crescimento do consumo de energia elétrica residencial dos estados circunvizinhos. Isso acontece em razão da característica de propagação que o consumo possui.

O consumo de energia elétrica industrial também possui sinal positivo e estatisticamente significativa para o nível de até 1%. Assim, destaca-se que o aumento dessa variável nos estados circunvizinhos leva ao crescimento do PIB per capita, considerando que essa variável trata de uma *proxy* dos investimentos, e, portanto, o aumento do consumo de energia elétrica industrial leva ao aumento do PIB per capita. Esse evento acontece devido a mobilidade da demanda de bens de capitais que os investimentos possuem, ou seja, os estados circunvizinhos tendem a vender mais bens de capitais, em razão dos investimentos, levando, assim, ao crescimento do PIB per capita dos estados circunvizinhos. Nesse sentido, quanto maior o aumento de consumo de energia elétrica industrial em um estado, maior será o crescimento per capita dos estados vizinhos.

As variáveis de gastos dos governos estaduais, por sua vez, não possuem, no modelo, efeito positivo ou relevante; não significativo, estatisticamente, em relação ao gasto em capital humano e físico; e negativo quanto a outros gastos. Portanto, podemos destacar que os outros gastos possuem efeito limitado apenas ao estado no qual ocorre o gasto.

Por último, temos os efeitos totais, nos quais as principais variáveis para explicar o crescimento corrente do PIB per capita dos estados é o consumo residencial de energia elétrica, o consumo de energia elétrica industrial e os gastos em capital humano. Nesse sentido, destacamos que, para conseguir o crescimento do ano corrente, os gastos em capital humano devem ser incentivados pelos estados brasileiros.

A análise de múltiplas matrizes de pesos espaciais (matriz de contiguidade e matriz de distância inversa e suas respectivas normalizações), conduzida neste Ensaio 2, teve como objetivo explorar as diferenças das estimativas dos determinantes do crescimento econômico, usando, para tanto, um conjunto de dados estaduais da economia brasileira. Assim, nesta seção, primeiro, discutimos como as variáveis explicativas impactam, de forma diferente, o crescimento econômico nas diferentes matrizes de ponderação espacial. Em seguida, utilizamos a estratégia de LeSage e Pace (2009) e Belotti et al. (2017), para determinar a melhor matriz de ponderação espacial, em que a matriz de distância inversa não normalizada juntamente com a estimativa do modelo de Durbin espacial destacou-se como o melhor modelo.

Como destacado em LeSage e Fischer (2008), o modelo espacial de Durbin (SDM) possui um aninhamento com a maioria dos modelos utilizados na economia regional, dentre os quais estão o modelo espacial autorregressivo (SAR), e o modelo de erros espaciais (SEM), considerando, portanto, o modelo SDM uma escolha natural dentre diferentes modelos

espaciais. Este estudo também confirmou isso, pelos testes utilizados, citando-se o critério de informação, o teste de Wald, e o LR.

Concluindo, o modelo SDM de distância inversa não normalizada retrata que os principais determinantes do crescimento econômico dos estados brasileiros são: o consumo residencial de energia elétrica, consumo industrial de energia elétrica, e os gastos públicos em capital humano. Desse modo, se o objetivo dos agentes públicos for estimular o crescimento do PIB per capita dos estados, o gasto público em capital humano deve ser estimulado nos estados brasileiros.

## 2.4 CONCLUSÃO

A principal contribuição, deste Ensaio 2 foi lançar luz sobre o crescimento econômico estadual, entendendo os efeitos dos gastos públicos no crescimento econômico. Para tal, discutimos os diferentes resultados, estimados para diferentes matrizes de ponderação espacial e para diferentes modelos econométricos espaciais, fornecendo, assim, algumas razões teóricas potenciais para resultados diferentes do esperado.

O objetivo deste ensaio consistiu em analisar o crescimento econômico dos estados brasileiros em diferentes matrizes de ponderação espacial (matriz de contiguidade e matriz de distância inversa e suas respectivas normalizações) e em diferentes modelos econométricos espaciais (modelo de Durbin espacial, modelo de erros espaciais e modelo autorregressivo espacial), utilizando dados estaduais da economia brasileira, do período de 1990 a 2016.

Este ensaio mostrou que, se as regressões forem estimadas em diferentes matrizes de ponderação espacial, e em diferentes modelos espaciais, os resultados estimados dos coeficientes se alteram. É importante ressaltar que a maioria dos coeficientes foram, estatisticamente, significativos nas diferentes estimações realizadas, em diferentes matrizes de ponderação espacial, maior capital humano, e maior capital físico e outros gastos possuem coeficientes, em geral, positivos com o crescimento econômico dos estados brasileiros. Esses resultados sugerem que os gastos públicos estão operando no crescimento econômico estadual, resultado que está conforme esperado pela literatura sobre crescimento econômico regional.

Destacamos que os resultados encontrados são específicos para a economia brasileira em escala de estados, e para o período de 1990 a 2016. Portanto, a análise de outros períodos e de outras variáveis foge do escopo deste estudo, ou seja, deixaremos para futuras pesquisas a inclusão de novos dados que possam se mostrar relevantes para explicar o crescimento econômico estadual da economia brasileira.

A estruturação do trabalho foi pensada no intuito de analisar o crescimento da economia no ano corrente, o que permitiu analisar efeitos mais rápidos, observados para atingir o crescimento da economia. Com isso, sustentamos o intuito deste ensaio, qual seja analisar os efeitos dos gastos estaduais no crescimento da economia no ano corrente, sendo que, para tal, colocamos as variáveis explicativas. Dentre as variáveis explicativas temos: o consumo residencial de energia elétrica como *proxy* para consumo, e o consumo industrial de energia elétrica como *proxy* de investimento. Para completar, analisamos os gastos públicos,

dividimos em: gastos públicos em capital humano, gastos públicos em capital físico, e outros gastos, analisando, assim, o crescimento da economia dos estados brasileiros.

Este Ensaio 2 focou em analisar, ainda, os gastos estaduais e seus efeitos no crescimento dos estados por meio de econometria espacial, sendo que nesse foco está a contribuição deste estudo, isto é, examinar o crescimento por meio de uma ferramenta inovadora, que consegue analisar os efeitos de transbordamento. Portanto, com este estudo conseguimos avançar na análise do crescimento do Brasil corrente, e, dessa maneira, pudemos analisar quais gastos estaduais levam mais rápido ao crescimento da economia.

Os gastos em infraestrutura, que foram denominados de gastos em capital físico, não se mostraram significativos. Isso pode ter acontecido pelo fato de os investimentos em capital físico precisarem de um tempo maior de maturação, assim, para que a região sinta os efeitos desses gastos, ela precisa de um maior tempo, para a produtividade aumentar. Esse é um fenômeno que pode ser observado quando se analisam os efeitos de gastos em infraestrutura, como descrito em Bertussi (2010), que também analisou os efeitos desses gastos em cinco anos à frente do PIB.

No geral, podemos destacar que, em todos os modelos, os parâmetros espaciais foram significativos, reforçando, desse modo, os indicativos dos testes de I de Moran, que apontam a presença de autocorrelação espacial dos dados, necessitando, assim, de modelos espaciais para explicar o PIB per capita da economia dos estados brasileiros.

Enfim, podemos destacar que o crescimento da economia brasileira com recortes de estados é explicado pelo consumo e pelos investimentos, que possuem efeitos positivos nesse crescimento. Por sua vez, pelo lado do governo, concluímos que os principais gastos são em capital humano, melhorando a produtividade da mão de obra da população; e em outros gastos, que acabam por estimular o consumo da população. Os outros gastos possuem efeito direto positivo e indireto negativo, levando aos efeitos totais não significativos, o que pode estar acontecendo por incluir os gastos em segurança pública, com o legislativo e o judiciário, e os gastos na administração pública.

Concluindo, os gastos que devem ser incentivados, a fim de conseguir o crescimento econômico, no ano corrente, são os gastos em capital humano, em detrimento de gastos em capital físico, visto que estes não levam a crescimento do PIB per capita no ano corrente. Portanto, caso o interesse seja alcançar o crescimento no longo prazo devem ser estimados outros modelos com configuração diferente.

## REFERÊNCIAS

- AGHION, P. HOWITT, P. (1992). “A Model of Growth through Creative Destruction,” *Econometrica*, Vol. 60, No. 2, 323-51.
- AKAIKE, H. (1969). Fitting autoregressive models for prediction. *Annals of the institute of Statistical Mathematics*, New York City, v. 21, n. 1, p. 243–247.
- ANSELIN, L. (1988). Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity. *Geographical Analysis* 20, 1–17.
- ANSELIN, L. (1990), ‘Spatial dependence and spatial structural instability in applied regression analysis’, *Journal of Regional Science* 30(2), 185–207.
- ANSELIN, L.; HUDAK, S. (1992). Spatial econometrics in practice: A review of software options. *Regional science and urban economics*, v. 22, n. 3, p. 509-536.
- ANSELIN L.,BERA A. K., FLORAX R.,YOON M. J., (1996). Simple diagnostic tests for spatial dependence, *Regional Science and Urban Economics*, Volume 26, Issue 1, Pages 77-104.
- ANSELIN, L. (2013). *Spatial econometrics: methods and models*. Springer Science & Business Media,(Vol. 4).
- ARBUÉS, P., BAÑOS, J.P., MAYOR, M.,(2015): “The spatial productivity of transportation infrastructure”, *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 75, 166-177.
- ASCHAUER, D. (1989) Is public expenditure productive? *Journal of Monetary Economics*, v. 23, p. 177-200.
- BALTAGI, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.
- BARRO, R. J. (1996). Determinants of economic growth: a cross-country empirical study (No.w5698). National Bureau of Economic Research.
- BAUDINO, M. (2016). The impact of human and physical capital accumulation on Chinese growth after 1994: A spatial econometric approach. *World Development Perspectives*, v. 2, p. 11-16.
- BELOTTI, F.; HUGHES, G.; MORTARI, A. P.. Spatial panel-data models using Stata. *The Stata Journal*, v. 17, n. 1, p. 139-180, 2017.
- BENOIT, E. (1978). Growth and defense in developing countries. *Economic Development and Cultural Change*, 26(2), 271-280.
- BERTUSSI, G. L. Gastos públicos com infra-estrutura de transporte e crescimento econômico: uma análise para os estados brasileiros. 2010. viii, 52 f., il. Tese (Doutorado em Economia)-Universidade de Brasília, Brasília, 2010.

BESLEY, T., COATE, S.(2003). Centralized versus decentralized provision of local public goods: a political economy analysis. *Journal of Public Economics* 87, 12, 2611–2637..

BREITUNG, J., (2000), The local power of some unit root tests for panel data, *Advances in Econometrics* 15, 161–177.

BURRIDGE, P. (1980). On the Cliff-Ord test for spatial correlation. *Journal of the Royal Statistical Society B* 42, 107–108.

CABRAL, de A. J; LEGEY, L. F. L.; CABRAL, de F. M. V.. (2017). Electricity consumption forecasting in Brazil: A spatial econometrics approach. *Energy*, v. 126, p. 124-131, 2017.

CÂNDIDO JR., J. (2001). Os gastos públicos no Brasil são produtivos? IPEA. (Texto para Discussão nº. 781).

CRAVO, T., BECKER, B. & GOURLAY, A. (2014), ‘Regional growth and smes in brazil: A spatial panel approach’, *Regional Studies*. No prelo.

DANIELE V. (2009). Regional convergence and public spending in Italy: Is there a correlation? Paper N.º. 14334, MPRA-Munich Personal RePEc Archive, March 2009.

DÉMURGER, S. (2001). Infrastructure Development and Economic Growth: An Explanation for Regional Disparities in China? *Journal of Comparative Economics* 29 (1):95–117.

DE SOUZA, J. L. S. P. (2016). 25 anos de guerra fiscal: uma análise das interações estratégicas via modelo de painel espacial. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Santa Catarina, Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior. Orientador: Milton Biage.

DICKEY, D. A., FULLER, W.A., (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica* 49, 1057}1072

DOMINGUES, E. P. ; MAGALHÃES, ALINE S. ; FARIA, W. R. . (2009). Infra-estrutura, crescimento e desigualdade regional: uma projeção dos impactos dos investimentos do PAC em Minas Gerais. *Pesquisa e Planejamento Econômico (Rio de Janeiro)*, v. 39, p. 121-158.

ELHORST, J. P.; FRÉRET, S.. (2009). Evidence of political yardstick competition in France using a two-regime spatial Durbin model with fixed effects. *Journal of Regional Science*, v. 49, n. 5, p. 931-951.

ELHORST, J. P.. (2010). Applied spatial econometrics: raising the bar. *Spatial Economic Analysis*, v. 5, n. 1, p. 9-28, 2010.

ELHORST, J. P. (2012). Matlab software for spatial panels. *International Regional Science Review*.

ELHORST, J. P. (2014). Spatial panel models. In: *Handbook of Regional Science*. Springer Berlin Heidelberg. p. 1637-1652.

FAINI, R., ANNEZ, P., & TAYLOR, L. (1984). Defense spending, economic structure, and growth: Evidence among countries and over time. *Economic Development and Cultural Change*, 32(3), 487-498.

FERREIRA, P. C. G. ; MALLIAGROS, T. G. .(1998). Impactos Produtivos de Infra-estrutura no Brasil, 1950-1995. *Pesquisa e Planejamento Econômico* (Rio de Janeiro), Rio de Janeiro, v. 2, p. 315-338.

FIRME, V. A. C.; SIMAO FILHO, J. .(2014). Análise do crescimento econômico dos municípios de minas gerais via modelo MRW (1992) com capital humano, condições de saúde e fatores espaciais, 1991-2000. *Revista de Economia Aplicada*, v. 18, p. 679-716.

GARCIA-MILA, T., MCGUIRE, T. J., & PORTER, R. H. (1996). The effect of public capital in state-level production functions reconsidered. *The review of economics and statistics*, 177-180.

GEARY, R. C. (1954). The contiguity ratio and statistical mapping. *Incorp. Statist.*, 5,115-141.

HADRI, K., (2000), Testing for stationarity in heterogeneous panel data, *Econometrics Journal* 3, 148–161.

HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. (1979). The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Chicago, p. 190–195.

HARRIS, R.D.F. and E. TZAVALLIS, (1999). Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed, *Journal of Econometrics* 91, 201–226.

HAUSMAN, J. A. (1978), “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica* 46, 1251–1271.

HIRSCHMAN, A. A (1961). *Estratégia de Desenvolvimento Econômico*. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura.

IM, K.S., M.H. PESARAN and Y. SHIN, (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics* 115, 53–74.

KING, R. G., & REBELO, S. (1990). Public policy and economic growth: developing neoclassical implications. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2), S126-S150.

LAGO-PEÑAS, S., & MARTINEZ LOPEZ, D. (2008). Convergence and public investment: Regional policies revisited. *Regional Economic Policy in Europe: New Challenges For Theory, Empirics And Normative Interventions*, Ulrike Stierle-von Schutz, Michael H. Stierle, Frederic B. Jennings Jr., Adrian Kuah, eds., Edward Elgar, Chentelham.

LI, B., LI, T., YU, M., & CHEN, B. (2017). Can equalization of public services narrow the regional disparities in China? A spatial econometrics approach. *China Economic Review*, 44, 67-78.

- LE GALLO, J. & ERTUR, C. (2003), 'Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita', *Papers in Regional Science* 82(2), 175–201.
- LESAGE, J. P.; DOMINGUEZ, Matthew. The importance of modeling spatial spillovers in public choice analysis. *Public Choice*, v. 150, n. 3-4, p. 525-545, 2012.
- LESAGE, J P.; PACE, R. K.(2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press.
- LEVIN, A., C.F. LIN and C. CHUN, (2002). Unit root test in panel data: Asymptotic and finite sample properties, *Journal of Econometrics* 108, 1–25.
- LIM, D. (1983). Another look at growth and defense in less developed countries. *Economic Development and Cultural Change*, 31(2), 377-384.
- LUCAS, R. E., Jr. (1988) "On the Mechanics of Economic Development." *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, 3-42.
- MAGALHÃES, A. M., HEWINGS, G. J. D. & AZZONI, C. R. (2005), 'Spatial dependence and regional convergence in brazil', *Investigaciones Regionales* 6(1), 5–20.
- MANKIW, N. G., PHELPS, E. S., & ROMER, P. M. (1995). *The growth of nations*. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995, 275-326.
- MORAN, P. A. P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37, 17-23.
- MULAMBA, K. C.; TREGENNA, F. (2019). Spatially varying relationships between municipal operating expenditure and its determinants: The case of South Africa. *Journal of Regional Science*.
- MUSSA, A; NWAOGU, U. G.; POZO, S.. (2017). Immigration and housing: A spatial econometric analysis. *Journal of Housing Economics*, v. 35, p. 13-25.
- NEDUZIAK, L. C. R..(2017). *Gasto público, crescimento e transferências intergovernamentais: ensaios para os estados brasileiros*. 2017. viii, 101 f., il .Tese (Doutorado em Economia) -Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2017.
- OATES, W. E. (1972). *Fiscal Federalism*. Harcourt Brace Jovanovich Inc., New York.
- PARTRIDGE, M. D., BOARNET, M., BRAKMAN, S., & OTTAVIANO, G. (2012). Introduction: whither spatial econometrics?. *Journal of Regional Science*, v. 52, n. 2, p. 167-171.
- RESENDE, G., CARVALHO, T. S. & SAKOWSKI, P. (2014), *Evaluating multiple spatial dimensions of economic growth in brazil using spatial panel data models (1970-2000)*, Discussion Paper 1830a, IPEA.

- ROCHA, F.; GIUBERTI, A. (2007). Composição do gasto público e crescimento econômico: uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos dos estados brasileiros. *Economia Aplicada*, vol. 11.
- RODRIGUEZ-POSE, A., PSYCHARIS, Y., & TSELIOS, V. (2012). Public investment and regional growth and convergence: Evidence from Greece. *Papers in Regional Science*, 91(3), 543-568.
- ROMER, P. M. (1990). "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*, Vol. 98, S71-S102.
- ROMP, W. E.; de HAAN, J. (2005): Public capital and economic growth: A critical survey, *EIB Papers*, ISSN 0257-7755, Vol. 10, Iss. 1, pp. 41-70.
- SCHUMPETER, J. A. (1942). *Capitalism, Socialism and Democracy*, New York: Harper and Row.
- SCHULTZ T. W. (1981). *Investing in people: The Economics of Population Quality*, Berkeley, University of California Press.
- SCHWARZ, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, Rockville Pike, v. 6, n. 2, p. 461-464.
- SEETHEPALLI, K., M. C. BRAMATI, and D. VEREDAS. (2007). "How Relevant Is Infrastructure to Growth in East Asia ?." World Bank, Washington, DC. Mimeo.
- SILVA, G. J. C. ; FORTUNATO, W. L. L. (2007). .Infra-Estrutura e Crescimento Regional: uma Avaliação do Caso Brasileiro no Período de 1985-1998. In: Encontro da ANPEC-NE, Fortaleza. Anais do XII Encontro de Economia da Região Nordeste.
- SILVEIRA NETO, R. M. & AZZONI, C. R. (2006), 'Location and regional income disparity dynamics: The brazilian case', *Papers in Regional Science* 85(4), 599-613.
- STRAUB, S., (2008). "Infrastructure and Growth in Developing Countries: Recent Advanced and Research Challenges", World Bank Policy Research Working Paper.
- SOLOW R.M. A. (1956). Contribution to the Theory of Economic Growth, *The Quarterly Journal of Economics*, February, Vols. 70, n.º 1, pp. 65-94.
- WANG, S. (2016). China's interregional capital mobility: A spatial econometric estimation. *China Economic Review*, v. 41, p. 114-128.
- WANG, C., ZHANG, X., GHADIMI, P., LIU, Q., LIM, M. K., & STANLEY, H. E. (2019). The impact of regional financial development on economic growth in Beijing-Tianjin-Hebei region: A spatial econometric analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 521, 635-648.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2006). *Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna*. Thomson Learning.

YANG, W.; LIU, Y.-C.; MAI, C. C. (2017). How did Japanese exports evolve from 1995 to 2014? A spatial econometric perspective. *Japan and the World Economy*, v. 41, p. 50-58, 2017.

### 3 ENSAIO 3

#### **Análise da estrutura macroeconômica brasileira via um Modelo DSGE Bayesiano**

**Resumo:** Neste Ensaio 3, partindo do modelo de Coenen et al. (2008), desenvolvido para a economia europeia e adaptado para o Brasil, por Valli e Carvalho (2010), estruturamos um modelo DSGE Bayesiano, a fim de explicar a economia brasileira. Avançamos, porém, nesse modelo adaptado de Valli e Carvalho, ao implementar uma solução log-linearização, e sua estimação via um modelo DSGE Bayesiano. Da análise, enfim, podemos destacar que, principalmente, os choques transitórios dos impostos e o choque no imposto de capital impuseram efeitos positivos na economia, estimulando a atividade econômica, em função do crescimento dos investimentos. Os impostos de capital induzem a economia a aumentar os investimentos, diferente dos outros impostos, já que o aumento destes induz a depreciação dos investimentos e da atividade econômica.

**Palavras-chave:** DSGE Bayesiano. Solução Log-linearizada. Eficiência tributaria. Economia Brasileira.

**Abstract:** In this Essay 3, based on the model by Coenen et al. (2008), developed for the European economy and adapted for Brazil, by Valli and Carvalho (2010), we structured a DSGE Bayesian model in order to explain the Brazilian economy. We advanced, however, in this model adapted from Valli and Carvalho, by implementing a log-linearization solution, and its estimation via a DSGE Bayesian model. Finally, from the analysis, we can highlight that, mainly, the transitory tax shocks and the capital tax shock imposed positive effects on the economy, stimulating economic activity, due to the growth of investments. Capital taxes induce the economy to increase investments, unlike other taxes, since their increase induces the depreciation of investments and economic activity.

**Keywords:** DSGE Bayesian. Log-linearized solution. Tax efficiency. Brazilian economy.

### 3.1 INTRODUÇÃO

Nos últimos tempos, bancos centrais do mundo, acadêmicos e analistas de políticas econômicas têm demonstrado crescente preocupação em entender o comportamento da economia. Nesse contexto, os modelos DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) são cada vez mais utilizados, no sentido de explicar a dinâmica macroeconômica. Assim, utilizando modelos de economia fechada ou aberta, para economias de grande, média, ou pequena escala, estudos, com essa perspectiva de análise, estão sendo desenvolvidos por meio de diferentes formulações de modelo DSGE.

A implementação de estudos focados em DSGE ganhou força com a publicação do artigo de Kydland e Prescott (1982), sobre ciclos reais de negócios. Apesar de esse modelo ter evoluído para diferentes versões, esta denominação DSGE, adotada por Kydland e Prescott (1982), manteve-se representativa para todas as esquematizações do modelo.

Como destacado em Goodfriend e King (1997), os atuais modelos DSGE partem da síntese neoclássica, que nasceu das críticas aos modelos keynesianos e aos modelos de ciclos reais de negócios. Assim, esses modelos DSGE envolvem tanto as contribuições keynesianas, com a não neutralidade da moeda, rigidez de preços e competição imperfeita, como as estruturas dos modelos de ciclos reais dos negócios, ou seja, com presença de micro fundamentação dos agentes, presença de equilíbrio de mercado, estrutura dinâmica estocástica, expectativas racionais, substituição intertemporal do consumo e choques exógenos.

A abordagem keynesiana da política monetária segue a concepção a *la Taylor* (1993), que passou a suportar o tratamento na maioria dos modelos DSGE. Essa concepção estabelece que a taxa de juros da economia é corrigida, levando em conta três pontos: (i) por um choque na política monetária, que não esteja relacionado com o produto ou com a inflação; (ii) pelo nível de preços relacionado com a inflação e a meta de inflação; e (iii) pelo nível de preços relacionado com o hiato do produto na economia. Ou seja, essa concepção direcionou os modelos DSGE no tratamento da política monetária.

Os preços também seguem uma abordagem keynesiana nos modelos DSGE, com preço a *la Calvo* (1983), e contratos salariais a *la Taylor* (1980). Com isso, esses novos modelos DSGE assumem uma abordagem keynesiana, combinando a otimização dos salários das famílias e dos preços da produção das empresas. Assim sendo, de acordo com essas premissas, a maximização do lucro das empresas implica que a razão capital-trabalho seja a

mesma para todas as empresas, de modo que seja imposta a condição de minimização de custos, maximizando o lucro.

Calvo (1983) estabelece que, a cada período, uma fração das firmas que produzem bens intermediários não pode escolher seu preço de maneira ótima, então, o redefine de acordo com a regra de indexação do processo inflacionário. Outra fração dessas empresas pode escolher seu preço de forma otimizada, maximizando, assim, o valor presente, descontado dos lucros futuros. Essa estrutura de preços acaba por sustentar a maioria dos estudos DSGE atuais. De forma semelhante, Taylor (1980) destaca que uma parcela de empresas otimiza os contratos de salários, destacando que essa otimização se torna possível, porque, nessa configuração de contrato salarial, as empresas redefinem os preços de produção para um número fixo de períodos futuros, escalonando-os ao longo da duração do contrato.

Os modelos DSGE possibilitam analisar as interrelações entre mudanças nas políticas macroeconômicas e fiscais, permitindo, assim, aos formuladores de políticas econômicas definirem caminhos mais eficientes para os processos da economia (ou seja, obter um melhor entendimento sobre as dinâmicas das variáveis envolvidas no modelo). No entanto, até o momento, poucos modelos DSGE foram estruturados, com a finalidade específica de estabelecer análise das dinâmicas de economia de países em desenvolvimento, essencialmente, modelos com rigidez nominal dos preços e salários (*Stick-price model*), de forma a tornar possível identificar como funcionam os canais de transmissão dos comportamentos econômicos.

Nesse sentido, considerando o potencial de modelos DSGE, conforme destacado nos parágrafos anteriores, nosso objetivo, neste ensaio, é analisar a dinâmica da economia brasileira por meio de um modelo DSGE, desenvolvido para avaliar uma economia em desenvolvimento, sujeita, constantemente, aos efeitos de impactos desestabilizadores, tanto de nível internacional, como doméstico. Assim, entendemos que os modelos DSGE possibilitam identificar melhor a dinâmica dos canais de transmissão entre as variáveis do modelo, possibilitando aos gestores de políticas definirem políticas macroeconômicas e fiscais mais eficientes à economia.

Desse modo, como o foco deste estudo é a economia brasileira, destacamos um conjunto de pesquisas anteriores, que estruturaram modelos DSGE para a economia brasileira. Alguns desses estudos analisaram a economia brasileira dentro do contexto da teoria de ciclos reais de negócios, como em Kanczuk (2001) e Ellery e Pereira (2011) que utilizaram o modelo RBC para avaliar pequenas economias abertas, conforme o modelo estruturado por

Mendoza (1991). Este modelo básico, desenvolvido por Mendoza, alcança a estacionariedade dinâmica, utilizando um fator de desconto endógeno, o qual, se definido apropriadamente, força a solução do modelo de modo a evoluir para uma estabilidade dinâmica.

Outros modelos DSGE, desenvolvidos para a economia brasileira, inclusos na síntese neoclássica, foram trabalhados por Da Silveira (2006), Valli e Carvalho (2010), Carvalho e Valli (2011), Castro et al. (2011), Cavalcanti e Vereda (2015), Moura (2015), e Dos Santos (2017). Desses, destacamos Valli e Carvalho (2010), Carvalho e Valli (2011) e Dos Santos (2017), que utilizaram como base o estudo de Coenen et al. (2008). De forma similar, o estudo conduzido em nossa pesquisa também é estruturado em conformidade com Coenen et al. (2008).

Dos Santos (2017) evoluiu o modelo de Coenen et al. (2008), a partir de três regras fiscais, leia-se: (i) incluindo no modelo os *superavit* primário; e (ii) estabelecendo que os gastos primários permaneçam fixos em relação ao PIB; (iii) os gastos primários mantêm-se fixos. O estudo de Valli e Carvalho (2010), da mesma forma, contribuiu com a estimação do modelo para a economia brasileira, ao introduzir uma regra fiscal, em que o governo deve seguir uma regra de *superavit* primário, e uma meta de dívida em relação ao PIB constante. Um ano após, Carvalho e Valli (2011) inovam o modelo que estruturam em Valli e Carvalho (2010) para a economia brasileira, utilizando a formulação log linearização, e o procedimento bayesiano.

Sobre o modelo utilizado em nosso estudo, trata-se de um modelo de economia aberta com rigidez de preços e salários, seguindo o modelo desenvolvido por Coenen et al. (2008), e adaptado para a economia brasileira por Valli e Carvalho (2010), que incorporaram ao modelo uma regra fiscal de *superavit* primário, perseguindo uma meta constante de dívida pública em relação ao PIB. Por conseguinte, o modelo estruturado nesta pesquisa (caracterizado por um conjunto de equações definidas para cada setor que compõe o modelo) é um modelo DSGE novo keynesiano, log-linearizado, com imposições de choques gaussianos em inovações estocásticas sobre um conjunto amplo de variáveis, que, diferente de Valli e Carvalho (2011), introduziu choques sobre as variáveis tributárias. Resolvemos esse modelo transformando-o, em um modelo de espaço de estados, passível de ser estimado pela inferência bayesiana. Nesse processo de solução, a função de verossimilhança é estimada via filtro de Kalman, e o ponto de partida para a solução bayesiana é o algoritmo de trajetória randômica de Metropolis-Hastings (HERBST e SCHORFHEIDE, 2015).

Nesse sentido, observamos que, tanto em termos de concepção teórica, como no procedimento de solução, a pesquisa realizada neste estudo difere daquela de Valli e Carvalho (2010). A solução do modelo deste estudo foi realizada, tendo como sistemas de equações um conjunto de equações formuladas, que permitiu estimar o estado de equilíbrio permanente; e um conjunto de equações log-linearizadas, que possibilitou determinar o processo de evolução das instabilidades, a partir do estado de equilíbrio, ao longo do tempo, via inferência bayesiana. Em termos da concepção teórica, modificamos o modelo dessa pesquisa com relação àquele de Valli e Carvalho (2010), introduzindo simplificações, como a retirada das famílias não ricardianas e da velocidade de circulação da moeda, juntamente com o custo de ajustamento tecnológico de consumo. Essas modificações introduzidas, praticamente, não afetam a qualidade da solução, tendo em vista que introduzimos choques randômicos, que simulam as inovações estocásticas, compensando os impactos de curto prazo, normalmente introduzidos pelas variáveis negligenciadas no modelo, citadas no parágrafo anterior.

Finalmente, nossa pesquisa defere, ainda, daquela de Valli e Carvalho (2010), no que se refere ao período de análise, visto que Valli e Carvalho (2010) utilizaram, como período de análise, a base de dados trimestral de janeiro/2000-dezembro/2007, e nesta, usamos a base de dados trimestral de janeiro/1997-dezembro/2017, o que permite observar a dinâmica das interações no longo-prazo, entre variáveis macroeconômicas e fiscais, e entre os impactos das inovações estocásticas e as variáveis endógenas do modelo.

De forma similar Carvalho e Valli (2011), assim como nesta pesquisa, partiram da estratégia de log-linearização das equações e aplicaram a inferência bayesiana. Entretanto, em nossa pesquisa, nos restringimos à formulação básica de Coenen et al. (2008), negligenciando as modificações impostas por Carvalho e Valli (2011), relativas ao modelo base de Coenen et al. (2008). Dentre essas modificações, encontram-se a introdução de alterações na regra fiscal do governo, de modo a perseguir uma meta de *superavit* primário, relativo ao PIB. Essa regra responde aos efeitos cíclicos da economia, assim como ao desvio da dívida pública em relação ao PIB, superposto por um choque estocástico em inovação no *superavit* primário. Outra alteração imposta por Carvalho e Valli (2011), no modelo base de Coenen et al. (2008), foi adicionar à função de produção o capital do governo, além do capital privado, assumindo que o capital do governo também impacta a produtividade total de fatores. Nesse contexto, o capital privado ocorre com custo para a empresa e o capital do governo, sem qualquer custo adicional. Além disso, Carvalho e Valli (2011) modificaram os agentes ricardianos, estabelecendo que estes são menos produtivos, assumindo, intrinsecamente, que os

trabalhadores ricardianos e não ricardianos podem trabalhar a mesma quantidade de horas, contudo, recebendo salários diferentes. Carvalho e Valli (2011) identificaram, ainda, transferências de renda do governo para a parcela da população pobre, incluindo aí o Bolsa Família. E, assim, finalmente, alteraram as equações de preços e salários, utilizando as formas recursivas. A solução do modelo de Carvalho e Valli (2011) foi realizada, utilizando dados trimestrais de janeiro/1999 a junho/2010, para um conjunto de doze variáveis observáveis.

Posto isso, vale lembrar, fato de nossa pesquisa recorrer ao modelo básico de Coenen et al. (2008), introduzindo choque de inovações estocásticas nas variáveis de tributação e fazendo simplificações, como retirar as famílias não ricardianas e a velocidade de circulação da moeda, assim como o custo de ajustamento tecnológico de consumo. Reforçamos, ainda, que esse fato tem como premissa que nosso foco do modelo atual é identificar como se dá a interrelação de impactos entre as variáveis que estabelecem a dinâmica de crescimento da economia, relativa aos efeitos fiscais e aos choques exógenos impostos sobre a evolução do processo econômico. Assim procedendo, assumimos, intrinsecamente, a premissa de que o modelo básico de Coenen et al. (2008) possibilita, de forma mais apropriada, melhor compreensão dos processos dinâmicos do modelo.

Desse modo, nossa pesquisa contribuirá para discussões sobre a estrutura da economia brasileira, avançando na análise do seu comportamento, via um modelo log linear, e utilizando uma ampla base de dados, envolvendo o período de janeiro/1997 a dezembro/2017. Essa amplitude da base de dados possibilitará melhor entendimento sobre como se comportam as interrelações entre variáveis macroeconômicas e fiscais da economia brasileira, proporcionando aos gestores de políticas macroeconômicas definições de mecanismos mais eficientes à economia.

Resumindo, o estudo que desenvolvemos analisa a economia brasileira, partindo de dados trimestrais (de janeiro/1997 a dezembro/2017) para as variáveis observáveis: consumo das famílias, investimento, exportação, importação, tributação do consumo, tributação do capital, tributação do trabalho, tributação dos salários pagos aos trabalhadores, tributação dos salários pagos pelas empresas, PIB, preço do produto, preço de consumo, salários e emprego. Para todas essas variáveis foram introduzidas inovações estocásticas, por meio de modelos estocásticos com tendência ARMA, de modo a compensarem os efeitos de variáveis periféricas, negligenciadas no modelo, por exemplo, como já descritas, aquelas utilizadas como endógenas no modelo de Carvalho e Valli (2011).

Podemos enfatizar, também, que o fato de nossa pesquisa envolver o período de janeiro/1997 a dezembro/2017 deve-se, essencialmente, por esse período apresentar dados trimestrais, além de se tratar de um período em que a economia brasileira esteve relativamente estável. Finalmente, podemos assumir aqui que a principal hipótese deste estudo consiste em prever os possíveis efeitos negativos das tributações sobre as variáveis macroeconômicas supracitadas.

Por fim, na sequência, abordaremos, na Seção 3.2, a revisão da bibliografia que sustenta a estrutura do modelo proposto. Nessa seção, desenvolvemos a revisão de estudos sobre os modelos DSGE e sua evolução ao longo do tempo, até chegar aos atuais modelos bayesianos, contextualizando a situação tributária nacional, já que analisamos os efeitos dessas variáveis na dinâmica da economia brasileira. Na Seção 3.3, tratamos da elaboração do modelo estruturado, que compreende as famílias, as empresas (discriminando por setores produtivos) e o governo. Na Seção 3.4, descrevemos o procedimento metodológico da solução do modelo estruturado na pesquisa, expondo como foi desenvolvida a solução das equações observáveis. Na seção 3.5 temos a base de dados, e o procedimento seguido para estabelecer os valores dos parâmetros priores do modelo, seguido da síntese do esquema da técnica do modelo DSGE aplicado na solução do modelo, como as estimadas das probabilidades posteriores, via inferência bayesiana. Na Seção 3.6, apresentamos os resultados e as respectivas análises para, na Seção 3.7, expor as conclusões. Por último, relacionamos as referências bibliográficas; e, finalmente, introduzimos um conjunto de apêndices, com a finalidade de melhor caracterizar toda a estrutura do modelo da pesquisa.

### 3.2 REFERENCIAL TEÓRICO

Uma premissa central sobre o processo econômico é que o investimento é uma das principais variáveis que interage na dinâmica da economia, pois com ele pode se transformar a estrutura social e produtiva de uma sociedade. Outro fator central que impacta a dinâmica de uma economia é o nível de tributação, constituindo um elemento que restringe o aumento de investimento e do consumo da sociedade. Por outro lado, os impostos são, também, essenciais na determinação dos níveis dos gastos governamentais que interage diretamente no crescimento econômico.

Essas questões da importância do investimento no dinamismo da economia foi, inicialmente, analisado no artigo seminal de Hirschman (1961), autor que estudou, também, a importância do investimento público e sua associação com o crescimento da economia, Hirschman (1961) enfatizou, ainda, que, a melhor forma para confrontar as desigualdades de uma região é por meio de investimento público, podendo desenvolver regiões atrasadas, concentrar gastos em regiões de grande crescimento e dispersão desses investimentos.

Observamos, assim, que todo investimento possui uma associação forte com a dinâmica de crescimento setorial da economia, constituindo um meio pelo qual o setor governamental pode interagir no processo econômico, melhorando a eficiência e a competitividade do setor produtivo, o crescimento, e a qualidade de vida da população. Desse modo, a tributação acaba por ser uma variável bastante influenciadora dos investimentos e da capacidade de investimento público; ou seja, acaba por determinar a capacidade do governo em estimular os investimentos e, conseqüentemente, o crescimento da economia.

Contudo, de forma mais ampla que a análise estabelecida por Hirschman (1961), veremos que a interrelação entre variáveis macroeconômicas e fiscais só pode ser estabelecida por meio de modelos bastante complexos, como os modelos de ciclos econômicos, determinados por meio de modelos dinâmicos de equilíbrio geral (DSGE). Esses modelos tiveram a sua fundamentação completamente desenvolvida entre as décadas de 1980 a 2010.

Com a finalidade de estabelecer o processo evolutivo de estudos que envolvem a técnica DSGE, destacamos alguns, nas subseções a seguir.

### 3.2.1 Revisão Teórica: modelos DSGE

No final da década de 60 e na década de 70, em função da crise internacional do petróleo, que impôs questionamentos aos fundamentos de Keynes, vigentes na época, os keynesianos começaram a perder força como formuladores de políticas econômicas. Friedman (1968), por exemplo, em seu artigo, destacou uma crítica ao pensamento vigente keynesiano, que pensava em atingir níveis baixos de desemprego por meio de políticas monetárias.

Segundo Friedman (1968), a eficácia dessa previsão não seria possível mesmo no longo prazo, e, criticando o pensamento keynesiano vigente, que tentava explorar o *trade-off* entre desemprego e inflação, justificou sua posição, com base em que os trabalhadores possuem expectativas diferentes dos empregadores, tal que, no curto prazo, os trabalhadores mantêm expectativas erradas em relação ao preço; por isso, a curva de Philips desloca no curto prazo. Assim, também não acontece no longo prazo, pois os trabalhadores concluem que estão errados nas suas previsões de curto prazo sobre os preços, e ajustam as suas expectativas. Em consequência, o governo pode extrair o *trade-off* entre desemprego e inflação, e lançar mão de políticas monetárias expansionistas. Na contramão, ainda como destacado por Friedman (1968), se as políticas monetárias expansionistas persistirem no longo prazo, a economia vivenciará uma hiperinflação, constringendo, sobremaneira, a economia.

Na década de 80, destacou-se o estudo de Kydland e Prescott (1982), focado nos ciclos reais de negócios neoclássicos; portanto, não atentando à questão monetária da economia. Nesse estudo, Kydland e Prescott (1982) justificam as flutuações econômicas por choques estocásticos nas variáveis reais da economia, num modelo de equilíbrio neoclássico, com expectativas racionais, que assume que os ciclos de negócios da economia e a dinâmica das variáveis econômicas podem ser estimadas. Em suma, Kydland e Prescott (1982) explicam o ajustamento dinâmico dos agentes econômicos, por meio de choques reais na economia, estabelecendo comparações entre as estimativas do modelo e os dados reais da economia, o que lhes possibilitou concluir que o modelo estruturado apresentou um desempenho satisfatório nas estimativas das variáveis econômicas que caracterizam o comportamento da economia dos EUA.

Apesar dos excelentes resultados obtidos no estudo de Kydland e Prescott (1982) com os modelos de ciclos reais de negócios neoclássicos, os modelos DSGE modificaram-se ao longo do tempo, principalmente, com a inclusão da política monetária em suas formalizações. Essa inclusão aconteceu, em grande parte, em decorrência de os estudos sobre

modelos DSGE serem realizados pelos Bancos Centrais, que utilizavam esses modelos, tendo como foco entender os canais da política monetária na economia. A partir de então, os novos keynesianos começaram a interagir na formulação dos modelos DSGE, sugerindo modificações de cunho monetário, como, por exemplo, a introdução do conceito da não neutralidade da moeda na economia.

Goodfriend e King (1997) descrevem que, as críticas tanto aos modelos keynesianos como aos modelos de ciclos reais de negócios (RBC), deram origem à nova síntese neoclássica de modelos DSGE, que englobou contribuições keynesianas, como: a não neutralidade da moeda, rigidez de preços, e a competição imperfeita; mantendo, contudo, as estruturas dos modelos de ciclos reais dos negócios, isto é, mantendo: os microfundamentos dos agentes, a presença de equilíbrio de mercado, a estrutura dinâmica estocástica, as expectativas racionais, a substituição intertemporal do consumo, e os choques exógenos. Esse modelo DSGE de ciclos reais de negócios neoclássicos, imbuídos dos conceitos de políticas monetárias, recebeu a denominação de *síntese neoclássica dos modelos DSGE*.

Na abordagem keynesiana dos modelos DSGE (síntese neoclássica dos modelos DSGE), a estrutura dinâmica dos preços tem como base a formação de preços a *la Calvo*. Calvo (1983) estipulou que, a cada período, uma parte das firmas que produzem bens intermediários não pode escolher seu preço de maneira ótima, redefinindo-o, assim, de acordo o processo inflacionário. Por seu turno, a fração restante das empresas pode escolher seu preço de forma otimizada, maximizando o valor presente, descontado dos lucros futuros. Essa abordagem keynesiana da política monetária estabelece, ainda, que os contratos salariais seguem concepção *a la Taylor*, que passou a determinar o tratamento na maioria dos modelos DSGE. Taylor (1993) estabeleceu que a taxa de juros da economia é corrigida, levando em conta, três pontos: (i) um choque na política monetária que não esteja correlacionado com o PIB ou com a inflação; (ii) nível de preços relacionado com a inflação e a meta de inflação; e (iii) nível de preços relacionado com o hiato do produto na economia. Desse modo, esses novos modelos DSGE acabam por incorporar a abordagem keynesiana a *la Calvo* (1983) e *la Taylor* (1993).

A evolução dos modelos DSGE, após a introdução da abordagem keynesiana, concentrou-se na utilização das inferências bayesianas, que se propagaram, principalmente, nos estudos do Banco Central europeu. Nesse sentido, destacamos o estudo de Smets e Wouters (2003), pioneiro na utilização da técnica bayesiana, que acabou por predominar nas estimativas dos modelos DSGE.

Numa outra linha de pesquisa, Litterman (1979) introduziu a discussão bayesiana no modelo VAR clássico (Vector Autoregressive model), estabelecendo uma transformação do VAR em um modelo VAR Baynesiano (BVAR), sob o argumento de que esse procedimento melhoraria as estimativas, ao estabelecer, *a priori*, as restrições nos parâmetros do modelo. Com esse estudo de Litterman (1979), os modelos vetor autorregressivos, VAR, começaram a ser implementados na abordagem bayesiana, dando origem ao BVAR; uma inovação que possibilitou enfrentar o problema identificado no VAR, qual seja, o da excessiva parametrização. Os modelos BVAR utilizam as distribuições de probabilidade, que representam as crenças sobre as informações dos dados, denominadas de distribuições de priores. Com a junção dos dados empíricos das variáveis do modelo e dos priores, obtêm-se as distribuições de probabilidades das posteriores, que são utilizadas nas inferências sobre os estimadores, aprimorando, consideravelmente, os resultados das estimativas.

Del Negro e Schorfheide (2006) destacaram que as estimações de modelos DSGE neoclássico (RBC) sofrem de sua má especificação, devido a sua complexa formulação, ao impor ao modelo simplificações que envolvem a economia como um todo. Essas simplificações podem induzir os agentes de políticas econômicas a subestimarem o potencial dos modelos DSGE para simular o comportamento das economias, devido a impossibilidade de esses modelos envolverem, conjuntamente, políticas fiscais e monetárias. Essas limitações do modelo DSGE clássico constituíram o fator propulsor da sua evolução, no sentido da implementação da inferência bayesiana.

Como destacado em Del Negro e Schorfheide (2013), os modelos DSGE podem realizar, simultaneamente, muitas tarefas: geram previsões de densidade multivariadas, que refletem a incerteza de parâmetro e choque; fornecem um dispositivo para interpretar o estado atual e a trajetória futura da economia, através das lentes da macroeconomia dinâmica moderna; fornecem, também, as decomposições, em termos de choques estruturais; e permitem ao usuário gerar previsões sobre efeitos de cenários de políticas alternativas. Desse modo, podemos destacar que os modelos DSGE podem não ser sempre os modelos mais precisos, mas, em geral, são os modelos mais completos.

As pesquisas que envolvem os modelos DSGE interessam-se em averiguar a dinâmica da interação entre variáveis econômicas, como o consumo de famílias, o investimento privado em capital fixo, a tributação etc., sempre buscando explicar, com a finalidade de estabelecer diretrizes mais eficazes aos gestores de políticas econômicas, as interações entre as variáveis envolvidas no modelo.

Mesmo não utilizando algum modelo DSGE, existem vários estudos que analisam a associação entre investimentos do governo e crescimento econômico, como observamos em Teles e Mussolini (2011), que enfatizam não haver evidências de que, nos países da América Latina, investimentos governamentais causam crescimento econômico, no longo prazo. Nessa mesma linha, Bertussi (2010) enfatiza que os investimentos em infraestrutura são mais produtivos nas regiões mais pobres, ou seja, em países que não possuem um nível de infraestrutura mínima. Silva e Fortunato (2007) destacam que, nas regiões do Sul e Sudeste do Brasil, gastos governamentais em comunicação e energia são bastante produtivos, enquanto, na região Nordeste do país (uma região mais pobre), gastos em infraestrutura de transporte são predominantes no impacto positivo da produção regional.

Observamos, assim, que, nessa temática sobre investimento governamental, não existe consenso sobre a relação entre gastos em infraestrutura e crescimento da economia. Contudo, podemos afirmar que, em parte, esta falta de consenso sobre a identificação clara dos impactos de investimentos governamentais sobre o crescimento econômico está associada às deficiências de modelos econométricos, envolvendo interações dinâmicas entre um conjunto mais amplo de variáveis.

Reforçando o exposto até aqui, destacamos que os modelos DSGE solucionam problemas envolvendo associações entre muitas e diversas variáveis, analisando a dinâmica de interação entre diferentes variáveis de uma economia. Dessa forma, enfatizamos a relevância da aplicação desse modelo na análise de relações de impactos entre investimentos, privado e/ou governamental, e suas associações com outras variáveis econômicas, nas causações de impacto do crescimento econômico. Nesse contexto, a presente pesquisa, por meio de um modelo DSGE, busca analisar impactos dos fluxos econômicos, das tributações, entre um conjunto de variáveis, na economia brasileira, tendo como propósito entender os mecanismos de transmissão das políticas econômicas na economia nacional.

Nesse sentido, Arnold (2008) examinou a associação entre a estrutura tributária e o crescimento da economia para as OCDE. O resultado foi que o imposto de renda está associado, negativamente, ao crescimento, enquanto o imposto de consumo e as propriedades demonstraram uma associação positiva e significativa com o crescimento da economia dos países da OCDE.

Encontramos, em sentido idêntico, muitas outras pesquisas com indicativo de que o aumento na carga tributária possui associação negativa com o crescimento econômico, por exemplo, Kneller et al. (1999), Padovano e Galli (2002). Todavia, para Myles (2009), o

aumento da tributação pode ter efeitos tanto positivos quanto negativos no crescimento de uma economia, estando o crescimento negativo associado aos desincentivos que o aumento da carga tributária pode ocasionar na sociedade e, principalmente, à redução de investimentos privados. Já o efeito de crescimento positivo acontece pela maior arrecadação dos entes federados, que podem investir em bens públicos e refletindo no crescimento da economia. Do mesmo modo, Giavazzi e Pagano (1990) enfatizam que uma política contracionista pode possuir efeitos tanto positivos quanto negativos no crescimento econômico, sendo que o efeito positivo no crescimento ocorre pela redução da tributação, fazendo com que os agentes criem expectativa de queda na carga tributária, o que provoca, em longo prazo, o crescimento da economia. Assim, o consumo presente aumentaria, pelo crédito, com o aumento da expectativa de renda futura.

Para Oates (1972), o governo central é responsável por determinar a oferta de bens públicos em nível nacional e subnacional, já que, quanto maior for a concentração de receita no governo central, maior será a possibilidade de ineficiências dos bens públicos e a concentração de bens públicos, em determinadas regiões. Nesse contexto, Besley e Coate (2003) defendem que o governo central pode descentralizar receitas por meio de transferências governamentais, melhorando o provimento de bens públicos e possibilitando o aumento do crescimento econômico. Nesse mesmo alinhamento, Goodspeed (2002) enfatiza que uma forma de incentivar o crescimento econômico e melhorar a qualidade de vida é a descentralização dos recursos do governo federal. Desse modo, temos que as transferências governamentais na economia são importantes, pela capacidade que têm de aumentar os ganhos para a sociedade.

Logo, entendemos fundamental destacar a importância em se considerar a tributação na economia brasileira, que sofre com uma grave crise e propõe avançar na interminável reforma tributária. Há na economia brasileira diversas discussões sobre a tributação nacional, classificada como uma grande carga à população e de baixo retorno para a sociedade.

Alguns estudos avançam com a consideração multissetorial da economia e com seus efeitos de uma economia aberta, destacando-se os estudos de Nunes e Portugal (2009) e de Silva, Paes e Ospina (2015), enfatizando que, no Brasil, o aumento da dívida pública surge em momentos de aumento da carga tributária brasileira. Nesse sentido, também podemos ressaltar que as transferências governamentais constituem uma grande fonte de receitas de alguns estados e municípios, conseqüentemente, uma grande perda de receita da união.

Na mesma linha, Costa et al. (2012) analisaram essa situação, num estudo envolvendo Brasil, México, China e Índia, tendo identificado que os principais determinantes do crescimento dessas economias é a liberalização do capital, o investimento fixo em capital, o investimento direto estrangeiro e o consumo do governo. Kwan et al. (1999), por sua vez, destacaram a necessidade de investimento em capital fixo para o crescimento da China, enquanto Qin et al. (2006) ressaltaram que os investimentos em capital fixo do governo e o consumo provocam o crescimento da economia chinesa.

Ainda sobre a economia brasileira em termos de crescimento econômico, podemos apontar a existência de vários outros estudos, destacando análises da economia nacional com modelos DSGE microfundamentados, que é a base do nosso estudo.

Modelos DSGE têm sido estruturados de forma intensiva para estudar a dinâmica das interações das variáveis econômicas. Coenen et al. (2008), por exemplo, desenvolveram um modelo DSGE de economia aberta, considerando famílias heterogêneas, rigidez de preços e salários. Nesse modelo, a análise se concentra na observação, em especial, da dinâmica dos impactos das mudanças tributárias na economia nacional, e na análise das interações entre as demais variáveis na economia. Nessa mesma linha de pesquisa, Dib et al. (2008) analisam a economia do Canadá, com um modelo DSGE novo keynesiano.

Com relação à economia brasileira, destacamos a pesquisa de Valli e Carvalho (2011), que elaboraram um modelo DSGE novo keynesiano, utilizando, como principais variáveis de análise a meta de *superavit* primário: investimento público, programas sociais e gastos cíclicos. Como resultado, conferiram que os choques fiscais não explicam a inflação da economia, mas estão intimamente ligados aos *superavit* primários da economia (VALLI e CARVALHO, 2011). Silveira (2006) estimou um modelo DSGE para uma pequena economia aberta para o Brasil, analisando a dinâmica da política monetária. Nesse modelo, cuja configuração não possui relação entre custo marginal e hiato do produto que representa o comportamento das economias fechadas, os termos de troca são inseridos na curva de Philips Keynesiana, variáveis que afetam os níveis de inflação (SILVEIRA, 2006).

Gadelha e Divino (2012) avaliaram o aumento da tributação, por meio de um DSGE que permite alteração, mesmo que o produto não esteja no estado estacionário, concluindo que a tributação possui um comportamento pró-cíclico na economia brasileira e que aumenta nos períodos de elevação da economia. Cavalcanti e Vereda (2015), utilizando um modelo DSGE de uma pequena economia aberta, analisando choques nos investimentos e no consumo, destacam que a regra fiscal e os tipos de choques introduzidos no modelo afetam, de forma

contundente, os resultados do modelo, pois impactam diretamente no multiplicador fiscal da economia.

Destacamos, ainda, a existência de vários modelos DSGE, bayesianos ou não, com ênfase na abordagem novo keynesiana, aplicados para economias abertas ou fechadas, de pequena, média ou grande escala, como Bukhari e Khan (2008), que consideraram a concepção de uma economia pequena e aberta, num modelo DSGE novo keynesiano, na análise da economia do Paquistão. Esse modelo novo keynesiano considera a rigidez de preços nominais e a formação de hábitos no consumo das famílias. Assim, com o objetivo de verificar o alinhamento do modelo com a economia do Paquistão, Bukhari e Khan (2008) analisaram as funções impulso-resposta de algumas variáveis incluídas no modelo, encontrando, como principais resultados, que a inflação não impacta no consumo, e que o banco central responde aos aumentos de inflação, aumentando a taxa de juros da economia, ou seja, a taxa de câmbio sofre influência das mudanças dos preços internos e externos. Sadeq (2008) também utilizou modelos de uma pequena economia aberta na formulação de um modelo DSGE bayesiano, com a finalidade de analisar as economias da Europa central. Os resultados da pesquisa destacaram uma rigidez de preços dos produtos importados, que implicaram num baixo repasse das variações cambiais na economia dos países analisados. Liu (2006) utilizou um modelo DSGE bayesiano novo keynesiano, para uma pequena economia aberta para a Nova Zelândia, tendo concluído que a Nova Zelândia não produzia produtos substitutos para os produtos estrangeiros, e a força de trabalho era imóvel devido à baixa elasticidade das decisões de oferta de trabalho.

Finalizando, devemos reforçar que, neste estudo, utilizaremos, para análise do comportamento da economia brasileira, um modelo DSGE bayesiano, para uma pequena e aberta economia, com abordagem novo keynesiana. A finalidade de nossa pesquisa, nesse caso, é analisar as interações entre a política fiscal e monetária brasileira e, principalmente, verificar como interagem o consumo e o investimento na economia, diante de um quadro tributário, bastante questionado pela sociedade empresarial brasileira.

### **3.2.2 O Quadro tributário Brasileiro**

A carga tributária brasileira é uma das mais altas do mundo, quadro que começou a se desenhar após a Constituição de 1988, período em que a carga tributária brasileira aumentou drasticamente, com foco na arrecadação por meio de contribuições sociais. Esse

processo de tributação social também direcionou o processo de gastos das tributações, dando maior liberdade aos governantes na alocação desses recursos, em comparação com os impostos e as contribuições de cunho econômico, que acabaram sofrendo vinculações na constituição de 1988 (ARAÚJO, 2005).

Ainda segundo destaca Araújo (2005), que realizou uma pesquisa entre os anos de 1970 a 2004, apresentando um panorama da economia brasileira desse período, no sistema tributário, existe uma ruptura do pacto social, já que as contribuições sociais são utilizadas para gasto corrente da União, sem qualquer vinculação com gastos sociais, desvirtuando a finalidade dos tributos e dando a sensação de que existe um enorme *deficit* social na economia brasileira. Contudo, na verdade, se a receita das contribuições sociais fosse gasta apenas com despesas sociais, não existiria esse enorme *deficit* social, destacado pela União (ARAÚJO, 2005).

As principais contribuições sociais, do Brasil, são: Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS), Programa de Contribuição Social (PIS), Programa de Treinamento em Patrimônio para Funcionários Públicos (PASEP), Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (COFINS) e Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL).

O ICMS é o principal tributo sob responsabilidade dos estados, na sociedade brasileira, assim como tem o Estado a incumbência de administrar o IPVA. Já, aos municípios, cabe a administração e a responsabilidade de cobrar o ISS, que é o Imposto Sobre Serviços, e o IPTU, que, juntos, são os principais tributos dos municípios.

Melo (2008) pesquisou a associação entre o ICMS dos estados, conseguindo, por meio de um painel, demonstrar que o ICMS de um estado depende do ICMS do outro estado, comprovando, assim, o que vemos no cotidiano da economia brasileira através da guerra fiscal entre os estados.

Conforme destacado no estudo de Ellery Junior e Junior (2017), os estados brasileiros com maior taxa de imposto são os estados fora das regiões Sul e Sudeste. Os autores conseguiram demonstrar, por meio de um painel de efeitos fixos, que, nos estados do Norte e Nordeste, as transferências governamentais possuem uma associação negativa com o montante do ICMS arrecadado, ou seja, onde as transferências são maiores o montante do ICMS é menor. Já na região mais dinâmica do Brasil, existe uma associação positiva entre as transferências com a arrecadação de ICMS (Ellery Junior e Junior, 2017).

Linhares e Carvalho (2017), utilizando um modelo VEC (Vector Error Correction), analisaram o efeito da redução do IPI no aumento das vendas, detectando que a redução do IPI foi essencial para aumentar as vendas de carros no Brasil.

Mendonça e Medrano (2017) desenvolveram uma análise no sentido de explicar o crescimento da carga tributária brasileira em nível federal, cujos resultados revelaram que a variável mais importante na determinação do crescimento da carga tributária no Brasil é o crescimento do PIB, revelando, ainda, que a inflação e o crescimento da dívida pública não se mostraram associadas com o crescimento da carga tributária.

Por meio da simples revisão, apresentada nos parágrafos anteriores, tivemos uma noção geral do sistema de tributação da economia brasileira, que contempla vários tipos específicos de tributos em nível federal, estadual e municipal. Desse modo, enfatizamos que, no modelo DSGE estruturado neste estudo, consideramos, na análise, a carga tributária como um todo, sem qualquer especificação discriminada sobre os tipos de tributos inseridos na economia brasileira, embora, logicamente, os resultados obtidos estabelecem um panorama do efeito global da tributação na economia brasileira.

### 3.3 MODELO ESTRUTURADO

Em nosso estudo, modelo estruturado para analisar a dinâmica da economia brasileira foi composto por sete classes de modelos específicos, para os quais os problemas de decisão dos agentes da economia são descritos pelos seguintes setores: produtores de bem final, produtores de bens intermediários, produtores de bens importados, produtores de bens exportados, famílias, agências de emprego, e governo.

Nesse sentido, o modelo esquematizado tem como base o modelo de Coenen et al. (2008), elaborado para uma economia aberta, de modo que o governo e os agentes ricardianos têm acesso ao mercado financeiro. Outrossim, o modelo envolve rigidez de preços e salários, custos de utilização de capital, custos de transação e custos de ajustamentos de importação. Para efeito de simplificação, com o objetivo de estabelecer o foco, principalmente, nos impostos, o modelo de Coenen et al. (2008) sofreu algumas modificações básicas: retiramos os custos de ajustamento tecnológico de consumo, a velocidade de circulação da moeda, e as famílias não ricardianas. Além disso, introduzimos, no modelo de Coenen et al. (2008), o capital do governo e, diferentemente, usamos uma estrutura de modelo novo keynesiano bayesiano, submetida às incertezas impostas por choques exógenos em todos os setores, resolvidos pelo procedimento de aproximação não lineares, log linearizando as equações representativas do modelo.

#### 3.3.1 Famílias

A economia é povoada por um *continuum* de famílias indexadas por  $j \in [0,1]$ , em que as preferências das famílias são definidas sobre o consumo  $C_t(j)$  e o trabalho  $N_t(j)$ . Cada família maximiza a função de utilidade vitalícia.

$$E_t[\sum_{k=0}^{\infty} \beta^k (\epsilon_{t+k}^c \frac{1}{1-\sigma} (C_{t+k}(j) - hC_{t+k-1}(j))^{1-\sigma} - \epsilon_{t+k}^N \frac{1}{1+\zeta} (N_{t+k}(j))^{1+\zeta})] \quad (3.1)$$

Nessa Equação (3. 1),  $\beta \in [0,1]$  é um fator de desconto, que afeta tanto a utilidade marginal do consumo quanto a desutilidade marginal do trabalho;  $h$  é um parâmetro que representa o grau de formação de persistência de hábito;  $\sigma$  representa o inverso da elasticidade de substituição; e  $\zeta$  é o inverso da elasticidade de Frisch, da oferta de trabalho. E, temos ainda

$\epsilon_{t+k}^c$ , que é o choque de preferência no consumo e, por último,  $\epsilon_{t+k}^N$ , que representa um choque na oferta de trabalho. Esses choques seguem processos autorregressivos estocásticos, definidos, como segue:

$$\ln(\epsilon_t^c) = \rho_c \ln(\epsilon_{t-1}^c) + \epsilon_{c,t} \quad (3.2)$$

e

$$\ln(\epsilon_t^N) = \rho_N \ln(\epsilon_{t-1}^N) + \epsilon_{N,t} \quad (3.3)$$

Onde:  $\epsilon_{c,t}$   $t$  é um ruído *i.i.d* normalmente distribuído com  $N(0, \sigma_c^2)$ ; e  $\rho_c$  é parâmetro do modelo autorregressivo. Além disso,  $\epsilon_{N,t}$  é um ruído *i.i.d* normalmente distribuído com  $N(0, \sigma_N^2)$ ; e  $\rho_N$  é parâmetro do modelo autorregressivo.

Conforme descrito em Haider e Khan (2009), não estão incluídos, na Equação (3.1), os saldos monetários reais ( $M/P$ ) em nossa função de utilidade, porque os modelos DSGE assumem a taxa de juros nominal de curto prazo, como instrumento de política monetária. Desse modo, a oferta monetária é considerada endógena (ver Woodford, 2004).

Os membros das famílias possuem acesso ao mercado financeiro, ou seja, elas conseguem suavizar o consumo intertemporal. O atual modelo se diferencia do modelo de Coenen et al. (2008) na parte das famílias, sendo que, no atual modelo, para simplificar, foram utilizadas apenas famílias ricardianas, diferenciando-se, assim, do modelo de Coenen et al. (2008), que possui tanto famílias ricardianas quanto não ricardianas. Portanto, a partir desta consideração, podemos escrever a equação de restrição orçamentária (3.4), sem considerar um *continuum* de famílias, indexadas por  $j \in [0,1]$ , cujas preferências das famílias são assumidas como sendo idênticas.

$$\begin{aligned} (1 + \tau_t^c)P_{c,t}C_t + P_{l,t}I_t + (R_t)^{-1}B_{t+1} + (1 - \Gamma_{BF}(B_t^F)R_{F,t})^{-1}S_tB_{t+1}^F \\ + E_t + \Phi_t = (1 - \tau_t^N - \tau_t^{Wh})W_tN_t + (1 - \tau_t^K)(R_{k,t}u_t - \Gamma_u(u_t)P_{l,t})K_{h,t} \\ + \tau_t^K\delta P_{l,t}K_{h,t} + (1 - \tau_t^D)D_t + TR_t - T_t + B_t + S_tB_t^F \end{aligned} \quad (3.4)$$

Podemos destacar dessa Equação (3.4) que:  $C_t$  representa o consumo das famílias;  $K_{h,t}$ , o capital privado das famílias;  $B_t$  são os títulos domésticos; e  $B_t^F$ , a quantidade de títulos internacionais comercializados. O  $P_{c,t}$  e o  $P_{l,t}$  representam o preço de consumo e de investimento respectivamente.  $R_t$  é o retorno livre de risco dos títulos do governo domésticos

e  $R_{F,t}$  é o retorno dos títulos comercializados internacionalmente. O  $S_t$  representa a taxa de câmbio nominal; o  $N_t$  é o trabalho das famílias, regido pelo salário  $W_t$ , já o  $R_{K,t}$ , denota a rentabilidade do capital privado das famílias  $K_{h,t}$ . Além disso,  $\tau_t^C$  representa a taxa de imposto do consumo;  $\tau_t^N$ , a taxa de imposto do trabalho;  $\tau_t^K$ , a taxa de imposto do capital; e  $\tau_t^D$ , a taxa de imposto da rentabilidade dos dividendos e da contribuição da seguridade social. Por fim,  $I_t$  representa a compra de bens de investimento na economia.

Ainda, com relação à Equação (3.4),  $D_t$  representa os dividendos, e  $\Gamma_{BF}(B_t^F)$ , o prêmio que a família paga ao mercado financeiro internacional pela intermediação financeira; já  $\Xi_t$  é o prêmio de risco pago.  $\Gamma_u(u_t)$  é o custo do capital a ser alterado.  $TR_t$  são as transferências recebidas e  $T_t$  representa os impostos pagos.

O custo de transação internacional das famílias se caracteriza pelo fato de as famílias possuírem acesso ao mercado internacional de títulos. Essas transações possuem um prêmio de intermediação ou de risco, quando as famílias assumem uma posição que depende dos ativos per capita em relação ao produto doméstico. Assim, esses custos de transação internacional das famílias são definidos, como segue:

$$\Gamma_{BF}(B_t^F) = \gamma_{BF} \left( \left( \exp \frac{S_t B_t^F}{P_{Y,t} Y_t} \right) - 1 \right) \quad (3.5)$$

sendo que o  $\gamma_{BF} > 0$ .

A função custo de transação internacional (3.5) é definida como função do parâmetro  $\gamma_{BF}$ ; as variáveis:  $S_t$ , que representa o câmbio,  $B_t^F$ , que representa os títulos internacionais, o  $Y_t$ , produto nacional, e  $P_{Y,t}$ , o preço do produto.

A função que representa o custo de utilização do capital é definida, conforme Christiano et al. (2005), como segue:

$$\Gamma_u(u_t) = \gamma_{u,1}(u_t - 1) + \frac{\gamma_{u,2}}{2}(u_t - 1)^2 \quad (3.6)$$

Na Equação (3.4), assim como em (3.6),  $u_t$  representa a utilização do capital na economia, e  $\gamma_{u,1}$  e  $\gamma_{u,2}$  são parâmetros, tal que  $\gamma_{u,1} > 0$  e  $\gamma_{u,2} > 0$ .

Por último, temos que os títulos negociados entre as famílias oferecem um seguro contra o risco individual da renda salarial dos indivíduos. Assim sendo, esse seguro garante

que as famílias do grupo de risco montem cestas idênticas de alocação, representada por  $\Phi_t$ , na Equação (3.4).

Temos, ainda, na equação (3.4), os impostos de consumo  $\tau_t^C$ , que sofrem um choque estocástico, conforme segue:

$$\ln(\tau_t^C) = \ln(\tau_0^C) + \rho_{\tau^C} \ln(\tau_{t-1}^C) + \varepsilon_{C,t} \quad (3.7)$$

Onde:  $\varepsilon_{C,t}$  é um ruído *i. i. d* normalmente distribuído com  $N(0, \sigma_C^2)$ ;  $\rho_{\tau^C}$  é parâmetro do modelo autorregressivo; e  $\tau_0^C$  representa a tributação incidente sobre o consumo em estado estacionário.

Além disso, na equação (3.4), os impostos sobre a renda do trabalho  $\tau_t^N$  sofrem um choque estocástico, como segue:

$$\ln(\tau_t^N) = \ln(\tau_0^N) + \rho_{\tau^N} \ln(\tau_{t-1}^N) + \varepsilon_{N,t} \quad (3.8)$$

Onde:  $\varepsilon_{N,t}$  é um ruído *i. i. d* normalmente distribuído com  $N(0, \sigma_N^2)$ ;  $\rho_{\tau^N}$  é parâmetro do modelo autorregressivo; e  $\tau_0^N$  representa a tributação incidente sobre a renda do trabalho em estado estacionário.

Na equação (3.4), os impostos incidentes sobre a renda do capital  $\tau_t^K$  sofrem um choque estocástico, conforme segue:

$$\ln(\tau_t^K) = \ln(\tau_0^K) + \rho_{\tau^K} \ln(\tau_{t-1}^K) + \varepsilon_{K,t} \quad (3.9)$$

Onde:  $\varepsilon_{K,t}$  é um ruído *i. i. d* normalmente distribuído com  $N(0, \sigma_K^2)$ ;  $\rho_{\tau^K}$  é parâmetro do modelo autorregressivo; e  $\tau_0^K$  representa a tributação incidente sobre o consumo em estado estacionário.

Ainda na equação (3.4), temos os impostos incidentes sobre a folha de pagamento paga pelos trabalhadores  $\tau_t^{Wh}$ , que também sofrem um choque estocástico, como segue:

$$\ln(\tau_t^{Wh}) = \ln(\tau_0^{Wh}) + \rho_{\tau^w} \ln(\tau_{t-1}^{Wh}) + \varepsilon_{Wh,t} \quad (3.10)$$

Onde:  $\varepsilon_{W_h,t}$  é um ruído *i.i.d* normalmente distribuído com  $N(0, \sigma_{W_h}^2)$ ;  $\rho_{\tau^w}$  é parâmetro do modelo autorregressivo; e  $\tau_0^{W_h}$  representa a tributação incidente sobre os salários pagos pelos trabalhadores em estado estacionário.

Na sequência, definimos o estoque de capital das famílias, que possui a seguinte regra:

$$K_{h,t} = (1 - \delta)K_{h,t-1} + \epsilon_t^I \left( 1 - \Gamma_I \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right) I_t \quad (3.11)$$

Podemos ressaltar que:  $\delta$  representa a taxa de depreciação do capital;  $\Gamma_I$  representa o custo de ajustamento pela modificação dos investimentos; e  $\epsilon_t^I$  trata-se de um choque de investimento que afeta, especificamente, a eficiência dos investimentos. Esse estoque segue um processo autorregressivo, definido como segue:

$$\ln(\epsilon_t^I) = \rho_I \ln(\epsilon_{t-1}^I) + \varepsilon_{I,t} \quad (3.12)$$

Onde:  $\varepsilon_{I,t}$   $t$  é um ruído *i.i.d* normalmente distribuído com  $N(0, \sigma_I^2)$ ; e  $\rho_I$  é parâmetro do modelo autorregressivo.

A função custo de ajustamento do nível de investimento é definida, conforme Christiano et al. (2005):

$$\Gamma_I \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) = \frac{\gamma_I}{2} \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \right)^2 \quad (3.13)$$

Tal que: o parâmetro  $\gamma_I > 0$ , e  $I_t$  representa os investimentos.

A maximização da função utilidade, dada pela Equação (3.1), sujeita às restrições dadas pela restrição orçamentária (3.4), e pela função de movimento do capital (3.11), resulta na seguinte função lagrangeana:

$$L(C_t, I_t, K_t, u_t, B_t, B_t^F, \lambda_t, \mu_t) = E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k (\epsilon_{t+k}^C)^{\frac{1}{1-\sigma}} (C_{t+k}(j) - hC_{t+k-1}(j))^{1-\sigma} - \epsilon_{t+k}^N \frac{1}{1+\zeta} (N_{t+k}(j))^{1+\zeta} \right\} - \lambda_{t+k} [(1 + \tau_{t+k}^C) P_{C,t+k} C_{t+k} + P_{I,t} I_{t+k} + (R_{t+k})^{-1} B_{t+k+1} +$$

$$\begin{aligned}
& (1 - \Gamma_{B^F}(B_{t+k}^F)R_{F,t+k})^{-1}S_t B_{t+k+1}^F + \Xi_{t+k} + \Phi_{t+k} - (1 - \tau_{t+k}^N - \tau_{t+k}^{W_h})W_{t+k}N_{t+k} - \\
& (1 - \tau_{t+k}^K)(R_{k,t+k}u_{t+k} - \Gamma_u(u_{t+k})P_{I,t+k})K_{h,t+k} - \tau_{t+k}^k \delta P_{I,t+k}K_{h,t+k} - (1 - \tau_t^D)D_{t+k} - \\
& TR_{t+k} + T_{t+k} - B_{t+k} - S_t B_{t+k}^F] - \mu_{t+k} \left[ K_{h,t+k} - (1 - \delta)K_{h,t+k-1} - \epsilon_{t+k}^I \left( 1 - \right. \right. \\
& \left. \left. \Gamma_I \left( \frac{I_{t+k}}{I_{t+k-1}} \right) \right) I_{t+k} \right] \Bigg\} \tag{3.14}
\end{aligned}$$

Onde:  $\lambda_t$  e  $\mu_t$  são os multiplicadores de Lagrange.

As famílias podem escolher  $C_t, I_t, K_t, u_t, B_t, B_t^F$ , podendo-se, assim, maximizar a utilidade, por meio das condições de primeira ordem da Equação (3.14), em relação às escolhas de  $C_t, I_t, K_t, u_t, B_t, B_t^F$ . Os multiplicadores de Lagrange são definidos, respectivamente, como:  $\lambda_t = [\Lambda_t | P_{C,t}]$  e  $\mu_t = \Lambda_t Q_t$ . Onde:  $\Lambda_t$  é a utilidade marginal da renda marginal para as famílias proprietárias de firmas; e  $\mu_t$  é o multiplicador da acumulação de capital, uma função também do Tobin  $Q_t$ , que representa o valor relativo marginal do capital físico, instalado em relação ao consumo.

Conforme destacado em Coenen et al. (2008),  $\Lambda_t$  também se trata do preço-sombra de uma unidade do bem de consumo, expresso em termos de utilidade, baseada no consumo, ou seja, a utilidade marginal do consumo.

Desse modo, assumindo, na Equação (3.14), a soma de seus termos para  $k = 0, 1$ , podemos obter as seguintes condições de primeira ordem, que permitem maximizar a função de utilidade:

$$\frac{\partial L}{\partial C_t} = 0 \rightarrow \Lambda_t = \epsilon_t^c \frac{(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma} - h(C_{t+1} - hC_t)^{-\sigma}}{(1 + \tau_t^c)} \tag{3.15}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial L}{\partial I_t} = 0 \rightarrow \frac{P_{I,t}}{P_{C,t}} &= Q_t \epsilon_t^I \left( 1 - \Gamma_I \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) - \Gamma'_I \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) + \\
\beta E_t \left[ \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \epsilon_{t+1}^I Q_{i,t+1} \Gamma'_I \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \frac{I_{t+1}^2}{I_t^2} \right] & \tag{3.16}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial L}{\partial K_t} = 0 \rightarrow Q_t &= \beta E_t \left[ \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} ((1 - \delta)Q_{t+1} + (1 - \tau_{t+1}^k) \frac{R_{k,t+1}}{P_{C,t+1}} u_{t+1} + (\tau_{t+1}^k \delta - (1 - \right. \\
\left. \tau_{t+1}^k) \Gamma_u(u_{t+1})) \right) \frac{P_{I,t+1}}{P_{C,t+1}} \right] & \tag{3.17}
\end{aligned}$$

$$\frac{\partial L}{\partial u_t} = 0 \rightarrow R_{k,t} = \Gamma'_u(u_t) P_{I,t} \tag{3.18}$$

$$\frac{\partial L}{\partial B_t} = 0 \rightarrow \beta R_t E_t \left[ \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \frac{P_{C,t}}{P_{C,t+1}} \right] = 1 \tag{3.19}$$

$$\frac{\partial L}{\partial B_t^F} = 0 \rightarrow \beta(1 - \Gamma_{BF}(B_t^F))R_{F,t}E_t\left[\frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \frac{P_{C,t}}{P_{C,t+1}} \frac{S_{t+1}}{S_t}\right] = 1 \quad (3.20)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_t} = 0 \rightarrow$$

$$\begin{aligned} & (1 + \tau_t^C)P_{C,t}C_t + P_{I,t}I_t + (R_t)^{-1}B_{t+1} + (1 - \Gamma_{BF}(B_t^F))R_{F,t}^{-1}S_tB_{t+1}^F + \Xi_t + \Phi_t - \\ & (1 - \tau_t^N - \tau_t^{Wh})W_tN_t - (1 - \tau_t^K)(R_{k,t}u_t - \Gamma_u(u_t)P_{I,t})K_{h,t} - \tau_t^K\delta P_{I,t}K_{h,t} - (1 - \tau_t^D)D_t - \\ & TR_t + T_t - B_t - S_tB_t^F = 0 \end{aligned} \quad (3.21)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \mu_t} = 0 \rightarrow K_{h,t} - (1 - \delta)K_{h,t-1} - \epsilon_{t+k}^I \left(1 - \Gamma_I\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\right)I_t = 0 \quad (3.22)$$

Conforme Coenen et al. (2008), podemos destacar que  $Q_t$  é o preço-sombra do investimento. As condições de primeira ordem ficaram parecidas com as de Coenen et al. (2008), diferenciando-se somente na primeira condição de consumo, que consideramos o consumo intertemporal na condição de primeira ordem.

### 3.3.1.1 Determinação dos salários

Os membros familiares atuam como formadores dos salários do trabalho diferenciado  $N_{h,t}$ , em mercados de concorrência monopolista. Assim assumem que os salários nominais sejam determinados a la Calvo (1983), de modo que, em cada período, uma fração  $\xi_I$  das famílias não detém o poder de definir livremente seu salário, seguindo a regra de indexação; e outra parcela das famílias  $(1 - \xi_I)$  possui o poder de reajustar seus salários, maximizando-os.

Conforme destacado em Coenen et al. (2008), para as famílias que não otimizam seus salários ( $W_t$ ), o salário é dado pela seguinte equação:

$$W_t = \left(\frac{P_{C,t-1}}{P_{C,t-2}}\right)^{\chi_I} \pi_C^{1-\chi_I} W_{t-1} \quad (3.23)$$

Na Equação (3.23), o  $\chi_I = 0.75$  é um parâmetro indexador dos contratos de salários. Sendo:  $\pi_C$  a taxa de inflação da economia de consumo em estado estacionário;  $P_{C,t-1}$  representa o preço de consumo no tempo  $t - 1$ ; e  $P_{C,t-2}$  simboliza o preço de consumo no tempo  $t - 2$ .

Para as famílias a que é permitido escolher seus salários ótimos, maximizando-o, observa-se a seguinte condição de primeira ordem:

$$E_t \left[ \sum_{k=0}^1 (\xi_I \beta)^k N_{t+k} \left( \left( \Lambda_{t+k} (1 - \tau_{t+k}^N - \tau_{t+k}^{W_h}) \frac{\tilde{W}_t}{P_{C,t+k}} \left( \frac{P_{C,t+k-1}}{P_{C,t-1}} \right)^{\chi_I} \pi_C^{(1-\chi_I)\kappa} \right) - \frac{\eta_I}{\eta_I - 1} \epsilon_t^N (N_{t+k})^\zeta \right) \right] = 0 \quad (3.24)$$

Onde:  $\tilde{W}_t$  é o salário ótimo das famílias;  $\kappa$  é persistência do hábito;  $\eta_I$  é elasticidade de preço da demanda por de mão de obra; e  $P_{C,t-1}$  trata do preço do consumo no tempo  $t - 1$ .  $\tau_{t+k}^N$  representa a tributação do trabalho;  $\tau_{t+k}^{W_h}$  simboliza a tributação incidente sobre os salários paga pelos trabalhadores; e  $\zeta$  representa o inverso da elasticidade de Frisch, da oferta de trabalho.

$$\ln(\epsilon_t^N) = \rho_N \ln(\epsilon_{t-1}^N) + \varepsilon_{N,t} \quad (3.25)$$

Além disso,  $\varepsilon_{N,t}$  é um ruído *i. i. d* normalmente distribuído com  $N(0, \sigma_N^2)$ ; e  $\rho_N$  é parâmetro do modelo autorregressivo.

$$\ln(\tau_t^{W_h}) = \ln(\tau_0^{W_h}) + \rho_{\tau^w} \ln(\tau_{t-1}^{W_h}) + \varepsilon_{W_h,t} \quad (3.26)$$

Além disso,  $\varepsilon_{W_h,t}$  é um ruído *i. i. d* normalmente distribuído com  $N(0, \sigma_{W_h}^2)$ ; e  $\rho_{\tau^w}$  é parâmetro do modelo autorregressivo. O  $\tau_0^{W_h}$  representa a tributação incidente sobre os salários, paga pelos trabalhadores em estado estacionário.

Pela Equação (3.24), afirma-se que, naqueles mercados de trabalho em que os contratos salariais são otimizados, estes são definidos de forma a igualar a soma descontada das receitas marginais, após descontos dos impostos esperadas dos membros da família, expressas em termos de utilidade baseada no consumo  $\Lambda_{i,t}$ . As receitas marginais líquidas são descontadas do custo marginal esperado, expresso em termos de desutilidade marginal do trabalho,  $\Delta_t = -N_t^\zeta$ .

Conforme destacado em Coenen et al. (2008), se retiramos a variável de viscosidade  $\xi_I$ , os parâmetros  $\frac{\eta_I}{\eta_I - 1}$  acabam por mostrar o *markup* do salário, refletindo o grau do poder de monopólio, por parte dos membros da família, sendo assim representada:

$$(1 - \tau_t^N - \tau_t^{Wh}) \frac{\bar{W}_t}{P_{C,t}} = - \frac{\eta_I}{\eta_I - 1} \frac{\Delta_t}{\Delta_t} \quad (3.27)$$

Observa-se que a *markup* salarial gera uma fatia adicional entre o salário efetivo de consumo e a taxa marginal de substituição. Obviamente, as distorções resultantes do *markup*  $\frac{\eta_I}{\eta_I - 1}$  e da tributação  $1 - \tau_t^N - \tau_t^{Wh}$  são semelhantes. Na parte de agregação do modelo, temos o salário agregado, que representa a soma dos salários que recebem permissão de otimização mais os que não recebem.

### 3.3.2 Bens intermediários de produção

A produtora de bens intermediários atua usando uma função cobb-douglas e com retornos crescentes de escala, e considera um contínuo de firmas de bens intermediários  $f \in [0,1]$ , como segue na representação:

$$Y_{f,t} = \max[(K_{f,t}^S)^\alpha (A_t N_{f,t})^{1-\alpha} - A_t \Psi, 0], \quad (3.28)$$

Em relação ao modelo de Coenen et al. (2008), modificamos essa equação, colocando a produtividade como amplificador do trabalho, assim como refletindo no custo fixo da economia. Onde:  $K_{f,t}^S$  representa o capital a ser utilizado pelas firmas  $f$ ;  $N_{f,t}$ , o trabalho alugado das famílias pelas firmas  $f$ ; e  $\Psi$ , o custo fixo de produção, o qual é escolhido de forma que os lucros sejam zero no estado estacionário. O  $z_t$  simboliza a produtividade total dos fatores;  $\alpha$  é a participação do capital na economia; e  $A_t$  representa o progresso tecnológico exógeno. Devemos destacar que  $K_{f,t}^S = u_t K_{h,t}$ , logo, temos o capital que é utilizado pelas firmas.  $A_t$  representa o progresso tecnológico exógeno. O choque tecnológico neutro segue conforme Christiano et al. (2005), com taxa de crescimento ( $z_t = \Delta(\ln(A_t))$ ), seguindo um processo AR(1) estacionário:

$$z_t = (1 - \rho_z)\gamma + \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{z,t}, \quad (3.29)$$

Onde:  $\varepsilon_{z,t}$ , com  $N(0, \sigma_z^2)$ , implica que o nível de tecnologia é não estacionário. Além disso,  $\rho_z$  é parâmetro do modelo autorregressivo; e  $\gamma$  representa a taxa de crescimento da economia em estado estacionário. Assim, identificamos nosso choque tecnológico neutro.

### 3.3.2.1 Insumos de capital

A firma tentará minimizar o custo total e a demanda será dada pela seguinte representação:

$$R_{k,t}K_{f,t} + (1 + \tau_t^{W_f})W_t N_{f,t} \quad (3.30)$$

A firma minimiza essa função, dada a restrição de produção, sendo que:  $R_{k,t}$  simboliza a remuneração do fator capital;  $W_t$ , o salário do trabalhador; e  $\tau_t^{W_f}$ , o imposto previdenciário, que é pago pelo empregador em relação ao salário (COENEN et al., 2008).

Desse modo, a equação de fixação de salários para trabalhadores que renegociam seu salário é obtida, maximizando a partir da seguinte função de Lagrange:

$$L(K_{f,t}, N_{f,t}, \lambda_{f,t}) = R_{k,t}K_{f,t} + (1 + \tau_t^{W_f})W_t N_{f,t} + \lambda_{f,t} \left( Y_{f,t} - [(K_{f,t}^S)^\alpha (A_t N_{f,t})^{1-\alpha} + A_t \Psi, 0] \right) \quad (3.31)$$

Onde:  $L$  é a função de Lagrange; e  $MC_{f,t}$  é o custo marginal das firmas, sendo representado pelo  $\lambda_{f,t}$ , que é o multiplicador de Lagrange.

Ainda na Equação (3.24), temos os impostos incidentes sobre a folha de pagamentos, paga pelos empregadores  $\tau_t^{W_f}$ , que também sofrem um choque estocástico, que segue como:

$$\ln(\tau_t^{W_f}) = \ln(\tau_0^{W_f}) + \rho_{\tau^{W_f}} \ln(\tau_{t-1}^{W_f}) + \varepsilon_{W_f,t} \quad (3.32)$$

Além disso,  $\varepsilon_{W_{f,t}}$  é um ruído *i. i. d* normalmente distribuído com  $N(0, \sigma_{W_f}^2)$ . O  $\rho_{\tau_{wf}}$  é parâmetro do modelo autorregressivo; e  $\tau_0^{W_h}$  representa a tributação incidente sobre os salários, paga pelos empresários em estado estacionário.

Assim, podemos obter as condições de primeira ordem, associadas à função de Lagrange (3.31), como segue:

$$\frac{\partial L}{\partial K_{f,t}} = 0 \rightarrow \left(\alpha \frac{(Y_{f,t} + A_t \Psi)}{K_{f,t}^S}\right) MC_{f,t} = R_{K,t} \quad (3.33)$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_{f,t}} = 0 \rightarrow \left((1 - \alpha) \frac{(Y_{f,t} + A_t \Psi)}{A_t N_{f,t}}\right) MC_{f,t} = (1 + \tau_t^{W_f}) W_t \quad (3.34)$$

$$\frac{\partial L}{\partial MC_{f,t}} = 0 \rightarrow Y_{f,t} - [(K_{f,t}^S)^\alpha (A_t N_{f,t})^{1-\alpha} + A_t \Psi] = 0 \quad (3.35)$$

Dividindo ambos os lados da Equação (3.33), pelos correspondentes lados da Equação (3.34), podemos obter:

$$\frac{\alpha}{(1-\alpha)} \frac{A_t N_{f,t}}{R_{K,t}} = \frac{K_{f,t}^S}{(1 + \tau_t^{W_f}) W_t} \quad (3.36)$$

Sendo que:  $MC_{f,t}$  representa o multiplicador de Lagrange, que, por sua vez, representa o preço-sombra, ou seja, o custo marginal de mudar capital para trabalho. Esse custo é idêntico entre as empresas, portanto podemos simplificar o custo marginal  $MC_t = MC_{f,t}$ . A obtenção da Equação (3.37) acontece com a colocação da equação (3.33) em função do capital, e da Equação (3.34) em função do trabalho, e, por último, substituímos na Equação (3.35), encontrando, assim, o custo marginal. A simbolização do custo marginal, coloca-se assim:

$$MC_t = \frac{1}{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha}} (R_{K,t})^\alpha ((1 + \tau_t^{W_f}) W_t)^{1-\alpha} \quad (3.37)$$

Diferente do modelo base de Coenen (2008), nosso estudo diferencia capital privado de capital do governo, utilizando capital privado e público na produção de bens. Com isso, as firmas utilizam capital do governo e das famílias,<sup>12</sup> representado como segue:

<sup>12</sup> Essa inclusão do capital governamental no modelo também foi realizada em Valli e Carvalho (2010).

$$K_{f,t}^S = \left[ (1 - \omega_g)^{1-\eta_g} (K_{H,f,t})^{\frac{\eta_g-1}{\eta_g}} + (\omega_g)^{1-\eta_g} (K_{G,f,t})^{\frac{\eta_g-1}{\eta_g}} \right]^{\frac{\eta_g}{\eta_g-1}} \quad (3.38)$$

Onde:  $K_{H,f,t}$  é o capital privado das famílias;  $K_{G,f,t}$  é o capital do governo;  $\omega_g$  é a participação dos investimentos do governo na economia; e  $\eta_g$  é a elasticidade de substituição de capital privado por capital público.

Com a finalidade de escolher o nível de capital público e privado, as firmas minimizam seus custos totais do capital privado e público, aplicando a seguinte relação:

$$\min[R_{K,t}^H K_{H,f,t} + R_{K,t}^G K_{G,f,t}] \quad (3.39)$$

Onde:  $R_{K,t}^H$  representa o rendimento do capital das famílias; e  $R_{K,t}^G$  simboliza o rendimento do capital do governo. Assim, de acordo com a Equação (3.39), e assumindo as restrições dos capitais públicos e privados, Equação (3.38), podemos estruturar a seguinte função lagrangeana:

$$L(K_{G,t}, K_{H,t}, \lambda_t) = R_{K,t}^H K_{H,f,t}^S + R_{K,t}^G K_{G,f,t}^S + \lambda_t \left( K_{f,t}^S - \left[ (1 - \omega_g)^{1-\eta_g} (K_{H,f,t})^{\frac{\eta_g-1}{\eta_g}} + (\omega_g)^{1-\eta_g} (K_{G,f,t})^{\frac{\eta_g-1}{\eta_g}} \right]^{\frac{\eta_g}{\eta_g-1}} \right) \quad (3.40)$$

Onde:  $L$  é a função de Lagrange; e  $r_t$  é o custo total do capital na economia, sendo representado pelo  $\lambda_t$ , que é o multiplicador de Lagrange.

Os custos das firmas podem ser minimizados, determinando as condições de primeira ordem da função de Lagrange, a partir da Equação (3.40):

$$\frac{\partial L}{\partial K_{G,f,t}} = 0 \rightarrow K_{G,f,t} = \omega_g \left( \frac{R_{G,t}}{R_{K,t}} \right)^{-\eta_g} K_{f,t}^S \quad (3.41)$$

$$\frac{\partial L}{\partial K_{H,f,t}} = 0 \rightarrow K_{H,f,t} = (1 - \omega_g) \left( \frac{R_{H,t}}{R_{K,t}} \right)^{-\eta_g} K_{f,t}^S \quad (3.42)$$

e

$$\frac{\partial L}{\partial r_t} = 0 \rightarrow K_{f,t}^S - \left[ (1 - \omega_g)^{1-\eta_g} (K_{H,f,t})^{\frac{\eta_g-1}{\eta_g}} + (\omega_g)^{1-\eta_g} (K_{G,f,t})^{\frac{\eta_g-1}{\eta_g}} \right]^{\frac{\eta_g}{\eta-1}} \quad (3.43)$$

Consideramos que as firmas são idênticas, logo podemos retirar o  $f$  das equações.

$$K_{G,t}^S = \omega_g \left( \frac{R_{G,t}}{R_{K,t}} \right)^{-\eta_g} K_t^S, \quad (3.44)$$

$$K_{H,t}^S = (1 - \omega_g) \left( \frac{R_{H,t}}{R_{K,t}} \right)^{-\eta_g} K_t^S \quad (3.45)$$

e

$$K_t^S = \left[ (1 - \omega_g)^{1-\eta_g} (K_{H,t})^{\frac{\eta_g-1}{\eta_g}} + (\omega_g)^{1-\eta_g} (K_{G,t})^{\frac{\eta_g-1}{\eta_g}} \right]^{\frac{\eta_g}{\eta-1}} \quad (3.46)$$

Em seguida, podemos substituir a Equação (3.44) e Equação (3.45) na Equação (3.46) e colocamos em função do custo total do capital na economia. Logo chegamos à equação que representa o custo total do capital na economia, como segue:

$$R_t = \left( (1 - \omega_g) (R_{K,t}^H)^{1-\eta_g} + \omega_g (R_{K,t}^G)^{1-\eta_g} \right)^{\frac{1}{1-\eta_g}} \quad (3.47)$$

### 3.3.2.2 Insumo do Trabalho

No que diz respeito ao emprego, considera-se que as empresas pertencem a um *continuum* de famílias, indexado por  $h \in [0; 1]$ . Conforme Erceg et al. (2000), os empregadores de mão de obra são firmas perfeitamente competitivas, que contratam os trabalhadores das famílias e os combinam em serviços de mão de obra  $N_{f,t}$ , que são oferecidos aos produtores de bens intermediários. A minimização do custo salarial é estabelecida pela interação entre salário e nível de emprego na economia, estimadas pelas relações definidas a seguir:

$$\Gamma_w = \int_0^1 W_{h,t}(h) N_{f,t}^h(h) dh \quad (3.48)$$

Onde:  $\Gamma_w$  é o custo total da mão de obra;  $W_{h,t}$  é o salário das famílias;  $N_{f,t}^h$  é trabalho das famílias; e  $h$  é o *continuum* das famílias, indexado por  $h \in [0; 1]$ .

Os serviços de mão de obra final,  $N_{f,t}^h$ , e os salários pagos por empresas intermediárias, por sua contribuição de trabalho, são, respectivamente, definidos como:

$$N_{f,t}^h = \int_0^1 \left( (N_{f,t}^h(h))^{\frac{\eta_I-1}{\eta_I}} dh \right)^{\frac{\eta_I}{\eta_I-1}} \text{ e } W_t = \left[ \int_0^1 W_{h,t}(h)^{\frac{\eta_I-1}{\eta_I}} dh \right]^{\frac{\eta_I}{\eta_I-1}} \quad (3.49 \text{ e } 3.50)$$

Onde:  $\eta_I$  é a taxa marginal de substituição da demanda por trabalho da família.

Conforme Smets e Wouters (2003), o *markup* desejado dos choques salariais sobre a taxa marginal de substituição da família,  $\eta_I$ , segue o processo estocástico exógeno:

$$\ln(\eta_{I,t}) = (1 - \rho_I) \ln(\eta_I) + \ln(\eta_{I,t-1}) + \varepsilon_{w,t} \quad (3.51)$$

Onde:  $\varepsilon_{w,t}$  i.i.d e  $\eta_I$  é o estado permanente do choque  $\eta_{I,t}$ .

A maximização dos lucros pelas agências de emprego perfeitamente competitivas implica a seguinte função de demanda de trabalho:

$$N_{f,t}^h(h) = \left( \frac{W_{h,t}}{W_t} \right)^{-\eta_I} N_{f,t} \quad (3.52)$$

Agregando o *continuum* de empresas, podemos retirar a representação  $f$  da Equação (3.52), obtendo:

$$N_t^h = \int_0^1 N_{f,t}^h dh = \left( \frac{W_{h,t}}{W_t} \right)^{-\eta_I} N_t \quad (3.53)$$

### 3.3.2.3 Determinação de preços.

Conforme Calvo (1983), as firmas podem fazer reajuste de preços, pois, a cada período, uma fração  $\xi$  das firmas não pode escolher seu preço de maneira ótima, podendo apenas indexá-lo pela inflação passada. A fração restante  $1 - \xi$  das firmas escolhe seu preço de maneira ótima, maximizando o valor presente, descontado dos lucros futuros. Portanto,

considera-se que, em ambos os mercados (doméstico e internacional), existem reajustes de preço a la Calvo (1983), de modo que as frações  $\xi_H$  e  $\xi_X$ , respectivamente, das empresas domésticas e internacionais, indexam os seus preços pelas inflações passadas, tal que:

$$P_{H,f,t} = \left( \frac{P_{H,t-1}}{P_{H,t-2}} \right)^{\chi_H} \pi_H^{1-\chi_H} P_{H,f,t-1} \quad (3.54)$$

e

$$P_{X,f,t} = \left( \frac{P_{X,t-1}}{P_{X,t-2}} \right)^{\chi_X} \pi_X^{1-\chi_X} P_{X,f,t-1} \quad (3.55)$$

Onde:  $P_{H,t}$  representa o preço doméstico;  $P_{X,t}$ , o preço internacional; e  $\chi_H$  e  $\chi_X$  são os parâmetros de indexação.

As firmas que podem reajustar o preço e otimizá-lo seguem a seguinte regra de preço, reajustando o preço e maximizando os lucros esperados:

$$E_t \left[ \sum_{k=0}^{\infty} \rho_{I,t,t+k} \left( \xi_H^k D_{H,f,t+k} + \xi_X^k D_{X,f,t+k} \right) \right] = 0 \quad (3.56)$$

Nessa Equação (3.56), podemos destacar:  $\rho_{I,t,t+k}$  como a taxa de desconto;  $D_H$  e  $D_X$  como os lucros nacionais e internacionais;  $\xi_H^k$  como a proporção de firmas que mudam o preço de produtos domésticos; e  $\xi_X^k$  a proporção de firmas que mudam os preços de exportação (COENEN et al., 2008).

A fração restante  $1 - \xi_H$  das empresas escolhe seu preço  $\tilde{P}_{H,t}$  de forma otimizada, maximizando o valor presente, descontado dos lucros futuros, resolvendo a partir de:

$$E_t \left[ \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \xi_H^k \rho_{t,t+k} \left( \tilde{P}_{H,t} \left( \frac{P_{H,t+k-1}}{P_{H,t-1}} \right)^{\chi_H} \pi_H^{(1-\chi_H)k} - \frac{\theta}{\theta-1} MC_{t+k} \right) H_{f,t+k} \right] = 0 \quad (3.57)$$

Onde:  $MC_{t+k}$  trata do custo marginal, cuja respectiva equação já foi citada nos parágrafos anteriores; e  $\theta$  trata da elasticidade de preço da demanda.

Essa Equação (3.57) representa a otimização do preço doméstico das firmas nacionais. O preço que representa a maximização do preço das exportações fica de forma similar, tendo-se, portanto, as equações que representam os preços dos bens intermediários, vendidos no mercado doméstico e no mercado de exportação. Os bens importados possuem

preços iguais aos bens de exportação. Desse modo, a equação de bens de exportação segue como:

$$E_t \left[ \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \zeta_X^k Q_{t,t+k} \left( \tilde{P}_{X,t} \left( \frac{P_{X,t+k-1}}{P_{X,t-1}} \right)^{\chi_X} \pi_X^{(1-\chi_X)k} - \frac{\theta}{\theta-1} MC_{t+k} \right) X_{f,t+k} \right] = 0 \quad (3.58)$$

Essa Equação (3.58) representa a otimização dos preços de exportação das firmas nacionais. Onde:  $MC_{t+k}$  trata do custo marginal, cuja respectiva equação já foi citada nos parágrafos anteriores; e  $\theta$  trata da elasticidade de preço da demanda.

### 3.3.3 Firmas de Bens finais de produção

As firmas que produzem bens finais de produção estão configuradas, conforme Coenen et al. (2008). As firmas de bens de consumo produzem bens finais e intermediários, combinando bens intermediários nacionais  $H_t^C$  e internacionais  $IM_t^C$ , utilizando uma função CES, que possui retorno constante de escala:

$$Q_t^C = (v_C^{1/\mu_C} (H_t^C)^{1-1/\mu_C} + (1 - v_C)^{1/\mu_C} ((1 - \Gamma_{IM^C}(IM_t^C | Q_t^C)) IM_t^C)^{1-1/\mu_C})^{\mu_C / (\mu_C - 1)} \quad (3.59)$$

Onde:  $Q_t^C$  representa a quantidade de bens produzidos de consumo, para cuja produção a firma utiliza bens intermediários domésticos de consumo  $H_t^C$ , e bens importados de consumo  $IM_t^C$ .

Salientamos, desses parâmetros, que o  $\mu_C > 1$  indica a elasticidade de substituição intratemporal de bens domésticos com bens importados. Já o parâmetro  $v_C$  representa um viés de produção doméstica, bem como o custo de ajustamento com bens importados, tendendo, com isso, a se manter a importação no curto prazo.

Por último, temos o custo de ajustamento de importações, em que a utilização de bens importados está sujeita ao custo de ajustamento para bens de consumo final, da seguinte forma:

$$\Gamma_{IM^C} \left( \frac{IM_t^C}{Q_t^C} \right) = \frac{\gamma_{IM^C}}{2} \left( (\epsilon_t^{IM})^{-\frac{1}{\gamma_{IM^C}}} \frac{IM_t^C / Q_t^C}{IM_{t-1}^C / Q_{t-1}^C} - 1 \right)^2 \quad (3.60)$$

Onde:  $\gamma_{IM^C} > 0$ , sendo que a quantidade anterior é dada. Destacamos que o  $\gamma_{IM^C}$  representa o parâmetro do ajustamento da função de importação de consumo  $\Gamma_{IM^C}$ ;  $IM_t^C$  representa a importação de bens de consumo;  $Q_t^C$  representa o consumo de bens por parte das famílias; e  $\epsilon_t^{IM}$  representa o choque na demanda de importação. A Equação (3.61) representa o choque na demanda de importação, que segue um processo autorregressivo como:

$$\ln(\epsilon_t^{IM}) = \rho_{IM} \ln(\epsilon_{t-1}^{IM}) + \varepsilon_{IM,t} \quad (3.61)$$

Onde:  $\varepsilon_{im,t}$  é um ruído *i.i.d.*, normalmente distribuído com  $N(0, \sigma_{im}^2)$ . O  $\rho_{im}$  é parâmetro do modelo autorregressivo.

O custo de ajustamento dos produtos importados e dos bens de investimento final, vemos a seguir, tem forma similar a do consumo final. Essa função possui variáveis similares à função do custo de ajustamento do consumo, sendo que, nessa função, significa investimento.

$$\Gamma_{IM^I} \left( \frac{IM_t^I}{Q_t^I} \right) = \frac{\gamma_{IM^I}}{2} \left( (\epsilon_t^{IM})^{-\frac{1}{\gamma_{IM^I}}} \frac{IM_t^I/Q_t^I}{IM_{t-1}^I/Q_{t-1}^I} - 1 \right)^2 \quad (3.62)$$

Onde:  $\gamma_{IM^I} > 0$  e representa o parâmetro do ajustamento da função de importação de investimento  $\Gamma_{IM^I}$ ; o  $IM_t^I$  representa a importação de bens de investimento; e o  $Q_t^I$  representa os bens de investimento das famílias. E o  $\epsilon_t^{IM}$  representa um choque na demanda de importação, que segue um processo autorregressivo, como antes relatado.

Assim, temos que a definição de bens intermediários, consumidos para produção de bens finais, sendo o consumo de bens nacionais e internacionais intermediários, é dada pelas seguintes equações:

$$IM^C = \left( \int_0^1 (IM_{f,t}^C)^{1-1/(\theta)} df \right)^{\theta/(1-\theta)} \quad (3.63)$$

Os  $\theta$  representam as elasticidades de substituição entre bens nacionais e internacionais. O preço dos produtos é dado como  $P_{H,f,t} P_{IM,f,t}$ , que representam,

respectivamente, os preços domésticos e os preços de importação. Portanto, as funções de demanda de bens nacionais e internacionais, podem ser dadas, como segue:

$$H_{f,t}^C = \left(\frac{P_{H,f,t}}{P_{H,t}}\right)^{-\theta} H_t^C, IM_{f,t}^C = \left(\frac{P_{IM,f,t}}{P_{IM,t}}\right)^{-\theta} IM_t^C, H_t^G = \left(\frac{P_{H,f,t}}{P_{H,t}}\right)^{-\theta} H_t \quad (3.64)$$

Sendo:  $P_{H,t}$  e  $P_{IM,t}$  os níveis de preços, domésticos e importados respectivamente. O  $H_t^G$  representa os bens de consumo domésticos públicos.

Tomando esses índices de preços como dados, a firma minimiza a seguinte função:

$$P_{H,t}H_t^C + P_{IM,t}IM_t^C \quad (3.65)$$

Sujeita à Equação (3.59), que representa a restrição de agregados, temos a seguinte função de demanda de bens intermediários:

$$L(H_t, IM_t^C, \lambda_t) = P_{H,t}H_t^C + P_{IM,t}IM_t^C + \lambda_t(Q_t^C - (v_C^{1\mu_C}(H_t^C)^{1-1\mu_C} - (1 - v_C)^{1\mu_C}((1 - \Gamma_{IM^C}(IM_t^C | Q_t^C))IM_t^C)^{1-1\mu_C})^{\mu_C(\mu_C-1)}) \quad (3.66)$$

Portanto, determinando as condições de primeira ordem da Equação (3.66), temos:

$$\frac{\partial L}{\partial H_t} = 0 \rightarrow H_t^C = v_C \left(\frac{P_{H,t}}{\lambda_{C,t}}\right)^{-\mu_C} Q_t^C \quad (3.67)$$

$$\frac{\partial L}{\partial IM_t^C} = 0 \rightarrow IM_t^C = (1 - v_C) \left(\frac{P_{IM,t}}{\lambda_{C,t} \tilde{\Gamma}_{IM_t^C}}\right)^{-\mu_C} \frac{Q_t^C}{1 - \Gamma_{IM^C}(IM_t^C | Q_t^C)} \quad (3.68)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_t} = 0 \rightarrow \left(Q_t^C - (v_C^{1\mu_C}(H_t^C)^{1-1\mu_C} - (1 - v_C)^{1\mu_C}((1 - \Gamma_{IM^C}(IM_t^C | Q_t^C))IM_t^C)^{1-1\mu_C})^{\mu_C(\mu_C-1)}\right) =$$

0

$$(3.69)$$

A utilização de  $\tilde{\Gamma}_{IM_t^C}$  nessas equações serve apenas para simplificar, usando de uma estratégia também utilizada em Coenen et al. (2008), cuja representação está na Equação (3.71), a seguir. Com, as condições de primeira ordem, podemos obter a equação que representa o preço de consumo, ou seja, a equação que representa o  $\lambda_{C,t}$ . Para obter a equação

de  $\lambda_{C,t}$ , precisamos substituir a equação (3.67) e (3.68) em (3.69), e colocar o resultado em função de  $\lambda_{C,t}$ , obtendo-se:

$$\lambda_{C,t} = (v_C(P_H, t)^{1-\mu_C} + (1 - v_C)(P_{IM_t^C} | \tilde{\Gamma}_{IM_t^C})^{1-\mu_C})^{1/(1-\mu_C)} \quad (3.70)$$

Onde:  $\tilde{\Gamma}_{IM_t^C}$  é dado pela seguinte equação:

$$\tilde{\Gamma}_{IM_t^C} = 1 - \Gamma_{IM^C}(IM_t^C) - \Gamma'_{IM^C}(IM_t^C | Q_t^C)IM_t^C \quad (3.71)$$

As firmas que produzem bens de investimentos possuem equação similar à firma de bens finais de consumo (Equação (3.71)). Portanto, temos:

$$Q_t^I = (v_I^{1|\mu_I}(H_t^I)^{1-1|\mu_I} + (1 - v_I)^{1|\mu_I}((1 - \Gamma_{IM^I}(IM_t^I | Q_t^I))IM_t^I)^{1-1|\mu_I})^{\mu_I/(\mu_I-1)} \quad (3.72)$$

Onde:  $\mu_I$  representa a elasticidade de substituição entre produtos nacionais e internacionais.

Temos também a função de bens públicos, que não envolve bens internacionais; ou seja, a demanda é feita apenas por bens nacionais, como segue:

$$Q_t^G = ((H_t^G)^{1-1|\mu_G})^{\mu_G/(\mu_G-1)} = H_t^G \quad (3.73)$$

e

$$P_{G,t} = P_{H,t} \quad (3.74)$$

Onde:  $P_{G,t}$  representa o preço dos bens públicos.

De forma intuitiva, como em Coenen et al. (2008), podemos somar as demandas individuais de bens finais. Essa soma tem como objetivo conseguirmos equações que representem a demanda total de bens domésticos (Equação (3.75)), e de bens importados (Equação (3.76)). Em conclusão, juntando as três demandas de produção de bens: finais de consumo e finais de investimentos, e bens públicos, temos as seguintes equações:

$$H_{f,t} = H_{f,t}^C + H_{f,t}^I + H_{f,t}^G = \left(\frac{P_{H,f,t}}{P_{H,t}}\right)^{-\theta} H_t \quad (3.75)$$

e

$$IM_{f,t} = IM_{f,t}^C + IM_{f,t}^I = \left(\frac{P_{H,f,t}}{P_{H,t}}\right)^{-\theta} IM_t \quad (3.76)$$

A quantidade importada corresponde à quantidade produzida e vendida pelo produtor estrangeiro ao mercado interno, tomando em consideração o tamanho dos países. Nesse sentido, a equação que representa isso fica conforme segue:

$$PO_t IM_t = (1 - PO_t) X_t^* \epsilon_t^X \quad (3.77)$$

Onde:  $PO_t$  representa a população.

O choque na demanda por exportação está simbolizado, a seguir, na Equação (3.78), que representa o choque na demanda de exportação,  $\epsilon_t^X$ , representam choques autorregressivos que segue, definido como segue:

$$\ln(\epsilon_t^X) = \rho_X \ln(\epsilon_{t-1}^X) + \epsilon_{X,t} \quad (3.78)$$

Onde:  $\epsilon_{X,t}$  é um ruído *i.i.d.*, normalmente distribuído com  $N(0, \sigma_X^2)$ . O  $\rho_X$  é um parâmetro do modelo de autorregressivo.

O preço do bem intermediário importado (o índice de preços de importação do país de origem) é igual ao preço cobrado pelos produtos exportados pela economia doméstica (o índice de preços de exportação do país estrangeiro). Assim, os preços importados e exportados são iguais, ou seja:

$$P_{IM,t} = \left[ \int_0^1 (P_{IM,f,t})^{1-\theta} df \right]^{\frac{1}{1-\theta}} = \left[ \int_0^1 (P_{X,f,t})^{1-\theta} df \right]^{\frac{1}{1-\theta}} = P_{X,t} \quad (3.79)$$

### 3.3.4 Governo

Segundo Coenen et al. (2008), a restrição orçamentária é definida de forma que o governo possa investir  $G_{I,t}$ , bem como que consuma  $G_t$ , realize transferências  $TR_t$ , emita

títulos públicos  $B_t$ , e ganhe senhoriagem com a emissão de moeda  $M_{t-1}$ . Esses gastos são financiados por tributos incidentes sobre as famílias ( $\tau_t^C$ ,  $\tau_t^N$  +  $\tau_t^{Wh}$ ,  $\tau_t^k$  e  $\tau_t^D$ ) e sobre as firmas ( $\tau_t^{Wf}$ ), como, também, pelos ganhos de capital do governo  $R_{G,t}u_tK_G$ .

Assim como em Coenen et al. (2008), a restrição orçamentária do governo é dada pela seguinte equação:

$$P_{I,t}G_{I,t} + P_{G,t}G_t + TR_t + B_t + M_{t-1} = \tau_t^C P_{C,t}C_t + (\tau_t^N + \tau_t^{Wh})(W_tN_t) + \tau_t^{Wf}W_tN_t + \tau_t^k(R_{K,t}u_t - (\Gamma_u(u_t) + \delta)P_{I,t})K_t + \tau_t^D D_t + T_t + R_t^{-1}B_{t+1} + M_t + R_{G,t}u_tK_G \quad (3.80)$$

Grande parte dos recursos do governo têm como origem os impostos da economia, podendo ser também originários da emissão de moeda e de títulos, e, ainda, do rendimento do capital do governo. Na parte dos gastos, o governo pode gastar com consumo, investimento, com transferências, com títulos públicos e com moeda.

No estado estacionário, as compras do governo são definidas, em termos de uma fração da produção nacional, como segue:

$$g_t = \frac{P_{G,t}G_t}{P_{Y,t}Y_t} \quad (3.81)$$

Onde:  $P_{G,t}$  é o preço dos bens públicos; e  $P_{Y,t}$  representa o preço do produto.

Similarmente, no estado estacionário, têm-se às transferências,  $TR_t$ , como fração do produto na economia, como segue:

$$tr_t = \frac{TR_t}{P_{Y,t}Y_t} \quad (3.82)$$

Onde:  $P_{Y,t}$  representa o preço do produto;  $Y_t$  é o produto da economia e  $TR_t$  são as transferências governamentais. Presume-se que essa Equação (3.82) siga um processo serialmente correlacionado com o representado a seguir, na Equação (3.83), assim como se observou em Coenen et al. (2008). A Equação (3.83) é a definição de  $tr_t$ , em termos de choques.

$$\ln(\text{tr}_t) = \rho_{\text{tr}} \ln(\text{tr}_{t-1}) + \varepsilon_{\text{tr},t} \quad (3.83)$$

Onde:  $\varepsilon_{\text{tr},t}$  é um ruído *i.i.d.*, normalmente distribuído com  $N(0, \sigma_{\text{tr}}^2)$ ; e  $\rho_{\text{tr}}$  é parâmetro do modelo autorregressivo.

No estado estacionário, os impostos são também definidos como uma fração do produto, como segue:

$$\tau_t = \frac{T_t}{P_{Y,t} Y_t} \quad (3.84)$$

Onde:  $\tau_t$  é a fração dos impostos na economia;  $T_t$  representa os impostos fixos, pagos pelas famílias;  $P_{Y,t}$  é o preço do produto; e  $Y_t$  é o produto da economia, justado pela seguinte relação:

$$\tau_t = \phi_{B_Y} \left( \frac{B_t}{P_{Y,t} Y_t} - B_Y \right) \quad (3.85)$$

Onde:  $B_t$  trata dos títulos públicos nacionais; e  $B_Y$  é a meta da dívida em relação ao produto da economia. O  $\phi_{B_Y}$  representa um parâmetro de sensibilidade dos impostos globais, em relação à dívida.

O capital público é definido de forma semelhante ao estoque de capital das famílias, assim representado:

$$K_{G,t} = (1 - \delta) K_{G,t-1} + \left( 1 - \Gamma_I \left( \frac{I_{G,t}}{I_{G,t-1}} \right) \right) I_{G,t} \quad (3.86)$$

Onde:  $\delta$  representa a taxa de depreciação do capital, igual à depreciação do estoque de capital das famílias; e  $\Gamma_I$  representa o custo de ajustamento pela modificação dos investimentos públicos, também similar ao custo de ajustamento dos investimentos das famílias.

Conforme Smets e Wouters (2007), o banco central segue uma regra de taxa de juros nominal, ajustando seu instrumento em resposta aos desvios da inflação e do produto, em relação aos seus respectivos níveis de metas. Assim temos:

$$R_t^4 = \phi_R R_{t-1}^4 + (1 - \phi_R) \left[ R^4 + \phi_\pi \left( \frac{P_{C,t}}{P_{C,t-1}} - \Pi \right) \right] + \phi_{gY} \left( \frac{Y_t}{Y_{t-1}} - g_Y \right) + mp_{R,t} \quad (3.87)$$

Onde:  $\phi_R$  é o grau de inércia da taxa de juros;  $\phi_\pi$  é a sensibilidade ao gap inflacionário;  $\phi_{gY}$  é a sensibilidade ao gap do produto; e  $mp_{R,t}$  representa o choque de política monetária. O  $\Pi$  é a meta de inflação,  $P_{C,t}$  é o preço de consumo,  $Y_t$  é o produto da economia,  $R_t^4$  representa a taxa de juros dos títulos nacionais, e  $R^4$  é a taxa de juros em estado de equilíbrio.

O termo de choque monetário evolui de acordo com:

$$\ln(mp_{R,t}) = \rho_{mp} \ln(mp_{R,t}) + \epsilon_{mp,t} \quad (3.88)$$

Onde:  $\epsilon_{mp,t}$  é um ruído i. i. d, normalmente distribuído de forma independente, com  $N(0, \sigma_{mp}^2)$ . O  $\rho_{mp}$  é parâmetro do modelo autorregressivo. .

### 3.3.5 Agregação

Uma fração  $\xi_I$  de empresas não consegue definir os seus salários de maneira ótima; elas os indexam pela inflação. A outra fração  $1 - \xi_I$  de empresas define os seus salários, selecionando os seus salários ótimos,  $\tilde{W}_{I,t}$ . Portanto, os salários agregados evoluem como:

$$W_{h,t} = ((1 - \xi_I)(\tilde{W}_{I,t})^{1-\eta_I} + \xi_I \left( \left( \frac{P_{C,t-1}}{P_{C,t-2}} \right)^{\chi_I} \pi_C^{1-\chi_I} W_{I,t-1} \right)^{1-\eta_I})^{1/(1-\eta_I)} \quad (3.89)$$

Onde:  $W_{h,t}$  é o salário das famílias;  $W_{I,t}$  representa o salário não ótimo, pago pelas empresas; e o  $\tilde{W}_{I,t}$  é o salário ótimo, definido pelas empresas.

A dinâmica de preço agregado a la Calvo (1983) estabelece que uma fração de preço  $\xi_H$  de empresas intermediárias não consegue escolher seu preço de maneira ótima, mas indexam esses preços em função da inflação doméstica; a outra fração de preço, equivalente ao resto das empresas,  $1 - \xi_H$ , pode selecionar seu preço ótimo,  $\tilde{P}_{H,t}$ , que é o mesmo para todos os produtores:

$$P_{H,t} = ((1 - \xi_H)(\tilde{P}_{H,t})^{1-\theta} + \xi_H \left( \frac{P_{H,t-1}}{P_{H,t-2}} \right)^{\chi_H} \pi_H^{1-\chi_H} P_{H,t-1})^{1-\theta} \quad (3.90)$$

Como destacado em Coenen et al. (2007), a restrição de recursos agregada decorre do equilíbrio no mercado de bens finais. Cada empresa produtora de bens intermediários atua como fixadora de preços em mercados domésticos e estrangeiros, monopolisticamente, competitivos. Portanto, em equilíbrio, o fornecimento de bens diferenciados iguala a demanda das empresas de bens finais nacionais e estrangeiras. Em conclusão, o  $P_{Y,t}Y_t$ , produto da economia, é igual à soma dos bens de consumo  $P_{C,t}C_t$ , mais os bens de investimentos  $P_{I,t}(I_t + \Gamma_u(u_t)K_t)$ , mais os gastos do governo  $P_{G,t}G_t$ , mais as exportações  $S_tP_{X,t}X_t$ , menos as importações  $-P_{I,M,t} \left( IM_t^C \frac{1-\Gamma_{MC}(IM_t^C|Q_t^C)}{\Gamma_{IM_t^C|Q_t^C}} + IM_t^I \frac{1-\Gamma_{IM^I}(IM_t^I|Q_t^I)}{\Gamma_{IM^I|Q_t^I}} \right)$ .

Derivamos a restrição de recursos, combinando as restrições orçamentárias das famílias (Equação (3.21) e do governo (Equação (3.80)). Além disso, assumimos a condição de lucro zero dos produtores de bens finais e das agências de emprego. Desse modo, igualando o resultado ao  $P_{Y,t}Y_t$ , obtivemos:

$$P_{Y,t}Y_t = P_{C,t}C_t + P_{I,t}(I_t + \Gamma_u(u_t)K_t) + P_{G,t}G_t + S_tP_{X,t}X_t - P_{I,M,t} \left( IM_t^C \frac{1-\Gamma_{MC}(IM_t^C|Q_t^C)}{\Gamma_{IM_t^C|Q_t^C}} + IM_t^I \frac{1-\Gamma_{IM^I}(IM_t^I|Q_t^I)}{\Gamma_{IM^I|Q_t^I}} \right) \quad (3.91)$$

Como destacado em Coenen et al. (2008), os títulos internacionais evoluem conforme a seguinte equação:

$$R_{F,t}^{-1}B_{t+1}^F = B_t^F + \frac{TB_t}{S_t} \quad (3.92)$$

Onde:  $B_{t+1}^F$  são os títulos internacionais; e  $R_{F,t}^{-1}$  é o rendimento dos títulos internacionais. A balança comercial,  $TB_t$ , é definida pela seguinte equação:

$$TB_t = S_tP_{X,t}X_t - P_{I,M,t}IM_t \quad (3.93)$$

Onde:  $S_t$  é a taxa de câmbio;  $X_t$  são as exportações;  $P_{X,t}$  representa o preço de exportação;  $P_{I,M,t}$  é o preço de importação; e  $IM_t$  são as importações da economia.

### 3.4 SISTEMAS DE EQUAÇÕES DO ESTADO ESTACIONÁRIO E LOG-LINEARIZADAS

Nesta seção, primeiro, normalizamos as equações do sistema de equações, definidas ao longo das seções anteriores, de acordo com as definições estabelecidas na Tabela (A.1), Apêndice A. Depois, determinamos o sistema de equações do estado estacionário, que é apresentado no Apêndice A. Finalmente, desenvolvemos o modelo de equações log-linearizadas, definidas em torno do estado estacionário, para avaliar as evoluções da curva das flutuações das variáveis observáveis.

#### 3.4.1 Normalização

Para normalizar as equações do modelo, definimos as variáveis estacionárias, normalizadas como na Tabela A.1, Apêndice A. Os Sistemas (A.1) e (A.2) representam todas as equações normalizadas, definidas no modelo econométrico do estudo.

#### 3.4.2 Equações no estado estacionário

Inicialmente, foi preciso achar os valores de estados estacionários para o conjunto de variáveis que integravam o modelo. Portanto, a partir das equações não lineares do modelo, descritas ao longo das subseções da Seção 3, encontramos o estado estacionário das respectivas equações e, conseqüentemente, das variáveis inclusas no modelo. Os estados estacionários permitem obter as relações de equilíbrio nos mercados de trabalho, de capitais, e de bens e preços. Estas relações são apresentadas, sequencialmente, na Tabela 3.1 abaixo.

Tabela 3.1 - Equações de equilíbrio no estado estacionário.

(continua)

$$\lambda_t = \frac{(1 - \kappa)(c_l - \kappa c_l)^{-\sigma}}{(1 + \tau^c)}$$

$$p_i = Q_i$$

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

$$r_k = \gamma_{u,1} p_l$$

$$R = \frac{\Pi_c}{\beta}$$

Tabela 3.1 - Equações de equilíbrio no estado estacionário.

(conclusão)

$$\begin{aligned}
k_i &= \frac{i_i}{\delta} \\
R_F &= \frac{\Pi_C \Pi_Y^*}{\beta \Pi_Y} \\
k_g &= \frac{g_i}{\delta} \\
\frac{r_k}{p_i} &= \frac{(1 + \beta\delta - \beta(\tau^k\delta + \tau^k))}{\beta(1 - \tau^k)} \\
w &= -\frac{\eta_I}{\eta_I - 1} \frac{N_i^\zeta((1 + \tau^c))}{(1 - \kappa)(c_I - \kappa c_I)^{-\sigma} (1 - \tau^N - \tau^{W_h})} \frac{1}{k_f^S r_K(1 - \alpha)} \\
w &= \frac{k_f^S r_K(1 - \alpha)}{(1 + \tau^{W_f}) N_f \alpha} \\
-\frac{\eta_I}{\eta_I - 1} \frac{N_i^\zeta((1 + \tau^c))}{(1 - \kappa)(c_I - \kappa c_I)^{-\sigma} (1 - \tau^N - \tau^{W_h})} \frac{(1 + \tau^{W_f}) N_f \alpha}{k_f^S r_K(1 - \alpha)} &= 1 \\
\frac{\alpha(y + \Psi)}{k} &= \frac{r_K}{mc} \\
p_H &= \frac{\theta}{\theta - 1} mc \\
\alpha &= \frac{\gamma_{u1} k \theta}{(\theta - 1)(y + \Psi) p_H} \frac{p_I}{p_H} \\
h + x &= (k)^\alpha N^{1-\alpha} - \Psi v \\
h_c &= v_C (p_{H,t})^{-\mu c} c \\
h &= h_c + h_i + h_g \\
h_i &= -v_C (p_H)^{-\mu c} c - h_g - x + (k)^\alpha N^{1-\alpha} - \Psi \\
(Q^I)^{1-1|\mu|} &= (v_I^{1|\mu|} (H^I)^{1-1|\mu|} + (1 - v_I)^{1|\mu|} ((1 - \Gamma_{IM^I}(IM^I | Q^I)) IM^I)^{1-1|\mu|}) \\
IM^I &= (1 - v_I) \left( \frac{p_{IM}}{p_I} \right)^{-\mu I} Q^I \\
(\delta k)^{1-1|\mu|} &= v_I^{1|\mu|} \left( -v_C (p_H)^{-\mu c} c - h_g - x + (k)^\alpha N^{1-\alpha} - \Psi \right)^{1-1|\mu|} \\
&\quad + (1 - v_I)^{1|\mu|} \left( (1 - v_I) \left( \frac{p_{IM}}{p_I} \right)^{-\mu I} Q^I \right)^{1-1|\mu|} \\
v_C (p_H)^{1-\mu c} &= \left( 1 - (1 - v_C) \left( \frac{p_{IM}}{p_I} \right)^{1-\mu c} \right) \\
\frac{p_H}{p_I} &= \left( \frac{1 - (1 - v_C) \left( \frac{p_{IM}}{p_I} \right)^{1-\mu I}}{v_C} \right)^{\frac{1}{1-\mu I}} \\
P_Y &= P_X = P_H
\end{aligned}$$

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

### 3.4.3 Modelo log linearizado

O modelo é log-linearizado em torno de um estado estacionário determinístico para que possa ser estimado empiricamente. A versão log-linearizada do modelo, apresentada nesta

subseção, trata do modelo com as variáveis não tendenciosas em torno do estado estacionário, para a qual utilizamos o método encontrado em Sims (2002). As equações resultantes, construídas, são lineares nos desvios logarítmicos das variáveis do estado estacionário.

O método de log-linearização de Sims (2002) é uma expansão de Taylor de primeira ordem, expressa em desvios percentuais dos valores de referência. Para obter a log-linearização das variáveis do modelo, tomamos o logaritmo das variáveis, considerando a seguinte equação  $f_t = (f_{1,t}, f_{2,t} \dots f_{n,t})$ , e, aplicando o logarítmico em ambos os lados da equação, obtivemos  $\ln(f_t) = \ln(f_{1,t}, f_{2,t} \dots f_{n,t})$ . Em seguida, aplicamos a expansão de Taylor de primeira ordem, em função de todas as variáveis independentes, em ambos os lados da equação. As letras representativas das variáveis do modelo, sobrepostas por um circunflexo (conforme equações contidas na Tabela (3.2), denotam os log-desvios do estado estacionário.

A log-linearização foi aplicada em todas as equações do sistema dinâmico representativo do modelo. Os detalhes do procedimento da log-linearização das equações não serão expostos neste Ensaio 3; vamos resumi-los, nos seguintes subsistemas de equações, conforme, no decorrer da exposição, as Tabelas 3.2.

Tabela 3.2 - Subsistema de equações log-lineares.

(continua)

$$\begin{aligned}
 \hat{q}_t^c &= v_c^{\frac{1}{\mu c}} \left( \frac{h^c}{q^c} \right)^{\frac{(\mu c - 1)}{\mu c}} \hat{h}_t^c + (1 - v_c)^{\frac{1}{\mu c}} \left( \frac{im^c}{q^c} \right)^{\frac{(\mu c - 1)}{\mu c}} \hat{im}_t^c \\
 &\quad + \frac{1}{(\mu c - 1)} \left( v_c^{\frac{1}{\mu c}} \left( \frac{h^c}{q^c} \right)^{\frac{(\mu c - 1)}{\mu c}} - v_c (1 - v_c)^{\frac{1}{\mu c} - 1} \left( \frac{im^c}{q^c} \right)^{\frac{(\mu c - 1)}{\mu c}} \right) \hat{v}_{c,t} \\
 \hat{h}_t^c &= \hat{v}_{c,t} - \mu c \hat{p}_{H,t} + \mu c \hat{p}_{c,t} + \hat{q}_t^c \\
 \hat{im}_t^c &= \hat{q}_t^c - \mu c \hat{p}_{IM,t} - \frac{v_c}{(1 - v_c)} \hat{v}_{c,t} + \mu c \hat{p}_{c,t} + \mu c \hat{\Gamma}_{IM,t}^c \\
 \hat{p}_{c,t} &= \frac{1}{1 - \mu c} v_c \left( \left( \frac{p_H}{p_c} \right)^{1 - \mu c} - \left( \frac{p_{IM}}{p_c} \right)^{1 - \mu c} \right) \hat{v}_{c,t} + v_c \left( \frac{p_H}{p_c} \right)^{1 - \mu c} \hat{p}_{H,t} + (1 - v_c) \left( \frac{p_{IM}}{p_c} \right)^{1 - \mu c} \hat{p}_{IM,t} \\
 &\quad - (1 - v_c) \left( \frac{p_{IM}}{p_c} \right)^{1 - \mu c} \hat{\Gamma}_{IM,t}^c \\
 \hat{\Gamma}_{IM,t}^c &= -\gamma_{IM^c} (\hat{im}_t^c - \hat{q}_t^c - (\hat{im}_{t-1}^c - \hat{q}_{t-1}^c)) + \epsilon_t^{IM} \\
 \hat{q}_t^l &= v_l^{\frac{1}{\mu l}} \left( \frac{h^l}{q^l} \right)^{\frac{(\mu l - 1)}{\mu l}} \hat{h}_t^l + (1 - v_l)^{\frac{1}{\mu l}} \left( \frac{im^l}{q^l} \right)^{\frac{(\mu l - 1)}{\mu l}} \hat{im}_t^l \\
 &\quad + \frac{1}{(\mu l - 1)} \left( v_l^{\frac{1}{\mu l}} \left( \frac{h^l}{q^l} \right)^{\frac{(\mu l - 1)}{\mu l}} - v_l (1 - v_l)^{\frac{1}{\mu l} - 1} \left( \frac{im^l}{q^l} \right)^{\frac{(\mu l - 1)}{\mu l}} \right) \hat{v}_{l,t} \\
 \hat{h}_t^l &= \hat{v}_{l,t} - \mu l \hat{p}_{H,t} + \mu l \hat{p}_{l,t} + \hat{q}_t^l \\
 \hat{im}_t^l &= \hat{q}_t^l - \mu l \hat{p}_{IM,t} - \frac{v_l}{(1 - v_l)} \hat{v}_{l,t} + \mu l \hat{p}_{l,t} + \mu l \hat{\Gamma}_{IM,t}^l
 \end{aligned}$$

Tabela 3.2 - Subsistema de equações log-lineares.

(continuação)

$$\begin{aligned}
\hat{h}_t &= \frac{h^c}{h} \hat{h}_t^c + \frac{h^l}{h} \hat{h}_t^l + \frac{h^g}{h} \hat{h}_t^g \\
\hat{m}_t &= \frac{im^c}{im} \hat{m}_t^c + \frac{im^l}{im} \hat{m}_t^l \\
\hat{q}_t^c &= \hat{c}_t \\
\hat{q}_t^l &= \hat{i}_t \\
\hat{\Gamma}_{IM_t^l} &= -\gamma_{IM^l} (\hat{m}_t^l - \hat{q}_t^l - (\hat{m}_{t-1}^l - \hat{q}_{t-1}^l)) + \epsilon_t^{IM} \\
\hat{p}_{I,t} &= \frac{1}{1-\mu l} v_l \left( \left( \frac{p_H}{p_I} \right)^{1-\mu l} - \left( \frac{p_{IM}}{p_I} \right)^{1-\mu l} \right) \hat{v}_{I,t} + v_l \left( \frac{p_H}{p_I} \right)^{1-\mu l} \hat{p}_{H,t} + (1-v_l) \left( \frac{p_{IM}}{p_I} \right)^{1-\mu l} \hat{p}_{IM_t^l} \\
&\quad - (1-v_l) \left( \frac{p_{IM}}{p_I} \right)^{1-\mu l} \hat{\Gamma}_{IM_t^l} \\
\hat{\lambda}_t &= \sigma h \hat{c}_t + \frac{\sigma h}{((1-e^\gamma h))} \hat{c}_{t-1} + \frac{\sigma h e^\gamma}{((e^{-\gamma} - h))} \hat{c}_{t+1} + \frac{e^\gamma \sigma}{c(1-e^\gamma h)} \hat{z}_t - \frac{e^\gamma \sigma h}{c((e^\gamma)^{-1} - h)} \hat{z}_{t+1} - \frac{\tau^c}{(1+\tau^c)} \hat{c}_t^c + \hat{\epsilon}_t^c \\
\hat{p}_{I,t} &= \hat{Q}_t + \gamma_l (\beta (E_t[\hat{l}_{t+1}] - \hat{i}_t) - (\hat{i}_t + \hat{i}_{t-1})) + \hat{\epsilon}_t^I \\
\hat{Q}_t &= E_t[\hat{\lambda}_{i,t+1}] - \hat{\lambda}_i + \frac{\beta(1-\delta)}{e^\gamma} \hat{Q}_{i,t+1} - \hat{z}_{t+1} - \frac{\beta \tau^k r_k \hat{r}_{k,t+1}}{e^\gamma} + \frac{\beta(1-\tau^k) r_k \hat{r}_{k,t+1}}{e^\gamma} + \frac{\beta(\tau^k \delta) p_I \hat{p}_{I,t+1}}{e^\gamma} + \frac{\beta \tau^k \delta p_I \hat{r}_{k,t+1}}{e^\gamma} \\
\hat{r}_{k,t} &= \gamma_{u2} \hat{u}_{i,t} + \hat{p}_{I,t} \\
\hat{R}_t + E_t \hat{\lambda}_{i,t+1} - \hat{\pi}_{C,t+1} - \hat{\lambda}_{i,t} - \hat{z}_{t+1} &= 0 \\
E_t \hat{\lambda}_{i,t+1} - \hat{\lambda}_{i,t} + \hat{\pi}_{Y,t+1} - E_t \hat{\pi}_{Y,t+1}^* + E_t \hat{S}_{t+1} - \hat{S}_t + \hat{R}_{F,t} - \gamma_{BF} \hat{S}_{b,t} - \hat{z}_{t+1} &= 0 \\
\hat{k}_{t+1} &= \frac{(1-\delta) \hat{k}_t}{e^\gamma} + \frac{(1-\delta) \hat{z}_t}{e^\gamma} + \frac{(1-(1-\delta)) \hat{l}_t}{e^\gamma} + \frac{(1-(1-\delta)) \hat{\epsilon}_l}{e^\gamma} \\
\hat{w}_t &= \frac{1}{(1+\beta)} (\hat{w}_{I,t-1} + \chi_I \hat{\pi}_{C,t-1}) + \frac{(1-\xi_I \beta)(1-\xi_I) - \psi_{t,k} - \hat{w}_t - \zeta(\hat{N}_t) + \hat{\epsilon}_t^N}{(1+\beta) \xi_I} + \frac{\beta}{(1+\beta)} (\hat{w}_{i,t+1} - \xi_{X_I} \hat{\pi}_{C,t}) \\
\psi_{t,k} &= \hat{\lambda}_{i,t} + \chi_I \hat{\pi}_{C,t-1} - \left( \frac{\tau^N}{(1-\tau^N - \tau^{W_h})} \right) \hat{t}_t^N - \left( \frac{\tau^{W_h}}{(1-\tau^N - \tau^{W_h})} \right) \hat{t}_t^{W_h} \\
\hat{P}_{Y,t} + \hat{Y}_t &= \frac{P_C C}{P_Y Y} (\hat{P}_{C,t} + \hat{C}_t) + \frac{P_I I}{P_Y Y} (\hat{P}_{I,t} + \hat{I}_t) + \frac{P_I}{P_Y Y} (K_t + \hat{P}_{I,t} + \gamma_{u1} \hat{u}_t) + \frac{P_G G}{P_Y Y} (\hat{P}_{G,t} + \hat{G}_t) \\
&\quad + \frac{SP_X X}{P_Y Y} (\hat{X}_t + \hat{P}_{X,t} + \hat{S}_t) - \frac{P_{IM}(IM^C + IM^l)}{P_Y Y} (\hat{P}_{IM,t} + \hat{IM}_t^C + \hat{IM}_t^l) \\
\hat{TB}_t &= (SP_X X \hat{S}_t + SP_X X \hat{P}_{X,t} + SP_X X \hat{X}_t - P_{IM} IM \hat{P}_{IM,t} - P_{IM} IM \hat{IM}_t) / TB \\
\hat{IM}_t &= \hat{X}_t + \epsilon_t^X \\
k_t^S &= \hat{u}_t + \hat{k}_t \\
\hat{p}_{H,t} &= \hat{p}_{H,t-1} + \hat{\pi}_{H,t} - \hat{\pi}_{C,t} \\
R_F^{-1} B^F \hat{B}_{t+1}^F - R_F^{-1} B^F \hat{R}_{F,t} &= B^F \hat{B}_t^F + \frac{TB}{S} \hat{TB}_t - \frac{TB}{S} \hat{S}_t \\
\hat{p}_{X,t} &= \hat{p}_{X,t-1} + \hat{\pi}_{X,t} - \hat{\pi}_{C,t} \\
\hat{p}_{C,t} &= 0 + \hat{\epsilon}_{pc,t} \\
\hat{p}_{Y,t} &= \hat{p}_{Y,t-1} + \hat{\pi}_{Y,t} - \hat{\pi}_{C,t} + \hat{\epsilon}_{py,t} \\
\hat{p}_{IM,t} &= \hat{p}_{IM,t-1} + \hat{\pi}_{IM,t} - \hat{\pi}_{C,t} \\
\hat{p}_{I,t} &= \hat{p}_{I,t-1} + \hat{\pi}_{I,t} - \hat{\pi}_{C,t} \\
\hat{y}_t &= \left( 1 + \frac{\Psi}{y} \right) (\alpha (\hat{k}_t^S - \hat{z}_t) + (1-\alpha) \hat{N}_t) \\
\hat{m}_t^c &= \alpha \hat{r}_k + \frac{(1-\alpha) \tau^{W_f} \hat{r}_t^{W_f}}{(1+\tau^{W_f})} + (1-\alpha) w \hat{w}_t \\
\hat{r}_{k,t} &= \hat{m}_t^c + \left( \frac{y_f}{y_f + \Psi} \right) \hat{y}_t - \hat{k}_t
\end{aligned}$$

Tabela 3.2 - Subsistema de equações log-lineares.

(conclusão)

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_{X,t} &= \frac{(1-\xi_X)(1-\xi_X\beta)}{(1+\xi_X\beta\chi_X)} (-\chi_X\hat{\pi}_{X,t-1} + \widehat{m}c_t - \hat{p}_{X,t}) + \frac{\xi_X\beta}{(1+\xi_X\beta\chi_X)} \hat{\pi}_{X,t+1} + \frac{(\xi_X)\chi_X}{(1+\xi_X\beta\chi_X)} \hat{\pi}_{X,t-1} \\ \hat{k}_{H,t} &= -\eta_g\hat{r}_{H,t} + \eta_g\hat{r}_{K,t} + \hat{k}_t \\ \hat{k}_{G,t} &= -\eta_g\hat{r}_{G,t} + \eta_g\hat{r}_{k,t} + \hat{k}_t \\ r_t &= (1-\omega_g)\left(\frac{r_K^H}{r_k}\right)^{1-\eta_g} \hat{r}_{K,t}^H + \omega_g\left(\frac{r_K^G}{r_k}\right)^{1-\eta_g} \hat{r}_{K,t}^G \\ \widehat{w}_t &= \widehat{m}c_t + \left(\frac{y_t}{y_t + \Psi}\right) \hat{y}_t - \widehat{N}_t - \left(\frac{\tau^{Wf}}{(1+\tau^{Wf})}\right) \hat{t}_t^{Wf} - \hat{z}_t \\ \hat{q}_t^G &= \hat{h}_t^G \\ \hat{p}_{G,t} &= \hat{p}_{h,t} \\ s_G\hat{s}_{G,t} &= \tau^C \frac{p_{C,t}}{p_{Y,t}} (\hat{t}_t^C + \hat{p}_{C,t} + \hat{c}_t - \hat{p}_{Y,t} - \hat{y}_t) + \frac{w_N}{p_{Y,t}} (\tau^N \hat{t}_t^N + \tau^{W_h} \hat{t}_t^{W_h} + \tau^{W_f} \hat{t}_t^{W_f} + (\tau_t^N + \tau_t^{W_h} + \tau_t^{W_f}) (\widehat{w}_t + \widehat{N}_t - \hat{p}_{Y,t} - \hat{y}_t)) \\ &+ \tau^K \frac{r_{K,t}}{p_{Y,t}} (\hat{t}_t^K + \hat{u}_t + \hat{r}_{K,t} + \hat{k}_t - \hat{p}_{Y,t} - \hat{y}_t) - \tau^K (\delta) \frac{p_{I,t}}{p_{Y,t}} (\hat{t}_t^K + \frac{1}{\delta} \hat{r}_u(u_t) + \hat{p}_{I,t} + \hat{k}_t - \hat{p}_{Y,t} - \hat{y}_t) + \tau^D s_D \hat{t}_t^D + \\ &\tau^D s_D \hat{s}_{D,t} + \hat{s}_{T,t} - \frac{p_{I,t}}{p_{Y,t}} (\hat{p}_{I,t} + \hat{g}_{I,t} - \hat{p}_{Y,t} - \hat{y}_t) - \frac{TR}{p_{Y,t}} (\widehat{TR}_t - \widehat{P}_{Y,t} - \widehat{Y}_t) + \frac{r_{G,t}k_G}{p_{Y,t}y_t} (\hat{r}_{G,t} + \hat{k}_G - \hat{p}_{Y,t} - \hat{y}_t) \\ s_G\hat{s}_{G,t} &= s_G (\hat{p}_{G,t} + \hat{g}_t - \hat{p}_{Y,t} - \hat{y}_t) \\ \hat{r}_t &= \phi_R \hat{r}_{t-1} + \frac{(1-\phi_R)}{r} [\phi_\pi (\widehat{\pi}_{C,t} - \widehat{\pi}_{C,t-1})] + \frac{\phi_\pi}{r} (\widehat{\pi}_{C,t} - \bar{\pi}_C) + \frac{\phi_{\Delta Y}}{r} (\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}) + \hat{\varepsilon}_{mp,t} \\ \hat{k}_{G,t+1} &= \frac{(1-\delta)\hat{k}_{G,t}}{e^\gamma} - \frac{(1-\delta)\hat{z}_t}{e^\gamma} + \frac{(1-(1-\delta))\hat{i}_{G,t}}{e^\gamma} \\ \hat{t}_t^k &= \rho_k \hat{t}_{t-1}^k + \hat{\varepsilon}_t^k \\ \hat{t}_t^C &= \rho_C \hat{t}_{t-1}^C + \hat{\varepsilon}_t^C \\ \hat{t}_t^N &= \rho_N \hat{t}_{t-1}^N + \hat{\varepsilon}_t^N \\ \hat{t}_t^{W_h} &= \rho_{W_h} \hat{t}_{t-1}^{W_h} + \hat{\varepsilon}_t^{W_h} \\ \hat{t}_t^{W_f} &= \rho_{W_f} \hat{t}_{t-1}^{W_f} + \hat{\varepsilon}_t^{W_f} \\ \hat{\varepsilon}_{pc,t} &= \rho_{pc} \hat{\varepsilon}_{pc,t} + \hat{\varepsilon}_{pc,t} \\ \widehat{m}p_t &= \rho_{mp} \widehat{m}p_{t-1} + \varepsilon_t^{mp} \\ \hat{z}_t &= (1-\rho_z) \hat{y}_t + \rho_z \hat{z}_{t-1} + \hat{\varepsilon}_{z,t} \\ \hat{\varepsilon}_{tr,t} &= \rho_{tr} \hat{\varepsilon}_{tr,t} + \hat{\varepsilon}_{tr,t} \\ \hat{\varepsilon}_t^C &= \rho_C \hat{\varepsilon}_{t-1}^C + \hat{\varepsilon}_{C,t} \\ \hat{\varepsilon}_t^N &= \rho_N \hat{\varepsilon}_{t-1}^N + \hat{\varepsilon}_{N,t} \\ \hat{\varepsilon}_{i,t} &= \rho_i \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \varepsilon_t^i \\ \hat{\varepsilon}_{py,t} &= \rho_{py,y} \hat{\varepsilon}_{py,t-1} + \varepsilon_t^{py} \\ \hat{\varepsilon}_{im,t} &= \rho_{im} \hat{\varepsilon}_{im,t-1} + \varepsilon_t^{im} \\ \hat{\varepsilon}_{x,t} &= \rho_x \hat{\varepsilon}_{x,t-1} + \varepsilon_t^x \end{aligned}$$

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

### 3.5 BASE DE DADOS

Utilizamos os dados das contas nacionais trimestrais do IBGE, para avaliar: o consumo das famílias, os investimentos totais da economia (formação bruta de capital físico da economia), o PIB, a exportação, a importação, o preço do produto, e o preço de consumo das famílias.

Já, para o emprego e a remuneração das famílias, foram utilizadas as tabelas de recursos e usos do IBGE. Esses dados são encontrados em nível anual, mas foram transformados para trimestrais, aplicando a função de interpolação de Hermite, desenvolvida no MATLAB.

A construção das variáveis observáveis de tributação foi elaborada, em conformidade com De Araújo Neto e Sousa (2003), os quais calcularam as taxas efetivas de tributação da economia brasileira, dividindo-as em impostos de consumo, de renda do capital, e de renda do trabalho. Em nosso estudo, realizamos também a separação da tributação da renda do trabalho, em três outras diferentes tributações: (i) de renda do trabalho; (ii) de contribuições pagas pelo trabalhador sobre os salários; e (iii) de tributação paga pelos empregadores sobre o salário do empregado.

Somamos à tributação de consumo, o Imposto sobre Serviços (ISS), o Imposto sobre Circulação de Mercadorias (ICMS), o Imposto de Importação (II), o Imposto de Produtos Industrializados (IPI), a Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins), e o PIS-PASEP. Identificamos uma controversa quanto às classificações das contribuições Cofins e o PIS-PASEP, em alguns trabalhos, como De Araújo Neto e Sousa (2001), que as consideram como renda de trabalho; outros, como De Araújo Neto e Sousa (2003), as consideram como renda de capital; e, uma terceira via, como em Lemgruber (1995), as considera como tributação de consumo. Assim, para este estudo, as contribuições Cofins e PIS PASEP foram consideradas como tributação de consumo, já que elas incidem sobre a receita operacional bruta.

Conforme destacado em De Araújo Neto e Sousa (2003), existem três tributos incidentes sobre a renda que não deixam clara sua origem: se de trabalho ou de capital. Diante disso, realizamos uma ponderação nesses tributos, em relação ao operacional bruto na economia, e nas remunerações da economia, conforme recomendam De Araújo Neto e Sousa (2003). Esses tributos são: Imposto sobre a Propriedade de Veículos Automotores (IPVA), Imposto sobre a Renda Retida nas Fontes, outros rendimentos (IRRF), e Impostos de Renda

sobre as Pessoas Físicas (IRPF). Essas tributações foram classificadas como sem origem de natureza, ou de natureza de renda de capital ou de renda de trabalho.

Para a construção da tributação de renda do trabalho, seguimos De Araújo Neto e Sousa (2003), que estimaram uma média ponderada das remunerações de salários e do operacional bruto na economia. A parcela na ponderação referente às remunerações foi classificada neste estudo como  $\tau^N$ .

A tributação incidente sobre a renda do capital constituiu-se do Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU), da Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira (CPMF), do Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural (ITR), do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF), da Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL), do Imposto sobre a Renda de Pessoas Jurídicas (IRPJ), Imposto sobre a Renda Retida nas Fontes (rendimento do capital), e Imposto sobre a Renda Retida nas Fontes (rendimento de remessa para o exterior). Por último, adicionamos, também na conta de tributação, à renda do capital, os impostos de renda não classificados quanto à origem, e a parte da ponderação referente ao operacional bruto da economia. Os tributos sobre a renda do capital foram classificados como  $\tau^K$ .

Finalmente, consideramos as contribuições sobre os salários que tratam do FGTS e das contribuições ao INSS, pagas pelos trabalhadores  $\tau^{wh}$  e pelos empregadores  $\tau^{wf}$ . As alíquotas das contribuições do INSS, pagas pelos trabalhadores, variam de 7.5% a 14%, descontadas em folhas de pagamento. Já quanto ao pagamento das contribuições referentes aos empregadores, em relação ao salário, temos o INSS patronal, que, em geral, corresponde a 20% do pagamento do salário dos empregados. Portanto, calculamos as estimativas dessas contribuições com uma média ponderada entre as taxas destacadas no parágrafo anterior, correspondentes aos pagamentos feitos pelos trabalhadores  $\tau^{wh}$  e pelos empregadores  $\tau^{wf}$ . O FGTS foi inserido como pagamentos dos trabalhadores  $\tau^{wh}$ .

Os tributos referentes à economia brasileira foram extraídos do IPEADATA, utilizando dados trimestrais de 1997/01 a 2017/04. Desse modo, este intervalo de tempo determinou o período de análise do modelo, que compreende o primeiro trimestre de 1997 ao quarto trimestre de 2017.

Concluindo, optamos por utilizar um conjunto do logaritmo composto de 14 variáveis: Produto Interno Bruto (PIB) real, massa real de remuneração das famílias, despesas reais de consumo privado das famílias, formação bruta real de investimento em capital físico, população empregada na economia, inflação de consumo ao consumidor, exportações reais, importações reais, taxa de variação do preço do produto, tributação do consumo, tributação da

renda do capital, tributação da renda do trabalho, tributação incidente sobre os salários pagos pelos empresários e tributação incidente sobre os salários pagos pelos trabalhadores. Logo, coletamos séries temporais trimestrais do seguinte vetor de variáveis observadas:

$$\tilde{Y}_t = [\Delta \tilde{y}_t, \Delta \tilde{w}_t, \Delta \tilde{c}_t, \Delta \tilde{i}_t, \Delta \tilde{n}_t, \Delta \tilde{p}_{c,t}, \Delta \tilde{x}_t, \Delta \tilde{m}_t, \Delta \tilde{p}_{y,t}, \Delta \tilde{\tau}_t^c, \Delta \tilde{\tau}_t^k, \Delta \tilde{\tau}_t^n, \Delta \tilde{\tau}_t^{wf}, \Delta \tilde{\tau}_t^{wh}] \quad (3.94)$$

Onde:  $\Delta$  representa o termo de diferenciação logarítmica das séries temporais, e o símbolo til nas variáveis representa que essas variáveis foram normalizadas, como segue:

Tabela 3.3 - Descrição da normalização das variáveis observáveis.

$\tilde{y}_t = 100 \times \ln \left( \frac{indy_t \div indp_y}{ind WAP} \right)$	$indy_t$ é o índice do PIB do Brasil, $indp_y$ representa o deflator implícito do PIB do Brasil, e $ind WAP$ trata do índice da população em idade ativa do Brasil, envolvendo a idade de 16 a 64 anos, (todos os índices são baseados na média de 2010 = 100).
$\tilde{c}_t = 100 \times \ln \left( \frac{indc_t \div indp_c}{ind WAP} \right)$	$indc_t$ é o índice do consumo das famílias do Brasil, e $indp_c$ representa o deflator implícito do consumo das famílias do Brasil.
$\tilde{i}_t = 100 \times \ln \left( \frac{indi_t \div indp_i}{ind WAP} \right)$	$indi_t$ é o índice dos investimentos do Brasil, e $indp_i$ representa o deflator implícito dos investimentos Brasil.
$\tilde{m}_t = 100 \times \ln \left( \frac{indim_t \div indp_{im}}{ind WAP} \right)$	$indim_t$ é o índice de importação do Brasil, e $indp_{im}$ representa o deflator implícito das importações do Brasil.
$\tilde{x}_t = 100 \times \ln \left( \frac{indx_t \div indp_x}{ind WAP} \right)$	$indx_t$ é o índice de exportação do Brasil, e $indp_x$ representa o deflator implícito das exportações do Brasil.
$\tilde{w}_t = 100 \times \ln \left( \frac{indw_t \div indp_c}{ind WAP} \right)$	$indw_t$ é o índice das remunerações das famílias do Brasil, e $indp_c$ representa o deflator implícito do consumo das famílias do Brasil.
$\tilde{n}_t = 100 \times \ln \left( \frac{indn_t}{ind WAP} \right)$	$indn_t$ é o índice do emprego do Brasil.
$\tilde{p}_{c,t} = 100 \times \ln (indp_{c,t})$	o $indp_c$ representa o deflator implícito do consumo das famílias do Brasil, (todos os índices citados nessa tabela são baseados na média de 2010 = 100).
$\tilde{p}_{y,t} = 100 \times \ln (indp_{y,t})$	o $indp_{y,t}$ representa o deflator implícito do produto interno do Brasil.
$\tilde{\tau}_t^c = 100 \times \ln \left( \frac{ind\tau_t^c \div indp_y}{ind WAP} \right)$	$ind\tau_t^c$ é o índice de tributação sobre o consumo do Brasil, e $indp_y$ representa o deflator implícito do PIB do Brasil.
$\tilde{\tau}_t^k = 100 \times \ln \left( \frac{ind\tau_t^k \div indp_y}{ind WAP} \right)$	$ind\tau_t^k$ é o índice de tributação sobre a renda do capital do Brasil, e $indp_y$ representa o deflator implícito do PIB do Brasil.
$\tilde{\tau}_t^n = 100 \times \ln \left( \frac{ind\tau_t^n \div indp_y}{ind WAP} \right)$	$ind\tau_t^n$ é o índice de tributação sobre a renda do trabalho do Brasil, e $indp_y$ representa o deflator implícito do PIB do Brasil.
$\tilde{\tau}_t^{wh} = 100 \times \ln \left( \frac{ind\tau_t^{wh} \div indp_y}{ind WAP} \right)$	$ind\tau_t^{wh}$ é o índice de tributação sobre o salário pago pelos trabalhadores do Brasil, e $indp_y$ representa o deflator implícito do PIB do Brasil.
$\tilde{\tau}_t^{wf} = 100 \times \ln \left( \frac{ind\tau_t^{wf} \div indp_y}{ind WAP} \right)$	$ind\tau_t^{wf}$ é o índice de tributação sobre os salários pagos pelos empresários do Brasil, e $indp_y$ representa o deflator implícito do PIB do Brasil.

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

### 3.5.1 Metodologia DSGE e VAR Bayesiano

O VAR (Vector Autoregressive) bayesiano, BVAR, constitui um processo de estimação dos parâmetros de um modelo VAR, impondo restrições aos parâmetros desse modelo, por meio de distribuições randômicas, e envolvendo os anteriores (priors), com a finalidade de ajustar os posteriores.

Litterman (1986) foi quem primeiro propôs a abordagem bayesiana para discutir o problema de modelos VAR, adotando a concepção derivada do teorema de Bayes, com a finalidade de contornar as incertezas nas estimativas dos parâmetros. Nesse processo de calibração, restringem-se as variabilidades dos parâmetros por meio de distribuições de probabilidades, partindo de valores dos anteriores, e ajustando suas estimativas para as posteriores, maximizando uma função de verossimilhança. É por meio desse processo de calibração de parâmetros que se estrutura o modelo DSGE bayesiano. Rabanal e Rubio-Ramirez (2005) enfatizam que o modelo bayesiano estima o modelo DSGE completo, e se caracteriza como a melhor alternativa para as estimativas DSGE. Utilizar as distribuições de probabilidade para os anteriores na concepção bayesiana funciona como um fator de equilíbrio nas estimações das posteriores. Conforme destacado por Griffoli (2007), a utilização de anteriores e distribuição de probabilidades para os anteriores, é importante para minimizar a ocorrência de coeficientes extremos que não retratam, consistentemente, o comportamento da economia, e obter posteriores ajustados, de forma coerente, com o comportamento da economia.

O modelo DSGE bayesiano executa o processo de calibração, a partir da matriz de dados empíricos, correspondentes ao vetor  $Y$  de variáveis, e os anteriores assumidos para o vetor de parâmetros  $\theta$ , tendo como base as estimativas obtidas para outras economias. Desse modo, considerando que, num modelo DSGE bayesiano, no qual as variáveis são representadas pelo vetor  $Y$  e os parâmetros pelo vetor  $\theta$ , a densidade de probabilidade  $p(Y | \theta)$ , também chamada de função de verossimilhança, é utilizada para atualizar os anteriores, condicionados aos dados empíricos amostrais de  $Y$ .

Os posteriores, que representam a atualização dos anteriores, são representados pela distribuição de probabilidade  $p(\theta | Y)$ , conforme equação a seguir:

$$p(\theta | Y) = \frac{p(Y|\theta)p(\theta)}{p(Y)} \quad (3.95)$$

Nessa Equação (3.95), os termos  $p(\theta)$  e  $p(Y)$  são, respectivamente, as probabilidades marginais do vetor  $Y$  e do vetor  $\theta$ . Conforme Koop (2003), a probabilidade marginal  $p(Y)$  é determinada pela seguinte equação.

$$p(Y) = \int_0^1 p(Y | \theta)p(\theta) d\theta \quad (3.96)$$

Os posteriores estimados pela Equação (3.96) fornecem uma sequência de valores para  $p(\theta | Y)$ , a partir dos quais são estimadas as médias dos parâmetros  $\theta$ , pelo método de Monte Carlo. Em nosso estudo utilizamos, no processo de calibração dos parâmetros, o método Monte-Carlo Markov Chain (MCMC); ou seja, o algoritmo Metrópoles Hasting, via cadeia de Markov.

Após definir o procedimento de determinação dos parâmetros posteriores no processo de calibração, as equações log-linearizadas do modelo DSGE, submetidas aos choques exógenos,  $\tilde{\pi}_t$ , foram estimadas por meio de um sistema linear, representado pela matriz  $\tilde{y}_t$ , que conduz a evolução dinâmica do sistema.

Para estabelecer a trajetória do movimento da matriz  $\tilde{Y}_t$ , podemos expandi-la, adicionando as expectativas  $E_t[\tilde{y}_{(t+1)}]$  e  $E_t[\tilde{\pi}_{(H,t+1)}]$ , conforme mostrado a seguir:

$$s_t = \{\tilde{y}'_t, E_t[\tilde{y}_{(t+1)}], E_t[\tilde{\pi}_{(H,t+1)}]\} \quad (3.97)$$

Onde:  $s_t$  é o sistema expandido.

Conforme Sims (2002), o modelo log-linearizado do sistema expandido pode ser resolvido pelo seguinte procedimento:

$$\Gamma_0 s_t = \Gamma_1 s_{(t-1)} + \Lambda \epsilon_t + \Psi \eta_t, \quad (3.98)$$

Onde:  $\epsilon_t$  são os termos de erros estocásticos do modelo; e  $\eta_t$  são os erros estocásticos previstos nas expectativas racionais. Os parâmetros do vetor  $\theta$  do modelo DSGE entram na composição das matrizes  $\Gamma_0$ ,  $\Gamma_1$ ,  $\Lambda$  e  $\Psi$ .

Se as condições de transversalidade forem satisfeitas e o modelo não for explosivo, a solução de (3.97) é a de um modelo VAR simples, escrito como segue:

$$s_t = \Phi_1(\theta)s_{(t-1)} + \Phi_\epsilon(\theta)\epsilon_t, \quad (3.99)$$

Onde: as matrizes  $\Phi_1(\theta)$  e  $\Phi_\epsilon(\theta)$  são coeficientes em função dos parâmetros estimados no modelo DSGE bayesiano.

A partir da estimativa do vetor de variáveis expandido  $s_t$ , pode-se reconstruir a solução da matriz  $y_t$  das variáveis originais, utilizando os parâmetros  $\theta$ , estimados pelo modelo DSGE bayesiano, donde obteremos:

$$y_t = \Omega_0(\theta) + \Omega_1(\theta)t + \Omega_2(\theta)s_t + u_t \quad (3.100)$$

Onde:  $u_t$  são os termos de erros estocásticos;  $t = 1, 2, \dots, T$ ; e  $T$  é o comprimento da série de tempo, ou seja,  $t$  trata de uma sequência de incrementos de tempo.

O conjunto de Equações (3.97) a (3.100) representa a solução log-linearizada para o DSGE, em uma forma de estado e espaço. Logo, temos a densidade conjunta para os parâmetros, definida como segue:

$$p(Y_{1:T}, S_{1:T} | \theta) = \prod_{t=1}^T p(y_t, s_t | Y_{1:t-1}, S_{1:t-1}, \theta) \quad (3.101)$$

ou

$$p(Y_{1:T}, S_{1:T} | \theta) = \prod_{t=1}^T p(y_t | s_t, \theta) p(s_t | s_{t-1}, \theta) \quad (3.102)$$

Onde:  $p(y_t | s_t, \theta)$  e  $p(s_t | s_{t-1}, \theta)$  representam, respectivamente, as equações de estado e de medida de transição.

Na sequência, temos a função de verossimilhança, que pode ser estimada pela seguinte equação:

$$p(Y_{1:T}, | \theta) = \prod_{t=1}^T p(y_t | Y_{1:t-1}, \theta) \quad (3.103)$$

A partir desse processo de solução, podemos utilizar o MCMC para obter aproximações das posteriores, cujo objetivo é obter a distribuição das posteriores, por simulação interativa, calculando as estimativas amostrais da distribuição, com a simulação de passeios aleatórios nos parâmetros  $\theta$ . No algoritmo Metrópolis Hasting, são geradas a

distribuição auxiliar, a probabilidade de ser aceito, e a definição do processo de correção. Essa correção conduz à convergência da cadeia de Markov, isto é, gera a distribuição das posteriores (Koop, 2003).

Os parâmetros das anteriores, utilizados neste estudo, são referentes à economia brasileira, visando estimar as posteriores em variáveis por trimestre. Na Tabela 3.4, a seguir, são definidos os valores dos anteriores dos parâmetros utilizados, neste estudo, sobre a economia do Brasil.

Tabela 3.4 - Valor dos parâmetros do modelo DSGE (veja nota no final da tabela).  
(continua)

Parâmetros	Brasil	Descrição
<b>Famílias</b>		
$PO$	0.24 <sup>*</sup>	Tamanho da população
$\beta$	0.992 <sup>#</sup>	Fator de desconto subjetivo
$\sigma$	2.0 <sup>#</sup>	Inverso da elasticidade substituição intertemporal
$\kappa$	0.6 <sup>#</sup>	Hábito de consumo
$\zeta$	2.0 <sup>#</sup>	Inverso da elasticidade substituição por trabalho
$\delta$	0.025 <sup>#</sup>	Taxa de depreciação
$\xi_I$	0.75 <sup>#</sup>	Fração das famílias que não otimizam salários
$\chi_I$	0.75 <sup>#</sup>	Grau de indexação dos salários
<b>Firmas</b>		
$A$	0.30 <sup>#</sup>	Participação do capital na renda
$\Psi$	0.20 <sup>#</sup>	Participação do custo fixo na função de produção
$Z$	1,00 <sup>#</sup>	Nível de produtividade total
$\rho$	0.90 <sup>#</sup>	Parâmetro de produtividade
$H$	6,0 <sup>#</sup>	Elasticidade preço da demanda por trabalho
$n$	6,0 <sup>#</sup>	Elasticidade preço da demanda das famílias por trabalho
$\xi_{..}$	0.9 <sup>#</sup>	Participação de empresas que não otimizam preço
$\xi$	0.3 <sup>#</sup>	Participação de empresas que não otimizam preço, que
$\chi_H, \chi_V$	0.5 <sup>#</sup>	Grau de fixação de preços na economia
$v_r$	0.9669 <sup>*</sup>	Viés doméstico para a produção de bens de consumo
$v_i$	0.8376 <sup>*</sup>	Viés doméstico para a produção de bens de investimento
$u.., u.$	2,0 <sup>*</sup>	Elasticidade preço da demanda por bens intermediários
$\theta$	7.6 <sup>€</sup>	Elasticidade preço da demanda por uma cesta específica de
<b>Governo</b>		
$B_Y$	2.20 <sup>*</sup>	Relação dívida PIB
$\phi_{B_Y}$	0.10 <sup>#</sup>	Sensibilidade dos impostos a razão dívida PIB
$G$	0.22 <sup>*</sup>	Consumo do governo de bens públicos no estado estacionário
$\rho_g$	0.90 <sup>#</sup>	Parâmetro de consumo público do governo
$tr$	0.1684 <sup>*</sup>	Transferências públicas em relação ao PIB
$\rho_{tr}$	0.90 <sup>#</sup>	Parâmetro de transferências públicas
$Ig$	0.0186 <sup>€</sup>	Investimento público em relação ao PIB no estado estacionário
$\rho_{ig}$	0.90 <sup>#</sup>	Parâmetro dos investimentos públicos
$\tau_C$	0.162 <sup>€</sup>	Imposto de consumo
$\tau_D$	0.0 <sup>€</sup>	Imposto sobre dividendos

Tabela 3.4 - Valor dos parâmetros do modelo DSGE (veja nota no final da tabela).  
(conclusão)

Parâmetros	Brasil	Descrição
		<b>Governo</b>
$\tau_K$	0.15 <sup>¢</sup>	Imposto sobre renda do capital
$\tau_N$	0.15 <sup>¢</sup>	Imposto sobre a renda do trabalho
$\tau_{W_h}$	0.11 <sup>¢</sup>	Contribuições sociais sobre o trabalho pagas pelas famílias
$\phi_R$	0.95 <sup>#</sup>	Grau de inercia da taxa de juros
$\phi_{g_Y}$	0.10 <sup>#</sup>	Sensibilidade da taxa de juros ao gap do produto
$\gamma_I$	3.0 <sup>#</sup>	Parâmetro do custo de ajustamento ao investimento
$\Pi$	1.045 <sup>*</sup>	Meta da inflação
$\phi_{P_i}$	2.5 <sup>*</sup>	Sensibilidade da taxa de juros ao gap inflacionário
$\tau_{W_f}$	0.20 <sup>¢</sup>	Contribuições pagas sobre o trabalho paga pelas firmas
$\gamma_I$	3.0 <sup>#</sup>	Parâmetro do custo de ajustamento ao investimento
$\gamma_{IM_C}, \gamma_{IM_I}$	2.5 <sup>#</sup> ; 0.0 <sup>#</sup>	Parâmetro do custo de ajustamento a importação
$\gamma_{B_F}$	0.01 <sup>#</sup>	Parâmetro do custo de intermediação

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Nota: # representam dados usados por base de Coenen et al. (2008), já \* representam os dados conforme Dos Santos (2017) e ¢ são os dados baseados em Valli e Carvalho (2010).

Conforme estudo realizado por An e Schorfheide (2007), na estimativa bayesiana, alguns dos parâmetros, já definidos na Tabela 3.4 serão fixos, tais como o desconto intertemporal e a abertura da economia. Além desses parâmetros mantidos fixos, os outros serão estimados por meio da estimação bayesiana, definindo as distribuições das probabilidades para os anteriores.

Ao optar pelas funções de distribuições de probabilidade, conforme a literatura atual sobre o tema, os parâmetros das elasticidades que estão no intervalo  $[0, 1]$  assumirão distribuições beta, garantindo a condição de raiz unitária dos parâmetros, ou seja, a estacionariedade dos parâmetros (AN e SCHORFHEIDE, 2007).

Para os dados que precisam ser positivos, como nos choques, as distribuições propõem uma distribuição gama inversa. Já, nos outros parâmetros, que não se enquadram nessas categorias, propõe-se a distribuição normal, as quais são assumidas como independentes (AN e SCHORFHEIDE, 2007).

### 3.5.2 Definição dos anteriores (priors)

Del Negro e Schorfheide (2008) propuseram um quadro para a construção de priores para o Novo Modelo Keynesiano DSGE (NKDSGE), em três diferentes classes de parâmetros. O primeiro grupo, identificado por  $\Theta(ss)$ , envolve aqueles parâmetros que determinam o estado estacionário, os quais, segundo Hall (1996), vinculam o estado estacionário do modelo NKDSGE ao incondicional primeiro momento. Na literatura de calibração, iniciada por Kydland e Prescott (1982), esses parâmetros são, frequentemente, fixados por razões chamadas de classificadas como significantes, ou outras medidas de longo prazo, como os primeiros momentos incondicionais de  $Y_t$ . O segundo grupo de priores para o modelo NKDSGE, denotado por  $\Theta$ , envolve a propagação endógena de choques. Neste grupo incluem-se os parâmetros de tecnologia, política, preferência e estrutura de mercado. Para muitos desses parâmetros, as informações dos anteriores vêm de conjuntos de dados separados. Por exemplo, o prior para o parâmetro de elasticidade da oferta de trabalho vem de estudos de nível micro sobre oferta de trabalho, aquele para os parâmetros de rigidez de preços de estudos sobre mudanças de preços etc. O terceiro grupo, denotado por  $\Theta$ , inclui os parâmetros que descrevem o mecanismo de propagação de choques exógenos, por exemplo, autocorrelações, desvios-padrão etc. Tais anteriores podem vir de evidências pré-amostrais, por exemplo, e são considerados invariantes em diferentes especificações do modelo DSGE. Resumimos todas essas informações a seguir, na Tabela 3.5, na qual apresentamos os valores dos anteriores dos parâmetros.

Tabela 3.5 - Valores dos anteriores dos parâmetros

(continua)

Parâmetro	Prior distribuição			
<b>Teoria Microeconômica</b>				
		Tipo	média	Desvio
Habito de consumo	$\kappa$	Beta	0.70	0.05
Fração de pessoas que não otimizam salários	$\xi_w$	Beta	0.75	0.05
Fração de firmas que não otimizam preços	$\xi_H$	Beta	0.75	0.05
Fração de firmas que não otimizam preços	$\xi_r$	Beta	0.75	0.05
Grau de indexação de salários	$\chi_w$	Beta	0.75	0.10
Grau de indexação de preços domésticos	$\chi_H$	Beta	0.75	0.10
Grau de indexação de preços exportados	$\chi_r$	Beta	0.75	0.10
Elasticidade substituição do consumo	$\mu_c$	Gamma	1.50	0.25
Elasticidade substituição do investimento	$\mu_i$	Gamma	1.50	0.25

Tabela 3.5 - Valores dos anteriores dos parâmetros

(conclusão)

Parâmetro	Prior distribuição			
<b>Custo de ajustamento</b>				
		Tipo	média	Desvio padrão
Investimento	$\gamma_I$	Gamma	4.00	0.50
Importação	$\gamma_{IM}$	Gamma	2.50	1.00
<b>Política monetária</b>				
Suavização da taxa de juros	$\phi_R$	Beta	0.90	0.05
Resposta a inflação	$\phi_{\Pi}$	Normal	1.70	0.10
Resposta a mudança da inflação	$\phi_{\Delta\Pi}$	Normal	0.30	0.10
Resposta ao crescimento do produto	$\phi_{\Delta Y}$	Normal	0.0625	0.05
<b>Coefficientes autorregressivos</b>				
Choque na preferência de consumo	$\rho_C$	Beta	0.75	0.10
Choque na preferência da mão de obra	$\rho_N$	Beta	0.75	0.10
Demanda por importação	$\rho_{IM}$	Beta	0.75	0.10
Demanda por exportação	$\rho_X$	Beta	0.75	0.10
Preço de consumo	$\rho_{pc}$	Beta	0.75	0.10
Transferências governamentais	$\rho_{tr}$	Beta	0.75	0.10
Neutro na produtividade total dos fatores	$\rho_z$	Beta	0.75	0.10
Eficiência dos investimentos	$\rho_i$	Beta	0.75	0.10
Preço do produto	$\rho_{py}$	Beta	0.75	0.10
Política monetária	$\rho_{mp}$	Beta	0.75	0.10
Tributação do consumo	$\rho_C$	Beta	0.75	0.10
Tributação da renda do trabalho	$\rho_N$	Beta	0.75	0.10
Tributação da renda do capital	$\rho_K$	Beta	0.75	0.10
Tributação dos salários paga pelas empresas	$\rho_{Wf}$	Beta	0.75	0.10
Tributação dos salários paga pelos trabalhadores	$\rho_{Wh}$	Beta	0.75	0.10
<b>Desvio padrão</b>				
Choque na preferência de consumo	$\sigma_C$	Inversa Gamma	0.10	2
Choque na preferência da mão de obra	$\sigma_N$	Inversa Gamma	0.10	2
Demanda por importação	$\sigma_{IM}$	Inversa Gamma	0.10	2
Demanda por exportação	$\sigma_X$	Inversa Gamma	0.10	2
Preço de consumo	$\sigma_{pc}$	Inversa Gamma	0.10	2
Transferências governamentais	$\sigma_{TR}$	Inversa Gamma	0.10	2
Neutro na produtividade total dos fatores	$\sigma_z$	Inversa Gamma	0.10	2
Eficiência dos investimentos	$\sigma_I$	Inversa Gamma	0.10	2
Preço do produto	$\sigma_{py}$	Inversa Gamma	0.10	2
Política monetária	$\sigma_{mp}$	Inversa Gamma	0.10	2
Tributação do consumo	$\sigma_C$	Inversa Gamma	0.10	2
Tributação da renda do trabalho	$\sigma_N$	Inversa Gamma	0.10	2
Tributação da renda do capital	$\sigma_K$	Inversa Gamma	0.10	2
Tributação dos salários paga pelas empresas	$\sigma_{Wf}$	Inversa Gamma	0.10	2
Tributação dos salários paga pelos trabalhadores	$\sigma_{Wh}$	Inversa Gamma	0.10	2

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

### 3.6 RESULTADOS E ANÁLISES

Como descrito ao longo das seções anteriores, o modelo estruturado é um modelo para uma pequena economia aberta, no caso, a economia brasileira, o qual seguiu as linhas de Coenen et al. (2008), Valli e Carvalho (2010), e Carvalho e Valli (2011). Nesse modelo, as variáveis evoluem ao longo do tempo, em forma de trajetórias de crescimento estocásticas. As trajetórias estocásticas das variáveis foram decompostas em estados estacionários e soluções log-lineares, evoluindo em torno desses estados de equilíbrios. O método de Sims (2002) foi utilizado para construir as aproximações log-lineares do modelo, em torno do estado estacionário. Desse modo, usando o conjunto de parâmetros anteriores (*priors*), os choques estocásticos estruturais, e o sistema de equações log-linearizadas, derivou-se uma representação de espaço de estado para se obter o vetor solução.

Para estimar o modelo, usamos dados trimestrais da economia brasileira, do período 1997/1–2017/4, combinando o seguinte conjunto de variáveis observáveis: PIB; salário real; consumo; investimento; emprego; exportações; importações; deflator do consumo; deflator do produto; tributação do consumo; tributação da renda do capital; tributação da renda do trabalho; tributação no salário, paga pelos empresários; e tributação no salário, paga pelos trabalhadores.

Além disso, usamos, ainda, métodos bayesianos para determinar as distribuições posteriores dos parâmetros estruturais, conforme An e Schorfheide (2007). Para calcular a função de verossimilhança das variáveis observadas, aplicamos o filtro de Kalman, derivado da representação de espaço de estado, estruturada no modelo. A distribuição de probabilidades posteriores combina a função de verossimilhança com as informações do vetor de variáveis observáveis, cujos dados utilizados foram trimestrais e abrangem o período de 1997/1–2017/4.

Realizamos, também, as estimações bayesianas do modelo esquematizado ao longo desta Seção, deste Ensaio 3. Para obter a solução, estruturamos um código computacional na plataforma Dynare, versão 4.6.2, utilizando o procedimento de solução de CMA-ES (Covariance Matrix Adaptation Evolution Strategy), desenvolvida por Hansen and Kern (2004), e implementado na função “*estimation*”, no modo computacional “*mode\_compute=9*” da plataforma Dynare.

A rotina de Hansen e Kern (2004) trata da otimização da Covariance Matrix Adaptation Evolutionary Strategy (CMA-ES). A ideia básica, por trás dessa rotina, é

aproximar o inverso da matriz de Hessian da função objetivo. Nesse caso, essa aproximação não é feita com base no uso de gradientes ou derivadas de segunda ordem, mas por simulação. Portanto, a rotina pode lidar com funções objetivas muito complicadas, que apresentam comportamentos, como: (i) descontinuidades; (ii) restrições complexas; (iii) ruído; (iv) ótimos locais; e (v) um espaço de busca não convexo.

O algoritmo funciona da seguinte maneira: para cada iteração, um conjunto de pontos  $\lambda$  no espaço de busca é encontrado por amostragem de uma distribuição normal multivariada de  $n$  dimensão. Esses pontos  $\lambda$  constituem uma geração; assim, a geração  $g + 1$  é criada por:

$$x_i^{(g+1)} \sim N(X_w^g, \sigma^{g^2} C^g), \text{ com } i = 1, \dots, \lambda \quad (3.104)$$

Onde:  $x_i^{(g+1)} \in R^n$  e  $\sigma^{g^2} C^g \in R^{n \times n}$  são;  $\sigma^{g^2}$  representa o vetor médio na geração  $g$ ; e  $C^g$  é a matriz de covariância, na geração  $g$ .

Os limites inferior e superior do espaço de busca  $\lambda$  são indicados por  $a(h) \leq x(h) \leq b(h)$  para todo  $h$ . Se  $x_i^{(g+1)}$  viola esses limites ou qualquer uma das outras restrições. Então, a rotina faz uma nova amostra desse ponto até que um valor de  $x_i^{(g+1)}$  seja encontrado, onde a função objetivo é definida. Com base nos pontos  $\lambda$  da geração  $g + 1$ , o vetor médio e a matriz de covariância são atualizados, para melhorar a busca na próxima iteração, onde a geração  $g + 2$  é criada de maneira semelhante. Para maiores detalhes, veja Hansen e Kern (2004).

A função *estimation* apresenta um conjunto amplo de subfunções, que permitem obter as variáveis alisadas (*Smoothed Variables*), as variáveis atualizadas (*update variables*), as variáveis filtradas (*Filtered variables*), o critério de convergência MCMC, as estimativas dos posteriores e, por último, a função impulso resposta dos choques. Desse modo, analisaremos, nas subseções seguintes, os resultados obtidos nas simulações do modelo.

### 3.6.1 Parâmetros calibrados

A inferência bayesiana parte de uma distribuição de anteriores que, antes de observar os dados usados na estimativa, descreve as informações disponíveis. Os dados observados são subsequentemente, usados para atualizar os anteriores, via teorema de Bayes, para as distribuições posteriores dos parâmetros do modelo, que podem ser resumidos nas medidas

usuais de localização (por exemplo, modo ou média) e dispersão (por exemplo, desvio padrão e intervalos de probabilidade).

Nesse sentido, foi calibrado um conjunto de parâmetros, identificados com as variáveis da economia brasileira, incluídas no modelo. Esses parâmetros foram calibrados, a partir de informações de comportamentos de anteriores (priors), relativos a outras economias. A maioria desses parâmetros deve estar relacionada aos valores de estado estacionário das variáveis observadas no modelo, no caso, para a economia brasileira; e, portanto, são calibrados de forma a corresponder às suas médias amostrais.

Na Tabela 3.6, a seguir, descrevemos os parâmetros calibrados junto com os valores de estado estacionário implícitos. No processo de calibração, os priores foram fixados de modo a pertencerem às características relativas a outras economias, já comprovadamente eficientes em outros estudos, conforme definidas e apresentadas, anteriormente, na Tabela 3.5 de *priors*, cujas distribuições interagem também com as distribuições das posteriores.

Tabela 3.6 - Resultados das posteriores.

(continua)

Parâmetro	Prior distribuição			Posterior		
		Tipo	Média	Desvio	Mode	Média
<b>Teoria Microeconômica</b>						
Habito de consumo	$\kappa$	Beta	0.70	0.05	0.512	0.518
Fração de pessoas que não otimizam salários	$\xi_W$	Beta	0.75	0.05	0.525	0.521
Fração de firmas que não otimizam preços	$\xi_H$	Beta	0.75	0.05	0.513	0.510
Fração de firmas que não otimizam preços	$\xi_x$	Beta	0.75	0.05	0.734	0.730
Grau de indexação de salários	$\chi_W$	Beta	0.75	0.10	0.619	0.615
Grau de indexação de preços domésticos	$\chi_H$	Beta	0.75	0.10	0.493	0.490
Grau de indexação de preços exportados	$\chi_x$	Beta	0.75	0.10	0.519	0.516
Elasticidade substituição do consumo	$\mu_C$	Gamma	1.50	0.25	0.821	0.817
Elasticidade substituição do investimento	$\mu_I$	Gamma	1.50	0.25	0.981	0.968
<b>Custo de Ajustamento</b>						
Investimento	$\gamma_I$	Gamma	4.00	0.50	2.08	2.11
Importação de consumo	$\gamma_{IM}$	Gamma	2.50	1.00	1.51	1.53
Importação de investimento	$\gamma_{IM}$	Gamma	2.50	1.00	1.506	1.509
<b>Política Monetária</b>						
Suavização da taxa de juros	$\phi_R$	Beta	0.90	0.05	0.570	0.572
Resposta a inflação	$\phi_\pi$	Normal	1.70	0.10	0.367	0.370
Resposta a mudança da inflação	$\phi_{\Delta\pi}$	Normal	0.30	0.10	0.250	0.253
Resposta ao crescimento do produto	$\phi_{\Delta Y}$	Normal	0.0625	0.05	1.235	1.240
<b>Choques</b>						
Choque na preferência de consumo	$\rho_C$	Beta	0.75	0.10	0.572	0.569
Choque na preferência da mão de obra	$\rho_N$	Beta	0.75	0.10	0.732	0.723
Demanda por importação	$\rho_{IM}$	Beta	0.75	0.10	0.812	0.815
Demanda por exportação	$\rho_X$	Beta	0.75	0.10	0.510	0.521

Tabela 3.6 - Resultados das posteriores.

(continuação)

Parâmetro	Prior distribuição				Posterior Distribuição	
		Tipo	média	Desvio padrão	Mode	Média
<b>Choques</b>						
Preço de consumo	$\rho_G$	Beta	0.75	0.10	0.712	0.723
Transferências governamentais	$\rho_{TR}$	Beta	0.75	0.10	0.218	0.221
Neutro na produtividade total dos fatores	$\rho_Z$	Beta	0.75	0.10	0.912	0.925
Eficiência dos investimentos	$\rho_I$	Beta	0.75	0.10	0.482	0.486
Preço de produto	$\rho_{Gi}$	Beta	0.75	0.10	0.801	0.806
Política monetária	$\rho_{mD}$	Beta	0.75	0.10	0.793	0.790
Tributação do consumo	$\rho_C$	Beta	0.75	0.10	0.570	0.573
Tributação da renda do trabalho	$\rho_N$	Beta	0.75	0.10	0.345	0.348
Tributação da renda do capital	$\rho_K$	Beta	0.75	0.10	0.810	0.826
Tributação dos salários paga pelas empresas	$\rho_{Wf}$	Beta	0.75	0.10	0.410	0.415
Tributação dos salários paga pelos trabalhadores	$\rho_{Wh}$	Beta	0.75	0.10	0.468	0.471
<b>Desvio padrão</b>						
Choque na preferência de consumo	$\sigma_C$	Inversa Gamma	0.10	2,00	0.197	0.198
Choque na preferência da mão de obra	$\sigma_N$	Inversa Gamma	0.10	2,00	0.081	0.090
Demanda por importação	$\sigma_{IM}$	Inversa Gamma	0.10	2,00	0.210	0.215
Demanda por exportação	$\sigma_X$	Inversa Gamma	0.10	2,00	0.208	0.211
Preço de consumo	$\sigma_G$	Inversa Gamma	0.10	2,00	0.191	0.192
Transferências governamentais	$\sigma_{TR}$	Inversa Gamma	0.10	2,00	0.207	0.206
Neutro na produtividade total dos fatores	$\sigma_Z$	Inversa Gamma	0.10	2,00	0.108	0.107
Eficiência dos investimentos	$\sigma_I$	Inversa Gamma	0.10	2,00	0.225	0.230
Preço do produto	$\sigma_{Gi}$	Inversa Gamma	0.10	2,00	0.197	0.191
Política monetária	$\sigma_{mD}$	Inversa Gamma	0.10	2,00	0.241	0.252
Tributação do consumo	$\sigma_C$	Inversa Gamma	0.10	2,00	0.126	0.130
Tributação da renda do trabalho	$\sigma_N$	Inversa Gamma	0.10	2,00	0.122	0.125
Tributação da renda do capital	$\sigma_K$	Inversa Gamma	0.10	2,00	0.450	0.455
Tributação dos salários paga pelas empresas	$\sigma_{Wf}$	Inversa Gamma	0.10	2,00	0.113	0.125
Tributação dos salários pagos aos trabalhadores	$\sigma_{Wh}$	Inversa Gamma	0.10	2,00	0.071	0.075
<b>Tendências</b>						
Tendência de consumo		Gamma	0.30	0.20	0.11	0.12
Tendência do produto		Gamma	0.30	0.20	0.43	0.45
Tendência de consumo		Gamma	0.30	0.20	0.21	0.22
Tendência do salário		Gamma	0.05	0.20	0.12	0.15
Tendência da tributação de consumo		Gamma	0.05	0.20	0.15	0.17
Tendência de tributação da renda do capital		Gamma	0.02	0.20	0.18	0.19
Tendência de tributação da renda do trabalho		Gamma	0.15	0.20	0.28	0.25

Tabela 3.6 - Resultados das posteriores.

(conclusão)

Parâmetro	Prior distribuição			Posterior Distribuição	
	Tipo	média	Desvio padrão	Mode	Média
<b>Tendência</b>					
Tendência da tributação no salário paga pelos	Gamma	0.25	0.20	0.35	0.36
Tendência da tributação no salário paga pelos	Gamma	0.20	0.20	0.24	0.27
Tendência deflator do produto	Gamma	0.04	0.20	0.025	0.028
Tendência do deflator do consumo	Gamma	0.045	0.20	0.049	0.051
Tendência do emprego	Gamma	0.2	0.20	0.05	0.08
Tendência das importações	Gamma	0.3	0.20	0.051	0.048
Tendência das exportações	Gamma	0.3	0.20	0.28	0.27
Tendência de investimentos	Gamma	0.3	0.20	0.041	0.038
Tendência de gastos do governo	Gamma	0.3	0.20	0.21	0.18

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Destacamos que os resultados de calibrações dos posteriores, em geral, foram satisfatórios, dando sustentação de que os valores dos anteriores, previamente, assumidos, demonstraram atender às distribuições especificadas para captar as oscilações estocásticas, nos respectivos parâmetros, já que os posteriores dos parâmetros foram atualizados. A maioria dos anteriores (*priors*) foi atualizada pelas estimativas de calibração (veja Tabela 3.6), já que existe uma diferença, às vezes, muito significativa, entre os anteriores (*priors*) e os posteriores calibrados. Nesse sentido, entendemos importante relembrar que os *priors* utilizados neste estudo tratam, em parte, de dados da União Europeia, conforme Christoffel et al. (2008). Os gráficos referentes às calibrações dos posteriores, assim como as curvas envolvendo os anteriores, são apresentados nas Figuras C1 e C.2, Apêndice C.

Conforme as estimativas dos posteriores, já enfatizados na Tabela 3.6, o hábito de consumo obtido foi de 0,512, parâmetro que se caracteriza como o mais próximo dos resultados obtidos em outros estudos. Os parâmetros associados à inflação, ao hiato do produto e à diferença de inflação, inclusos na regra de política monetária, foram estimados, respectivamente, como sendo 0,367; 1,235 e 0,250. Na equação de origem, esses parâmetros são fatores de multiplicação, e medem a sensibilidade à inflação, ao hiato do produto e ao hiato da inflação. Além disso, o choque na tributação do capital (0,450) indica ser mais persistente do que os outros choques no modelo; quanto maior o valor, mais persistente é o choque, ou seja, o choque na tributação do capital indica ser mais persistente que os outros choques.

### 3.6.2 Resultados da solução MCMC univariada e multivariada

Uma questão crítica para usuários de métodos de Markov Chain Monte Carlo (MCMC) refere-se à determinação de quando interromper a amostragem e usar as amostras resultantes para estimar as características da distribuição de interesse. Os usuários do algoritmo MCMC abordam o problema de convergência aplicando ferramentas de diagnóstico sobre as características das amostras geradas. Contudo, esses métodos de diagnósticos de convergência podem falhar em detectar a convergência das amostras à estacionariedade. Desse modo, é recomendado utilizar uma combinação de estratégias diferentes para avaliar a convergência do amostrador MCMC, envolvendo um pequeno número de cadeias paralelas, monitorando autocorrelações, correlações cruzadas e modificando as parametrizações ou os algoritmos de amostragem. Entretanto, enfatizamos que não é possível afirmar que uma amostra finita, obtida pelo algoritmo MCMC, representa uma distribuição estacionária subjacente.

Com o algoritmo MCMC, teremos os dados de amostras univariada e multivariada. Em geral, a maioria das estimativas amostrais, que converge no MCMC, dá-se por meio da convergência univariada, estimada para todas as variáveis endógenas do modelo. Essa convergência parte do diagnóstico de Brooks e Gelman (1998), envolvendo 80% de intervalo das amostras. Entretanto, os mesmos autores, Brooks e Gelman (1998), revisaram seu método de inferência de simulações e construíram um procedimento de monitoramento de convergência, baseado na comparação de inferências dentro da cadeia e entre cadeias.

Os diagnósticos univariados da cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) (BROOKS e GELMAN, 1998; GELMAN e RUBIN, 1992) tratam dos seguintes testes de diagnóstico: (i) a sequência de cadeias deve envolver distribuições invariantes; e (ii) os momentos não devem mudar dentro e entre as cadeias. O cálculo proposto por Brooks e Gelman (1998) estima três conjuntos de estatísticas MCMC: média, variância e assimetria. Para cada uma dessas estatísticas, calcula-se a estatística relacionada a cada valor dentro da cadeia e entre cadeias. Se para cada estatística (média, variância ou assimetria) estimada, as estatísticas estimadas dentro da cadeia e entre cadeias estiverem próximas, então, as estimativas das estatísticas convergem, em um nível específico, num processo em que amostras extraídas se alinham próximas da densidade alvo.

Gelman e Rubin (1992) desenvolveram um diagnóstico de convergência univariada, usando dois estimadores de variância das amostras  $\psi$ , para verificar se essas amostras estão

próximas da densidade alvo, considerando, assim, que o conjunto  $I$  de amostras, distribuídas em  $J$  cadeias, depende de várias cadeias  $\{\psi_{j0}, \psi_{j1}, \dots, \psi_{jI-1}\}, j = 1, 2, \dots, J$ . Nesse critério, é estimada a variância dentro da cadeia:

$$W = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \frac{1}{I-1} \sum_{i=1}^I (\psi_{i,j} - \bar{\psi}_j)^2 \quad (3.105)$$

e a estimativa da variância entre cadeias:

$$\frac{B}{I} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J (\bar{\psi}_j - \bar{\psi})^2, \quad (3.106)$$

Onde:  $\bar{\psi}_j$  e  $\bar{\psi}$  são, respectivamente, a média da  $j$  - média da cadeia e a média geral, com  $j = 1, 2, \dots, J$ .

Com as relações (3.105) e (3.106) obtêm-se a estimativa de variância combinada:

$$\hat{V} = \frac{I-1}{I} W + \frac{B}{I} \quad (3.107)$$

Onde:  $\hat{V}$  é a variância combinada.

Finalmente, Gelman e Rubin (1992) calculam o fator de redução de escala potencial (PSRF), que é o diagnóstico de convergência univariada, definido por:

$$\hat{R} = \frac{\hat{V}}{W}, \quad (3.108)$$

A simulação do processo é interrompida quando  $\hat{R}$  for suficientemente próximo de um. O valor de corte 1,1 é, geralmente, usado pelos utilizadores do algoritmo MCMC, conforme recomendado por Gelman et al. (2014).

Brooks e Gelman (1998) propõem um critério para diagnosticar a convergência, no caso multivariado. Este critério é denotado por  $\hat{R}_p$ , e dado por:

$$\hat{R}_p = \frac{I-1}{I} + \left(1 + \frac{1}{J}\right) \lambda_1 \quad (3.109)$$

Onde:  $\lambda_1$  é o maior autovalor da matriz  $W^{-1}B/I$ .

$\hat{R}_p$  em (3.109) tende a um, se as cadeias se misturarem, à medida que o tamanho da amostra se amplia. Nesse caso, o valor de corte recomendado é também 1,1.

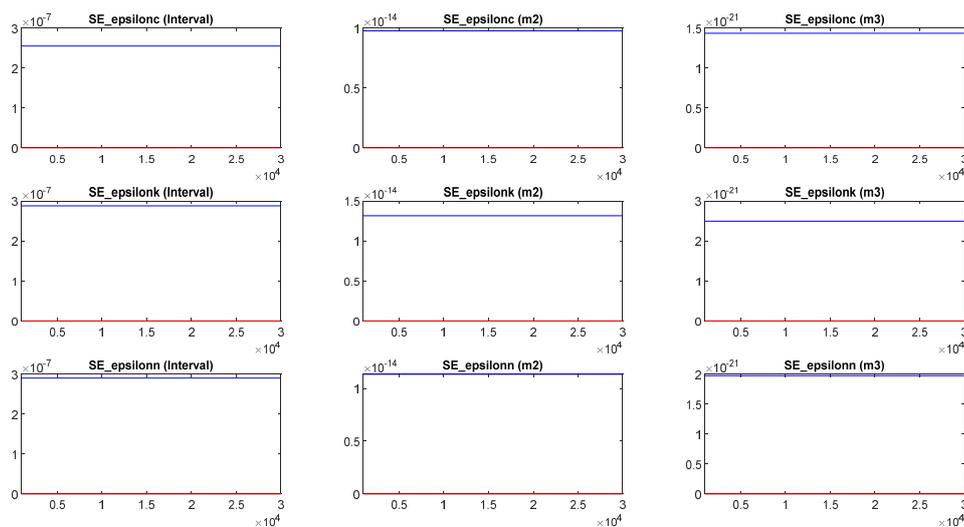
O diagnóstico univariado da Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) é a principal fonte de *feedback* para identificar problema com as amostras. No modelo deste estudo, foram fixadas 70 cadeias de 30.000 sorteios, sendo que 20% de cada cadeia foi descartado como perda na amostra, para retirar os efeitos dos valores iniciais. Desse modo, teremos 1.680.000 empates. Se os resultados forem satisfatórios (quando  $\hat{R}$  atinge o critério de corte) e o otimizador não ficar preso em uma área ímpar do subespaço dos parâmetros, dois casos podem ser evidenciados: (i) primeiro, os resultados são de que quaisquer iterações das simulações Metropolis-Hastings (MH) devem ser semelhantes; e (ii) segundo, os resultados entre as várias cadeias devem ser próximos. Essa é a ideia do que rastreia o diagnóstico MCMC.

O resultado de convergência à estacionariedade é dado por meio de gráficos, que representam medidas específicas de variabilidade dos vetores de amostras dentro da cadeia e entre as cadeias. Para que os resultados sejam satisfatórios ( $\hat{R} \approx 1,1$ ), eles devem ser relativamente constantes ao longo das amostras de cada cadeia (embora sempre haja alguma variação) e devem convergir para valores próximos do alvo. O Dynare, com essa situação, reporta, graficamente, três medidas de variabilidade: (i) da média das amostras dentro da cadeia e entre cadeias; (ii) m2, uma medida de variabilidade da variância, também dentro da cadeia e entre cadeias; e (iii) m3, uma medida de variabilidade do terceiro momento (assimetria).

A Figura 3.1, a seguir, ilustra a análise da convergência univariada para  $\epsilon_{knc}$ ,  $\epsilon_{knl}$  e  $\epsilon_{kln}$ . Os resultados da cadeia foram satisfatórios (com erros menores que  $10^{-7}$ ), e o otimizador ficou preso em uma área ímpar do subespaço dos parâmetros (ou seja, aproximou-se do valor alvo para cada parâmetro). As linhas vermelhas e as linhas azuis nos gráficos da Figura 3.1 representam medidas específicas das variabilidades dos parâmetros, respectivamente, dentro da cadeia e entre cadeias. A linha azul mostra os níveis de variabilidade, relativas às estimativas entre cadeias, enquanto a linha vermelha mostra a variabilidade das estatísticas dentro da cadeia. Desse modo, de acordo com esses critérios (conforme se pode observar na Figura 3.1), as amostras atingiram os valores alvos dos parâmetros, com níveis de variabilidade bem baixos, menores que  $1 \times 10^{-7}$ . Ou seja, os

resultados do processo de amostragem MH conduziram a valores de parâmetros relativamente constantes e convergentes. Esses gráficos de medidas de variabilidades no processo de convergência são apresentados para todos os parâmetros, expostos nas Figuras de B.1 a B.22, Apêndice B.

Figura 3.1 - MCMC diagnóstico univariado, para as variáveis  $\text{epsilonc}$ ,  $\text{epsilonk}$  e  $\text{epsionn}$



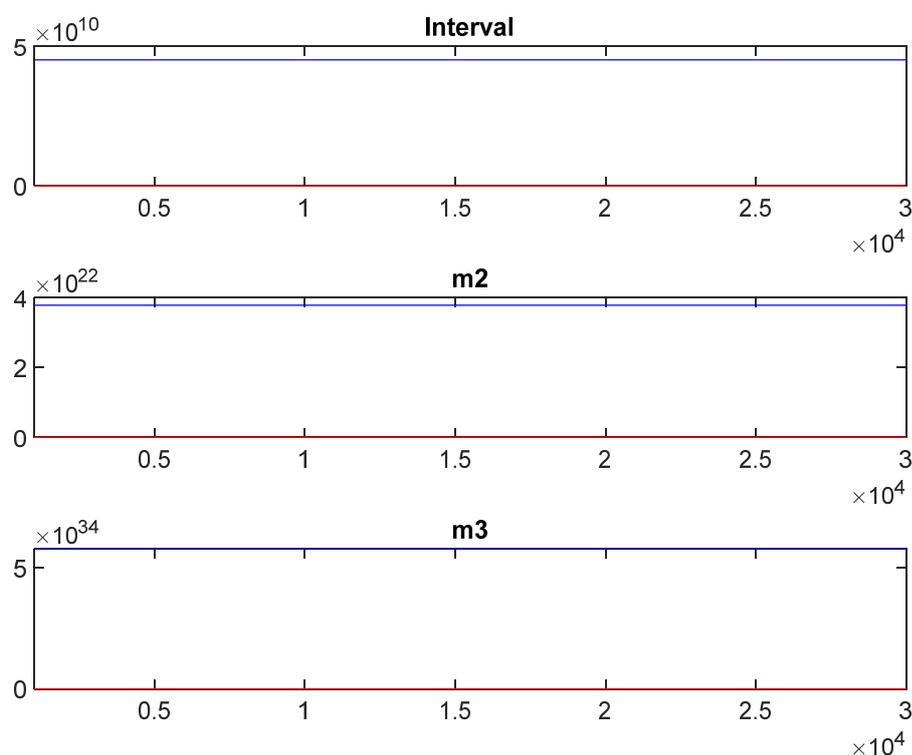
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Na sequência, a Figura 3.2, mostra as estimativas do MCMC para a convergência multivariada. O resultado de convergência à estacionariedade multivariada é dado por meio de plotagens gráficas do log do kernel da densidade posterior e do log da verossimilhança, em função de um parâmetro, mantendo os demais parâmetros constantes. Para que os resultados sejam satisfatórios,  $\hat{R}_p \approx 1,1$  (Equação 3.109), eles devem ser de tal modo que o MCMC acabará por convergir para a distribuição da densidade posterior. Nesse caso, o Dynare reporta, graficamente, três medidas de convergência para a distribuição posterior: (i) da média das amostras dos parâmetros; (ii) da variância das amostras dos parâmetros (m2); e (iii) da assimetria das amostras dos parâmetros (m3). Portanto, na Figura 3.2, a linha azul trata-se do log da densidade posterior e a linha vermelha, do log da verossimilhança.

As curvas caracterizadas pelas linhas azul e vermelha são apenas cortes bidimensionais, nos respectivos objetos, e não um registro multidimensional completo. Devemos observar, ainda, que o log da densidade posterior é igual à soma do log da densidade anterior mais o log da verossimilhança. Portanto, o log da verossimilhança é,

normalmente, menor que o kernel posterior (se o log da densidade anterior for positivo). Em consequência, o gráfico da verossimilhança (linha vermelha) estará abaixo da curva do log da densidade posterior (linha azul). Concluindo, se os priores trazem alguma informação para a inferência sobre os parâmetros a serem calibrados, as curvas de linhas azul e vermelha têm que ser diferentes. A diferença entre essas linhas é a contribuição de informação do log da densidade anterior, na composição do kernel posterior.

Figura 3.2 - MCMC diagnóstico multivariado do modelo.



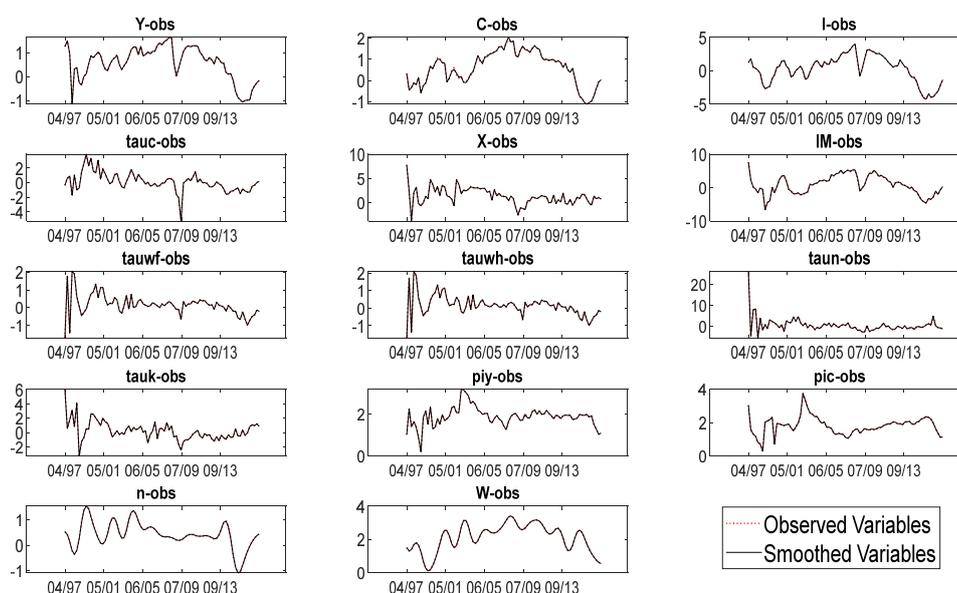
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

### 3.6.3 Variáveis alisadas (Smoothed Variables)

Com o objetivo de investigarmos o quão bom com que eficiência o modelo estimado simula variáveis históricas, comparamos a evolução das variáveis observadas com as variáveis suavizadas, estimadas pelo filtro de Kalman. Essas variáveis alisadas foram obtidas no processo de simulação do modelo DSGE, utilizando as informações dos posteriores ajustados.

A Figura 3.3 relata as variáveis observáveis suavizadas, estimadas pelo modelo DSGE, e as séries históricas correspondentes às variáveis observadas, usadas para estimar o modelo. Essa Figura 3.3, mostramos que todas as séries temporais observáveis podem ser replicadas pela solução estimada. Nesse caso, o erro de medição existente aproxima-se de zero, como pode ser observado, visualmente, pois não se podem identificar as diferenças entre as séries históricas das variáveis e as correspondentes variáveis alisadas, plotadas em cores vermelha e preta, e com linhas distintas, pontilhadas e contínuas, conforme legendado na Figura 3.3. Do exposto, podemos concluir que o modelo DSGE bayesiano tem poder de explicação bastante precisa dos movimentos do ciclo de negócios.

Figura 3.3 - Séries históricas das variáveis observáveis (linha vermelha) e variáveis suavizadas pelo filtro de Kalman (linha preta).



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

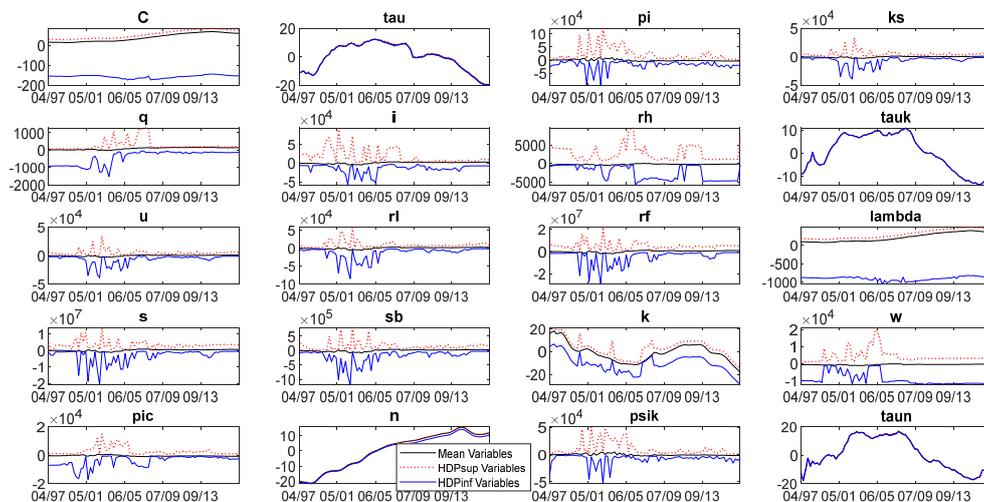
Na sequência do estudo, para caracterizarmos a precisão das simulações das variáveis não observáveis e os choques exógenos, recorreremos aos intervalos de confiança HPD (*High Posterior Density*), o melhor estimador de intervalo na metodologia bayesiana. O intervalo HPD é o intervalo mais estreito entre quaisquer outros intervalos bayesianos, estimados a partir de distribuição de posteriores.

O intervalo HPD, para uma probabilidade de confiança fixa (por exemplo, 95%), é estimado a partir dos posteriores dos parâmetros, em consonância com a função de

verossimilhança. Desse modo, o intervalo HPD estimado com 95% de confiabilidade produz a precisão maior possível de ser atingida, pois ele é construído de forma que contenha os valores considerados mais prováveis *a posteriori*.

A fim de averiguar a precisão das estimativas das variáveis não observáveis e choques, suavizadas pelo filtro de Kalman, consideramos as estimativas dos limites HPDinf e HPDup, respectivamente, limites inferior e superior do intervalo HPD que, nesse caso, foram estimados com 95% de confiabilidade. Portanto, esperamos que as médias das variáveis não observáveis e choques exógenos se alinhem nos correspondentes intervalos HPDs, ou seja, que se situem entre as linhas dos HPDinf e HPDup, e que esses intervalos sejam os mais estreitos possíveis.

Figura 3.4 - Evolução das variáveis não observáveis suavizadas endógenas do modelo (linha preta) e intervalo HPD, com 95% de confiabilidade, com limite superior em linha pontilhada vermelha e limite inferior em linha sólida, de cor azul, para as variáveis C, tau, pi, ks, q, i, rh, tauk, u, ri, rf, lambda, s, sb, k, w, pic, n, psik, e X.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A Figura 3.4 enfatiza as evoluções das variáveis suavizadas médias (estimadas pelo modelo DSGE), representadas por linhas sólidas, de cor preta. Os gráficos da Figura 3.4 também evidenciam as evoluções dos limites superior e inferior do intervalo HPD, com 95% de confiabilidade, representados, respectivamente, por linhas pontilhadas, em cor vermelha, e por linhas solidas, em cor azul. De forma geral, as evoluções de todas as médias das variáveis suavizadas se alinham de forma consistente, no interior do intervalo HPD, sendo superior ao

limite inferior e inferior ao limite superior. Em especial, algumas variáveis suavizadas médias, como o emprego  $n$ , o capital da economia  $k$ , o imposto de consumo  $\tau_{auc}$ , a tributação da renda de capital  $\tau_{auk}$ , as tributações da renda dos trabalhadores  $\tau_{aun}$ , possuem um ótimo alinhamento entre em seu processo de evolução, se ajustando, perfeitamente, no intervalo HPD, ao longo do período analisado neste estudo. No entanto, as variáveis suavizadas médias, consumos privados,  $c$ , e  $\lambda$  evoluem seguindo bem próximo dos respectivos limites superiores, possivelmente, devido ao limite inferior do intervalo de confiança HPD ser bastante amplo para essas variáveis.

As médias das variáveis suavizadas caracterizam o processo de evolução de desequilíbrios, que se inicia no estado de equilíbrio do modelo, e, à medida que o tempo transcorre, novos incrementos de variações (desequilíbrios) são adicionados aos valores dos desequilíbrios transcorridos no período prévio. Desse modo, entendemos que a simulação das variáveis médias suavizadas caracteriza o processo de desequilíbrios, que se somam ao longo do tempo. Por essa razão, uma análise detalhada sobre o comportamento das variáveis do modelo, do ponto de vista econômico, torna-se um trabalho árduo e complicado. Nesse sentido, o melhor entendimento do processo econômico no modelo é obtido por meio da análise das funções impulso-resposta, que será exposta na próxima seção.

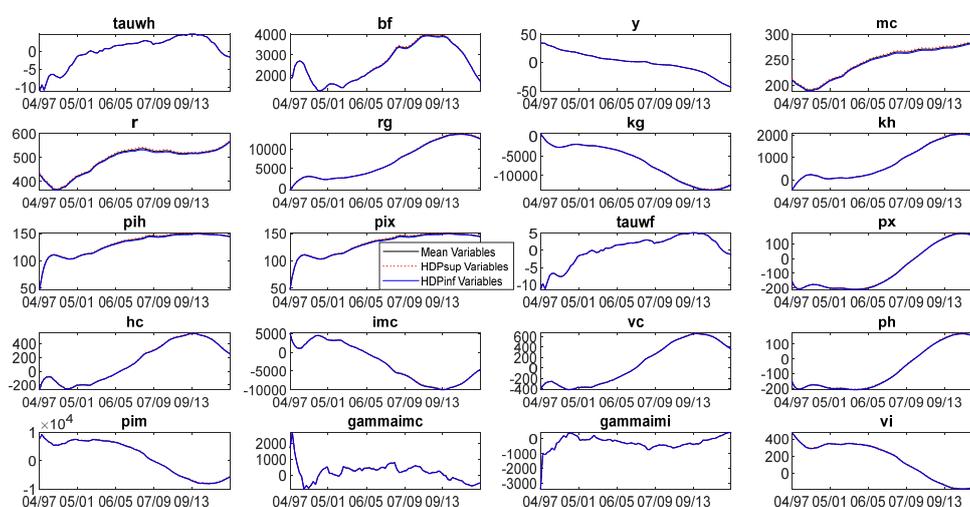
Em particular, podemos dizer que a simulação das variáveis endógenas, antes apresentada, na Figura 3.4, conseguiu prever os ciclos da economia brasileira. Por exemplo, com relação ao estoque de capital da economia  $k$ , observamos que, de forma consistente, o modelo conseguiu extrair os crescimentos sistemáticos do estoque de capital, no início dos anos 2000, e sua queda com o pré-anúncio da crise financeira Subprime, em 2006, e com incrementos positivos devido ao imediato aquecimento da economia brasileira, que prevaleceu até 2013.

A Figura 3.5, a seguir, também enfatiza a evolução, ao longo do tempo, de um conjunto de variáveis suavizadas médias (estimadas pelo modelo DSGE), representadas por linhas sólidas, de cor preta. Os gráficos da Figura 3.5 também evidenciam a evolução dos limites superior e inferior do intervalo HPD, com 95% de confiabilidade, representados, respectivamente, por linhas pontilhadas, em cor vermelha, e por linhas sólidas, em cor azul. De forma geral, a evolução de todas as médias das variáveis suavizadas se alinha, de forma perfeita, no interior do intervalo HPD. Para esses casos, mostrados na Figura 3.5, o intervalo

HPD, com 95% de confiabilidade, é completamente estreito, de modo que os limites superior e inferior e a curva média suavizada se superpõem para todas as variáveis.

Conforme se observa na Figura 3.5, a seguir, as seguintes variáveis: tauwh, bf mc, r, rg, kh ,pih, pix, tauwf, px, hc, vc, e ph, demonstram incrementos de desequilíbrios positivos contínuos, a partir de 1997 e, mais acentuadamente, a partir de 2005, até aproximadamente 2013. Após 2013, algumas dessas variáveis se estabilizaram e outras decaíram. Observamos aqui que uma parte dessas variáveis é de preços ou inflação (pih, pix, px, e ph), onde é natural observar uma evolução de incrementos positivos. Por outro lado, outras variáveis analisadas na Figura 3.5, demonstram incrementos de desequilíbrios negativos contínuos, a partir de 1997 e, mais acentuadamente, a partir de 2005 até, aproximadamente, 2013: y, kg, imc, pim e vi.

Figura 3.5 - Evolução das variáveis não observáveis suavizadas endógenas do modelo (linha preta) e intervalo HPD, com 95% de confiabilidade, com limite superior, em linha pontilhada vermelha, e limite inferior, em linha sólida, de cor azul; para as variáveis tauwh, bf, y, mc,r, rg, kg, kh, pih, pix, tauwf, px, hc, imc, vc, ph, pim, gammaimc, gammaimi, e vi.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

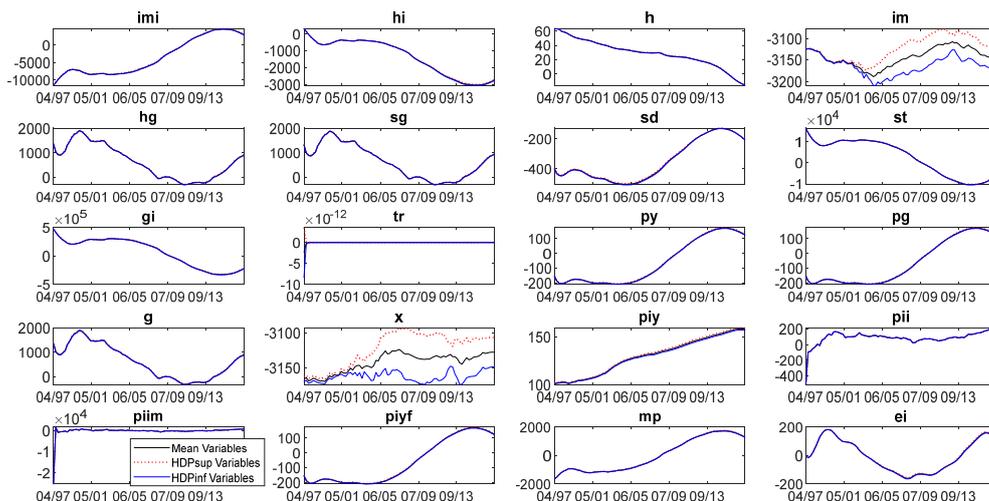
Algumas características importantes podem ser enfatizadas nesses comportamentos das variáveis endógenas, destacadas na Figura 3.5, por exemplo, o comportamento da variável rg que caracteriza crescimentos sistemáticos dos rendimentos governamentais (algo facilmente observado numa análise qualitativa da economia brasileira), durante o período de análise, que compreende entre 1997/01 a 2017/04. Uma situação inversa acontece com o

capital governamental  $kg$ , que decresce sistematicamente ao longo do período de 1997 a 2013, o que acabou por reduzir os investimentos do governo, em relação ao PIB.

O PIB também apresentou uma tendência de decrescimento sistemático em suas taxas de decrescimento, durante o período de 1997 a 2017, reforçando, assim, o poder de estimativa do modelo. Situação similar podemos observar sobre o comportamento das variáveis de importação de bens de consumo  $imc$ , e preço de importação  $pim$ , que decresceram de forma contínua, de 1997 a 2013. Em particular, podemos conjecturar que os decrescimentos sistemáticos na variável importação de bens de consumo  $imc$  pode ter acontecido em função de uma assimetria na formulação do modelo, visto que não utilizamos dados de importação por categoria.

Conforme destacado anteriormente, outras variáveis endógenas apresentaram crescimentos sistemáticos durante o período, que compreende de 1997/01 a 2017/4. Entre essas variáveis, destacamos o custo marginal  $mc$ , o rendimento da economia  $r$ , a tributação sobre salários, paga pelas firmas  $\tau_{w,f}$ , e paga pelos trabalhadores  $\tau_{w,h}$ , o preço doméstico  $ph$ , a inflação de exportação  $pix$ , e o consumo doméstico de bens de consumo  $hc$ . Destacamos que essas variáveis endógenas demonstraram uma tendência de elevação dos ciclos de negócios na economia brasileira, algo que foi consumado em todos os processos da economia.

Figura 3.6 - Variáveis alisadas selecionadas (linha sólida) e intervalos HPD de variáveis selecionadas



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A Figura 3.6, acima, também enfatiza a evolução, ao longo do tempo, de um conjunto de variáveis suavizadas médias (estimadas pelo modelo DSGE), representadas por linhas sólidas, de cor preta. Os gráficos da Figura 3.6, igualmente, evidenciam a evolução dos limites superior e inferior do intervalo HPD, com 95% de confiabilidade, representados, respectivamente, por linhas pontilhadas, em cor vermelha, e por linhas sólidas, em cor azul. De modo geral, a evolução de todas as médias das variáveis suavizadas se alinha de forma perfeita, no interior do intervalo HPD. Para esses casos, mostrados na Figura 3.6, o intervalo HPD, com 95% de confiabilidade, é completamente estreito, de modo que os limites superior e inferior e a curva média suavizada se superpõem para quase todas as variáveis, exceto para as variáveis importações e exportações.

Com relação às simulações das variáveis apresentadas na Figura 3.6, observamos que o modelo identifica os sistemáticos incrementos de crescimento na variável importação de bens de investimento  $imi$ , no período de 1997 a 2016, refletindo no aumento do  $imi$  e gerando uma tendência positiva nessa variável, no período destacado. Contudo, situação inversa ocorreu com o consumo de bens domésticos de investimento  $hi$ , de modo que o modelo identificou os sistemáticos decrescimentos no período de 1997 a 2016, gerando uma tendência decrescente nesta variável.

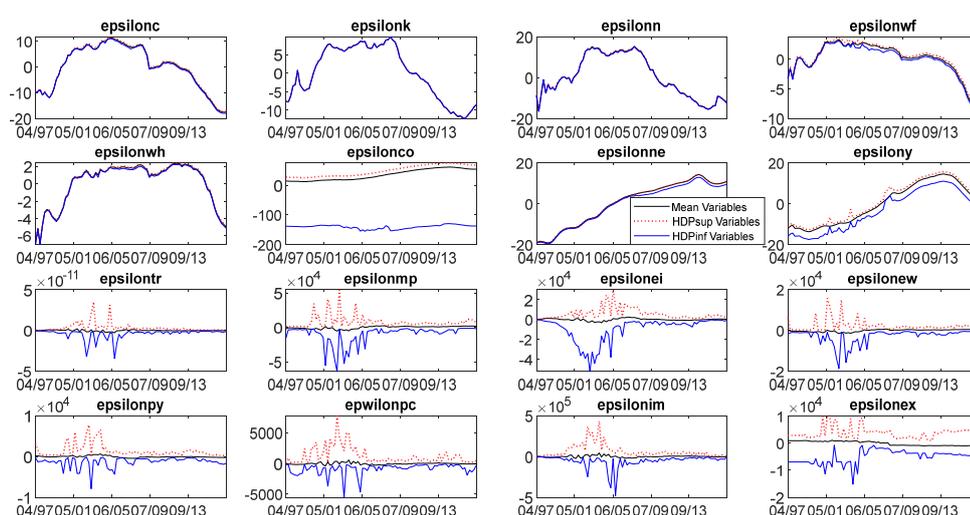
Os investimentos do governo  $gi$  também apresentaram sistemáticos decrescimentos no período de 1997 a 2013, cujo resultado evoluiu, conforme evidenciado anteriormente, em consonância com o decrescimento sistemático do capital governamental  $kg$ , também, no período de 1997 a 2013, o que acabou por reduzir os investimentos do governo em relação ao PIB, com consequentes impactos negativos sobre a taxa de crescimento do PIB. Ou seja, o PIB também apresentou uma tendência de decrescimento sistemático em suas taxas, durante o período de 1997 a 2017, conforme já destacado. Situação também consistente e em consonância com o comportamento de decrescimento sistemático das variáveis  $imc$  encontra-se nos preços de importação  $pim$ , que decresceram de forma contínua, de 1997 a 2013. Essas evoluções integradas e de forma consistente entre um conjunto de variáveis endógenas do modelo enfatizam a consistência do modelo estruturado neste estudo.

Outras variáveis endógenas do modelo, conforme mostradas na Figura 3.6, apresentaram evoluções de decrescimentos ou crescimentos consistentes durante o período que compreende de 1997/01 a 2017/4. Entre essas variáveis, destacamos os dividendos em relação ao PI,  $sd$ , os gastos do governo  $g$ , e a inflação do produto na economia  $piy$ , ao longo do período de 1997/01 a 2017/04. Essa consistência de evolução das variáveis endógenas,

detectada pelo modelo, demonstra a capacidade do modelo em detectar a dinâmica do ciclo de negócios da economia brasileira.

A seguir, na Figura 3.7, também enfatizamos a evolução, ao longo do tempo, do conjunto de choques exógenos suavizados médios (estimados pelo modelo DSGE), representados por linhas sólidas, de cor preta. Os gráficos da Figura 3.7 também evidenciam a evolução dos limites superior e inferior do intervalo HPD, com 95% de confiabilidade, representados, respectivamente, por linhas pontilhadas, em cor vermelha, e por linhas solidas, em cor azul. Em suma, podemos destacar que a evolução de todas as médias das inovações suavizadas alinharam-se, de forma satisfatória, no interior do intervalo HPD.

Figura 3.7 - Variáveis alisadas dos choques estocásticos (linha sólida) e intervalos HPD dos choques estimados.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

As médias dos choques exógenos suavizados, apresentados na Figura 3.7, podem ser classificadas em três categorias distintas:

- Em alguns choques exógenos, assumimos, previamente, inovações estocásticas, em conformidade com modelos de tendências estocásticas autorregressivos, como para os choques *epsilononco*, *epsilononne*, e *episilony*. Portanto, como se observa na Figura 3.7, esses choques se ajustaram, conforme esperado, em tendências estocásticas, que se caracterizam por impactos de médio e longo prazo, sobre as variáveis preferência de consumo, preferência de mão de obra, e o PIB y respectivamente.

▪Em alguns choques exógenos, assumimos, previamente, a introdução de inovações estocásticas, via modelos de passeios aleatórios autorregressivos, como para os choques  $\epsilon_{lnc}$ ,  $\epsilon_{lnk}$ ,  $\epsilon_{lwn}$ ,  $\epsilon_{lwf}$ , e  $\epsilon_{lwh}$ . Como pode ser facilmente constatado, esses choques impactam sobre variáveis de baixa frequência, como a tributação incidente sobre o consumo, a tributação incidente sobre a renda do capital, a tributação incidente sobre a renda do trabalho, as tributações de salários, pagas pelas firmas, e tributação de salários pagas pelos trabalhadores. Desse modo, devido a essas baixas frequências das variáveis impactadas, as inovações estocásticas se ajustaram como um passeio aleatório, tendo média zero, contudo, evoluindo em trajetória de baixa frequência e com comprimento de ondas grandes. Esse comportamento é consistente com o que se esperava, e pode ser observado através da Figura 3.7.

▪Também, em alguns choques exógenos, assumimos, previamente, a introdução de inovações estocásticas, via modelos de passeios aleatórios autorregressivos, como para os choques  $\epsilon_{lntr}$ ,  $\epsilon_{lnmp}$ ,  $\epsilon_{lnei}$ ,  $\epsilon_{lnew}$ ,  $\epsilon_{lnpy}$ ,  $\epsilon_{lnpc}$ ,  $\epsilon_{lnim}$  e  $\epsilon_{lnex}$ . Como pode, também, ser observado, esses choques impactam sobre variáveis de média e alta frequência, como nas transferências governamentais, na base monetária, na eficiência dos investimentos, nos salários, no preço do produto, no preço do consumo, nas importações, e nas exportações. Portanto, devido a essas variáveis comportarem-se como fenômenos de média e alta frequências, as inovações estocásticas introduzidas se ajustaram como um passeio aleatório, tendo média zero, contudo, evoluindo em trajetória de média e alta frequência, com comprimento de ondas curtas. Nesse sentido, observamos que, ao gerar os gráficos correspondentes a essas situações, introduzimos as médias das inovações estocásticas simuladas, mas os limites dos intervalos HPD não foram filtrados e mediados.

### 3.6.4 Função impulso-resposta

Para compreender as propriedades do modelo, nesta seção, investigamos as respostas de impulso aos diferentes choques, com base nos resultados da estimativa posterior. As figuras apresentadas no decorrer desta seção mostrarão as respostas aos choques estruturais observados ao longo do período de 20 trimestres. Os números incluem a resposta na média posterior. As respostas de todas as variáveis são representadas, graficamente, como desvio percentual de seus valores do estado estacionário (no tempo  $t = 1$ ), devido ao impacto no

choque, em termos percentuais, determinado no modelo como a amplitude do desvio padrão posterior, da variável choque estocástica em consideração.

Na análise dos resultados das IRF, que serão apresentadas a seguir, é importante entender que as variáveis estão definidas na forma log-linearizada, no modelo novo keynesiano, estruturado neste estudo. Isto nos faz entender que essas variáveis são medidas em desvios logarítmicos do estado de equilíbrio, o que significa que elas representam desvios percentuais, ou seja, do ponto de vista formal,  $\hat{x}_t = \ln(x_t/x_{t-1})$ , representando desvios em termos percentuais.

Em nosso estudo, introduzimos 14 tipos de choque em inovações estocásticas, formulados como passeios aleatórios, com a finalidade de estabelecer choques estruturais, que se somam ao longo do tempo, contudo, se estabilizando com média zero no curto, médio e longo prazo, dependendo de cada situação. Essas perturbações estocásticas introduzidas no modelo visam estabelecer os efeitos das inovações exógenas na economia brasileira. Desse modo, as IRF estimadas no modelo objetivam verificar a intensidade e persistência dos efeitos exógenos na economia brasileira.

O modelo estruturado neste estudo envolve 58 variáveis, em torno das quais analisamos o impacto de cada choque estocástico sobre elas. No entanto, esses choques, normalmente impactam com intensidade e persistência diferentes em cada uma dessas variáveis. Portanto, com a finalidade de simplificar a análise, concentramos nosso diagnóstico sobre o comportamento das IRF, considerando somente aquelas variáveis que sofreram impactos de médio e longo prazo, desconsiderando, na análise, as demais variáveis que não sofreram ou tiveram impactos de curto-prazo, que se dissiparam totalmente, em períodos de até três semestres.

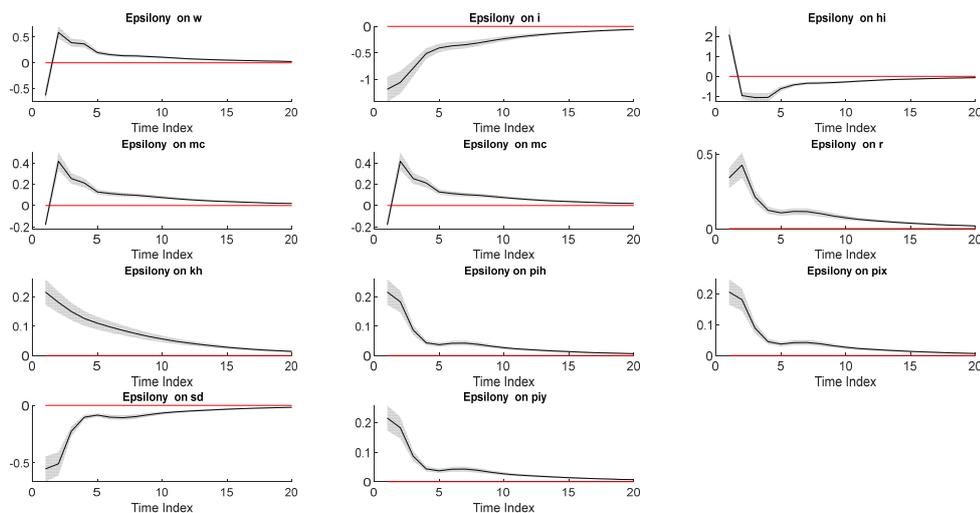
#### *3.6.4.1 Choques produtividade*

Iniciamos a análise das IRF, estimadas no estudo, considerando o resultado dos impactos dos choques tecnológicos neutros. A Figura 3.8, a seguir, e Figura 3.9, adiante, representam as IRF devidas aos choques tecnológicos neutros, caracterizadas como aquelas, cujos choques persistiram e estabilização, por períodos acima de quatro trimestres.

A análise da função resposta ao impulso (Figura 3.8) mostra que um choque de produtividade ( $\epsilon_y$ ) que, conforme a posterior estimada, foi da ordem de 0,15%, reduz,

inicialmente, o custo marginal ( $mc$ ) de  $\approx -0.2\%$ . No entanto, o efeito de  $\epsilon_y$  sobre  $mc$  o torna positivo já no segundo trimestre e, em seguida, passa a reduzir a sua intensidade até alcançar o estado estacionário. Esse movimento de queda em  $mc$ , seguido de elevação, acontece devido ao processo de evolução dos salários ( $w$ ) na economia, em função de  $mc$ . Primeiro, com a redução de  $mc$ , em função do impacto positivo em  $\epsilon_y$ , reduz também  $w$ . Segundo, com a redução de  $w$ , ocorre o aumento da demanda por trabalho, conduzindo a um aumento do custo marginal que cai gradativamente, ao longo do tempo. Esse processo de interação entre  $mc$  e  $w$  determina a evolução da demanda por emprego na economia, fazendo com que  $w$  evolua para o estado de equilíbrio, quando  $mc$  evolui para o estado estacionário. A interação entre  $mc$  e  $w$  é claramente evidenciada na comparação entre as evoluções destas variáveis, exposta na Figura 3.8.

Figura 3.8 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tecnológicos neutros, com persistência denominada de longo prazo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Outro fator a ser observado na comparação entre a evolução dos gráficos entre  $mc$  e  $w$ , conforme se evidencia na Figura 3.8, é relativo à intensidade das mudanças nessas variáveis, em função do choque em  $\epsilon_y$ . Um choque positivo de produtividade ( $\epsilon_y$ ) reduz o salário ( $w$ ), inicialmente, para  $\approx -0.5\%$ , um limiar inferior ao sofrido por  $mc$ , de  $\approx -0.2\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, os efeitos de  $\epsilon_y$  sobre  $mc$  e  $w$  transcorrem de forma similar, tanto em termos de seus processos de evolução, quanto da intensidade dos níveis de

mudanças. Isto nos induz a entender que, de imediato, ao reduzir o  $mc$  devido ao impacto exógeno na produtividade da economia, os níveis de  $w$  sofrem variações mais bruscas que em  $mc$ , conduzindo, a partir de então, o processo de ajuste de  $mc$ . Porém, com o transcorrer do tempo, o ajuste entre essas duas variáveis acontece de forma mais suave e sempre na mesma direção. Em resumo, como regra geral, na economia, os salários se ajustam ao aumento da produtividade do trabalho, inicialmente com uma queda, seguida por uma elevação dos salários. Após esses movimentos na economia, os correspondentes efeitos tendem a se anularem, fato que, segundo nosso estudo, ocorreu aproximadamente no trimestre 15, atingindo assim o estado estacionário.

A análise de resposta ao impulso, evidenciada, ainda, na Figura 3.8, mostra que um choque positivo de produtividade em  $\epsilon_y$  (da ordem de 0,15%) aumenta o estoque de capital privado da economia ( $kh$ ), inicialmente, para  $\approx 0.2\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_y$  sobre  $kh$  inicia um processo gradativo de redução da sua intensidade de elevação, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. O aumento do  $kh$ , decorrente do choque tecnológico neutro  $\epsilon_y$ , acontece pelo aumento do capital na economia,  $k$ , e pelo aumento do rendimento do capital privado na economia  $r$ , conforme observado na Figura 3.8. Podemos ensejar aqui que o choque de produtividade conduz um processo de inter-relação entre  $kh$  e  $r$  bastante similar à relação entre  $mc$  e  $w$ , tanto do ponto de vista de evolução do processo quanto sobre as intensidades dos choques, pois o aumento do capital privado na economia ( $kh$ ) devido ao impacto de  $\epsilon_y$  conduz, inicialmente, a um impacto de  $\approx 0.2\%$  (similar ao impacto em  $mc$ ), com intensidades bem menores do que ao relativo ao  $r$  (similar ao impacto em  $w$ ).

Como já enfatizado no parágrafo anterior, a análise de resposta ao impulso mostra que um choque positivo de produtividade ( $\epsilon_y$ ) aumenta o rendimento médio da economia ( $r$ ), inicialmente, para  $\approx 0.5\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_y$  sobre  $r$  inicia um processo de redução gradativa da sua intensidade de elevação, tal que, após 17 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. O aumento do  $r$ , decorrente do choque tecnológico neutro  $\epsilon_y$ , acontece pelo aumento observado do produto interno bruto na economia  $y$ , observado no Apêndice D, referente às evoluções de todas variáveis.

A análise de resposta ao impulso (Figura 3.8) mostra que um choque positivo de produtividade em  $\epsilon_y$  (da ordem de 0,15%) reduz os investimentos na economia ( $i$ ), inicialmente, para  $\approx -1,1\%$ . Todavia, com o transcorrer do tempo o efeito de  $\epsilon_y$  sobre  $i$  inicia

um processo gradativo de redução da sua intensidade de queda, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda do  $i$ , decorrente do choque tecnológico neutro  $\epsilon_y$ , acontece pelo fato de o choque reduzir muito a importação de bens de investimentos ( $imi$ ), situação observada no Apêndice D, onde se pode observar os gráficos de todas as variáveis. Consistentemente, choques de produtividade conduzem quedas no investimento na economia ( $i$ ), com impactos que se dissipam no médio ou longo prazo.

A análise de resposta ao impulso (Figura 3.8) mostra que um choque positivo de produtividade em  $\epsilon_y$  (da ordem de 0,15%) aumenta o consumo de bens domésticos de investimentos ( $hi$ ), inicialmente, para  $\approx 2\%$ . Contudo, no segundo trimestre, o efeito de  $\epsilon_y$  sobre  $hi$  passa a ser negativo, atingindo um valor de  $\approx -1\%$ . Em seguida,  $hi$  inicia um processo de redução gradativa de sua intensidade, tal que, após 15 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. O aumento do  $hi$ , decorrente do choque em  $\epsilon_y$ , acontece, primeiro, devido ao efeito positivo sobre si mesmo, conduzido pela redução, no curto prazo, do preço dos produtos domésticos  $ph$  e pela elevação, também no curto prazo, dos preços dos produtos de investimentos  $pi$ , conforme se observou nas IRF destas variáveis, não apresentadas neste estudo, pois, conforme anunciado, só foram apresentadas evoluções de IRF de médio e longo prazo. Após o segundo trimestre, a diminuição gradativa da intensidade da queda dos investimentos ( $i$ ) leva à diminuição da redução da compra de produtos domésticos de investimentos ( $hi$ ). Enfim, após o segundo semestre,  $hi$  e  $i$  evoluem de forma consistente e proporcional.

A análise de resposta ao impulso, apresentada na Figura 3.8, mostra que um choque positivo de produtividade  $\epsilon_y$  (da ordem de 0,15%) aumenta a inflação dos preços dos produtos na economia ( $piy$ ), inicialmente, para  $\approx 0.2\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_y$  sobre  $piy$  diminui gradativamente, reduzindo a sua intensidade de elevação, tal que, após 15 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. O aumento do  $piy$  é decorrente do choque tecnológico neutro,  $\epsilon_y$ , que acontece devido ao aumento observado na inflação dos preços dos bens de consumo  $pic$ . Em suma, choque de produtividade conduz ao aumento do preço do produto na economia ( $py$ ), evoluindo de um valor inicial de  $\approx 0.2\%$  até o estado estacionário.

Conforme gráfico apresentado na Figura 3.8, um choque positivo em  $\epsilon_y$  conduz a um aumento na inflação do preço de exportação ( $pix$ ), inicialmente, para  $\approx 0.2\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_y$  sobre  $pix$  diminui gradativamente a sua

intensidade, tal que, após 15 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. O aumento do  $pix$ , decorrente de  $\epsilon_y$ , acontece em função do aumento da inflação dos preços de consumo  $pic$ , conforme observado anteriormente.

A Figura 3.8 também mostra que um choque positivo de produtividade ( $\epsilon_y$ ) reduz os dividendos em relação ao produto na economia ( $sd$ ), inicialmente, para  $\approx -0.5\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_y$  sobre  $sd$  diminui gradativamente a sua intensidade de queda, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda de  $sd$ , decorrente do choque em  $\epsilon_y$ , ocorre pelo aumento do produto interno bruto ( $y$ ). Consistentemente, verifica-se que choque em  $\epsilon_y$  conduz à queda de  $sd$ , em relação ao produto da economia ( $y$ ).

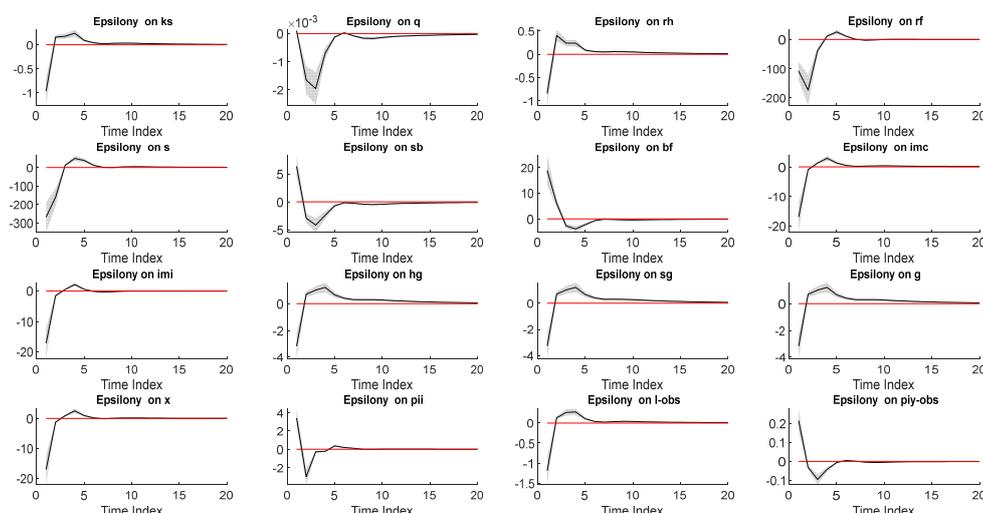
A análise de resposta ao impulso apresentada na Figura 3.9, adiante, mostra que um choque positivo de produtividade  $\epsilon_y$  (da ordem de 0,15%) reduz a taxa de câmbio na economia ( $s$ ), inicialmente, para  $\approx -250\%$ . Contudo, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_y$  sobre  $s$  inicia um processo gradativo de redução da sua intensidade de queda, tal que, após cinco trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda de  $s$ , decorrente do choque tecnológico neutro  $\epsilon_y$ , acontece pelo fato de que o choque na taxa de câmbio, inicialmente, tem efeito negativo, e pelo retorno negativo dos títulos internacionais na economia. Em resumo, choque de produtividade conduz a queda da taxa de câmbio na economia ( $s$ ) com um impacto de  $\approx -250\%$ .

A análise de resposta ao impulso, a seguir, na Figura 3.9, mostra, ainda, que um choque positivo de produtividade  $\epsilon_y$  (da ordem de 0,15%) aumenta os títulos nacionais em relação ao produto ( $sb$ ), inicialmente, para  $\approx 5\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_y$  sobre  $sb$  inicia um processo gradativo de redução da sua intensidade de elevação, tal que, após sete trimestres, o efeito do choque praticamente se anula; no segundo trimestre, o efeito chega a ser negativo. O aumento de  $sb$ , decorrente do choque tecnológico neutro  $\epsilon_y$ , acontece pela redução observada do câmbio  $s$ , e sua queda acontece pela elevação do produto interno bruto ( $y$ ).

Seguindo com a análise da resposta ao impulso, apresentada na Figura 3.9, observa-se que um choque positivo de produtividade  $\epsilon_y$  (da ordem de 0,15%) aumenta os títulos internacionais na economia ( $bf$ ), inicialmente, por  $\approx 20\%$ . Todavia, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_y$  sobre  $bf$  inicia um processo gradativo de redução da sua intensidade de

elevação, tal que, após seis trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. Após o terceiro trimestre, o efeito torna-se negativos, depois, ele se recupera gradativamente, até se estabilizar no estado estacionário no sexto trimestre. O aumento de  $bf$ , decorrente do choque tecnológico neutro  $\epsilon_y$ , acontece pela queda da taxa de câmbio na economia  $s$ , ficando negativo, devido os efeitos negativos do retorno dos títulos internacionais.

Figura 3.9 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tecnológicos neutro, com persistência denominada de médio prazo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

As funções impulso-resposta, apresentadas na Figura 3.9 mostram, ainda, que um choque positivo de produtividade  $\epsilon_y$  (da ordem de 0,15%) reduz a importação de bens de consumo ( $imc$ ), inicialmente, para  $\approx -15\%$ . Contudo, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_y$  sobre  $imc$  inicia um processo gradativo de redução da sua intensidade de queda, tal que, após cinco trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda de  $imc$ , decorrente do choque tecnológico neutro  $\epsilon_y$ , acontece pelo aumento observado dos preços de importação  $pim$ . De forma similar ao comportamento do  $imc$ , um choque positivo de produtividade  $\epsilon_y$  (da ordem de 0,15%) reduz a importação de bens de investimento na economia ( $imi$ ), inicialmente, para  $\approx -15\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_y$  sobre  $imi$  reduz gradativamente a sua intensidade, tal que, após sete trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A redução de  $imi$ , decorrente do choque tecnológico neutro  $\epsilon_y$ , acontece pelo aumento observado dos preços de importação  $pim$ . Assim, consistentemente,

choque de produtividade conduz a redução da importação de bens de investimentos na economia (*imi*), com um impacto de  $\approx -15\%$ .

Ainda, conforme a Figura 3.9, um choque positivo de produtividade  $\epsilon_y$  (da ordem de 0,15%) reduz as exportações na economia (*x*), inicialmente, para  $\approx -15\%$ . Todavia, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_y$  sobre *x* reduz gradativamente a sua intensidade de queda, tal que, após dez trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda de *x*, decorrente do choque tecnológico neutro  $\epsilon_y$ , acontece devido a queda da importação (*im*).

Um choque positivo de produtividade  $\epsilon_y$  (da ordem de 0,15%) reduz o rendimento privado na economia (*rh*), inicialmente, para  $\approx -0.7\%$ . Contudo, já no segundo trimestre *rh* evolui para um valor positivo de  $\approx 0.5\%$ . Após o segundo trimestre, *rh* evolui para a estabilização, num processo gradativo de redução da sua intensidade, tal que, após cinco trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. O aumento de *rh*, decorrente do choque tecnológico neutro  $\epsilon_y$ , acontece pelo movimento dos custos marginais (*mc*).

A Figura 3.9 mostra, também, que um choque positivo de produtividade  $\epsilon_y$  (da ordem de 0,15%) reduz o rendimento privado na economia (*sg*), inicialmente, para  $\approx -3\%$ , tal que, já no segundo trimestre evolui *sg*  $\approx 0.2\%$ . E, a partir desse ponto, evolui para a estabilização de forma gradativa, tal que, após cinco trimestres, o efeito do choque praticamente se dissipa. O aumento de *sg*, decorrente do choque tecnológico neutro  $\epsilon_y$ , acontece pelo movimento dos custos marginais (*mc*).

Em geral, destacamos que um choque positivo em  $\epsilon_y$  (da ordem de 0,15%) melhora a performance da economia, já que aumenta o PIB (*y*) e o salário, a partir do segundo trimestre (*w*). Isso acaba por demonstrar que choques positivos exógenos na produtividade tecnológicos, advindos da interação da economia doméstica com a economia internacional, trazem melhora na performance da econômica doméstica, que pode persistir no médio e/ou longo prazo. Em resumo, o choque tecnológico neutro acaba por estimular a atividade econômica, aumentando a produtividade do trabalho da economia e o salário, a partir do segundo trimestre, já que o produtor consegue produzir mais mercadorias com a mesma quantidade de capital. Resumindo, isso mostra o lado positivo do choque tecnológico neutro na dinâmica das variáveis brasileiras.

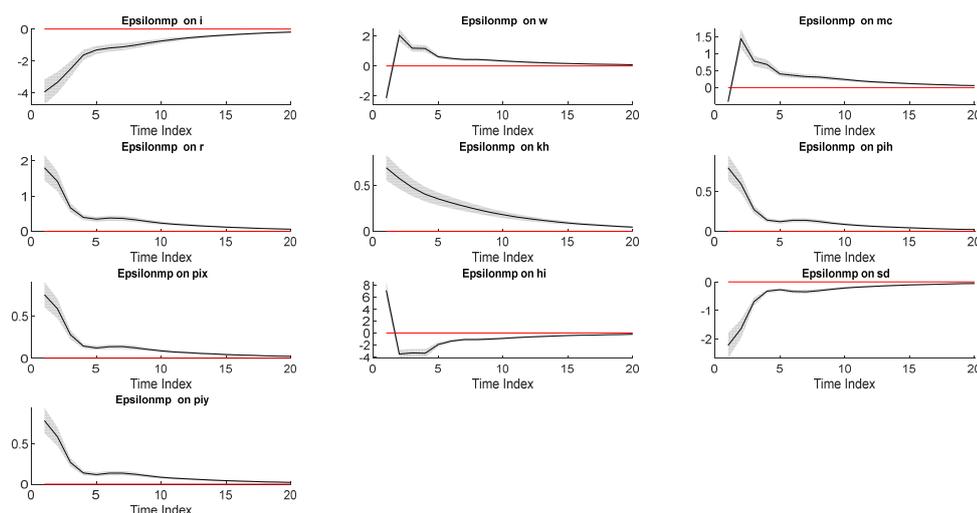
### 3.6.4.2 Choque na política monetária

Dando prosseguimento à análise dos choques, investigamos as respostas de impulso de choques na política monetária da economia, com base nos resultados da estimação posterior. As figuras, nesta seção, mostram as respostas aos choques estruturais observadas no período de 20 trimestres, analisado neste estudo. As respostas de todas as variáveis são representadas, graficamente, como desvio percentual de seus valores do estado estacionário (no tempo  $t = 1$ ), devido ao impacto de um por cento no choque, fixado, no modelo, como a amplitude do desvio padrão da variável choque estocástica, em consideração.

Com a finalidade de simplificar a análise, concentramos nosso diagnóstico sobre o comportamento das IRF, considerando somente aquelas variáveis que sofreram impactos de médio e longo prazo, e desconsiderando, na análise, as demais variáveis que não sofreram ou tiveram impactos de curto-prazo que dissiparam totalmente, em períodos de até três trimestres.

A Figura 3.10, a seguir, representa as IRF devidas ao choque na política monetária, caracterizadas como aquelas, cujos choques persistiram e estabilizaram, por período acima de cinco trimestres.

Figura 3.10 - IRF das variáveis que se submeteram ao choque na política monetária, com persistência denominada de longo prazo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A Figura 3.10 mostra que um choque na política monetária ( $\epsilon_{mp}$ ) reduz o custo marginal ( $mc$ ), inicialmente, para  $\approx -0.3\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito negativo de  $\epsilon_{mp}$  sobre  $mc$  é reduzido, passando a ser positivo, a partir do segundo trimestre, depois disso, o choque reduz a sua intensidade até alcançar o estado estacionário. Esse movimento ocorre, primeiro, com impacto negativo e, em seguida, tornando-se positivo, em função da interação entre o  $mc$  e os salários na economia,  $w$ , que caem com o choque, mas logo em seguida aumentam, já que a demanda por emprego aumenta na economia, fazendo com que o salário suba. Também, um choque positivo política monetária ( $\epsilon_{mp}$ ) reduz o salário ( $w$ ), imediatamente para  $\approx -2\%$ , mas, logo no segundo semestre, o efeito de  $\epsilon_{mp}$  sobre  $w$  torna-se positivo. Isso acontece devido os salários se reajustarem com o aumento da taxa de juros dos títulos nacionais que, inicialmente, causa uma queda e, em seguida, uma elevação dos salários. Após esses movimentos iniciais, os ajustes no processo econômico conduzem o processo à estabilidade, e os efeitos de  $\epsilon_{mp}$  sobre os salários tendem a se anularem e dissipam completamente após 15 trimestres, atingindo assim o estado estacionário.

Também, conforme gráficos da Figura 3.10, observa-se que um choque positivo de política monetária ( $\epsilon_{mp}$ ) aumenta o estoque de capital privado da economia ( $kh$ ), inicialmente, para  $\approx 0.7\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{mp}$  sobre  $kh$  reduz gradativamente a sua intensidade, tal que, após 20 trimestres, os efeitos do choque praticamente se anulam. O aumento do  $kh$ , decorrente do choque na política monetária,  $\epsilon_{mp}$ , acontece devido ao aumento do capital na economia  $k$ , e pelo aumento do rendimento do capital privado na economia  $r$ , como igualmente pode ser observado na Figura 3.10. Da mesma forma, um choque positivo de política monetária ( $\epsilon_{mp}$ ) aumenta o rendimento médio da economia ( $r$ ), inicialmente, para  $\approx 2\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_y$  sobre  $r$  reduz gradativamente a sua intensidade, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. O aumento do  $r$ , decorrente do choque da política monetária ( $\epsilon_{mp}$ ), acontece em função do aumento observado do rendimento privado na economia.

A análise dos gráficos de funções impulso-resposta da Figura 3.10 mostra que um choque positivo de política monetária ( $\epsilon_{mp}$ ) reduz os investimentos na economia ( $i$ ), inicialmente, para  $\approx -4\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{mp}$  sobre  $i$  inicia um processo gradativo da redução da sua intensidade de queda, tal que, após 20 trimestres, os efeitos do choque praticamente se anulam. A queda do  $i$ , decorrente da política

monetária ( $\epsilon_{mp}$ ), acontece em função de o choque  $\epsilon_{mp}$  reduzir muito as importações de bens de investimentos ( $imi$ ) (situação observada no apêndice D, onde se encontram os gráficos das variáveis com efeitos de curto prazo).

Um choque positivo de política monetária ( $\epsilon_{mp}$ ) aumenta o consumo de bens domésticos de investimentos ( $hi$ ), inicialmente, para  $\approx 8\%$  (Figura 3.10). No entanto, no segundo trimestre, o efeito de  $\epsilon_y$  sobre  $hi$  atinge um valor negativo, da ordem de  $\approx -4\%$ . Após o segundo trimestre,  $hi$  inicia um processo gradativo de redução da sua intensidade de queda, tal que, após 13 trimestres, os efeitos dos choques praticamente se anulam. O aumento do  $hi$ , decorrente de choque na política monetária ( $\epsilon_{mp}$ ), acontece, primeiro, com efeito positivo, conduzido pela redução dos preços dos produtos domésticos  $ph$ , e pela elevação dos preços dos produtos de investimentos  $pi$ . Entretanto, após o segundo trimestre, com a queda dos investimentos, ocorre a redução das compras de produtos domésticos de investimentos ( $hi$ ). Em consequência,  $hi$  se reduz.

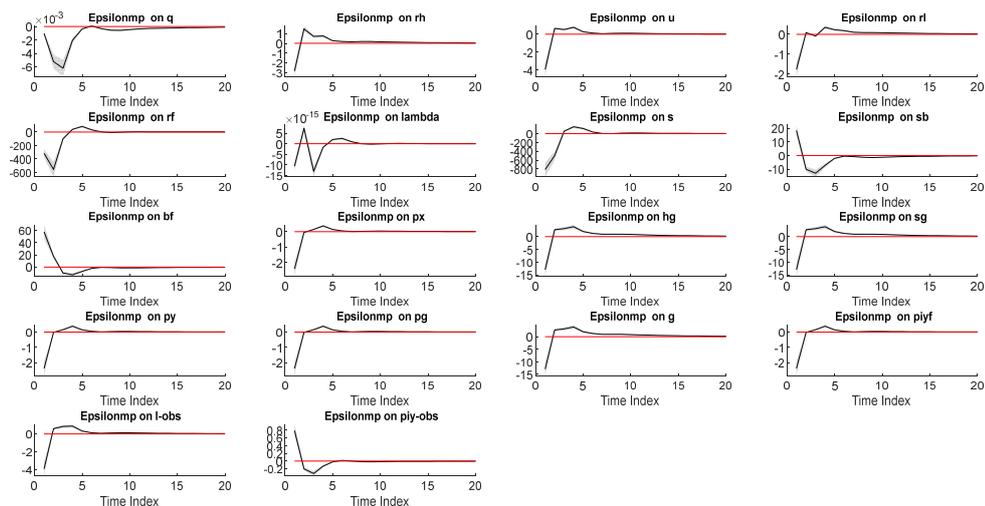
Ainda na Figura 3.10, observa-se que um choque positivo na política monetária ( $\epsilon_{mp}$ ) aumenta a inflação dos preços do produto na economia ( $piy$ ), inicialmente, para  $\approx 0.7\%$ . No entanto, ao longo do tempo, o efeito de  $\epsilon_{mp}$  sobre  $piy$  reduz gradativamente, tal que, após 15 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. O aumento do  $piy$ , decorrente de  $\epsilon_{mp}$ , acontece em função dos aumentos na inflação dos preços dos bens de consumo  $pic$ . Também, um choque positivo de política monetária ( $\epsilon_{mp}$ ) eleva a inflação dos preços de exportação ( $pix$ ), inicialmente, para  $\approx 0.7\%$ , porém, no transcorrer do tempo, esse o efeito de  $\epsilon_{mp}$  sobre  $pix$  diminui gradativamente, tal que, após 15 trimestres, os efeitos dos choques praticamente se anulam. O aumento do  $pix$ , decorrente de  $\epsilon_{mp}$ , acontece devido ao aumento observado na inflação dos preços de consumo,  $pic$ . Por outro lado, conforme Figura 3.10, um choque positivo em  $\epsilon_{mp}$  reduz os dividendos em relação ao produto na economia ( $sd$ ), inicialmente, para  $\approx -2\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{mp}$  sobre  $sd$  reduz gradativamente a sua intensidade de queda, que se anula após 15 trimestres. A queda de  $sd$ , decorrente do choque positivo em  $\epsilon_{mp}$ , acontece pela redução dos investimentos na economia.

A análise dos gráficos das funções de impulso-resposta da Figura 3.11 mostra que um choque de política monetária ( $\epsilon_{mp}$ ) reduz o  $q$  de Tobin, inicialmente, para  $\approx -0.002\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{mp}$  sobre  $q$  diminui gradativamente a sua

intensidade de queda, tal que, após sete trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda de  $q$ , decorrente do choque  $\epsilon_{mp}$ , acontece em função de um choque em  $\epsilon_{mp}$  atuar, naturalmente, como um redutor do  $q$  de Tobim.

Conforme expões a Figura 3.11, um choque de política monetária ( $\epsilon_{mp}$ ) reduz a taxa de câmbio na economia ( $s$ ), inicialmente, por  $\approx -800\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{mp}$  sobre  $s$  diminui gradativamente a sua intensidade de queda, tal que, após cinco trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda de  $s$  decorrente do choque em  $\epsilon_{mp}$ , acontece, essencialmente, pelo fato de que choques de políticas monetárias induzem, sistematicamente, efeitos negativos na taxa de câmbio, e, com consequente, indução de retornos negativos dos títulos internacionais na economia. Do mesmo modo, um choque em  $\epsilon_{mp}$  aumenta os títulos nacionais em relação ao produto ( $sb$ ), inicialmente, de  $\approx 20\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{mp}$  sobre  $sb$  reduz gradativamente a sua intensidade de elevação, tal que, após cinco trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. No segundo trimestre, o efeito chega a ser negativo. O aumento de  $sb$ , devido ao choque em  $\epsilon_{mp}$ , acontece, essencialmente, em função da redução do câmbio  $s$ , conforme de observa na Figura 3.11.

Figura 3.11 - IRF das variáveis que se submeteram ao choque na política monetária, com persistência denominada de médio prazo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Os gráficos da Figura 3.11 mostram que um choque de política monetária ( $\epsilon_{mp}$ ) aumenta os títulos internacionais na economia ( $bf$ ), inicialmente, de  $\approx 60\%$ . No entanto, o efeito de  $\epsilon_{mp}$  sobre  $bf$  reduz gradativamente a sua intensidade, ao longo do tempo, tal que, após cinco trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. Após o terceiro trimestre, o efeito  $\epsilon_{mp}$  torna-se negativo, e reduz gradativamente a sua intensidade de queda, até se estabilizar no estado estacionário, no quinto trimestre. O aumento de  $bf$ , decorrente do choque  $\epsilon_{mp}$ , acontece devido à queda na taxa de câmbio na economia,  $s$ , que se torna negativo, em função dos efeitos negativos dos retornos dos títulos internacionais. Também, um choque em  $\epsilon_{mp}$  reduz o rendimento privado na economia ( $rh$ ), inicialmente, de  $\approx -3\%$ , e, no segundo trimestre, evolui para um impacto positivo de  $\approx 1\%$ . A partir de então,  $rh$  inicia-se um processo gradativo de redução da sua intensidade, tal que, após cinco trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. O aumento de  $rh$ , decorrente de choque em  $\epsilon_{mp}$ , acontece devido ao movimento dos custos marginais ( $mc$ ).

A análise da resposta ao impulso, expresso na Figura 3.11, mostra que um choque em  $\epsilon_{mp}$  reduz o rendimento privado na economia ( $sg$ ), inicialmente, de  $\approx -10\%$ , e alternando para  $\approx 5\%$ , já no segundo trimestre. Após o segundo trimestre, os impactos de  $\epsilon_{mp}$  sobre  $sg$  evoluem de forma gradativa, reduzindo a sua intensidade, tal que, após cinco trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. O aumento de  $sg$ , decorrente do choque de política monetária, acontece em função dos movimentos dos custos marginais ( $mc$ ).

Concluindo, destacamos que esse choque positivo em  $\epsilon_{mp}$  piora a performance da economia, já que reduz os investimentos da economia ( $i$ ), e os salários inicialmente ( $w$ ). Isso demonstra que choques positivos exógenos na taxa de juros, advindos da interação da política monetária com a economia doméstica, trazem piora na performance da econômica doméstica, que pode persistir por médio ou longo prazo. Em resumo, o choque de política monetária acaba por desestimular a atividade econômica, aumentando a taxa de juros da economia, e reduzindo os investimentos, já que os bens de investimentos ficam mais caros com o aumento da taxa de juros da economia. Assim, mostra o lado negativo do choque na política monetária, na dinâmica das variáveis macroeconômicas e monetárias da economia brasileiras.

#### 3.6.4.3 Choque nas taxas tributárias

Nesta subseção serão analisados os choques nas tributações: tributação sobre o consumo, tributação sobre a renda do trabalho, tributação sobre a renda do capital, tributação sobre os salários, paga pelas empresas e paga pelos trabalhadores. Na Subseção 6.4.3.1, analisamos os efeitos dos choques na tributação sobre o consumo.

#### 3.6.4.3.1 Choque na tributação sobre consumo

Para compreender as propriedades do modelo, prosseguimos com a análise das funções impulso-resposta, tendo como base os resultados das estimações posteriores. As figuras a seguir mostram as respostas aos choques estruturais, ao longo dos 20 trimestres, referidos neste estudo. As respostas de todas as variáveis aos choques são representadas graficamente, como: desvio percentual de seus valores do estado estacionário (no tempo  $t = 1$ ), devido ao impacto de um por cento no choque, fixado no modelo como a amplitude do desvio padrão da variável choque estocástica, em consideração.

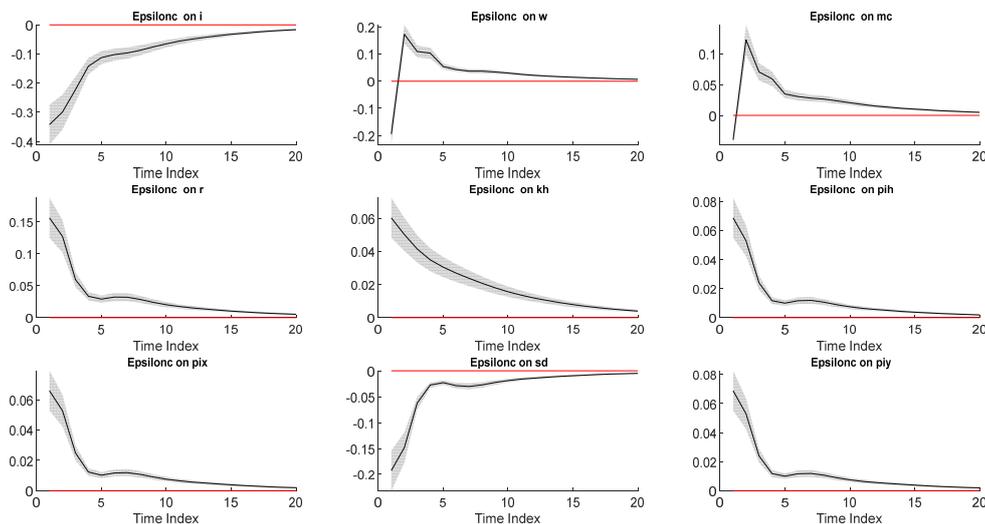
A Figura 3.12, na sequência, mostra que um choque positivo na taxa de tributação incidente no consumo ( $\epsilon_{\tau^c}$ ) reduz os investimentos na economia ( $i$ ), inicialmente, de  $\approx -0.35\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{\tau^c}$  sobre  $i$  reduz gradativamente na sua intensidade de queda, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda de  $i$ , decorrente do choque  $\epsilon_{\tau^c}$ , acontece pela redução dos bens importados de investimentos na economia,  $imi$ . Do mesmo modo, um choque positivo na taxa de tributação incidente no consumo ( $\epsilon_{\tau^c}$ ) aumenta o capital privado na economia ( $kh$ ), inicialmente, de  $\approx 0.06\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{\tau^c}$  sobre  $kh$  diminui gradativamente a sua intensidade, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque, praticamente, se anula. A elevação de  $kh$ , decorrente do choque do  $\epsilon_{\tau^c}$ , acontece pela queda dos rendimentos privados ( $rh$ ).

Ainda, na Figura 3.12 podemos observar que um choque positivo na taxa de tributação incidente sobre o consumo ( $\epsilon_{\tau^c}$ ) aumenta o retorno médio da economia ( $r$ ), inicialmente, de  $\approx 0.15\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{\tau^c}$  sobre  $r$  inicia um processo de redução gradativa de sua intensidade, de modo que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A elevação de  $r$ , decorrente do choque  $\epsilon_{\tau^c}$ , acontece em função da queda dos investimentos na economia,  $i$ , conforme observado na Figura 3.12. Em síntese, o choque positivo na tributação incidente no consumo conduz à elevação do

retorno médio na economia ( $r$ ), com um impacto de  $\approx 0.15\%$ , com intensidades bem menores do que o relativo ao  $i$ , da ordem de  $\approx -0.34\%$ , conforme também se observa na Figura 3.12.

Conforme gráficos da Figura 3.12, um choque positivo na taxa de tributação incidente no consumo ( $\epsilon_{\tau^c}$ ) aumenta a inflação dos preços de produtos domésticos na economia ( $pih$ ), inicialmente, de  $\approx 0.07\%$ . No entanto, o efeito de  $\epsilon_{\tau^c}$  sobre  $pih$  diminui gradativamente a sua intensidade de elevação ao longo do tempo, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. O aumento de  $pih$ , devido ao choque  $\epsilon_{\tau^c}$ , ocorre em função do aumento dos custos marginais na economia,  $mc$ , e da elevação da inflação de preços de consumo ( $pic$ ), que também elevam os preços domésticos. Da mesma forma, um choque positivo na taxa de tributação incidente sobre o consumo ( $\epsilon_{\tau^c}$ ) aumenta a inflação de preços de exportação na economia ( $pix$ ), inicialmente, de  $\approx 0.06\%$ . Com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{\tau^c}$  sobre  $pix$  decresce gradativamente a sua intensidade, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A elevação de  $pix$  devido a  $\epsilon_{\tau^c}$  ocorre em função do aumento da inflação dos preços de consumo,  $pic$ .

Figura 3.12 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques na tributação de consumo, com persistência denominada de longo prazo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Os gráficos da Figura 3.12 mostram que um choque positivo na taxa de tributação incidente no consumo ( $\epsilon_{\tau^c}$ ) decresce os dividendos em relação ao produto interno bruto da

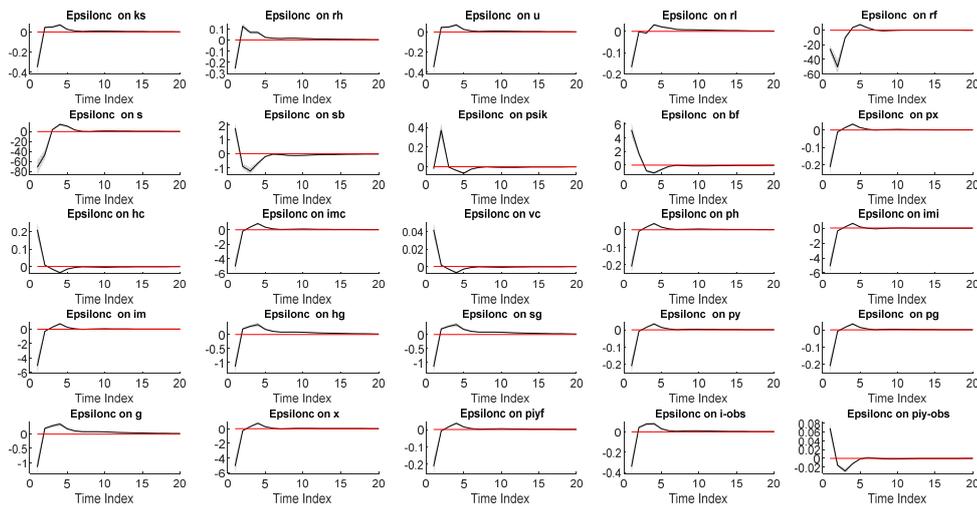
economia ( $sd$ ), inicialmente, de  $\approx -0.2\%$ . Ao longo do tempo, o efeito de  $\epsilon_{\tau c}$  sobre  $sd$  reduz gradativamente a sua intensidade de queda, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda de  $sd$ , causada por  $\epsilon_{\tau c}$ , acontece em função da queda dos investimentos da economia,  $i$ , e da queda do produto interno bruto na economia ( $y$ ), conforme pode ser observado nas Figuras 3.12 e 3.13, de efeitos de longo e médio prazos na economia.

Conforme gráficos da Figura 3.12, observamos que um choque positivo na taxa de tributação incidente sobre o consumo ( $\epsilon_{\tau c}$ ) reduz os salários na economia ( $w$ ), inicialmente, de  $\approx -0.2\%$ , revertendo, no segundo trimestre, esse efeito para positivo, de  $\approx 0.2\%$ . A partir de então, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{\tau c}$  sobre  $w$  reduz a sua intensidade de impacto, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda de  $w$  devido a  $\epsilon_{\tau c}$  ocorre em função da elevação da inflação dos preços de consumo  $pic$ . Também, de forma similar aos impactos de  $\epsilon_{\tau c}$  sobre  $w$ , um choque positivo  $\epsilon_{\tau c}$  reduz os custos marginais da economia ( $mc$ ), inicialmente, de  $\approx -0.1\%$ , revertendo, no segundo trimestre, esse efeito para positivo, de  $\approx 0.15\%$ . Com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{\tau c}$  sobre  $mc$  diminui gradativamente a sua intensidade, de modo que, após 20 trimestres, o efeito do choque  $\epsilon_{\tau c}$ , praticamente, se anula. A queda de  $mc$ , devido a  $\epsilon_{\tau c}$ , acontece, em função do movimento dos salários  $w$ , que caem e sobem para, depois, se reduzirem gradativamente até atingir o estado estacionário.

As funções impulso-resposta, apresentadas na Figura 3.13, mostram que um choque positivo na taxa de tributação incidente sobre o consumo ( $\epsilon_{\tau c}$ ) reduz, inicialmente, o capital utilizado na economia ( $ks$ ), de  $\approx -0.3\%$ , e evoluindo, no segundo semestre, para um impacto positivo, de  $\approx 0.03\%$ . Em seguida, o efeito de  $\epsilon_{\tau c}$  sobre  $ks$  evolui de forma crescente, e, posteriormente, decrescente, tal que, aproximadamente no sétimo trimestre, o efeito de  $\epsilon_{\tau c}$  sobre  $ks$ , praticamente, se anula. A Figura 3.13 mostra, ainda, um conjunto de variáveis que seguem padrões de evolução bastante similares ao  $ks$ , devido a um choque em  $\epsilon_{\tau c}$ . Entre essas variáveis, citamos as seguintes:  $rh$ ,  $u$ ,  $rl$ ,  $rf$ ,  $s$ ,  $px$ ,  $imc$ ,  $imi$ ,  $im$ ,  $hg$ ,  $sg$ ,  $ph$ ,  $py$ ,  $pg$ ,  $g$ ,  $piyf$ ,  $x$ ,  $piyf$ ,  $i$  – obs. Portanto, percebemos que um choque positivo na taxa de tributação incidente sobre o consumo ( $\epsilon_{\tau c}$ ) reduz, inicialmente, os níveis dessas variáveis citadas, em percentuais que se diferem, às vezes, de forma significativa. As trajetórias das respectivas variáveis evoluem sob um padrão sistemático, destoando-se levemente de uma para outra, tal

que todas elas anulam os efeitos do choque  $\epsilon_{\tau^c}$  no médio prazo, aproximadamente no sétimo trimestre.

Figura 3.13 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques na tributação de consumo, com persistência denominada de médio prazo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

As variáveis  $ks$ ,  $rh$ ,  $rl$ ,  $u$ ,  $px$ ,  $ph$ ,  $hg$ ,  $sg$ ,  $py$ ,  $pg$ ,  $g$ ,  $piyf$  apresentam níveis iniciais de redução similares (no primeiro trimestre), variando no intervalo de  $[-1,0; -0,2]$  com consequente evolução de suas trajetórias, de forma semelhante. Contudo, a redução nos níveis iniciais (no primeiro trimestre), para as variáveis  $im$ ,  $imc$ ,  $imi$ , e  $x$ , foi de  $\approx -4\%$ , demonstrando uma perfeita sintonia entre o impacto de um choque positivo na taxa de tributação sobre o consumo ( $\epsilon_{\tau^c}$ ) e as mudanças nessas variáveis. Assim, pode se afirmar que um choque positivo em  $\epsilon_{\tau^c}$  afeta, imediatamente e de forma proporcional, as variáveis especificadas. Conjecturamos que um choque na taxa de tributação sobre o consumo,  $\epsilon_{\tau^c}$ , primeiro, impactaria positivamente sobre a inflação dos preços de importação ( $pim$ ), em seguida,  $pim$  impactaria negativamente sobre a importação de bens da economia ( $im$ ), sobre bens importados de consumo ( $imc$ ), sobre bens importados de investimentos ( $imi$ ), e sobre as exportações ( $x$ ). Em resumo, a queda nessas variáveis ocorre em função da elevação da inflação dos preços de importação ( $pim$ ). Conjecturamos, ainda que o padrão de comportamento das variáveis  $im$ ,  $imi$ ,  $imc$ ,  $x$  poderiam ser determinadas, *a priori*, pelos efeitos do choque  $\epsilon_{\tau^c}$  sobre os investimentos da economia ( $i$ ) e, em seguida, se propagariam para as variáveis  $im$ ,  $imc$ ,  $imi$ , e  $x$ .

As variáveis rendimento dos títulos internacionais ( $rf$ ) e taxa de câmbio na economia ( $s$ ) seguem, também, o mesmo padrão de evolução do conjunto de variáveis analisadas nos parágrafos anteriores. Contudo,  $rf$  e  $s$  apresentam níveis de impactos bem mais distintos que as demais variáveis de padrão semelhante. Por isso, analisamos essas variáveis separadas.

Ainda conforme os gráficos na Figura 3.13, um choque positivo na taxa de tributação incidente no consumo ( $\epsilon_{\tau^c}$ ) reduz os rendimentos dos títulos internacionais ( $rf$ ), inicialmente, de  $\approx -25\%$ , evoluindo, no segundo semestre, para um impacto, também negativo, de  $\approx -50\%$ . Em seguida, o efeito de  $\epsilon_{\tau^c}$  sobre  $rf$  evolui de forma crescente, tal que, no quarto trimestre, ele atinge valores de impactos positivos, que evoluem, ainda de forma crescente, até o quinto semestre, e, posteriormente, decrescem, de modo que, aproximadamente no sétimo trimestre, o efeito de  $\epsilon_{\tau^c}$  sobre  $rf$ , praticamente, se anula. A queda de  $rf$ , causada por  $\epsilon_{\tau^c}$ , acontece, primeiro, devido ao impacto de  $\epsilon_{\tau^c}$  sobre taxa de câmbio da economia ( $s$ ), que virtualiza em queda, cujos efeitos se transferem para os rendimentos dos títulos internacionais ( $rf$ ).

Por outro lado, um choque positivo de tributação de consumo ( $\epsilon_{\tau^c}$ ) reduz a taxa de câmbio na economia ( $s$ ), inicialmente, para  $\approx -70\%$ . Contudo, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{\tau^c}$  sobre  $s$  inicia um processo gradativo de redução da sua intensidade de queda, tal que, após o terceiro trimestre, o impacto de  $\epsilon_{\tau^c}$  sobre  $s$  torna-se positivo e evolui, de forma crescente, até o quarto trimestre, e, posteriormente, decresce, tal que, aproximadamente no sétimo trimestre, o efeito de  $\epsilon_{\tau^c}$  sobre  $s$ , praticamente, se anula. A queda de  $s$  devido a  $\epsilon_{\tau^c}$  acontece em função de um efeito retroativo dos rendimentos dos títulos internacionais. Enfim, o comportamento destas variáveis trata-se de uma questão de causalidade bidirecional.

As funções impulso-resposta da Figura 3.13 mostram que um choque positivo na taxa de tributação sobre o consumo ( $\epsilon_{\tau^c}$ ) causa um impacto positivo sobre os bens domésticos de consumo ( $hc$ ), inicialmente, de  $\approx 0.2\%$ . A partir desse ponto, o efeito do choque sobre  $hc$  evolui de forma decrescente, de modo que, entre o segundo e quarto trimestre, a trajetória é de impactos negativos, atingindo um mínimo no quarto trimestre, e inicia, então, uma trajetória de redução da queda, tal que, aproximadamente no sétimo trimestre, o efeito de  $\epsilon_{\tau^c}$  sobre  $hc$ , praticamente, se anula.

Os gráficos da Figura 3.13 mostram, ainda, um conjunto de variáveis que seguem padrões de evolução bastante similares ao  $hc$ , devido a um choque em  $\epsilon_{\tau^c}$ . Entre essas

variáveis podemos citar:  $sb$ ,  $bf$ ,  $vc$ ,  $piy - obs$ , e  $pisk$ . Desse modo, um choque positivo na taxa de tributação incidente sobre o consumo ( $\epsilon_{\tau^c}$ ) reduz, inicialmente, os níveis dessas variáveis citadas, em percentuais que se diferem, variando no intervalo de  $[0,05; 5,0]$ . As trajetórias das respectivas variáveis evoluem sob um padrão sistemático, descrito no parágrafo anterior, para a variável  $hc$ , destoando-se de uma para outra, somente sobre o impacto positivo no primeiro trimestre, tal que esses impactos se distribuem da seguinte forma:  $sb \approx 2\%$ ,  $bf \approx 5\%$ ,  $vc \approx 0.05\%$ ,  $piy - obs \approx 0.2\%$ , e  $pisk \approx 0.4\%$ .

Particularmente, podemos conjecturar que o impacto de  $\epsilon_{\tau^c}$  sobre  $hc$  ocorreria, *a priori*, em função da queda dos preços domésticos ( $ph$ ) causada pelo choque  $\epsilon_{\tau^c}$ , e pela elevação do interesse da sociedade por bens domésticos ( $vc$ ), assim como, em função do choque  $\epsilon_{\tau^c}$ . Já o aumento de  $bf$ , devido ao choque  $\epsilon_{\tau^c}$ , aconteceria em função da interrelação de efeito da queda da taxa de câmbio na economia  $s$ , e o efeito da queda do rendimento dos títulos internacionais ( $rf$ ), ambos afetados pelo choque  $\epsilon_{\tau^c}$ . Finalmente, o aumento do interesse da sociedade por bens domésticos ( $vc$ ), devido a  $\epsilon_{\tau^c}$ , ocorreria em função da elevação, *a priori*, do preço de importação na economia,  $pim$ .

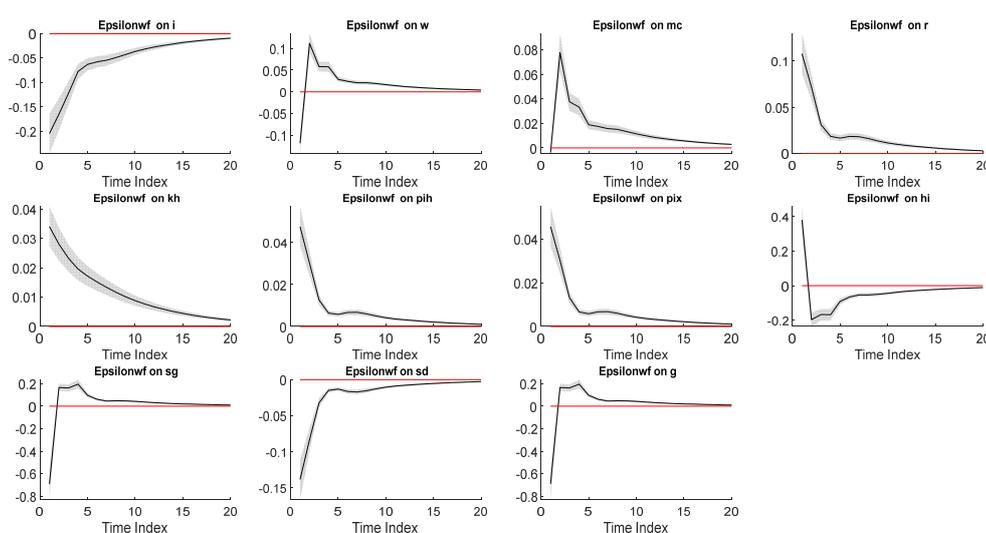
Resumindo, os resultados mostrados na Figura 3.13 indicam uma dinâmica de comportamento de interações de médio prazo entre as variáveis do modelo, em função do choque positivo no imposto sobre o consumo,  $\epsilon_{\tau^c}$ . Esse choque afeta, primeiro, o consumo tanto de bens domésticos  $h_c$  quanto de bens importados de consumo  $im_c$ . Os bens importados de consumo sofrem uma queda acentuada devido ao choque da tributação sobre o consumo, o que induz as famílias a aumentarem o consumo de bens domésticos. O aumento da tributação eleva a inflação de preços de consumo, mas, como a inflação ainda permanece abaixo da meta do governo, o banco central acaba por reduzir a taxa de juros dos títulos nacionais.

O efeito no consumo de bens domésticos devido ao choque positivo na tributação do consumo dura pouco, cerca de cinco trimestres. Os resultados obtidos neste estudo são semelhantes aos verificados nos estudos de Forni et al. (2009) e de Costa Júnior (2014), destacando-se que, em Forni et al. (2009), os resultados se mostraram mais persistentes, durando até 15 trimestres.

### 3.6.4.3.2 Choque na tributação paga pelas firmas sobre os salários

Para compreender as propriedades do modelo, nesta subseção, damos prosseguimento à análise das funções impulso-resposta, com base nos resultados da estimação posterior. As Figuras 3.14 e 3.15, desta subseção, mostram as respostas aos choques estruturais nos 20 trimestres recortados para este estudo. Os números incluem a resposta na média posterior. As respostas de todas as variáveis são simbolizadas, graficamente, como desvio percentual de seus valores do estado estacionário (no tempo  $t = 1$ ), pertinente ao impacto de um por cento no choque, marcado, no modelo, como a amplitude do desvio padrão da variável choque estocástica em conta. Posto isso, prosseguimos com a análise de um choque positivo na tributação incidente sobre os salários, paga pelas firmas.

Figura 3.14 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tributário incidente sobre os salários e pago pelas firmas, com persistência denominada de longo prazo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A Figura 3.14 mostra as funções impulso-resposta do impacto de um choque na tributação paga pelas firmas sobre os salários,  $\epsilon_{\tau w}$ . Nessa Figura 3.14, enfatizamos o processo de evolução das variáveis impactadas no modelo, no longo prazo. Relembrando, a Figura 3.12, da subseção anterior, refere-se às funções impulso-resposta de um choque na tributação incidente sobre o consumo,  $\epsilon_{\tau c}$ , na qual foi caracterizado o processo de evolução das variáveis impactadas no modelo, também no longo prazo. Portanto, comparando as funções impulso-resposta apresentadas nessas duas figuras (3.12 e 3.14), observamos que elas apresentam

comportamentos semelhantes entre si, respectivamente, referentes aos impactos devido a  $\epsilon_{\tau^w}$  e devido a  $\epsilon_{\tau^c}$ . Assim, podemos observar, nessas figuras citadas, que o impacto nas seguintes variáveis foi semelhante (denominado de grupo similar):  $i$ ,  $w$ ,  $mc$ ,  $r$ ,  $kh$ ,  $pih$ ,  $pix$ , e  $sd$ , exceto para as variáveis  $hi$ ,  $sg$ , e  $g$ .

Portanto, as análises relativas aos resultados da Figura 3.14, para essas variáveis do grupo similar, são as mesmas já apresentadas anteriormente, quando do diagnóstico dos resultados apresentados para a Figura 3.12. Entretanto, devemos ressaltar que um choque positivo de  $\epsilon_{\tau^c}$  sobre as variáveis do grupo similar causa impactos mais intensos, no primeiro trimestre, que os impactos de um choque positivo de  $\epsilon_{\tau^w}$  sobre essas mesmas variáveis do grupo similar. Por exemplo, podemos ver que, no primeiro trimestre, um choque positivo de  $\epsilon_{\tau^c}$  causa sobre as variáveis do grupo similar os seguintes impactos: [ $i \approx -0.35\%$ ,  $w \approx -0.2\%$ ,  $mc \approx -0.05\%$ ,  $r \approx 0.15\%$ ,  $kh \approx 0.06\%$ ,  $pih \approx 0.07\%$ ,  $pix \approx 0.063\%$ ,  $sd \approx -0.18\%$ ]; já um choque positivo de  $\epsilon_{\tau^w}$  causa sobre as variáveis do grupo similar os seguintes impactos: [ $i \approx -0.2\%$ ,  $w \approx -0.12\%$ ,  $mc \approx -0.01\%$ ,  $r \approx 0.12\%$ ,  $kh \approx 0.032\%$ ,  $pih \approx 0.05\%$ ,  $pix \approx 0.05\%$ ,  $sd \approx -0.14\%$ ].

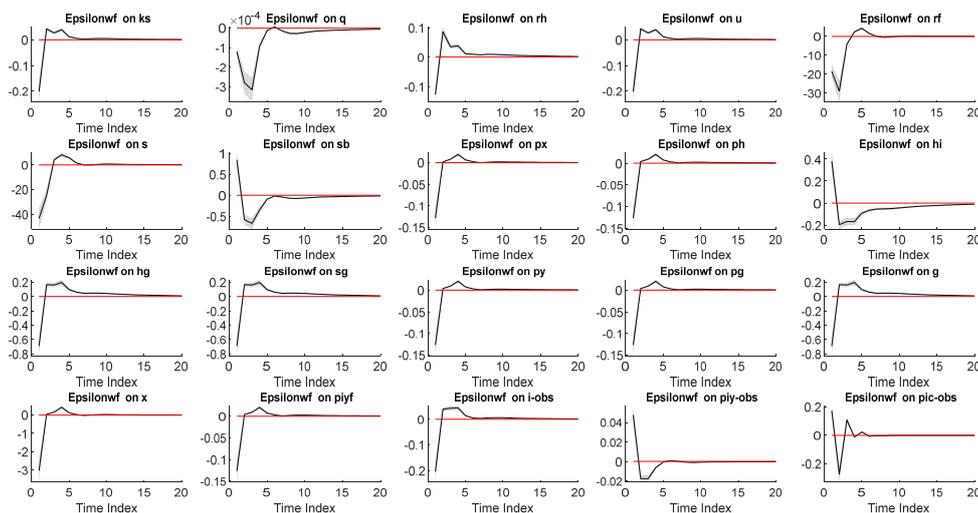
A variável gasto do governo ( $g$ ) e gastos do governo relativos ao PIB ( $sg$ ) seguem um padrão de evolução similar, com níveis de impacto totalmente iguais. Conforme gráficos da Figura 3.14, um choque positivo na tributação paga pelas firmas sobre os salários,  $\epsilon_{\tau^w}$ , reduz, de forma semelhante,  $g$  e  $sg$ , inicialmente, no primeiro trimestre, de  $\approx -0,70\%$ , evoluindo, no segundo semestre, para um impacto, positivo, de  $\approx 0,18\%$ . Em seguida, o efeito de  $\epsilon_{\tau^w}$  sobre  $g$  e  $sg$  evolui de forma crescente, até o quarto trimestre, quando atinge o máximo de  $\approx 0,20\%$  e, posteriormente, os impactos tornam-se decrescentes, de modo que, aproximadamente no décimo sétimo trimestre, os efeitos de  $\epsilon_{\tau^w}$  sobre  $g$  e  $sg$ , praticamente, se anulam.

Ainda, conforme a Figura 3.14, um choque positivo na tributação, paga pelas firmas sobre os salários,  $\epsilon_{\tau^w}$  causa impacto positivo na variável investimento doméstico ( $hi$ ), inicialmente, no primeiro trimestre, de  $\approx 0,38\%$ , evoluindo no segundo semestre para um impacto, negativo, de  $\approx -0,18\%$ . Em seguida, o efeito de  $\epsilon_{\tau^w}$  sobre  $hi$  é submetido a processo de redução de seus impactos negativos, de modo que, aproximadamente, no vigésimo trimestre, os efeitos de  $\epsilon_{\tau^w}$  sobre  $hi$ , praticamente, se anulam.

A Figura 3.15 mostra as funções impulso-resposta do impacto de um choque na tributação paga pelas firmas sobre os salários,  $\epsilon_{\tau^w}$ . Nessa figura, é enfatizado o processo de

evolução das variáveis impactadas no modelo, de médio-prazo. A Figura 3.13, da subseção anterior, refere-se às funções impulso-resposta, resultantes de um choque na tributação incidente sobre o consumo,  $\epsilon_{\tau^c}$ , na qual é caracterizado o processo de evolução das variáveis impactadas no modelo, também no curto prazo. Portanto, comparando as funções impulso-resposta, apresentadas nessas duas figuras 3.15 e 3.13, observamos que elas apresentam comportamentos semelhantes entre si, respectivamente, referentes aos impactos devido a  $\epsilon_{\tau^w}$  e devido a  $\epsilon_{\tau^c}$ . Posto isso, observamos, nas figuras citadas, que os impactos nas seguintes variáveis foram semelhantes (denominado de grupo similar de curto prazo): ks, u, rf, s, px, hg, ph, py, pg, piyf, x, i – obs, piy – obs, exceto para as variáveis  $q$ ,  $sb$ , e  $pic - obs$ .

Figura 3.15 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tributário incidente sobre os salários e pago pelas firmas, com persistência denominada de médio prazo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Desse modo, as análises relativas aos resultados da Figura 3.15, para essas variáveis do grupo similar de curto-prazo, são as mesmas já apresentadas anteriormente, quando do diagnóstico dos resultados apresentados para a Figura 3.13. Entretanto, devemos ressaltar que um choque positivo de  $\epsilon_{\tau^c}$  sobre as variáveis do grupo similar de curto prazo causa impactos mais intensos, no primeiro trimestre, que os impactos de um choque positivo de  $\epsilon_{\tau^w}$  sobre essas mesmas variáveis do grupo similar de curto prazo. Por exemplo, podemos ver que, no primeiro trimestre, um choque positivo de  $\epsilon_{\tau^c}$  causa, sobre as variáveis do grupo similar, os seguintes impactos:  $[ks \approx -0.38\%, u \approx -0.38\%, rf \approx -30\%, s \approx -78\%, px \approx -0.2\%, hg \approx -0.12\%, ph \approx -0.2\%, py \approx -0.2\%, pg \approx -0.2\%, piyf \approx -0.2\%, x \approx -5,$

$i - \text{obs} \approx -0.38$ ,  $piy - \text{obs} \approx 0,07$ ]; já um choque positivo de  $\epsilon_{\tau^w}$  causa, sobre as variáveis do grupo similar, os seguintes impactos: [ $ks \approx -0.2\%$ ,  $u \approx -0.2\%$ ,  $rf \approx -18\%$ ,  $s \approx -40\%$ ,  $px \approx -0.13\%$ ,  $hg \approx -0.65\%$ ,  $ph \approx -0.13\%$ ,  $py \approx -0.13\%$ ,  $pg \approx -0.13\%$ ,  $piyf \approx -0.13\%$ ,  $x \approx -3$ ;  $i - \text{obs} \approx -0.2$ ,  $piy - \text{obs} \approx 0,43$ ]. Nota-se que somente as variáveis  $hg$  e  $piy - \text{obs}$  receberam impactos, no primeiro trimestre, mais significativos do choque  $\epsilon_{\tau^w}$  do que do choque  $\epsilon_{\tau^c}$ , caracterizando, possivelmente, que aumentos na tributação, diretamente para as firmas, via tributação sobre os salários, sejam diretamente repassados para os produtos, impactando sobre a inflação desses mesmos produtos, assim como sobre o consumo doméstico de bens do governo.

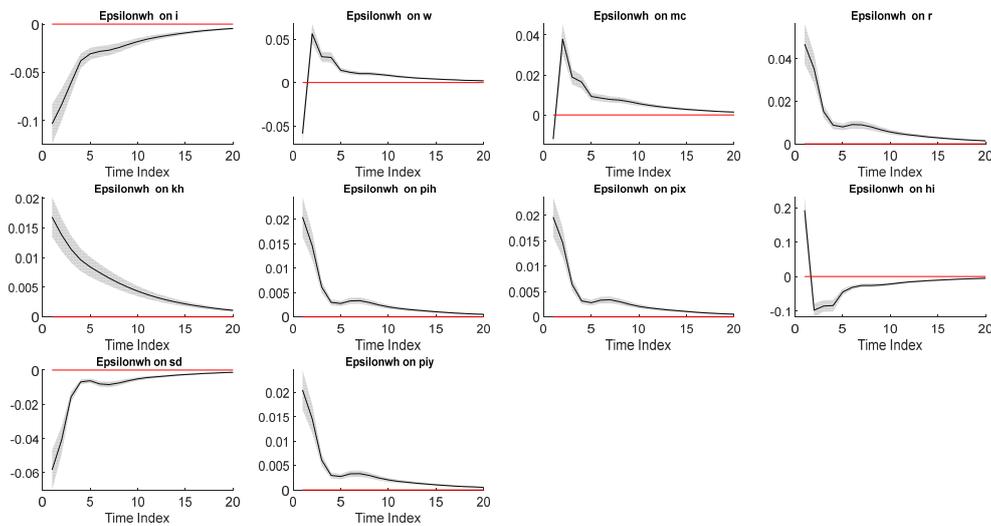
Os resultados desse choque, identificados em nosso estudo, também se assemelham aos resultados encontrados em Forni et al. (2009) e Costa Júnior (2014). A diferença entre esses estudos e o atual refere-se à persistência inflacionária dos preços de consumo, sendo que, neste estudo, o choque é dispersado depois do segundo trimestre, enquanto no estudo de Forni et al. (2009) dura até 15 trimestres

#### 3.6.4.3.3 Choque na tributação sobre os salários, paga pelos trabalhadores

Com a finalidade de dar andamento à compreensão das propriedades do modelo, nesta subseção, damos prosseguimento às análises das funções impulso-resposta. Nas figuras a seguir, mostramos as respostas aos choques estruturais ao longo dos 20 trimestres pesquisados neste estudo. Os números contêm a resposta na média posterior. As respostas de todas as variáveis são representadas, graficamente, como desvio percentual de seus valores do estado estacionário (no tempo  $t = 1$ ), correspondente ao impacto de um por cento no choque, fixado no modelo, como a amplitude do desvio padrão da variável choque estocástica em consideração. Assim, nesta subseção, analisamos um choque positivo na tributação incidente sobre os salários, paga pelos trabalhadores.

Pelas Figuras 3.16 (a seguir) e 3.17 (a seguir), podemos destacar que o choque positivo na tributação incidente sobre os salários, paga pelos trabalhadores, possui comportamento parecido com o das funções de impulso-resposta, dos choques na tributação incidente sobre o consumo e incidente sobre os salários e pago pelas firmas.

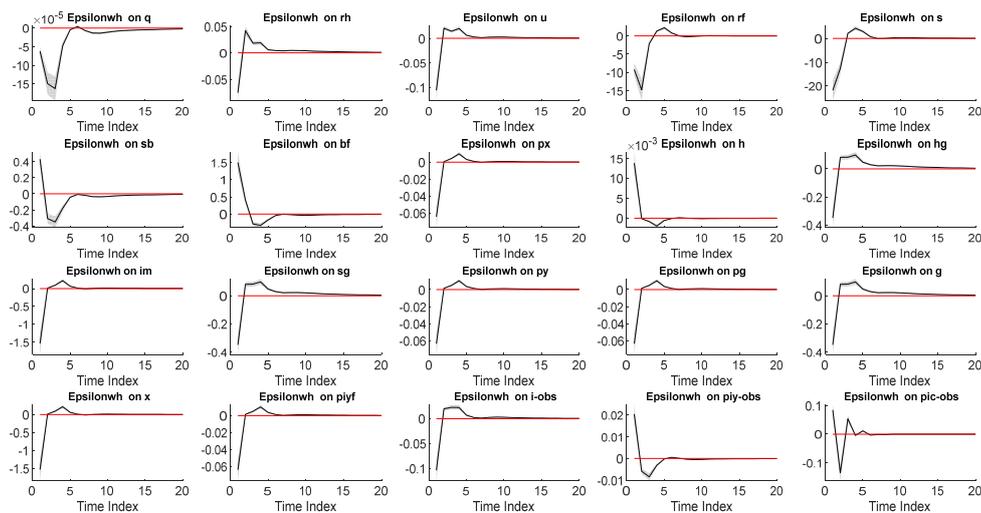
Figura 3.16 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tributários, incidentes sobre os salários e pago pelos trabalhadores, com persistência denominada de longo prazo.



Fonte: elaborada pelo autor (2021).

Esse choque também possui semelhança com os resultados encontrados em Forni et al. (2009) e no estudo de Costa Júnior (2014). A diferença entre esses estudos e nosso atual refere-se à persistência inflacionária, em que, no estudo atual, o choque é dispersado depois do segundo trimestre, enquanto no estudo de Forni et al. (2009) dura até 15 trimestres.

Figura 3.17 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tributários, incidentes sobre os salários e pago pelos trabalhadores, com persistência denominada de médio prazo.



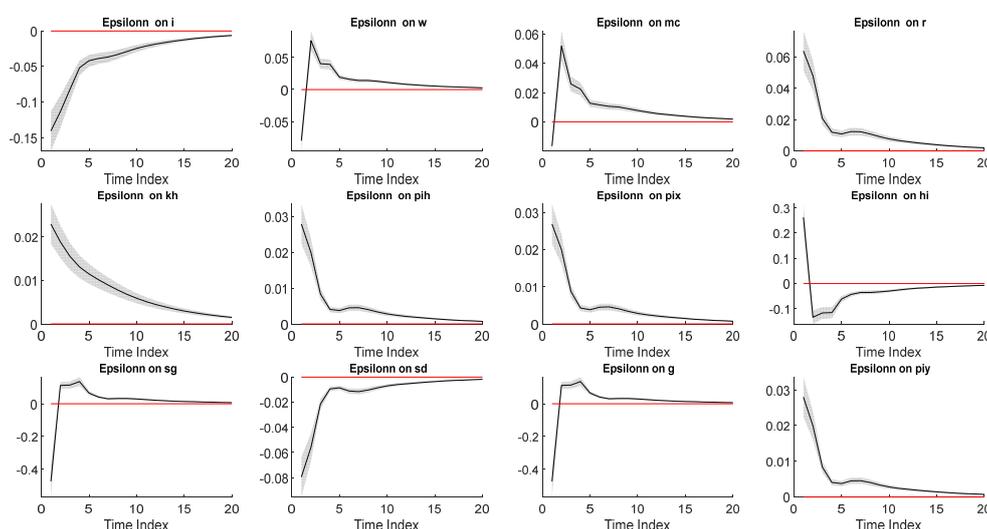
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

### 3.6.4.3.4 Choque na tributação da renda do trabalho

Para compreender as propriedades do modelo, nesta subseção, prosseguimos com a análise das funções impulso-resposta, com base nos resultados da estimação posterior. As Figuras 3.18 e 3.19, na sequência, mostram as respostas aos choques estruturais, no decorrer dos 20 trimestres em estudo. Os números incluem a resposta na média posterior. As respostas de todas as variáveis são representadas, graficamente, como desvio percentual de seus valores do estado estacionário (no tempo  $t = 1$ ), devido ao impacto de um por cento no choque, fixado no modelo, como a amplitude do desvio padrão da variável choque estocástica, em consideração. Dando prosseguimento, analisamos um choque positivo na tributação incidente sobre a renda do trabalho.

Esse choque também possui semelhança com os resultados encontrados em Forni et al. (2009) e no estudo de Costa Júnior (2014). A diferença entre esses estudos e o atual refere-se à persistência inflacionária, sendo que, no nosso estudo, o choque é dispersado depois do segundo trimestre, enquanto no trabalho de Forni et al. (2009) dura até 15 trimestres.

Figura 3.18 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tributários, incidentes sobre a renda do trabalho, com persistência denominada de longo prazo.

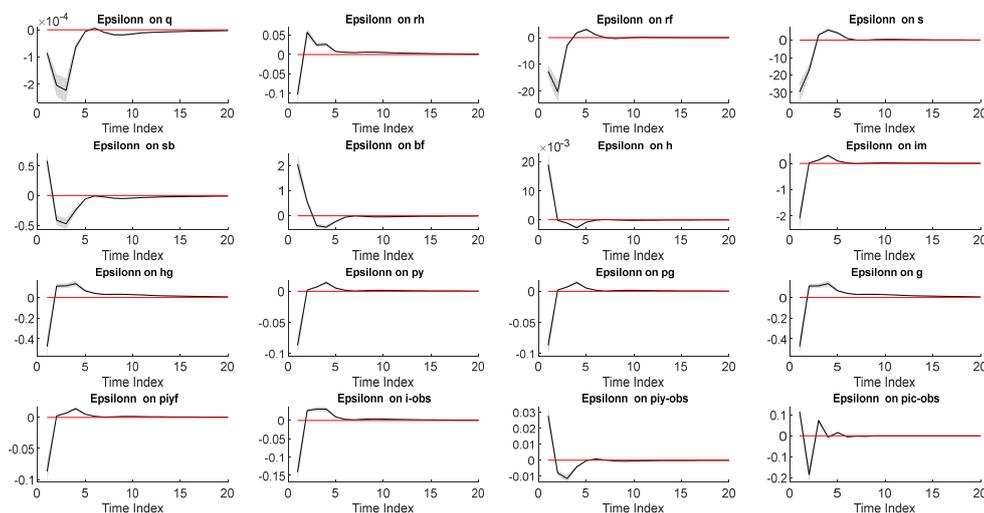


Fonte: Elabora pelo autor (2021).

Podemos destacar que os choques na tributação da renda do trabalho, da tributação sobre os salários, paga pelas empresas e na tributação sobre os salários, paga pelos

trabalhadores, possuem impacto parecido no sentidos das variáveis, alterando-se a persistência e a magnitude do impacto.

Figura 3.19 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tributário, incidentes sobre a renda do trabalho, com persistência denominada de médio prazo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

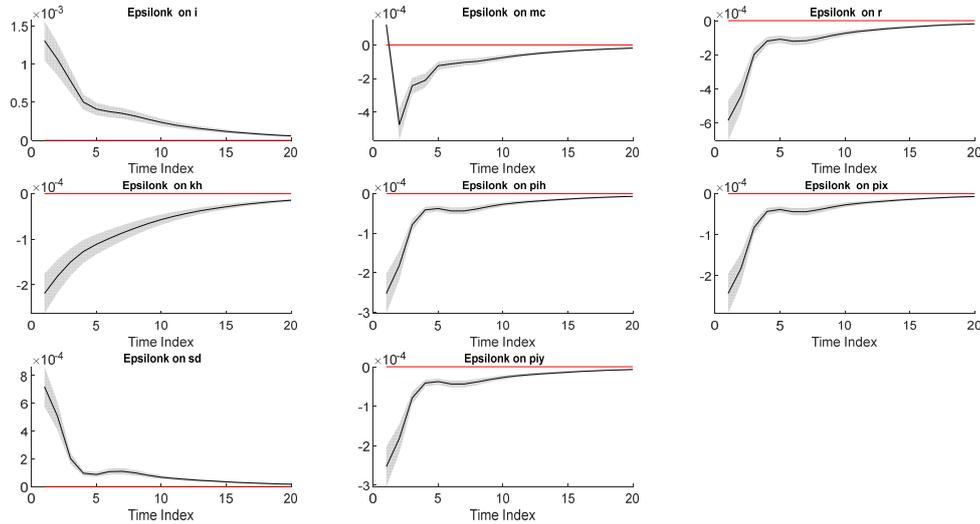
#### 3.6.4.3.5 Choque na tributação na renda do capital

As Figuras 3.20 e 3.21, as seguir, retratam as respostas aos choques estruturais observados nos 20 trimestres em estudo. Os números incluem a resposta na média posterior. As respostas de todas as variáveis são caracterizadas, graficamente, como desvio percentual de seus valores do estado estacionário (no tempo  $t = 1$ ), devido ao impacto de um por cento no choque, fixado no modelo como a amplitude do desvio padrão da variável choque estocástica, em consideração. Dando seguimento, analisamos agora um choque positivo na tributação incidente sobre a renda do capital.

A investigação da resposta ao impulso, representada na Figura 3.20, mostra o resultado de um choque positivo na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ), aumentando os investimentos na economia ( $i$ ), inicialmente, para  $\approx 0.0015\%$ . Contudo, com o passar dos trimestres, o efeito de  $\epsilon_{\tau k}$  sobre  $i$  inicia um processo gradativo de redução da sua força de elevação, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. O aumento de  $i$ , decorrente do choque na taxa de tributação, incidente sobre a renda

do capital  $\epsilon_{\tau k}$ , acontece pelo aumento dos bens importados de investimentos na economia *imi*.

Figura 3.20 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tributários, incidentes sobre a renda do capital, com persistência denominada de longo prazo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

O estudo da Figura 3.20 permite, ainda, verificar que um choque positivo na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ) reduz o capital privado na economia (*kh*), inicialmente, para  $\approx -0.0002\%$ . Todavia, com o transcorrer dos trimestres, o efeito de  $\epsilon_{\tau k}$  sobre *kh* inicia um processo gradativo de redução da sua intensidade de queda, tal que, decorridos 20 trimestres, o efeito do choque praticamente não existe. A queda de *kh*, decorrente do choque na taxa de tributação, incidente no consumo  $\epsilon_{\tau k}$ , acontece pela elevação dos rendimentos privados (*rh*).

A observação do impulso-resposta anterior exhibe que um choque positivo na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ) reduz o retorno médio da economia (*r*), inicialmente, para  $\approx -0.0006\%$ . No entanto, com o desenrolar do tempo, o efeito de  $\epsilon_{\tau k}$  sobre *r* inicia um processo gradativo de redução da queda, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se encerra. A queda de *r*, decorrente do choque na taxa de tributação, incidente sobre a renda do capital  $\epsilon_{\tau k}$ , acontece pela elevação dos investimentos da economia *i*.

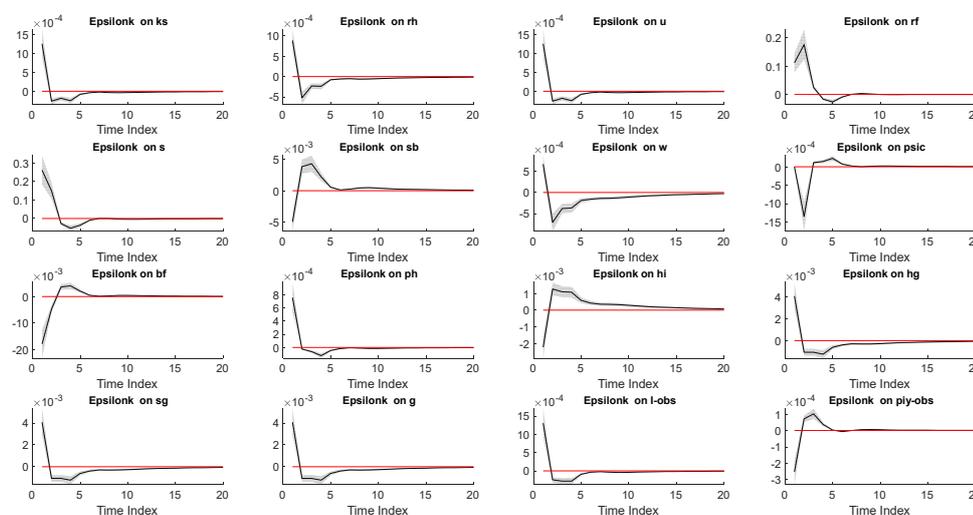
O diagnóstico da resposta ao impulso, representado na Figura 3.20, indica que um choque positivo na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ) reduz a inflação dos preços de produtos domésticos na economia ( $pih$ ), inicialmente, para  $\approx -0.0002\%$ . Contudo, com o passar dos trimestres, o efeito de  $\epsilon_{\tau c}$  sobre  $pih$  inicia um processo sucessivo de redução da sua intensidade de queda. A queda de  $pih$ , decorrente do choque na taxa de tributação, incidente sobre a renda do capital  $\epsilon_{\tau k}$ , acontece pela queda dos custos marginais na economia  $mc$ , e pela queda da inflação de preços de consumo ( $pic$ ).

A verificação da Figura 3.20 expressa que um choque positivo na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ) reduz a inflação de preços de exportação na economia ( $pix$ ), inicialmente, para  $\approx -0.0002\%$ . Todavia, com o passar do tempo, o efeito de  $\epsilon_{\tau c}$  sobre  $pix$  inicia um processo paulatino de redução da sua intensidade de queda, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda de  $pix$ , decorrente do choque na taxa de tributação, incidente sobre a renda do capital  $\epsilon_{\tau k}$ , acontece pelo aumento da inflação dos preços de consumo  $pic$ .

A análise de resposta ao impulso, exposta na Figura 3.20, revela que um choque positivo na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ) aumenta os dividendos em relação ao produto interno produto na economia ( $sd$ ), inicialmente, para  $\approx 0.0007\%$ . A elevação de  $sd$ , decorrente do choque na taxa de tributação, incidente no consumo  $\epsilon_{\tau c}$ , acontece pela elevação dos investimentos da economia  $i$ .

A investigação dos gráficos, presentes na Figura 3.20, mostra que um choque positivo na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ) aumenta os custos marginais da economia ( $mc$ ), inicialmente, para  $\approx 0.0002\%$ . Todavia, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A elevação de  $mc$ , decorrente do choque na taxa tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ), acontece pelo movimento dos salários ( $w$ ), que aumentam e, no segundo trimestre, chega a ser negativo, mas, logo em seguida, de forma gradativa, começa a reduzir a intensidade da queda, até atingir o estado estacionário no vigésimo trimestre.

Figura 3.21 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques tributário, incidentes sobre a renda do capital, com persistência denominada de médio prazo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

O exame da Figura 3.21, exhibe que um choque positivo na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau,k}$ ) aumenta os salários na economia ( $w$ ), inicialmente, para  $\approx 0.0005\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{\tau,k}$  sobre  $w$  inicia um processo gradativo de redução da sua intensidade de elevação, chegando, no segundo trimestre, a ficar negativo em  $\approx -0.0005\%$ , começando, depois, um processo gradativo de redução da intensidade da queda, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A elevação de  $w$ , decorrente do choque na taxa tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau,k}$ ), acontece pela queda da inflação dos preços de consumo  $pic$ .

A pesquisa da resposta ao impulso, exposta na Figura 3.21, indica que um choque positivo na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau,k}$ ) aumenta o capital utilizado na economia ( $ks$ ), inicialmente, para  $\approx 0.00011\%$ . Todavia, com o passar do tempo, o efeito de  $\epsilon_{\tau,k}$  sobre  $ks$  inicia um processo sucessivo de redução da sua intensidade de elevação, tal que, em cinco trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A elevação de  $ks$ , decorrente do choque na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau,k}$ ), acontece pela elevação da utilização da capacidade instalada da economia ( $u$ ).

O estudo da resposta ao impulso, apresentado na Figura 3.21, expressa que um choque positivo na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau,k}$ ) aumenta a utilização da capacidade instalada da economia ( $u$ ), inicialmente, para  $\approx 0.00012\%$ . A

elevação de  $u$ , decorrente do choque na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ), acontece pela elevação dos investimentos da economia ( $i$ ).

O exame da Figura 3.21 revela que um choque positivo na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ) reduz o consumo de bens domésticos de investimento ( $hi$ ), inicialmente, para  $\approx -0.002\%$ . No entanto, com o passar dos trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda de  $hi$ , decorrente do choque na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ), acontece pela queda dos preços domésticos ( $ph$ ), e pela elevação do interesse da sociedade por bens domésticos ( $vi$ ).

A investigação de resposta ao impulso, apresentada na Figura 3.21, indica que um choque positivo na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ) aumenta os rendimentos privados da economia ( $rh$ ), inicialmente, para  $\approx 0.0001\%$ . A elevação de  $rh$ , decorrente do choque na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ), acontece pela queda do custo marginal da economia ( $mc$ ).

O diagnóstico de resposta ao impulso (Figura 3.21) exhibe que um choque positivo na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ) aumenta os rendimentos dos títulos internacionais ( $rf$ ), inicialmente, para  $\approx 0.2\%$ . Todavia, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{\tau k}$  sobre  $rf$  inicia um processo paulatino de redução da sua força, tal que, em cinco trimestres, o efeito do choque praticamente não existe. A elevação de  $rf$ , decorrente do choque na taxa de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ), acontece pela elevação da taxa de câmbio na economia ( $s$ ).

O estudo dos gráficos, presentes na Figura 3.21, revela que um choque positivo de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ) eleva a taxa de câmbio na economia ( $s$ ), inicialmente, para  $\approx 0.3\%$ . A elevação de  $s$ , decorrente do choque tributário, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ), acontece pelos retornos positivos dos títulos internacionais na economia.

A análise da Figura 3.21 reflete que um choque positivo de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ), reduz os títulos nacionais em relação ao produto ( $sb$ ), inicialmente, para  $\approx -0.005\%$ . Todavia, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{\tau k}$  sobre  $sb$  inicia um processo gradativo de redução da sua intensidade de queda, tal, que após cinco trimestres, o efeito do choque praticamente se anula, chegando, no segundo trimestre, a ser negativo.

A investigação impulso-resposta, descrita na Figura 3.21, indica que um choque positivo de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ) reduz os títulos internacionais na economia ( $bf$ ), inicialmente, para  $\approx -0.0015\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{\tau k}$  sobre  $bf$  inicia um processo sucessivo de redução da sua intensidade de queda, tal que, após cinco trimestres, o efeito do choque praticamente se anula, ficando negativo após o terceiro trimestre, e reduzindo de forma gradativa até se estabilizar no estado estacionário no quinto trimestre. A redução de  $bf$ , decorrente do choque de tributação, incidente sobre a renda de capital ( $\epsilon_{\tau k}$ ), acontece pela elevação da taxa de câmbio na economia  $s$ , ficando positivo pelo efeito positivo do retorno dos títulos internacionais.

Os desvios-padrão do choque na tributação do consumo, aplicados às variáveis endógenas são, igualmente, apresentados nas figuras anteriores. O eixo vertical do gráfico (Figura 3.21) mostra a porcentagem de mudanças nas variáveis de seu estado estacionário, enquanto o eixo horizontal mostra os cursos (aqui, cada período é um trimestre). Os caminhos traçados em cada gráfico explicam o caminho de retorno de cada variável ao seu estado estacionário.

Como pode ser visto nesses gráficos, um choque positivo nas equações mencionadas pode alterar as variáveis. No entanto, todas as variáveis, praticamente, voltaram ao seu estado original após um período, máximo, de 20 trimestres. Assim, o modelo teórico desenvolvido mostra-se um modelo sustentável.

Lembramos que, no nosso modelo, tributação da renda do capital não incide diretamente sobre os investimentos, mas incide sobre a renda das famílias com origem no capital. O aumento dessa tributação leva ao aumento dos investimentos, e o rendimento privado dos investimentos aumenta, num movimento sucessivo que acaba por incentivar o aumento dos investimentos na economia.

Podemos destacar duas diferenças entre os choques na tributação: primeiro, o choque na renda do capital é o único que leva ao aumento do investimento na economia, já que a elevação do retorno do capital pago pelas firmas resulta em aumento do interesse das famílias por bens de investimentos. Enfim, destacamos que a persistência entre os choques é semelhante.

Comparando o resultado desse choque, obtido nesta pesquisa, com o identificado nos estudos de Forni et al. (2009) e Costa Júnior (2014), destacamos que se assemelham, tendo, como diferença, o investimento, que sofre efeito positivo com o aumento da tributação da

renda incidente sobre o capital. Outra semelhança entre os três estudos diz respeito à persistência dos choques, em que, neste estudo, existem choques em variáveis que possuem persistência de longo prazo, situação também encontrada no estudo de Forni et al. (2009), que possui persistências de 15 trimestres.

Analisando as figuras desta seção, fica claro o domínio do choque na renda do capital em relação aos outros choques, já que um aumento dessa tributação leva ao crescimento dos investimentos, diferente dos outros choques, que não levam a tal situação. Já quanto à persistência do choque, podemos destacar que, em relação ao investimento, existe uma elevada persistência, que dura mais de 20 trimestres nos diferentes choques tributários. Em relação à estabilidade, todas as variáveis voltam ao estado estacionário, demonstrando que o modelo estimado trata-se de um modelo sustentável.

Em síntese, este estudo encontra resultados semelhantes a Costa Júnior (2014) e a Forni et al. (2009). Melhor dizendo, apesar de que o sinal do impacto desses estudos foca em um choque negativo e este estimar choques positivos nas variáveis, o sentido de análise se assemelha em quase todo o modelo. Outra semelhança trata, principalmente, da persistência. O estudo de Forni et al. (2009) é mais duradouro, possui variáveis de persistência de longo prazo, igual a este atual estudo. Já em relação ao estudo de Costa Júnior (2014), ele é menos persistente, no geral. Sobre as estimações, neste estudo, estimamos um efeito positivo entre o choque na tributação da renda do capital com o investimento da economia, e, nos seus estudos, Costa Júnior (2014) e Forni et al. (2009) encontraram uma relação negativa entre essas variáveis.

Em conclusão, destacamos o objetivo deste capítulo, qual seja o de estudar a dinâmica das variáveis brasileiras diante da elevação da tributação. Nesse sentido, utilizamos cinco choques estocásticos nas alíquotas de tributação incidente sobre o consumo; tributação incidente sobre a renda do trabalho; tributação incidente sobre a renda do capital; tributação incidente sobre salários, paga pelos empresários; e, por último, um choque na tributação incidente sobre salários, paga pelos trabalhadores.

Os resultados obtidos demonstram que a elevação da tributação sobre a renda do capital é, dentre os choques estocásticos estimados na tributação, a mais eficiente para estimular a economia. Afirmamos isso, principalmente, porque o choque da tributação na renda do capital mostrou impacto positivo para estimular os investimentos da economia, corroborando os resultados encontrados por Cavalcanti e Silva (2010).

Em suma, destacamos que o melhor choque estocástico para estimular o produto a produção trata-se do choque na tributação incidente sobre a renda do capital.

Podemos destacar, ainda, que a tributação incidente sobre a renda do capital possui a CSLL, que representa a contribuição social sobre o lucro líquido como o principal tributo. Portanto, a tributação incidente sobre a renda do capital incide sobre o lucro das empresas, ou seja, o aumento dessa tributação com o choque positivo pode proporcionar o aumento dos investimentos da economia. Isso se constata, pois neste estudo, estimamos choques transitórios, portanto os empresários podem antecipar os investimentos com o choque transitório na tributação incidente sobre a renda de capital. Encontramos esse resultado nas estimações do trabalho.

O aumento da tributação em geral leva à queda do crescimento da economia, elevando preços e a taxa de juros da economia, e reduzindo os investimentos, já que ocasiona redução da atividade econômica e depreciação dos agentes na economia, desestimulando o consumo e o trabalho, criando um ciclo depreciativo da economia. Encontramos esses resultados no choque positivo na tributação, incidente sobre o consumo, sobre a renda do trabalho, sobre os salários pagos pelos trabalhadores e sobre os salários pago pelas empresas.

Estudos que analisem choques tributários positivos são importantes para a economia brasileira recente, já que muitos são estímulos praticados pelo governo federal durante a pandemia. Para manter esses estímulos fiscais, que visam a retomada da economia de forma mais rápida, o ideal é investir, também, em choques transitórios positivos na tributação. Dizemos transitórios, porque esses choques duram até a economia se estabilizar em um ritmo de crescimento de longo prazo. Ou seja, para manter os estímulos à economia e estimular, assim, a retomada da economia de forma mais rápida. Desse modo, em nosso estudo, não tratamos de choques permanentes, que podem parametrizar um modelo de tributação mais eficiente para a economia brasileira. Contudo, este estudo dispõe de choques transitórios, que parametrizam choques transitórios para serem realizados durante períodos, como o que passa a economia brasileira, em decorrência da pandemia, de grande depreciação da atividade econômica e das finanças públicas, lembrando que existe limite para os estímulos financeiros na economia, pois o governo não pode se endividar ilimitadamente, precisando, assim, de aumentos tributários para manter ações de estímulos à economia.

Em conclusão, temos que a melhor alternativa para aumento tributário transitório da economia é a tributação incidente sobre a renda de capital, considerando que ela não só

estimula os investimentos, como reduz a taxa de juros da economia e reduz os preços da economia. Portanto, estimula a economia.

#### 3.6.4.4 Função impulso-resposta de outros choques na economia

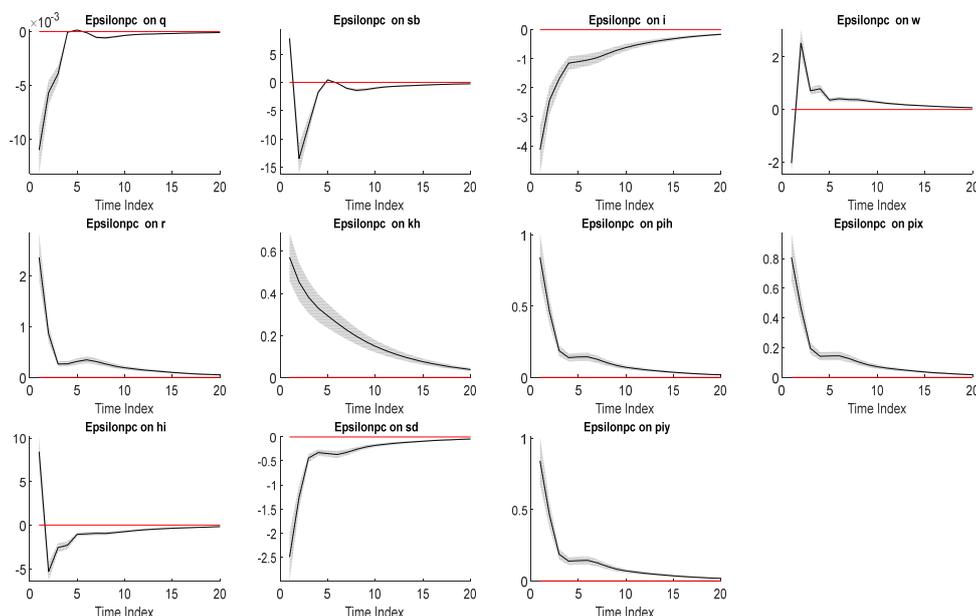
Neste estudo, temos um total de 15 choques estocásticos estruturantes. Como realizamos na subseção anterior a análise dos choques tecnológicos neutro, e da política monetária, nessa subseção, realizamos a análise dos choques estocásticos, na exportação, na importação, nas transferências governamentais, na eficiência dos investimentos privados, na eficiência dos investimentos do governo, nos gastos do governo, nas preferências de consumo, e nas preferências de mão de obra. As figuras relativas a esses choques estão no Apêndice deste estudo.

A análise de resposta ao impulso mostra que os choques de transferências governamentais ( $\epsilon_{tr}$ ), de demanda de importação ( $\epsilon_{im}$ ), de demanda de exportação ( $\epsilon_x$ ), e o choque no preço do produto ( $\epsilon_{py}$ ), não se propagam em muitas variáveis do modelo. O choque nas transferências governamentais ( $\epsilon_{tr}$ ) aumenta a arrecadação tributária em relação ao produto na economia ( $st$ ). Já o choque na demanda de importação ( $\epsilon_{im}$ ) reduz a compra de bens domésticos na economia ( $h$ ); depois, inicia um processo gradativo de redução da sua intensidade de queda, tal que, após quatro trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda de  $h$ , decorrente do choque de demanda de importação ( $\epsilon_{im}$ ), acontece pelo aumento da compra de produtos importados, provocado pelo choque. Movimento parecido acontece no choque da demanda por exportação  $\epsilon_x$ .

##### 3.6.4.4.1 Choque no preço de consumo

Iniciamos esta análise das IRF estimadas no estudo, considerando os resultados dos impactos dos choques positivos no preço de consumo. As Figuras 3.22 e 3.23, a seguir, representam as IRF devidas aos choques de preço de consumo, caracterizadas como aquelas cujos choques persistiram e estabilizaram, por período acima de quatro trimestres.

Figura 3.22 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques na política monetária, com persistência denominada de longo prazo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A Figura 3.22 exibe que um choque no preço de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ) reduz o salário ( $w$ ), inicialmente, para  $\approx -2\%$ . No entanto, com o passar do tempo, o efeito de  $\epsilon_{pc}$  sobre  $w$  inicia um processo gradativo de redução da sua intensidade de queda, chegando, no segundo trimestre, a reverter o sinal de impacto. Isso acontece, porque, na economia, os salários vão se ajustar ao aumento dos preços de consumo, sendo que, inicialmente, existe uma queda, seguida por uma elevação dos salários, a partir do segundo trimestre. Após esses movimentos, a economia tende aos efeitos, anulando-se até o trimestre 15 atingindo, assim, o estado estacionário.

A análise da Figura 3.22 indica que um choque no preço de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ) aumenta o estoque de capital privado da economia ( $kh$ ), inicialmente, para  $\approx 0.5\%$ . Todavia, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. O aumento do  $kh$ , decorrente do choque no preço de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ), acontece pelo aumento do capital na economia  $k$ , assim como pelo aumento do rendimento do capital privado na economia  $r$ , observado na figura de efeitos de longo prazo na economia. Em suma, choque no preço de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ) conduz ao aumento do capital privado na economia ( $kh$ ), com um impacto de  $\approx 0.5\%$ , com intensidades bem menores do que o relativo ao  $r$ .

A investigação da resposta ao impulso, demonstrada na Figura 3.22, expressa que um choque no preço de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ) aumenta o rendimento médio da economia ( $r$ ), preliminarmente, para  $\approx 2\%$ . O aumento do  $r$ , decorrente do choque no preço de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ), acontece pelo aumento observado do rendimento privado na economia, e pelo aumento dos rendimentos do capital governamental. Em suma, choque no preço de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ) conduz ao aumento do retorno privado da economia ( $r$ ), com um impacto de  $\approx 2\%$ .

Observando os gráficos da Figura 3.22, nota-se que um choque no preço de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ) reduz os investimentos na economia ( $i$ ), primeiro, para  $\approx -4\%$ . A queda do  $i$ , decorrente do choque no preço de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ), acontece pelo fato de o choque reduzir muito a importação de bens ( $im$ ) (situação observada no Apêndice, onde se encontram as figuras com os gráficos das variáveis com efeitos de curto prazo). Em resumo, choque nos preços de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ) leva a queda do investimento na economia ( $i$ ) com um impacto de  $\approx -4\%$ .

A análise de resposta ao impulso, apresentada na Figura 3.22, exhibe que um choque no preço de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ) aumenta o consumo de bens domésticos de investimentos ( $hi$ ), de começo, para  $\approx 7\%$ . Todavia, após o segundo trimestre, o efeito de  $\epsilon_y$  sobre  $hi$  possui sinal negativo, chegando a ter um efeito de  $\approx -5\%$ , no segundo trimestre. Após isso, inicia um processo paulatino de redução da sua intensidade de queda, tal que, após 15 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. O aumento do  $hi$ , decorrente do choque no preço de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ), acontece, primeiro, com efeito positivo, levado pela elevação dos preços dos produtos de investimentos  $pi$ , após o segundo trimestre, a queda dos investimentos leva à redução da compra de produtos domésticos de investimentos ( $hi$ ).

Conforme se observa na Figura 3.22, o estudo da resposta ao impulso indica que um choque no preço de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ) aumenta a inflação dos preços do produto na economia ( $piy$ ), inicialmente, para  $\approx 0.7\%$ . A elevação do  $piy$ , decorrente do choque no preço de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ), decorre pelo aumento observado da inflação dos preços dos bens de consumo  $pic$ . Em conclusão, choque de produtividade conduz ao aumento do preço do produto na economia ( $py$ ), com um impacto de  $\approx 0.7\%$ .

Da análise da Figura 3.22, temos que um choque no preço de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ) leva à elevação da inflação do preço de exportação ( $pix$ ), primeiro, para  $\approx 0.6\%$ . Todavia, após 15 trimestres, o efeito do choque praticamente não existe. O aumento do  $pix$ , decorrente do

choque no preço de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ), acontece pelo aumento observado da inflação dos preços de consumo  $pic$ . Em suma, choque de produtividade transmite a elevação da inflação do preço de exportação na economia ( $pix$ ), com um impacto de  $\approx 0.6\%$ .

Analisando a Figura acima 3.22, constata-se que choque no preço de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ) reduz os dividendos em relação ao produto na economia ( $sd$ ), de começo, para  $\approx -2\%$ . A queda de  $sd$ , resultante do choque positivo de política monetária  $\epsilon_{mp}$ , acontece pela redução dos investimentos na economia. Em resumo, choque no preço de consumo ( $\epsilon_{pc}$ ) irradia a queda dos dividendos em relação ao produto da economia ( $sd$ ), com um impacto de  $\approx -2\%$ .

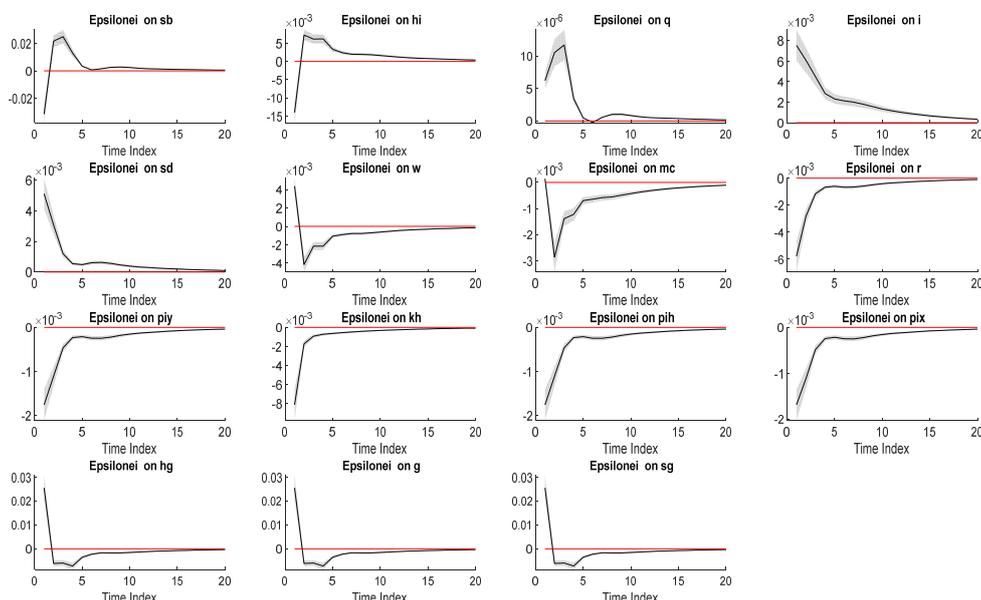
Por fim, destacamos que esse choque, que é positivo em  $\epsilon_{pc}$ , piora a performance da economia, já que reduz os investimentos da economia ( $i$ ), e o salários inicialmente ( $w$ ). Isso acaba por demonstrar que choques positivos exógenos na taxa de preços de consumo, advindos da interação dos preços de consumo com a economia doméstica, trazem piora na performance da econômica doméstica, que pode persistir por médio ou longo prazo. Em resumo, o choque de política monetária acaba por desestimular a atividade econômica, aumentando a taxa de juros da economia e reduzindo os investimentos, já que os bens de investimentos ficam mais caros com o aumento da taxa de juros da economia. Mostra-se, assim, o lado negativo do choque nos preços de consumo na dinâmica das variáveis brasileiras.

#### 3.6.4.4.2 Choque na eficiência dos investimentos

Nesta subseção, analisamos as IRF referentes ao choque na eficiência dos investimentos. A Figura 3.23 representa as IRF, devidas ao choque na eficiência dos investimentos, caracterizadas como aquelas, cujos choques persistiram e estabilizaram, por períodos acima de cinco trimestres.

A análise de resposta ao impulso, ilustrada na Figura 3.23, exhibe que um choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ) eleva o custo marginal ( $mc$ ), de começo, para  $\approx 0.5\%$ . No entanto, com o passar dos trimestres, o efeito de  $\epsilon_{ei}$  sobre  $mc$  inicia um processo paulatino de redução da sua intensidade de queda, chegando a apresentar um sinal negativo, a partir do segundo trimestre e, depois disso, o choque vai reduzindo sua intensidade até alcançar o estado estacionário. Esse movimento de aumento seguido de queda acontece por conta dos salários na economia  $w$ , que sobem com o choque, mas caem logo em seguida.

Figura 3.23 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques na eficiência dos investimentos, com persistência denominada de longo prazo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

O estudo da resposta ao impulso, apresentado na Figura 3.23, indica que um choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ) reduz o salário ( $w$ ), primeiro, para  $\approx 4\%$ . Contudo, com o passar dos trimestres, o efeito de  $\epsilon_{ei}$  sobre  $w$  inicia um processo gradativo de redução da sua intensidade de queda, chegando, no segundo trimestre, a reverter o sinal de impacto. Isso ocorre, porque, na economia, os salários vão se ajustar ao aumento dos preços de consumo, alcançando, inicialmente, um aumento, seguido por uma queda dos salários, a partir do segundo trimestre. Após esses movimentos, a economia tende a ver os efeitos se anularem até o trimestre 12, atingindo, assim, o estado estacionário.

O exame da Figura 3.23 permite expressar que um choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ) reduz o estoque de capital privado da economia ( $kh$ ), de início, para  $\approx -8\%$ . No entanto, com o fluir do tempo, o efeito de  $\epsilon_{ei}$  sobre  $kh$  inicia um processo sucessivo de redução da sua queda, tal que, após sete trimestres, o efeito do choque praticamente se encerra. A queda do  $kh$ , derivada do choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ), efetua-se pela queda do capital na economia  $k$ , assim como pela queda do rendimento do capital privado na economia  $r$ , observado na figura de efeitos de longo prazo na economia. Em essência, o choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ) coordena o aumento do capital

privado na economia ( $kh$ ), com um impacto de  $\approx -8\%$ , com intensidades bem menores do que o relativo ao  $r$ .

Segundo revela a Figura 3.23, um choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ) reduz o rendimento médio da economia ( $r$ ), inicialmente, para  $\approx -6\%$ . Todavia, com o avançar do tempo, o efeito de  $\epsilon_{ei}$  sobre  $r$  começa um processo gradativo de redução da sua intensidade de queda, tal que, após 15 trimestres, o efeito do choque praticamente extingue. A queda do  $r$ , decorrente do choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ), resulta da queda observada do rendimento do capital governamental na economia. Em substância, choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ) irradia a redução do retorno privado da economia ( $r$ ), com um impacto de  $\approx -6\%$ .

Continuando a análise da Figura 3.23, observa-se que um choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ) aumenta os investimentos na economia ( $i$ ), inicialmente, para  $\approx 0.008\%$ . Contudo, com o ecoar do tempo, o efeito de  $\epsilon_{ei}$  sobre  $i$  inicia um processo gradual de redução da intensidade de sua elevação, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente desaparece. O aumento do  $i$ , decorrente do choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ), acontece pelo fato de o choque aumentar muito a importação de bens de investimento ( $imi$ ) (situação observada no Apêndice, onde se encontram as figuras com os gráficos das variáveis com efeitos de curto prazo).

A análise de resposta ao impulso, conforme Figura 3.23, mostra que um choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ) reduz o consumo de bens domésticos de investimentos ( $hi$ ), inicialmente, para  $\approx -15\%$ . A queda do  $hi$ , derivada do choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ), sucede, primeiro, com efeito negativo, levado pela elevação dos preços dos produtos de investimentos  $pi$ . Contudo, após o segundo trimestre, o aumento dos investimentos  $i$  leva ao aumento da compra de produtos domésticos de investimentos ( $hi$ ).

A investigação da resposta ao impulso (Figura 3.23) conclui que um choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ) reduz a inflação dos preços do produto na economia ( $piy$ ), inicialmente, para  $\approx -1.5\%$ . Contudo, com o passar do tempo, o efeito de  $\epsilon_{ei}$  sobre  $piy$  inicia um processo sucessivo de redução da sua intensidade de queda, tal que, após 15 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda do  $piy$ , decorrente do choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ), ocorre pela queda observada da inflação dos preços dos bens de consumo  $pic$ .

A partir da Figura 3.23, observa-se que um choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ) leva à queda da inflação do preço de exportação ( $pix$ ), inicialmente, para  $\approx -1.5\%$ . Todavia, com o correr do tempo, o efeito de  $\epsilon_{ei}$  sobre  $pix$  inicia um processo gradativo de redução da sua intensidade de queda, tal que, após 15 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda do  $pix$ , decorrente do choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ), deriva-se do aumento observado da inflação dos preços de consumo  $pic$ . Pode-se dizer que um choque na eficiência dos investimentos transmite a queda da inflação do preço de exportação na economia ( $pix$ ), com um impacto de  $\approx -1.5\%$ .

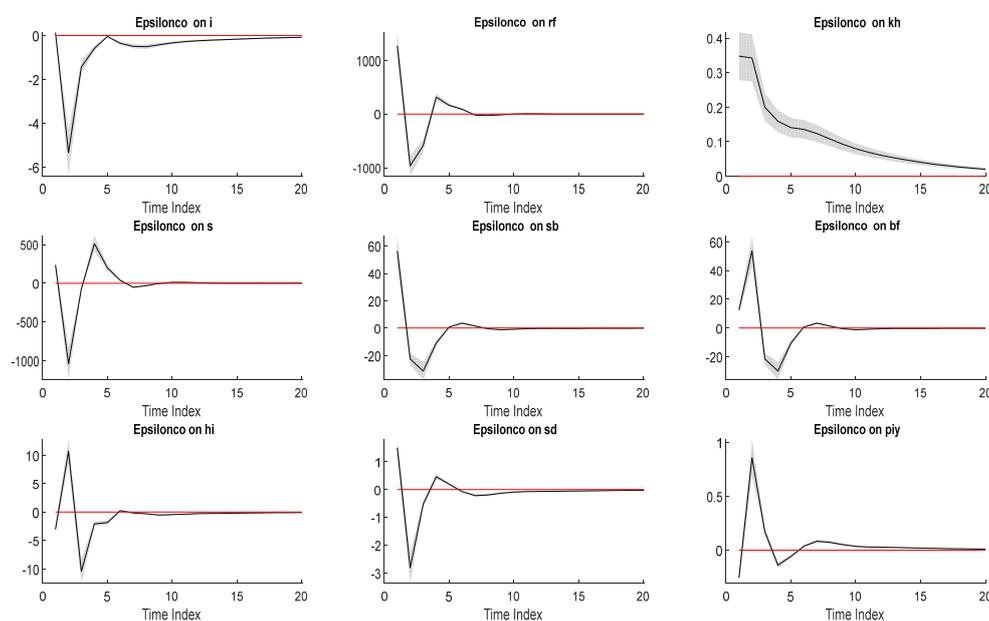
A análise de resposta ao impulso, referido na Figura 3.23, expressa que choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ) aumenta os dividendos em relação ao produto na economia ( $sd$ ), inicialmente, para  $\approx 0.006\%$ . No entanto, com o passar do tempo, o efeito de  $\epsilon_{ei}$  sobre  $sd$  inicia um processo paulatino de redução da sua intensidade de elevação, tal que, após 15 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A elevação de  $sd$ , decorrente do choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ), desenrola-se pelo aumento dos investimentos na economia. Em síntese, choque na eficiência dos investimentos ( $\epsilon_{ei}$ ) leva à elevação dos dividendos em relação ao produto da economia ( $sd$ ), com um impacto de  $\approx 0.006\%$ .

Finalmente, destacamos que esse choque é positivo em  $\epsilon_{ei}$  melhorar a performance da economia, já que aumenta os investimentos da economia ( $i$ ), e o salários inicialmente ( $w$ ). Isso acaba por demonstrar que choques positivos exógenos na eficiência dos investimentos, advindos da interação dos investimentos com a economia doméstica, trazem melhora na performance da econômica doméstica, que pode persistir por médio ou longo prazo. Em conclusão, o choque de eficiência nos investimentos acaba por estimular a atividade econômica, aumentando os investimentos na economia e mostrando, assim, o lado positivo do choque na eficiência dos investimentos na dinâmica das variáveis brasileiras.

#### 3.6.4.4.3 Choque na preferência do consumo

Prosseguindo neste estudo, analisamos as IRF, referentes ao choque na preferência do consumo. A Figura 3.24, a seguir, representa as IRF, devidas ao choque na preferência do consumo, caracterizadas como aquelas, cujos choques persistiram e estabilizaram, por períodos acima de cinco trimestres.

Figura 3.24 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques na preferência de consumo, com persistência denominada de longo prazo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A análise de resposta a esse impulso acima (Figura 3.24) exhibe que um choque positivo na preferência de consumo ( $\epsilon_{co}$ ) aumenta o estoque de capital privado da economia ( $kh$ ), inicialmente, para  $\approx 0.4\%$ . O aumento do  $kh$ , decorrente do choque positivo na preferência de consumo ( $\epsilon_{co}$ ), torna-se positivo pela redução do rendimento privado do capital na economia  $rh$ , e pelo aumento do rendimento do capital privado na economia  $r$ . Especificamente, choque positivo na preferência de consumo ( $\epsilon_{co}$ ) conduz ao aumento do capital privado na economia ( $kh$ ) com um impacto de  $\approx 0.4\%$ .

Como dissecado na Figura 3.24, um choque positivo na preferência de consumo ( $\epsilon_{co}$ ), reduz os investimentos na economia ( $i$ ), inicialmente, para  $\approx -5\%$ . Contudo, com o processar do tempo, o efeito de  $\epsilon_{co}$  sobre  $i$  inicia um processo sucessivo de redução da sua intensidade de queda, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda do  $i$ , decorrente do choque positivo na preferência de consumo ( $\epsilon_{co}$ ), sucede pelo fato de o choque reduzir muito a importação de bens de investimento ( $imi$ ) (situação observada no Apêndice, onde se encontram figuras com os gráficos das variáveis, com efeitos de curto prazo).

Visto pela resposta ao impulso anterior, também apresentado na Figura 3.24, um choque positivo na preferência de consumo ( $\epsilon_{co}$ ) aumenta o consumo de bens domésticos de

investimentos ( $hi$ ), inicialmente, para  $\approx 10\%$ . Entretanto, após o segundo trimestre, o efeito de  $\epsilon_y$  sobre  $hi$  possui sinal negativo, chegando a ter um efeito de  $\approx -10\%$ , no segundo trimestre. Após, inicia um processo paulatino de redução da sua intensidade de queda, tal que, após 15 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. O aumento do  $hi$ , decorrente do choque positivo na preferência de consumo ( $\epsilon_{co}$ ), cumpre-se pelo movimento dos preços domésticos  $ph$ , que possuem um impacto negativo na compra de produtos domésticos de investimento.

A análise de resposta ao impulso, apresentado na Figura 3.24, expressa que choque positivo na preferência de consumo ( $\epsilon_{co}$ ) reduz a inflação dos preços do produto na economia ( $piy$ ), inicialmente, para  $\approx -0.5\%$ . O movimento de  $piy$ , decorrente do choque positivo na preferência de consumo ( $\epsilon_{co}$ ), intercorre pelo movimento oscilante da inflação dos preços de consumo na economia  $pic$ .

O exame do impulso-resposta, referido na Figura 3.24, capta que choque positivo na preferência de consumo ( $\epsilon_{co}$ ) reduz os dividendos em relação ao produto na economia ( $sd$ ), inicialmente, para  $\approx -3\%$ . Todavia, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{co}$  sobre  $sd$  inicia um processo paulatino de redução da sua intensidade de queda, tal que, após dez trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda de  $sd$ , decorrente do choque positivo nas preferências de consumo  $\epsilon_{co}$ , surge pela redução dos investimentos na economia. Em conclusão, choque positivo na preferência de consumo ( $\epsilon_{co}$ ) conduz a queda dos dividendos em relação ao produto da economia ( $sd$ ), com um impacto de  $\approx -3\%$ .

As outras variáveis seguem padrão dinâmico de interrelação semelhante aos outros choques.

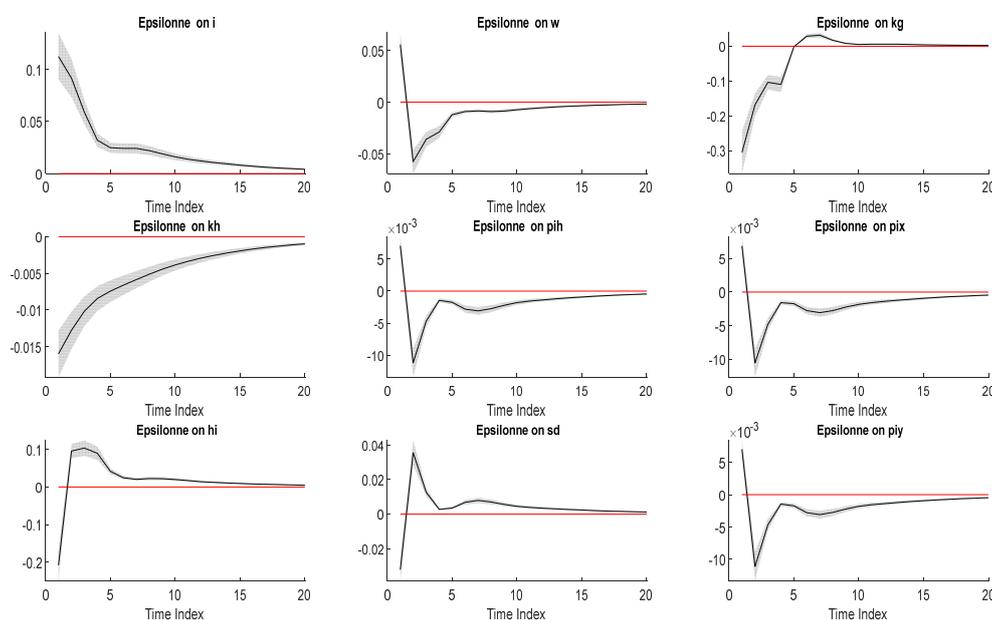
Destacamos, por fim, que esse choque na preferência de consumo é positivo em  $\epsilon_{co}$  e piora a performance da economia, já que reduz os investimentos da economia ( $i$ ). Isso acaba por demonstrar que choques positivos exógenos na preferência do consumo, advindos da interação do consumo com a economia doméstica, trazem piora na performance da econômica doméstica, que pode persistir por médio ou longo prazo. Em resumo, o choque de preferência dos investimentos acaba por desestimular a atividade econômica, reduzindo os investimentos da economia e mostrando o lado negativo do choque na preferência de consumo, na dinâmica das variáveis brasileiras.

#### 3.6.4.4 Choque na preferência do emprego

Dando prosseguimento, analisamos as IRF, referentes ao choque na preferência de mão de obra. Assim, a Figura 3.25, a seguir, representa as IRF devidas ao choque na referência de mão de obra, caracterizadas como aquelas, cujos choques persistiram e estabilizaram, por períodos acima de cinco trimestres.

O estudo da Figura 3.25 reflete que um choque na preferência por emprego ( $\epsilon_{ne}$ ) aumenta o salário ( $w$ ), inicialmente, para  $\approx 0.05\%$ . No entanto, com o transcorrer do tempo, o efeito de  $\epsilon_{ne}$  sobre  $w$  inicia um processo progressivo de redução da sua intensidade, chegando, no segundo trimestre, a reverter o sinal de impacto. Isso acontece, porque, na economia, os salários vão se ajustar ao aumento dos preços de consumo, mostrando, inicialmente, uma queda, seguida de uma elevação dos salários a partir do segundo trimestre. Após esses movimentos, a economia tende a anular os efeitos até o trimestre 15, atingindo assim o estado estacionário

Figura 3.25 - IRF das variáveis que se submeteram aos choques na preferência de emprego, com persistência denominada de longo prazo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

A análise de resposta ao impulso, apresentada na Figura 3.25, exhibe que choque na preferência por emprego ( $\epsilon_{ne}$ ) reduz o estoque de capital privado da economia ( $kh$ ), de

começo, para  $\approx -0.015\%$ . Contudo, com o passar do tempo, o efeito de  $\epsilon_{pc}$  sobre  $kh$  inicia um processo gradual de redução da sua intensidade de queda, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. A queda do  $kh$ , decorrente de choque na preferência por emprego ( $\epsilon_{ne}$ ), desenrola-se pela queda do capital na economia  $k$ . Em resumo, choque na preferência por emprego ( $\epsilon_{ne}$ ) irradia a queda do capital privado na economia ( $kh$ ) com um impacto de  $\approx -0.015\%$ , com intensidades bem menores do que ao relativo a  $r$ .

Na investigação da resposta ao impulso, reparamos que um choque na preferência por emprego ( $\epsilon_{ne}$ ) aumenta os investimentos na economia ( $i$ ), inicialmente, para  $\approx 0.1\%$ . Todavia, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se encerra. O aumento de  $i$ , decorrente do choque na preferência por emprego ( $\epsilon_{ne}$ ), acontece pelo fato de o choque aumentar a importação de bens de investimento ( $imi$ ) (situação observada no Apêndice, onde se encontram as figuras com os gráficos das variáveis com efeitos de curto prazo). Resumindo, choque na preferência por emprego ( $\epsilon_{ne}$ ), propaga aumento do investimento na economia ( $i$ ) com um impacto de  $\approx 0.1\%$ .

Na exploração de resposta ao impulso, percebemos que um choque na preferência por emprego ( $\epsilon_{ne}$ ) provoca uma queda no consumo de bens domésticos de investimentos ( $hi$ ), inicialmente, para  $\approx -0.2\%$ . O movimento do  $hi$ , decorrente do choque na preferência por emprego ( $\epsilon_{ne}$ ), advém, primeiro de efeito negativo, levado pela elevação dos preços dos produtos domésticos  $ph$ , porém, após o segundo trimestre, o aumento dos investimentos leva ao aumento da compra de produtos domésticos de investimentos ( $hi$ ).

Na análise de resposta ao impulso, conforme Figura 3.25, constatamos que um choque na preferência por emprego ( $\epsilon_{ne}$ ) aumenta a inflação dos preços do produto na economia ( $piy$ ), inicialmente, para  $\approx 0.005\%$ . O aumento do  $piy$ , decorrente do choque na preferência por emprego ( $\epsilon_{ne}$ ), ocorre pelo aumento observado da inflação dos preços dos bens de consumo  $pic$ . Concluindo, choque de produtividade conduz ao aumento do preço do produto na economia ( $py$ ) com um impacto de  $\approx 0.005\%$ .

No estudo da Figura 3.25, reparamos que choque na preferência por emprego ( $\epsilon_{ne}$ ) reduz os dividendos em relação ao produto na economia ( $sd$ ), inicialmente, para  $\approx -0.02\%$ . No entanto, com o fluir do tempo, o efeito de  $\epsilon_{ne}$  sobre  $sd$  inicia um processo gradativo de redução da sua intensidade de queda, tal que, após 20 trimestres, o efeito do choque praticamente se anula. O movimento de  $sd$ , decorrente do choque positivo no emprego  $\epsilon_{ne}$ , sucede pelo movimento dos investimentos na economia. Em síntese, choque na preferência

por emprego ( $\epsilon_{ne}$ ) conduz a queda dos dividendos em relação ao produto da economia ( $sd$ ), com um impacto de  $\approx -0.02\%$ .

Em geral destacamos que esse choque é positivo em  $\epsilon_{ne}$ , melhorando a performance da economia, já que aumenta os investimentos da economia ( $i$ ), e o salários inicialmente ( $w$ ). Isso acaba por demonstrar que choques positivos exógenos na preferência do emprego, advindos da interação do emprego com a economia doméstica, trazem melhora na performance econômica doméstica, que pode persistir por médio ou longo prazo. Em conclusão, o choque de preferência do emprego acaba por estimular a atividade econômica, aumentando os investimentos na economia e mostrando, assim, o lado positivo do choque na preferência do emprego na dinâmica das variáveis brasileiras.

### 3.7 CONCLUSÃO

Neste estudo, delineamos a especificação de uma versão do modelo de Coenen et al. (2008), aplicado para a economia brasileira. Nessa versão do modelo, incorporamos um grau relativamente alto de particularidades, cumprindo nosso objetivo de fornecer um conjunto abrangente de variáveis de projeção central, e compreendendo, assim, a dinâmica das variáveis na economia brasileira. Ao mesmo tempo, conseguimos condicionar, neste modelo, as previsões aos pressupostos monetários e fiscais, que constituem elementos-chaves para o entendimento da dinâmica das variáveis brasileiras. Em síntese, a metodologia deste estudo tratou o modelo desenvolvido por Coenen et al. (2008), avançando, a partir dele, com a sua estimação log linear, e com a inclusão do capital do governo.

Nesse sentido, traçamos como objetivo deste estudo estimar um modelo DSGE bayesiano para uma economia aberta, para o Brasil, com a finalidade de analisar as relações dinâmicas entre as principais variáveis macroeconômicas e detectar os impactos de choques estocásticos na economia. O uso da modelagem DSGE bayesiano tem demonstrado ser uma ferramenta econométrica bastante eficiente para analisar o comportamento das variáveis macrocômicas e monetárias de uma economia. Entretanto, devido à complexidade desse modelo, poucos estudos adotam essa técnica econométrica para estabelecer análises da dinâmica da economia brasileira. Também, podemos enfatizar que poucos modelos econométricos têm sido implementados para expor o comportamento da dinâmica da tributação na economia brasileira.

Para os resultados das estimativas obtidas, utilizando métodos bayesianos e examinamos as propriedades empíricas do modelo, complementando com as suas funções de impulso-resposta e avaliando seu desempenho de previsão relativo, através da comparação das variáveis suavizadas com as variáveis observáveis. No geral, o modelo estimado apresenta propriedades, economicamente, plausíveis, especialmente no que diz respeito à propagação de choques econômicos importantes e à identificação das principais fontes de flutuações econômicas. A previsibilidade das variáveis observáveis é bastante satisfatória, o que foi constatado por meio de comparação das variáveis suavizadas, com as variáveis observais do modelo.

É importante notar que a versão estimada do modelo de Coenen et al. (2008) está sujeita, ainda, a refinamentos adicionais, à luz das experiências práticas, em relação ao seu uso nas projeções, de modo que refinamentos do modelo ainda são necessários. O modelo

implementado neste estudo introduziu a simplificação de que a economia brasileira não influencia o seu ambiente externo. Portanto, não separamos as famílias ricardianas e não ricardianas, assim como não introduzimos o custo de circulação da moeda.

No modelo DSGE implementado neste estudo, empregamos o método bayesiano para estimar os parâmetros da economia brasileira. Com isso, foi possível entender a dinâmica das variáveis brasileiras, e a interrelação entre as variáveis na economia. O modelo DSGE foi aplicado para uma economia aberta, com presença de investimento público e de transferências governamentais.

Mostramos que as respostas dinâmicas do modelo são sensíveis ao instrumento e choques neutros na produtividade. Em geral, as respostas das variáveis, entre elas o PIB, o capital privado da economia e o rendimento total da economia, foram respostas positivas ao choque tecnológico neutro. Esses efeitos positivos persistem por bastante tempo, no caso do rendimento total e do capital privado da economia, por cerca de 20 trimestres. Por outro lado, os choques no investimento público duram bastante tempo. Choques expansionistas na política monetária conduzem à queda do investimento na economia, e da utilização da capacidade instalada, aumentando o capital privado e o rendimento do capital da economia.

Destacamos, também, que quatro choques estimados no modelo induzem impactos em poucas variáveis, e com pequena persistência ao longo do tempo. Dentre esses choques, temos o choque no preço de produto, nas importações e exportações, e nas transferências governamentais.

Com relação ao choque na eficiência dos investimentos, podemos destacar que as principais variáveis reais da economia receberam uma resposta positiva a esse choque. Dentre essas variáveis, destacamos, principalmente, o investimento da economia, que é afetado positivamente por esse choque.

O choque no preço de consumo causa impacto dinâmico negativo nas variáveis da economia, principalmente, nos investimentos. Esses impactos persistem por mais de 20 trimestres na economia, demonstrando a forte permanência do choque nos investimentos da economia.

Também, introduzimos no modelo o choque nas preferências do consumo e o choque na preferência do emprego. Dentre as diferenças dinâmicas desses choques, destacamos que o choque na preferência do consumo leva à queda do investimento, e que este persiste por mais de 20 trimestres. Já o choque na preferência do emprego possui efeito positivo e persistente, também, por mais de 20 trimestres.

Os resultados da estimativa do modelo DSGE são bastante consistentes. O diagnóstico de convergência de Brooks e Gelman (1998) indica que a estimativa é robusta, tanto para a convergência univariada, como na convergência multivariada.

Outro objetivo da pesquisa consistiu em analisar os efeitos da elevação nas taxas tributárias em um modelo DSGE bayesiano. Analisamos cinco choques estocásticos tributários no modelo: tributação sobre o consumo; tributação incidente sobre a renda do trabalho; tributação incidente sobre a renda do capital; tributação incidente sobre os salários, paga pelos empresários; e, por último, o choque na tributação incidente sobre os salários, paga pelos trabalhadores.

Como resultado deste estudo, temos que o choque na tributação incidente sobre a renda do capital possui efeito mais benéfico nas variáveis macroeconômicas que os demais choques tributários. Isso acontece, porque o choque na tributação da renda do capital induz o aumento do consumo e do produto, ocasionado pela substituição que as famílias realizam entre os bens de investimento e os bens de consumo.

Efetivamente, podemos destacar que os cinco choques estocásticos, incidentes sobre a tributação, conduziram ao aumento do custo marginal, via aumentos do custo dos salários e do rendimento médio do capital da economia. A elevação do custo marginal induz aumento ao preço de consumo da economia, fazendo com que o Banco Central tenha que aumentar a taxa de juros dos títulos nacionais. Contrariamente, o choque na tributação de renda do capital é mais eficiente para a economia, pois trata da substituição que as famílias realizam entre os bens de investimentos e dos bens de consumo, ocasionado o aumento do custo desse capital, estabelecido pelo aumento na tributação da renda do capital. Esse aumento do consumo induz ao aumento dos investimentos na economia.

Por fim, podemos destacar que o choque que provoca mais impacto positivo na economia é o choque em impostos de capital. Esse choque provoca a redução da taxa de juros e a redução dos salários, que levam ao aumento dos investimentos na economia. Com isso, destacamos que choques transitórios nos impostos de capital na economia tendem a proporcionar impacto no aumento de investimentos na economia, na contração dos impostos de consumo e de trabalho. O aumento do imposto de capital transitório é a melhor escolha, visando os investimentos na economia brasileira. Isso acontece já que os impostos de capital na economia brasileira acabam por impactar mais diretamente no lucro, não nos investimentos, e, desse modo, o aumento desses tributos acaba por melhorar os investimentos na economia.

## REFERÊNCIAS

- AN, S. ; SCHORFHEIDE, F. (2007) Bayesian analysis of DSGE models. *Econometric reviews*, v. 26, n. 2-4, p. 113-172.
- ARAÚJO, É. (2005). *Análise das contribuições sociais no Brasil*. Brasília, CEPAL.(2001),“Carga Tributária–Evolução Histórica: Uma Tendência Crescente”, Informe BNDES, n. 29.
- ARNOLD, J.(2008). Do tax structures affect aggregate economic growth? Empirical evidence from a panel of OECD countries. OECD Economics Department, Working Papers 643, OECD Publishing.
- BERTUSSI, G. L. (2010) *Gastos públicos com infra-estrutura de transporte e crescimento econômico: uma análise para os estados brasileiros*. 2010. viii, 52 f., il. Tese (Doutorado em Economia) -Universidade de Brasília, Brasília.
- BESLEY, T., COATE, S.(2003). Centralized versus decentralized provision of local public goods: a political economy analysis. *Journal of Public Economics* 87, 12, 2611–2637.
- BROOKS, P. and GELMAN, A. (1998). General methods for monitoring convergence of iterative simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics*. 7(4), 434-455.
- BUKHARI, A. H., & KHAN, S. U. (2008). A small open economy DSGE model for Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 963-1008.
- CALVO, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 12, n. 3, p. 383.
- CASTRO, M. R., GOUVEA, S. N., MINELLA, A., SANTOS, R. SOUZA-SOUBRINHO, N. F. (2011). Samba: Stochastic analytical model with a bayesian approach. Banco Central do Brasil. Working Papers Series n. 29, p. 1-138.
- CAVALCANTI, M. A. F. D. H., & SILVA, N. L. C. D. (2010). Impactos de políticas de desoneração do setor produtivo: uma avaliação a partir de um modelo de gerações superpostas. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 40(4), 943-966.
- CAVALCANTI, M. A., e VEREDA, L. (2015). Fiscal Policy Multipliers in a DSGE Model for Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, 35(2), 197-233.
- CHRISTOFFEL, K. P., COENEN, G., & WARNE, A. (2008). The new area-wide model of the euro area: a micro-founded open-economy model for forecasting and policy analysis.
- COENEN, G., MCADAM, P., STRAUB, R., 2007. Tax reform and labour-market performance in the euro area: A simulation-based analysis using the New Area-Wide Model. ECB Working No. 747, European Central Bank, April.

COENEN, G., MCADAM, P., e STRAUB, R. (2008). Tax reform and labour-market performance in the euro area: A simulation-based analysis using the New Area-Wide Model. *Journal of economic Dynamics and control*, 32(8), 2543-2583.

COENEN, G.; STRAUB, R.; TRABANDT, M. (2012) : Gauging the effects of fiscal stimulus packages in the euro area, ECB Working Paper, No. 1483, European Central Bank (ECB), Frankfurt a. M.

COSTA, C. K. F., PASCA, N. M. C., DA VEIGA MENDES, C. M., & Massuda, E. M. (2012). Determining the economic growth: Empirical evidence for Brazil, China, India e México (1978-2006). *Perspectivas Contemporâneas*, 6(2).

COSTA JÚNIOR, C. J.; (2014). *ESSAYS ON FISCAL POLICY*. 2014. viii, 134 f., il. Tese (Doutorado em Economia) -Universidade Federal do Paraná, Curitiba.

DE ARAÚJO NETO, V. B., & DE SOUSA, M. D. C. S. (2001). Tributação da renda e do consumo no Brasil: Uma abordagem macroeconômica. *XXIX Encontro Nacional de Economia*. Anais... Salvador: ANPEC.

DE ARAÚJO NETO, V. B., & DE SOUSA, M. D. C. S. (2003). Tributação da Renda e do Consumo no Brasil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 33(1), 5-42.

DE CARVALHO, F. A., & VALLI, M. (2011). Fiscal policy in Brazil through the lens of an estimated DSGE model (No. 240).

DEL NEGRO, M.; SCHORFHEIDE, F. (2006). How good is what you've got? dgse-var as a toolkit for evaluating dsge models. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Atlanta*, Federal Reserve Bank of Atlanta, v. 91, n. 2, p. 21.

DEL NEGRO, M., & SCHORFHEIDE, F. (2008): Forming Priors for DSGE Models (and How it Affects the Assessment of Nominal Rigidities)," *Journal of Monetary Economics*, 55(7), 1191-1208.

DEL NEGRO, M., & SCHORFHEIDE, F. (2013). DSGE model-based forecasting. In *Handbook of economic forecasting (Vol. 2, pp. 57-140)*. Elsevier.

DIB, A. & M. GAMMOUDI and K. MORAN. (2008). "Forecasting Canadian time series with the New Keynesian model", *Canadian Journal of Economics*, Canadian Economics Association, 41: 138-165

DOS SANTOS, A. S.; (2017). Regras de política fiscal em um modelo DSGE, uma análise a partir da regra de gastos fixos e de superavit primário. viii, 83 f., il. Tese (Doutorado em Economia) -Universidade de Brasília, Brasília.

ELLERY JUNIOR, R. G.; JUNIOR, A.N. (2017). Análise do ICMS e a questão federativa. In: Adolfo Sachsida. (Org.). *Tributação no Brasil: estudos, ideias e propostas*. 1ed. Brasília: IPEA, v. 1, p. 11-30.

- ELLERY, R. G. e PEREIRA, F. M., (2011). Política Fiscal, Choques Externos e Ciclo Econômico no Brasil, *Economia*, 12(3):445-474, 2011.
- FORNI, L., MONTEFORTE, L., and SESSA, L. (2009). The general equilibrium e effects of fiscal policy: Estimates for the euro area. *Journal of Public Economics*, 93, 559 - 585.
- FRIEDMAN, M. (1968). The role of monetary policy. *The American economic review*, American Economic Association, v. 58, n. 1, p.1.
- GADELHA, S. R. D. B., e DIVINO, J. A. (2012). Estímulo fiscal, impostos distorcivos e ciclo econômico brasileiro. *Anais do 34 Encontro Brasileiro de Econometria*
- GALI, J., LÓPEZ-SALIDO, J. D., e VALLÉS, J. (2007). Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of the European Economic Association*, 5(1), 227-270.
- GIAVAZZI, F., e PAGANO, M. (1990). Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European countries. In *NBER Macroeconomics Annual 1990, Volume 5* (pp. 75-122). MIT Press.
- GRIFFOLI, T. M. (2007). *Dynare User Guide. An introduction to the solution and estimation of DSGE models. Manuscript.*
- GOODFRIEND, M., & KING, R. G. (1997). The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy. *NBER macroeconomics annual*, 12, 231-283.
- GOODSPEED, T. J., (2002). Bailouts in a Federation. *International Tax and Public Finance* 9, 409-421.
- HANSEN, N.; KERN, S. (2004), Evaluating the CMA evolution strategy on multimodal test functions, Springer-Verlag: Eighth International Conference on Parallel Problem from Nature PPSN VIII, 282-291.
- HAIDER, A.; KHAN, S. U. (2009). A Small Open Economy DSGE Model for Pakistan. *Munich Personal RePEc Archive (MPRA), MPRA Paper No. 12977.*
- HERBST, E. P.; SCHORFHEIDE, F. (2015). *Bayesian Estimation of DSGE Models. [S.l.]: Princeton University Press.*
- HIRSCHMAN, A. (1961). *A Estratégia de Desenvolvimento Econômico. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1961.*
- IWATA, Y. (2009). *Fiscal Policy in an Estimated DSGE Model of the Japanese Economy: Do Non-Ricardian Households Explain All?. Economic and Social Research Institute, Cabinet Office.*
- KANCZUK, F. (2001). Business cycles in a small open Brazilian economy. *Economia Aplicada*, v.5, n.3, pp. 455-469.

KNELLER, R., BLEANEY, M., Gemmell, N.(1999). Fiscal policy and growth: Evidence from OECD Countries. *Journal of Public Economics* 74, 2, 171-190.

KOOP, G. (2003). *Bayesian Econometrics*. Sussex: Willey, 2003.

KWAN, A. C. C., WU, Y., ZHANG, J.(1999). Fixed investment and economic growth in China. *Economics of Planning* 32, 1, 67-79.

KYDLAND, F. E., & PRESCOTT, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1345-1370.

LEMGRUBER, A. T. (1995). Tributação efetiva: um estudo sobre taxaço do consumo, do trabalho e do capital no Brasil.

LINHARES, G. G. L.; CARVALHO, E. B. S. (2017). Imposto sobre produtos industrializados e imposto sobre produtos industrializados e imposto sobre operações financeiras: Impacto de políticas no setor automobilístico brasileiro. In: Adolfo Sachsida. (Org.). *Tributação no Brasil: Estudos, Idéias e Propostas*. 1ed.Brasília: IPEA, 2017, v. 1, p. 1-30.

LITTERMAN, R. B. (1979). Techniques of forecasting using vector autoregressions. (No. 115).

LITTERMAN, R. B. (1986). Forecasting with Bayesian vector autoregressions—five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 4, n. 1, p. 25-38.

LIU, P. (2006). “A Small New Keynesian Model of the New Zealand economy”, Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper Series, No. 03/06IU

MELLO, L.(2008). The Brazilian tax war: the case of value-added tax competition among the states. *Public Finance Review*, v. 36, n. 2, p. 169-193.

MENDONÇA, M. J. C.; MEDRANO, L. A. (2017). Estimando a elasticidade renda da arrecadação tributária Federal. In: Adolfo Sachsida. (Org.). *Tributação no Brasil: estudos, ideias e propostas: ICMS, seguridade social, carga tributária, impactos econômicos*. 1ed.: v., p. 147-156.

MENDOZA, E. G., (1991). Real Business Cycles in a Small Open Economy, *American Economic Review*, 81(4):797-818.

MOURA, G. V. (2015). Multiplicadores fiscais e investimento em infraestrutura. *Revista Brasileira de Economia*, 69(1), 75-104.

MYLES, G.(2009). Economic Growth and the Role of Taxation. Report for the OECD, working paper, available.

NUNES, A. F. N. D., e PORTUGAL, M. S. (2009). Políticas fiscal e monetária ativas e passivas: uma análise para o Brasil pós-metas de inflação. Encontro Nacional de Economia (37.: 2009, 08-11 dez.: Foz do Iguaçu, PR) [Anais..] Foz do Iguaçu.

- OATES, W. E.(1972). Fiscal Federalism. Harcourt Brace Jovanovich Inc., New York.
- PADOVANO, F., GALLI, E.(2002). Comparing the growth effects of marginal vs. average tax rates and progressivity. *European Journal of Political Economy* 18, 3, 529-544.
- QIN, D., CAGAS, M. A., QUISING, P., HE, X. H.(2006). How much does investment drive economic growth in China? *Journal of Policy Modeling* 28, 751-774.
- RABANAL, P.; RUBIO-RAMIREZ, J. F.(2005) Comparing New Keynesian models of the business cycle: A Bayesian approach. *Journal of Monetary Economics*, v. 52, n. 6, p. 1151-1166.
- SADEQ, T. (2008). “Bayesian estimation of a DSGE model and optimal monetary policy for central Europe transition countries”, Memo, EPEE, Université d.Evry Val d.Essonne
- SILVA, G. J. C. ; FORTUNATO, W. L. L.(2007) .Infra-Estrutura e Crescimento Regional: uma Avaliação do Caso Brasileiro no Período de 1985-1998. In: Encontro da ANPEC-NE, 2007, Fortaleza. Anais do XII Encontro de Economia da Região Nordeste.
- SILVA, W. B., PAES, N. L., e OSPINA, R. (2015). The replacement of payroll tax by a tax on revenues: A study of sectorial impacts on the Brazilian economy. *Economia*, 16(1), 46-59.
- SILVEIRA, M. A. C. (2008) Using a bayesian approach to estimate and compare new keynesian dsge models for the brazilian economy: the role for endogenous persistence. *Revista brasileira de Economia, SciELO Brasil*, v. 62, n. 3, p. 333-357.
- SIMS, C. A.(2002). Solving linear rational expectations models. *Computational economics*, v. 20, n. 1, p. 1-20.
- SMETS, F. and WOUTERS, R. (2003). An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, 1, 1123-75.
- TAYLOR, J. B. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of political economy*, 88(1), 1-23.
- TAYLOR, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. In: ELSEVIER. Carnegie-Rochester conference series on public policy. [S.l.]. v. 39, p. 195 {214.
- TELES, V. K., MUSSOLINI, C. C.(2011). Infrastructure and productivity in Latin America: is there a relationship in the long run? *Journal of Economic Studies* 39, 1, 44-62.
- VALLI, M., e CARVALHO, F. A. (2010). Fiscal and Monetary Policy Interaction: A Simulation-Based Analysis of a Two-Country New Keynesian DSGE Model with Heterogeneous Households. *Bank of Italy Occasional Paper*.
- WOODFORD, M. (2004). Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy. Princeton University Press.

ZUBAIRY, S. (2014). On fiscal multipliers: Estimates from a medium scale DSGE model. *International Economic Review*, 55(1), 169-195.

## APÊNDICE A – Equações normalizadas do sistema do modelo

Para normalizar as equações do sistema do modelo, definimos variáveis estacionárias normalizadas como na Tabela A.1, abaixo.

Tabela A.1 - Definições das variáveis normalizadas utilizadas no estudo.

$p_{I,t} = \frac{P_{I,t}}{P_{C,t}}$	$y_t = \frac{Y_t}{A_t}$	$w_t = \frac{W_t}{A_t P_{C,t}}$	$k_t = \frac{K_t}{A_1}$	$\lambda_t = A_t \Lambda_t$	$r_{K,t} = \frac{R_{K,t}}{P_{C,t}}$	$s_t = \frac{S_t P_{Y,t}^*}{P_{Y,t}}$
$\Pi_{Y,t} = \frac{P_{Y,t}}{P_{Y,t-1}}$	$\Pi_{Y,t}^* = \frac{P_{Y,t}^*}{P_{Y,t-1}^*}$	$mc_t = \frac{MC_t}{P_{C,t}}$	$p_{H,t} = \frac{P_{H,t}}{P_{C,t}}$	$p_{IM,t} = \frac{P_{IM,t}}{P_{C,t}}$	$p_{Y,t} = \frac{P_{Y,t}}{P_{C,t}}$	$c_t = \frac{C_t}{A_t}$
$i_t = \frac{I_t}{A_t}$	$h_{c,t} = \frac{H_{C,t}}{A_t}$	$im_{c,t} = \frac{IM_{C,t}}{A_t}$	$h_{I,t} = \frac{H_{I,t}}{A_t}$	$im_{I,t} = \frac{IM_{I,t}}{A_t}$	$tb_t = \frac{TB_t}{A_t P_{C,t}}$	$k_{H,t} = \frac{K_{H,t}}{A_t}$
$r_{G,t} = \frac{R_{G,t}}{P_{C,t}}$	$e^{z_t} = \frac{A_t}{A_{t-1}}$	$h_t = \frac{H_t}{A_t}$	$im_t = \frac{IM_t}{A_t}$	$t_t = \frac{T_t}{P_{C,t} A_1}$	$k_{g,t} = \frac{K_{g,t}}{A_1}$	$r_{g,t} = \frac{R_{g,t}}{P_{C,t}}$
$q_t^c = \frac{Q_t^c}{A_t}$	$q_t^i = \frac{Q_t^i}{A_t}$	$p_{G,t} = \frac{P_{G,t}}{P_{C,t}}$	$p_{X,t} = \frac{P_{X,t}}{P_{C,t}}$	$k_t^s = \frac{K_t^s}{A_1}$	$x_t = \frac{X_t}{A_t}$	$tr_{t,t} = \frac{TR_t}{A_t P_{C,t}}$

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

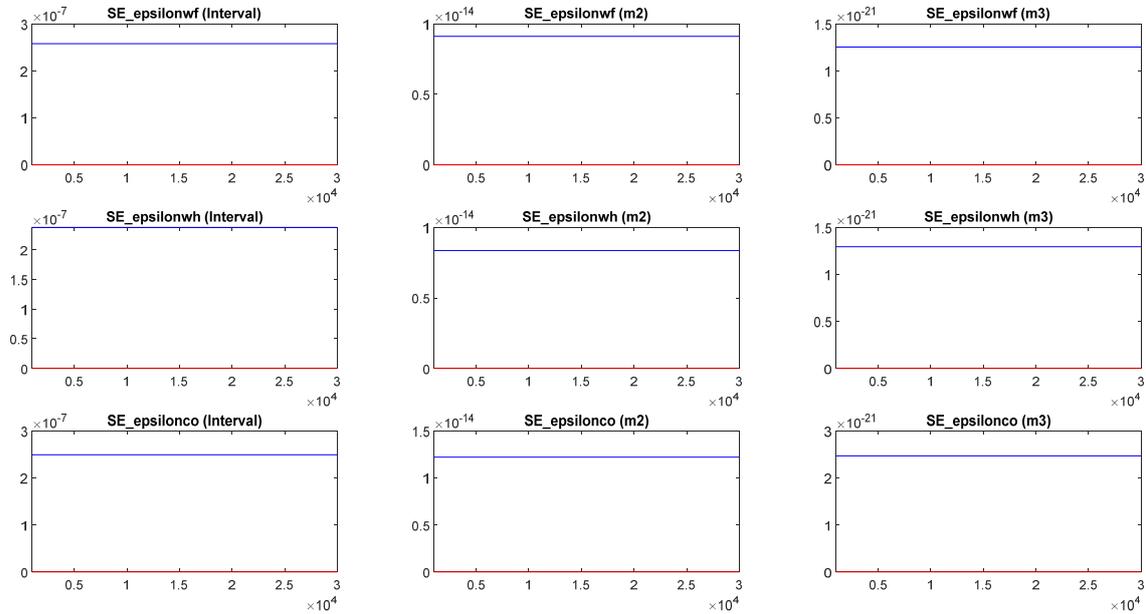
Os Sistemas de equações (A.1) e (A.2), abaixo, representam todas as equações normalizadas definidas no modelo econométrico do estudo, usando as definições apresentadas na Tabela A.1. O sistema de equações foi separado em três subsistemas, para melhor posicioná-los no texto.

$$\left\{ \begin{array}{l}
 \lambda_t = \epsilon_t^c \frac{(c_t - e^{z_t} h_{c,t-1})^{-\sigma} - h((e^{z_t+1})^{-1} c_{t+1} - h_{c,t})^{-\sigma}}{(1 + \tau_t^c)} \\
 Q_t = \beta E_t \left[ \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} (e^{z_t})^{-1} ((1 - \delta) Q_{t+1} + (1 - \tau_{t+1}^k) \frac{r_{k,t+1}}{P_{C,t+1}} u_{t+1} + (\tau_{t+1}^k \delta - (1 - \tau_{t+1}^k) \Gamma_u(u_{t+1})) p_{I,t} \right] \\
 p_{I,t} = Q_t \epsilon_t^l \left( 1 - \Gamma_l \left( \frac{i_t}{i_{t-1}} \right) - \Gamma'_l \left( \frac{i_t}{i_{t-1}} \right) e^{z_t} \frac{i_t}{i_{t-1}} \right) + \beta E_t \left[ \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \epsilon_{t+1}^l Q_{t+1} \Gamma'_l \left( \frac{i_t}{i_{t-1}} \right) e^{z_{t+1}} \frac{i_{t+1}^2}{i_t^2} \right] \\
 r_{k,t} = \Gamma'_u(u_t) p_{I,t} \\
 \beta R_t E_t \left[ \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} (e^{z_t})^{-1} \frac{P_{C,t}}{P_{C,t+1}} \right] = 1 \\
 \beta (1 - \Gamma_{BF}(B_t^F)) R_{F,t} E_t \left[ \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} (e^{z_{t+1}})^{-1} \frac{P_{C,t}}{P_{C,t+1}} \frac{s_{t+1}}{s_t} \frac{\Pi_{y,t+1}}{\Pi_{y^*,t+1}} \right] = 1 \\
 k_{h,t} = (1 - \delta) e^{-z_t} k_{h,t-1} + \epsilon_t^l \left( 1 - \Gamma_l \left( \frac{i_t}{i_{t-1}} \right) \right) i_t \\
 w_t = \left( \frac{P_{C,t-1}}{P_{C,t-2}} \right)^{\chi_1} \pi_C^{1 - \chi_1} w_{t-1} \\
 E_t \left[ \sum_{k=0}^1 (\xi_1 \beta)^k N_{t+k} \left( \left( \Lambda_{t+k} (1 - \tau_{t+k}^N - \tau_{t+k}^{Wh}) \tilde{W}_t \left( \frac{P_{C,t+k-1}}{P_{C,t-1}} \right)^{\chi_1} \pi_C^{(1 - \chi_1)k} \right) - \frac{\eta_1}{\eta_1 - 1} \epsilon_t^N (N_{t+k})^\zeta \right) \right] = 0 \\
 y_t = (k_t^S)^\alpha (N_t)^{1 - \alpha} - \Psi \\
 \left( \alpha \frac{(y_t + \Psi)}{k_t^S} \right) mc_t = r_{K,t} \\
 ((1 - \alpha) \frac{(y_t + \Psi)}{N_t}) mc_t = (1 + \tau_t^{Wf}) w_t \\
 mc_t = \frac{1}{\alpha^\alpha ((1 - \alpha)^{1 - \alpha})} (r_{K,t})^\alpha ((1 + \tau_t^{Wf}) w_t)^{1 - \alpha}
 \end{array} \right. \quad (A.1)$$

$$\left. \begin{aligned}
& k_{G,t} = \omega_g \left( \frac{\Gamma_{G,t}}{\Gamma_{K,t}} \right)^{-\eta_g} k_t^S \\
& k_{H,t} = (1 - \omega_g) \left( \frac{\Gamma_{H,t}}{\Gamma_{K,t}} \right)^{-\eta_g} k_t^S \\
q_t^C &= (v_C^{1-\mu_C} (h_t)^{1-1|\mu_C} + (1 - v_C)^{1-\mu_C} ((1 - \Gamma_{IM^C}(im_t^C | q_t^C)) im_t^C)^{1-1|\mu_C})^{\mu_C | (\mu_C - 1)} \\
\Gamma_{IM^C} \left( \frac{im_t^C}{q_t^C} \right) &= \frac{\gamma_{IM^C}}{2} \left( (\epsilon_t^{IM})^{-\frac{1}{\gamma_{IM^C}}} \frac{im_t^C / q_t^C}{im_{t-1}^C / q_{t-1}^C} - 1 \right)^2 \\
\Gamma_{IM^I} \left( \frac{im_t^I}{q_t^I} \right) &= \frac{\gamma_{IM^I}}{2} \left( (\epsilon_t^{IM})^{-\frac{1}{\gamma_{IM^I}}} \frac{im_t^I / q_t^I}{im_{t-1}^I / q_{t-1}^I} - 1 \right)^2 \\
im_t^C &= (1 - v_C) \left( \frac{p_{IM,t}}{\lambda_{C,t} \Gamma_{IM_t^C}} \right)^{-\mu_C} \frac{q_t^C}{1 - \Gamma_{IM^C}(im_t^C | q_t^C)} \\
h_t^C &= v_C \left( \frac{p_{H,t}}{\lambda_{C,t}} \right)^{-\mu_C} q_t^C \\
p_{C,t} &= \left( v_C (p_{H,t})^{1-\mu_C} + (1 - v_C) \left( p_{IM_t^C} | \widetilde{\Gamma_{IM_t^C}} \right)^{1-\mu_C} \right)^{1(1-\mu_C)} \\
\Gamma_I \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) &= \frac{\gamma_I}{2} \left( e^{z_t} \frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \right)^2 \\
q_t^I &= (v_i^{1-\mu_i} (h_t)^{1-1|\mu_i} + (1 - v_i)^{1-\mu_i} ((1 - \Gamma_{IM^I}(im_t^I | q_t^I)) im_t^I)^{1-1|\mu_i})^{\mu_i | (\mu_i - 1)} \\
im_t^I &= (1 - v_i) \left( \frac{p_{IM,t}}{\lambda_{i,t} \Gamma_{IM_t^I}} \right)^{-\mu_i} \frac{q_t^I}{1 - \Gamma_{IM^I}(im_t^I | q_t^I)} \\
h_t^I &= v_i \left( \frac{p_{H,t}}{\lambda_{i,t}} \right)^{-\mu_i} q_t^I \\
p_{i,t} &= \left( v_i (p_{H,t})^{1-\mu_i} + (1 - v_i) \left( p_{IM_t^I} | \widetilde{\Gamma_{IM_t^I}} \right)^{1-\mu_i} \right)^{1(1-\mu_i)} \\
& k_t^S = u_t k_t \\
& q_{C,t} = c_t \\
& q_{i,t} = i_t \\
& h_t^g = g_t \\
S_{G,t} &= \frac{p_{G,t} g_t}{p_{Y,t} y_t} \\
\tau_t &= \frac{t_t}{p_{Y,t} y_t} \\
tr_t &= \frac{tr_{t,t}}{p_{Y,t} y_t} \\
h_t &= h_t^C + h_t^I + h_t^g \\
tb_t &= p_{X,t} x_t - p_{IM,t} im_t \\
im_t &= im_t^C + im_t^I \\
y_t &= h_t + x_t \\
s_t im_t &= (1 - s_t) x_t^* \epsilon_t^X \\
k_{G,t} &= (1 - \delta) e^{-z_t} k_{G,t-1} + \left( 1 - \Gamma_I \left( \frac{i_{G,t}}{i_{G,t-1}} \right) \right) i_{G,t} \\
w_{h,t} &= \left( (1 - \xi_I) (\widetilde{w}_{I,t})^{1-\eta_I} + \xi \left( \left( \frac{p_{C,t-1}}{p_{C,t-2}} \right)^{\chi_I} \pi_C^{1-\chi_I} w_{I,t-1} \right)^{1-\eta_I} \right)^{1(1-\eta_I)} \\
& p_{I,t} g_{I,t} + s_{G,t} + tr_t = \tau_t^C p_{C,t} c_t + (\tau_t^N + \tau_t^{W_h}) (w_t N_t) \\
+ \tau_t^{W_f} w_t N_t + \tau_t^k (r_{K,t} u_t - (\Gamma_u(u_t) + \delta) p_{I,t}) k_t + \tau_t^D D_t + T_t + r_{G,t} u_t k_G \\
p_{Y,t} y_t &= p_{C,t} c_t + p_{I,t} (i_t + \Gamma_u(u_t) k_t) + p_{G,t} g_t + s_t p_{X,t} x_t \\
& - p_{I,M,t} \left( im_t^C \frac{1 - \Gamma_{M^C}(im_t^C | q_t^C)}{\Gamma_{IM_t^C} | q_t^C} + im_t^I \frac{1 - \Gamma_{M^I}(im_t^I | q_t^I)}{\Gamma_{IM_t^I} | q_t^I} \right)
\end{aligned} \right\} \tag{A.2}$$

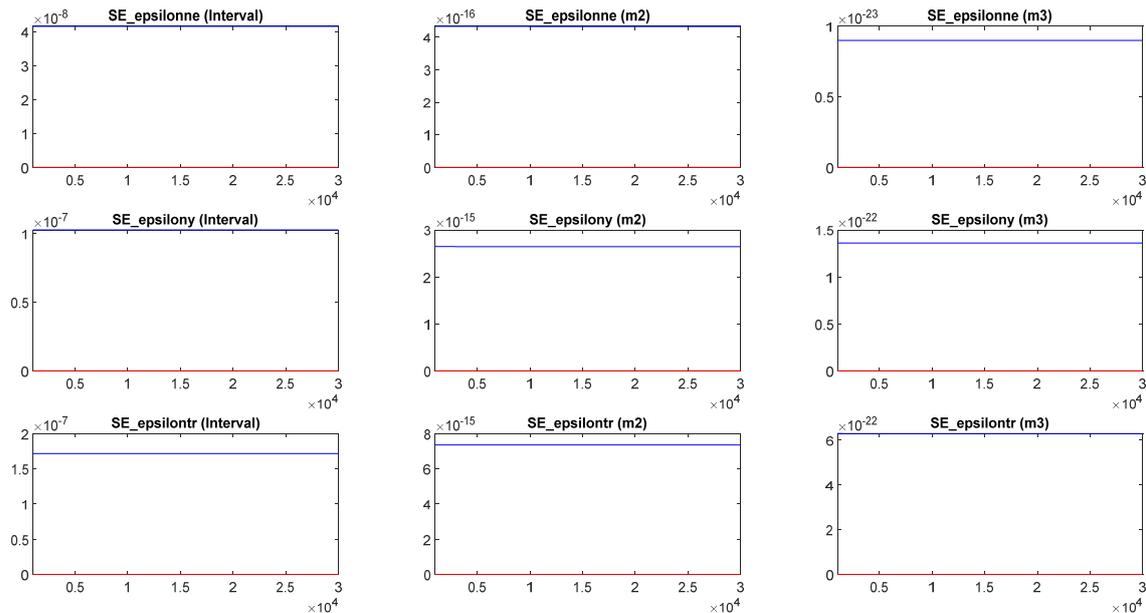
**APÊNDICE B – Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico de convergência univariado**

Figura B.1 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os ajustes dos desvios padrões SE\_epsilonwf, SE\_epsilonwh, e SE\_epsilonwh.



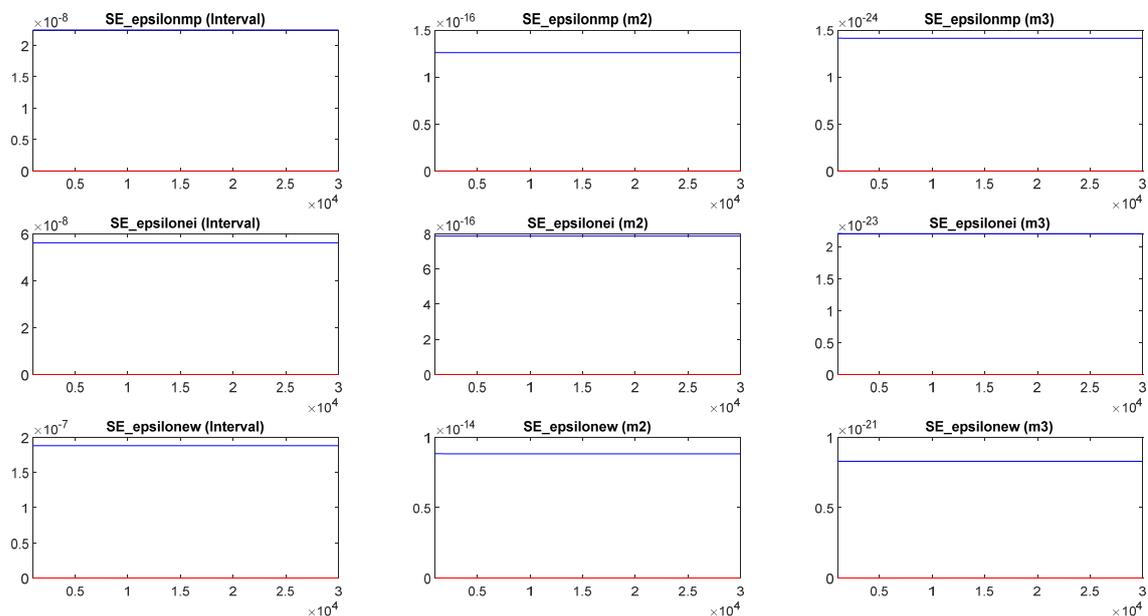
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.2 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os ajustes dos desvios padrões SE\_epsilonne, SE\_epsilony e SE\_epsilontr.



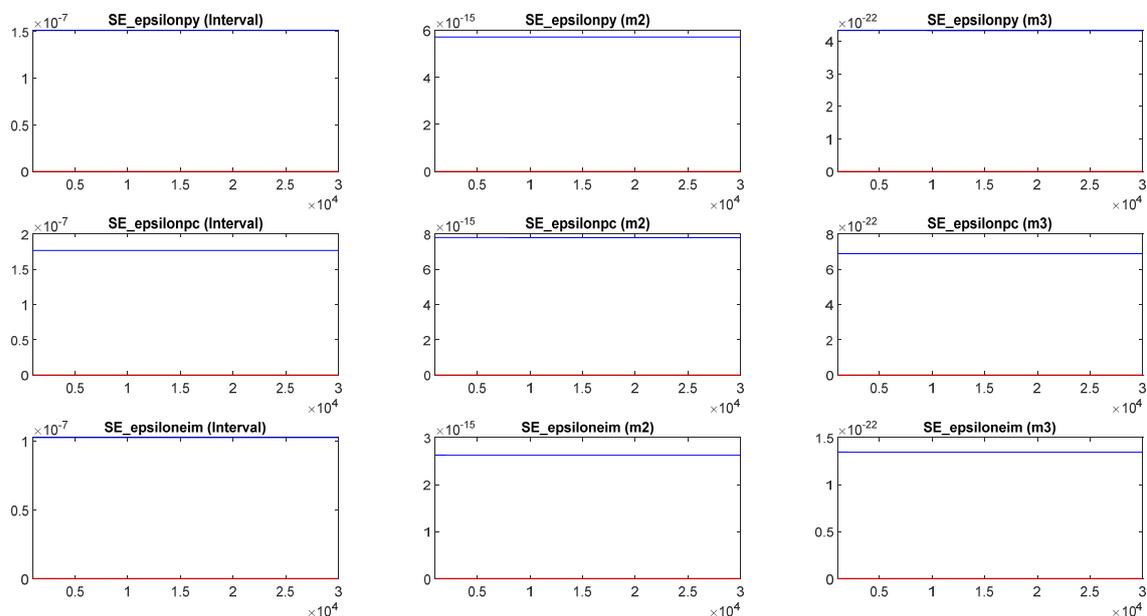
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.3 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os ajustes dos desvios padrões, SE\_epsilonmp, SE\_epsilonei e SE\_epsilonew.



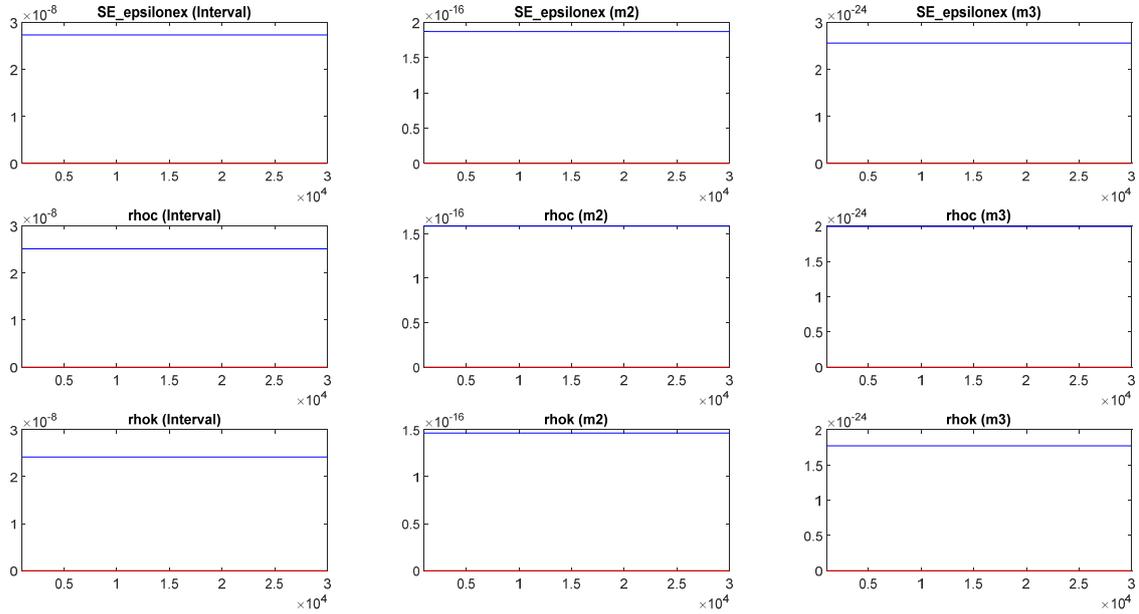
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.4 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado para os ajustes dos desvios padrões, SE\_epsilonpy, SE\_epsilonpc e SE\_epsiloneim.



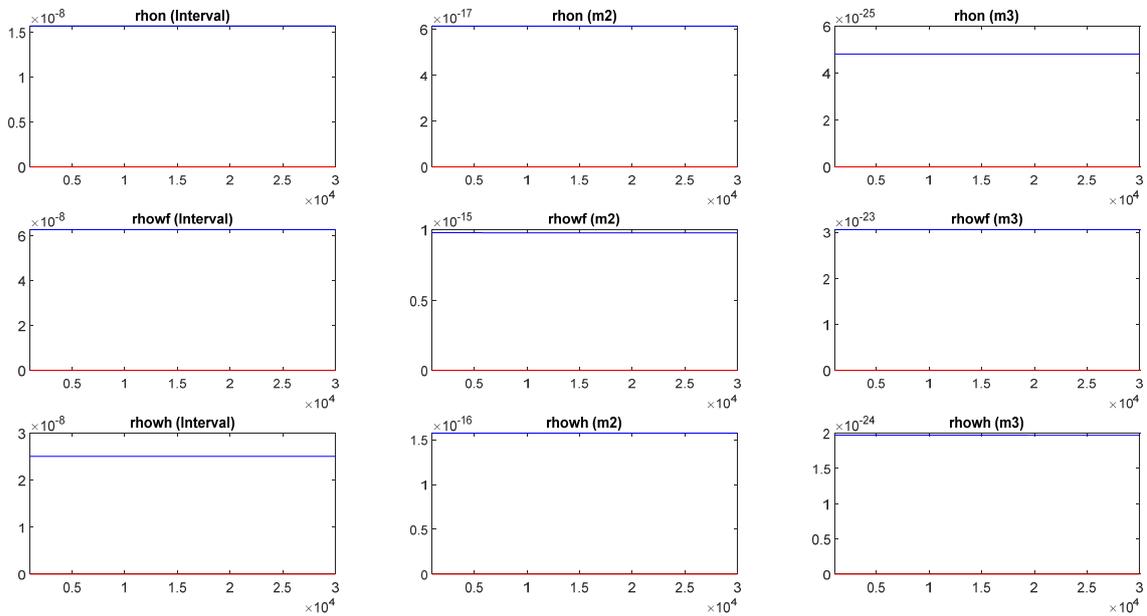
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.5 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para o ajuste do desvio padrão, SE\_epsilonex, e dos parâmetros rhoc e rhok.



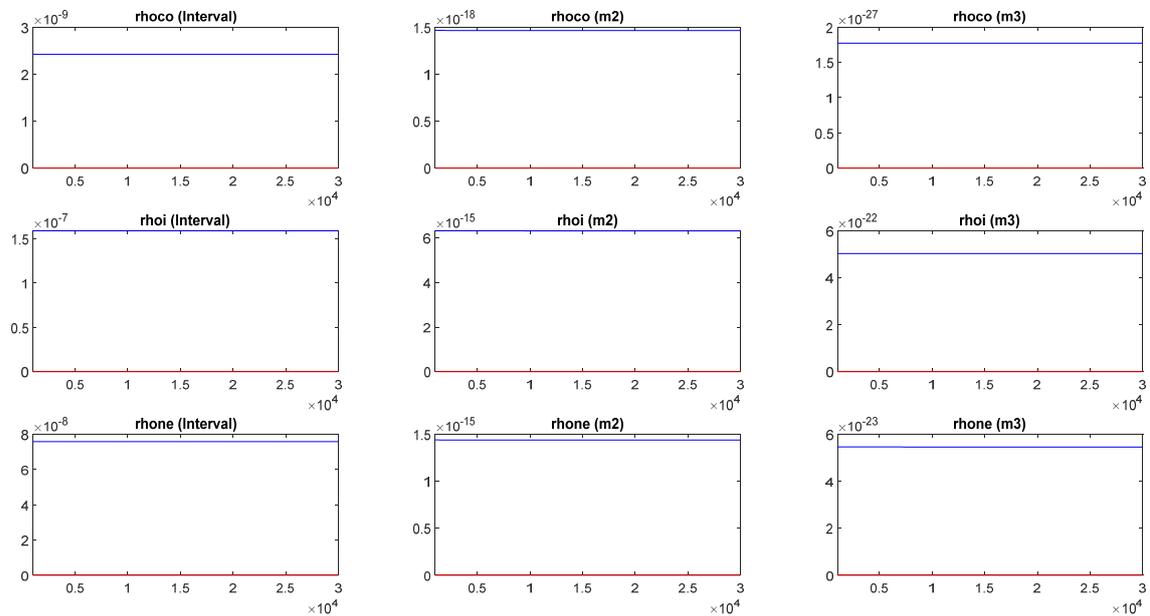
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.6 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado para os parâmetros, rhon, rhowf, rhowh.



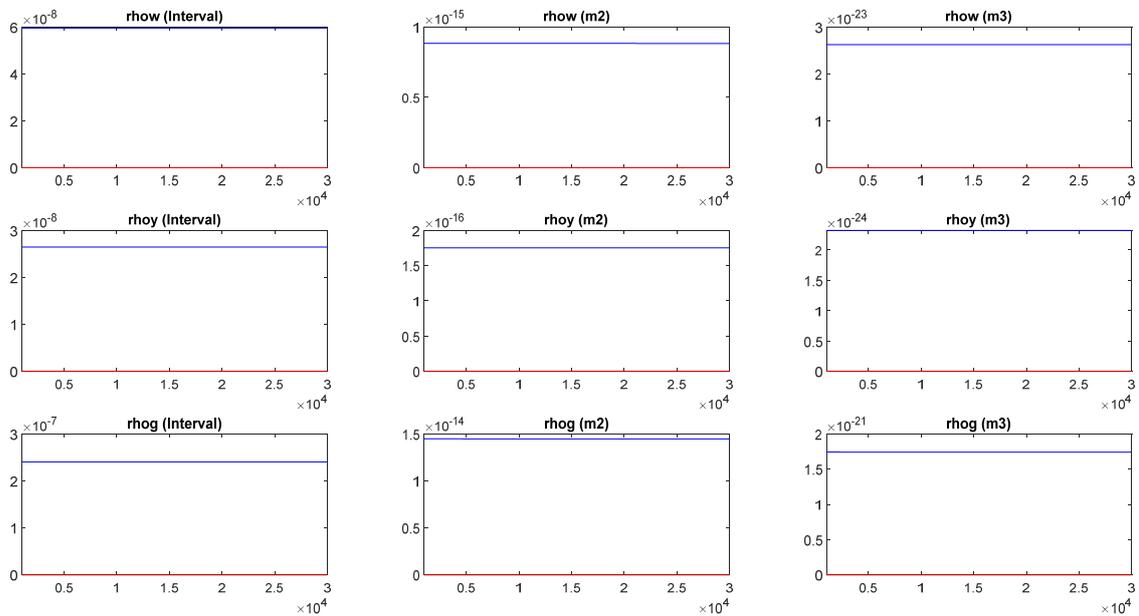
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.7 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os parâmetros rhoco, rhoi e rhone.



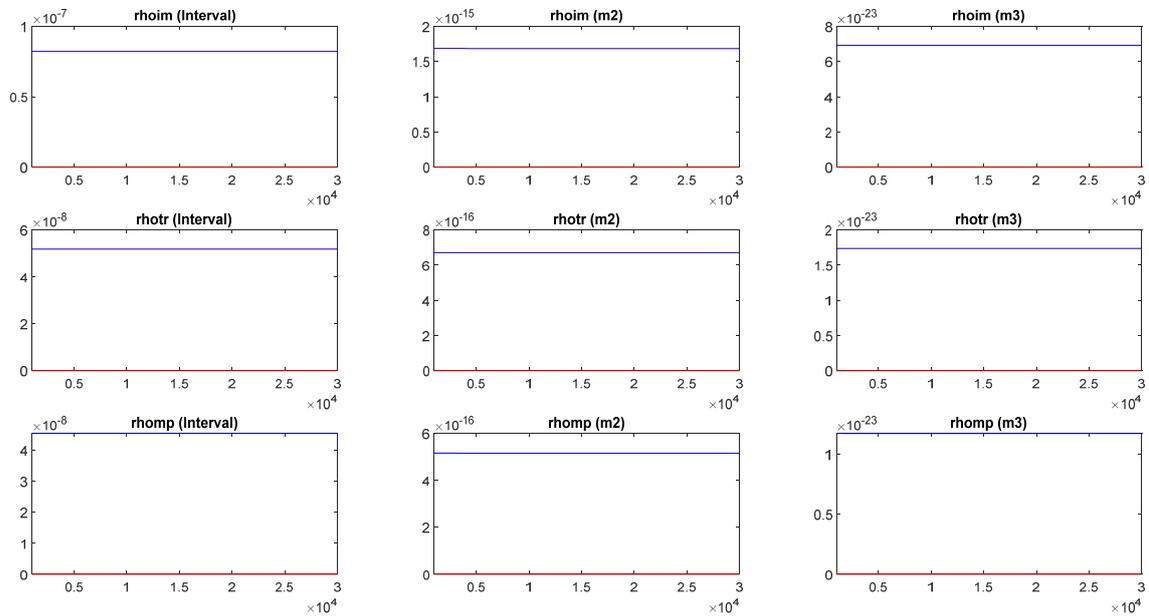
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.8 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os parâmetros rhow, rhoj e rhog.



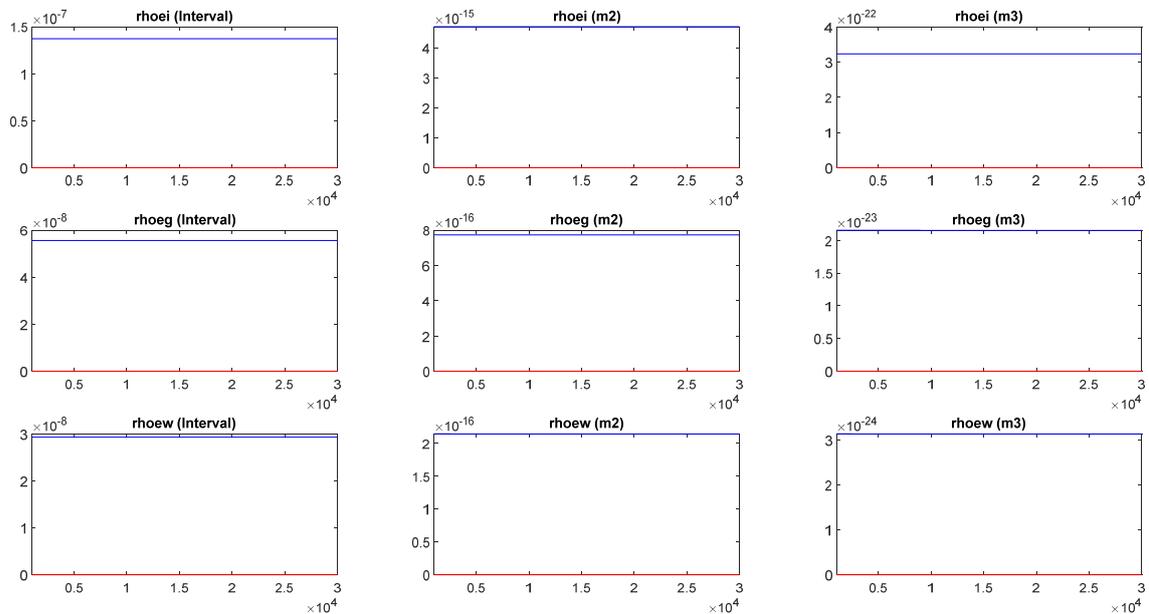
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.9 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os parâmetros, rhoim, rhoir e rhomp.



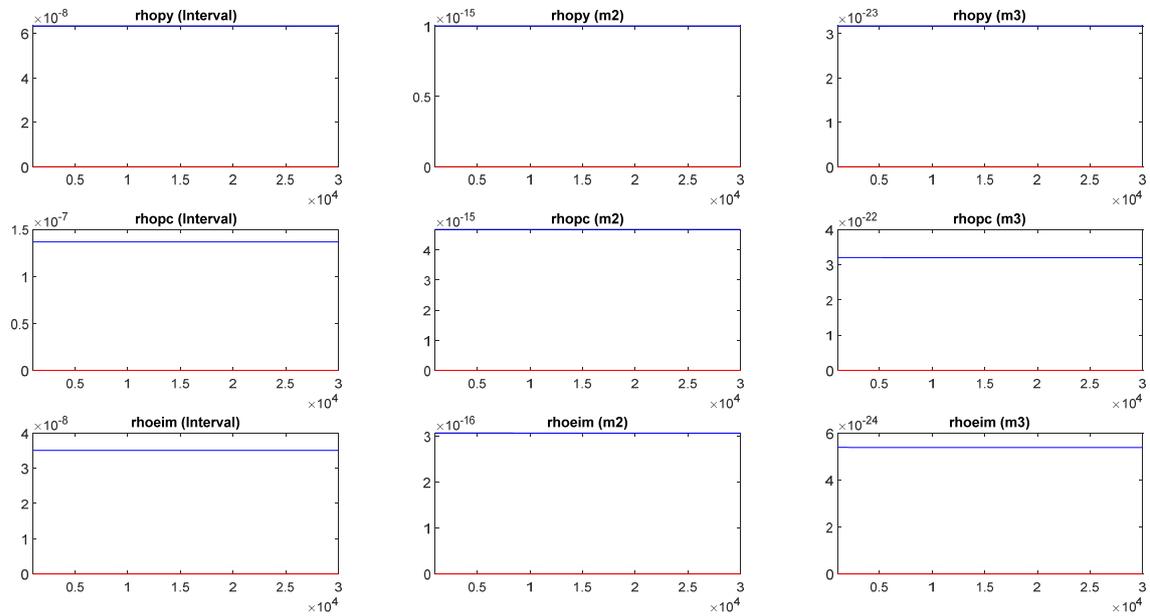
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.10 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os parâmetros, rhoei, rhoeg e rhoew.



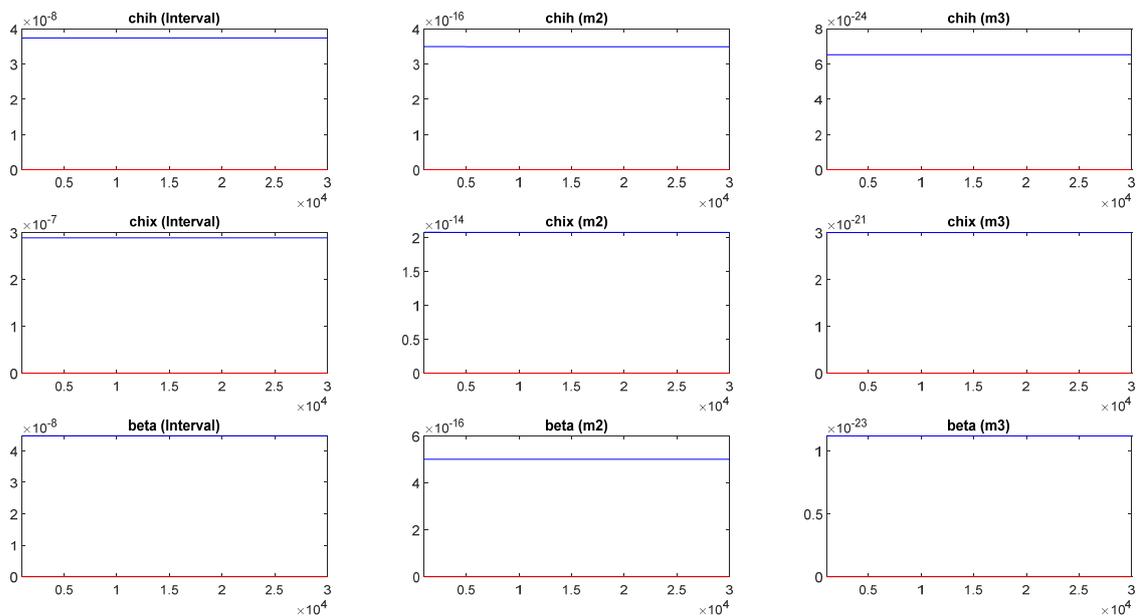
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.11 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os parâmetros rhopy, rhopec e rhoeim.



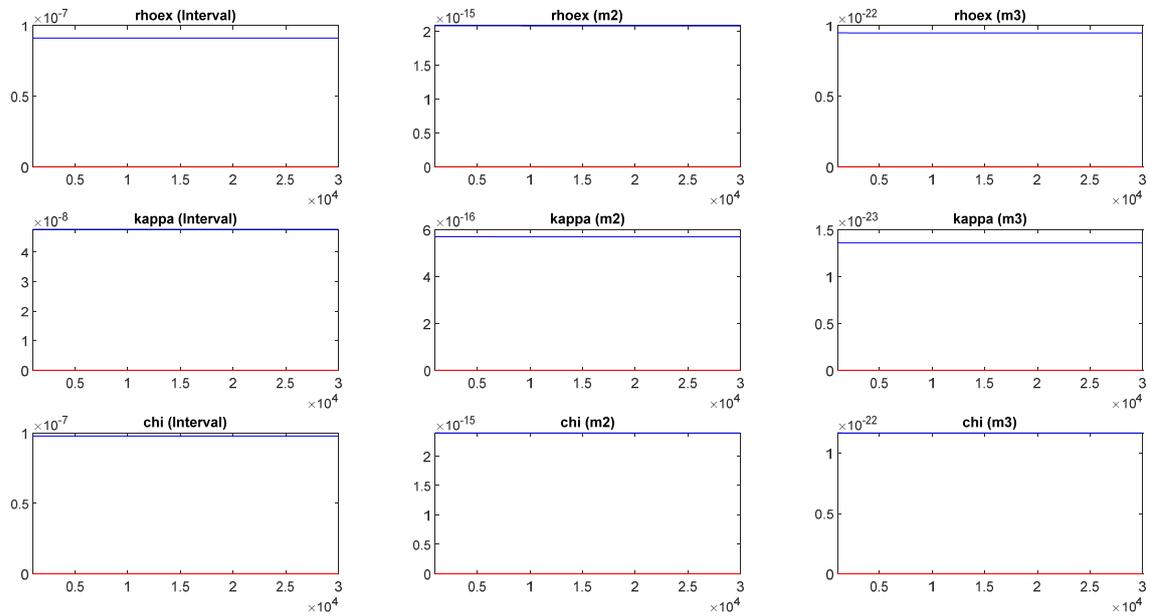
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.12 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os parâmetros chih, chix e beta.



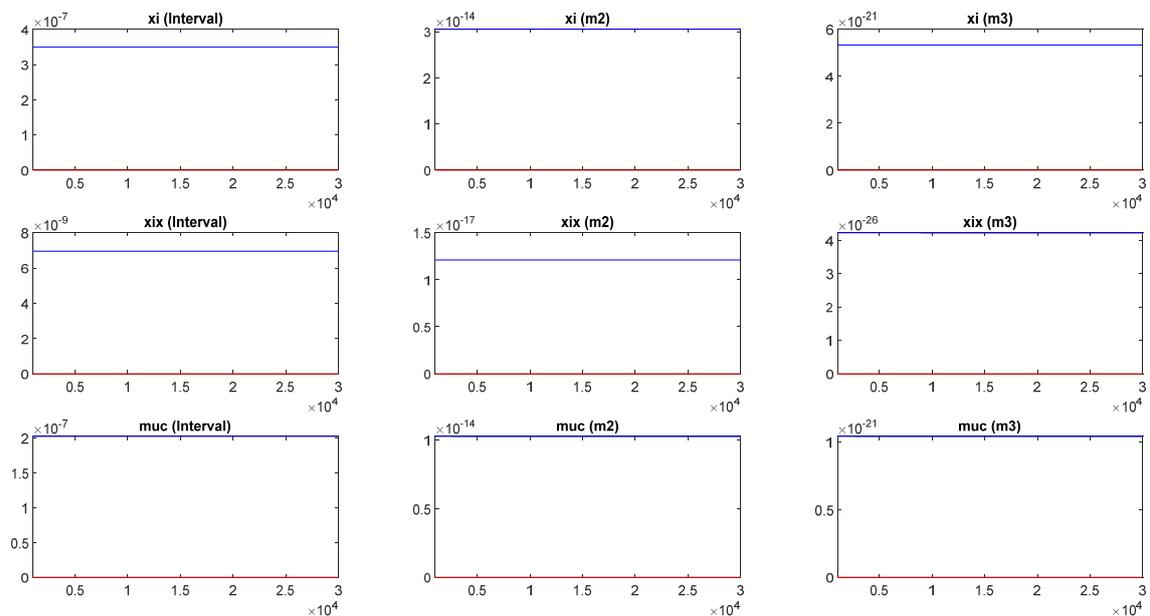
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.13 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os parâmetros, rhoex, kappa e chi.



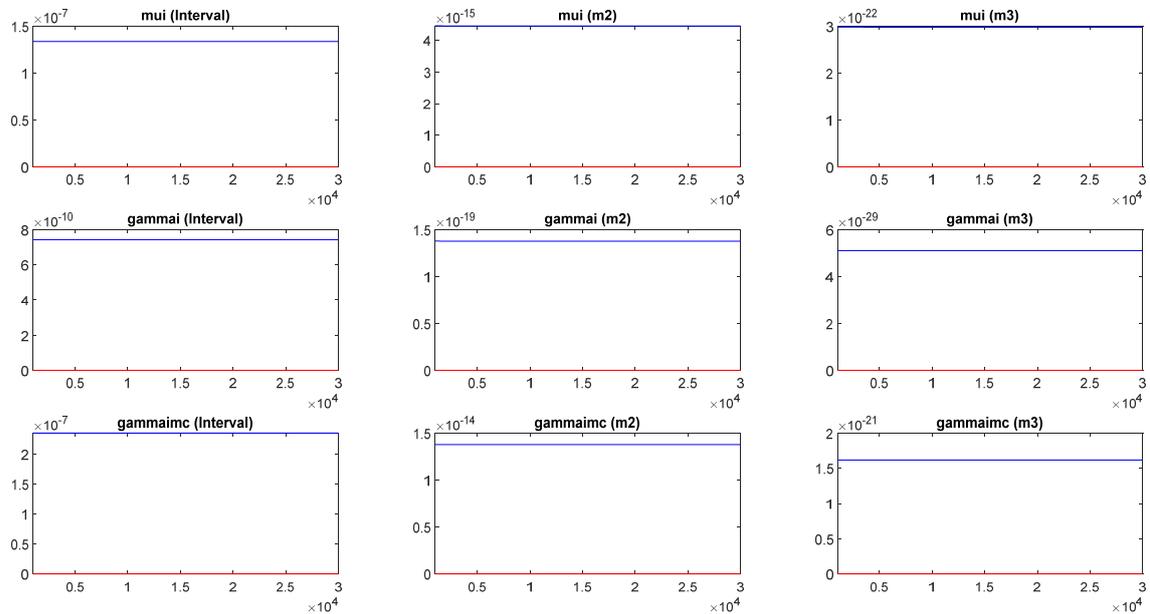
. Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.14 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os parâmetros, xi, xix e muc.



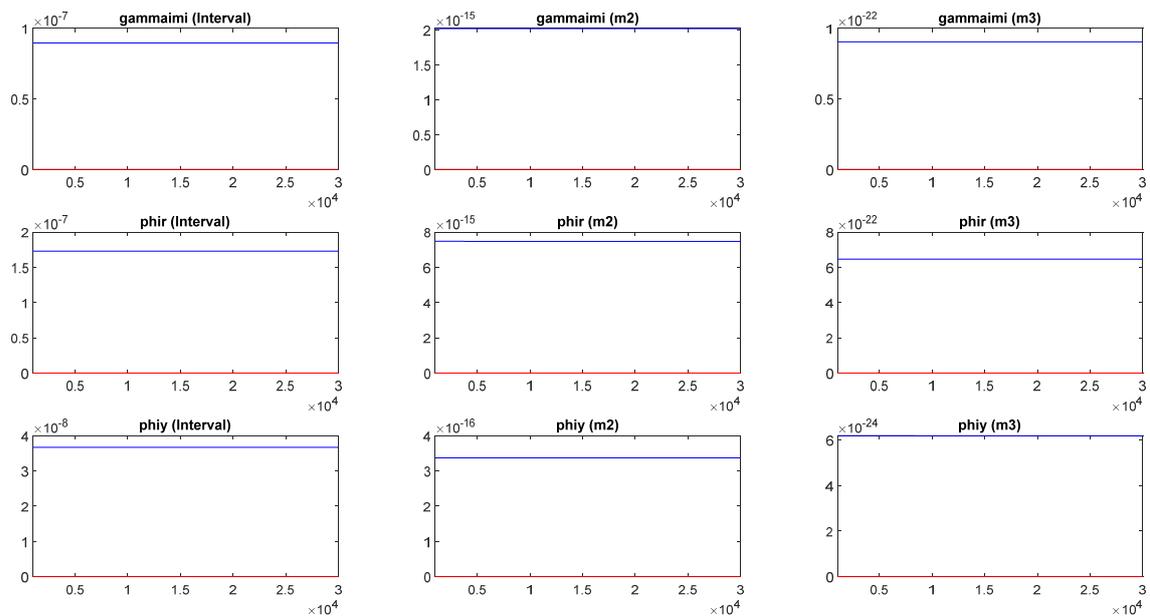
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.15 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os parâmetros,  $\mu$ ,  $\gamma$  e  $\gamma_{m3}$ .



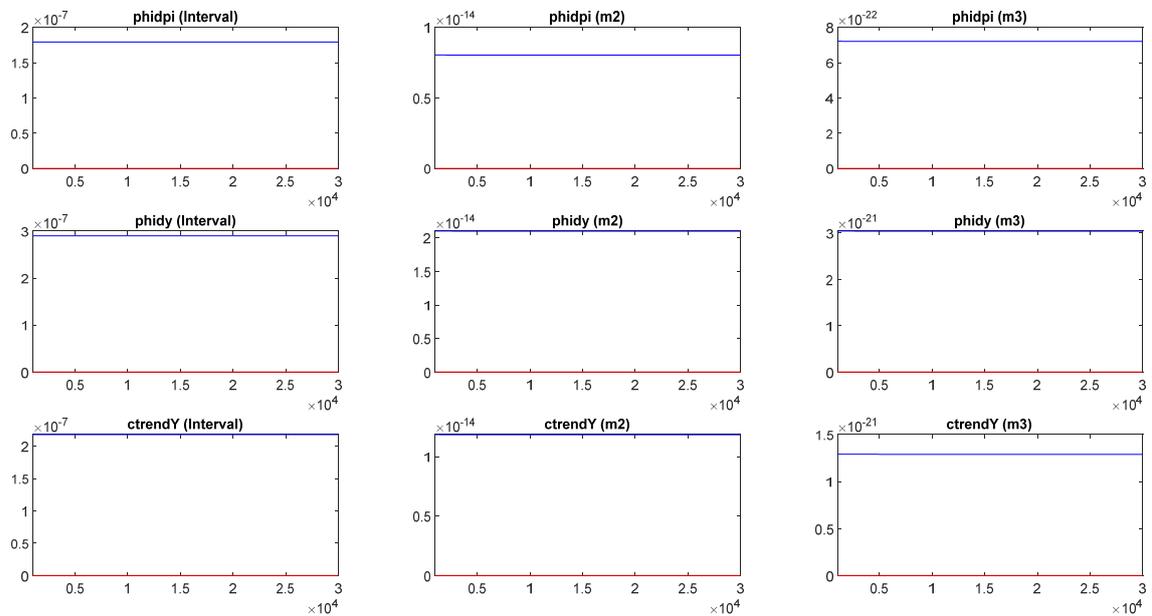
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.16 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os parâmetros,  $\gamma_{m1}$ ,  $\phi$  e  $\phi_{m3}$ .



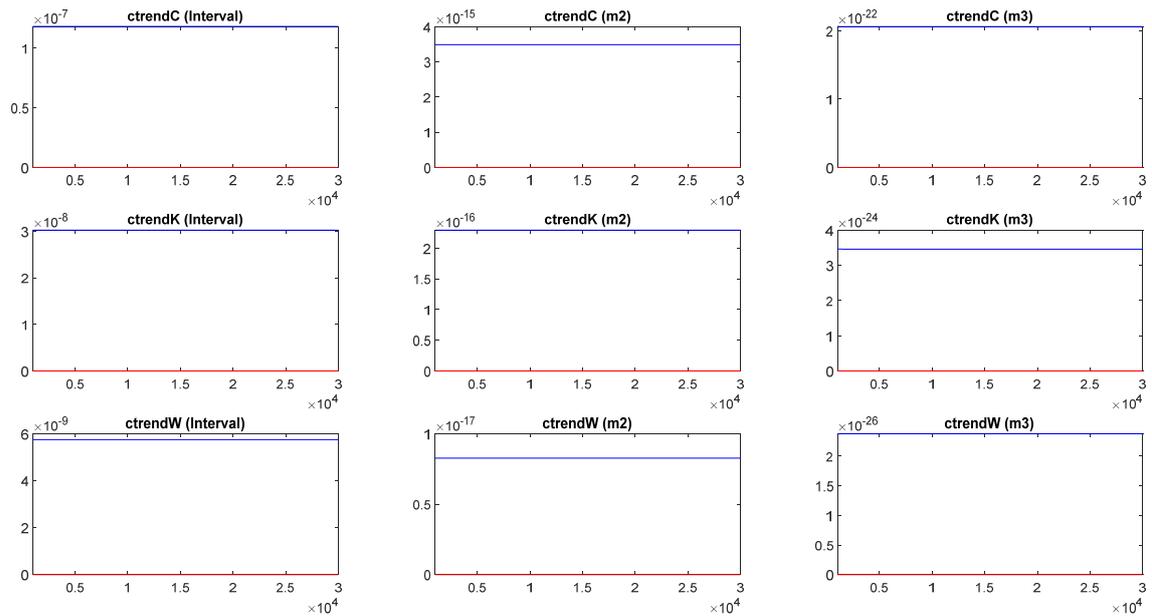
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.17 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os parâmetros, phidpi, phidy e ctrendY.



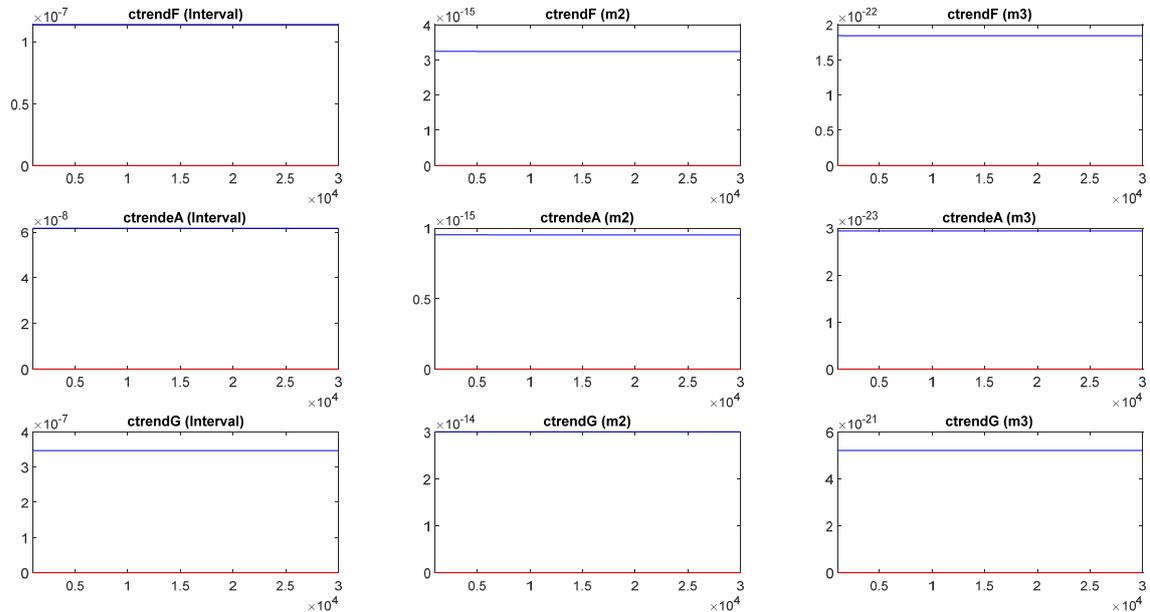
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.18 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os parâmetros, ctrendC, ctrendK e ctrendW.



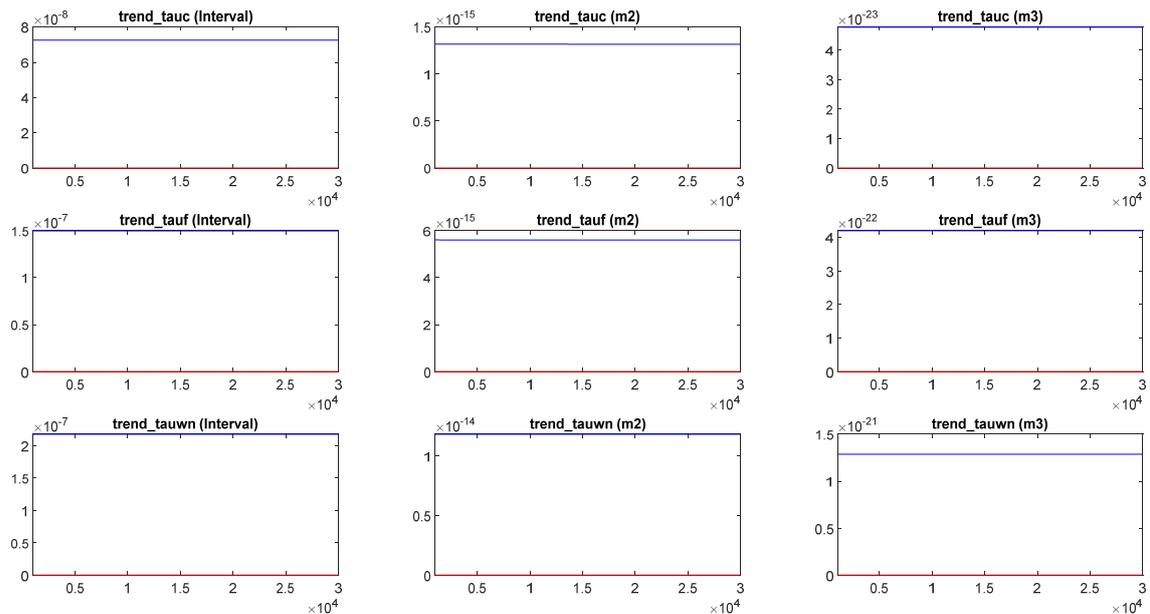
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.19 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os parâmetros, ctrendF, ctrendA e ctrendG.



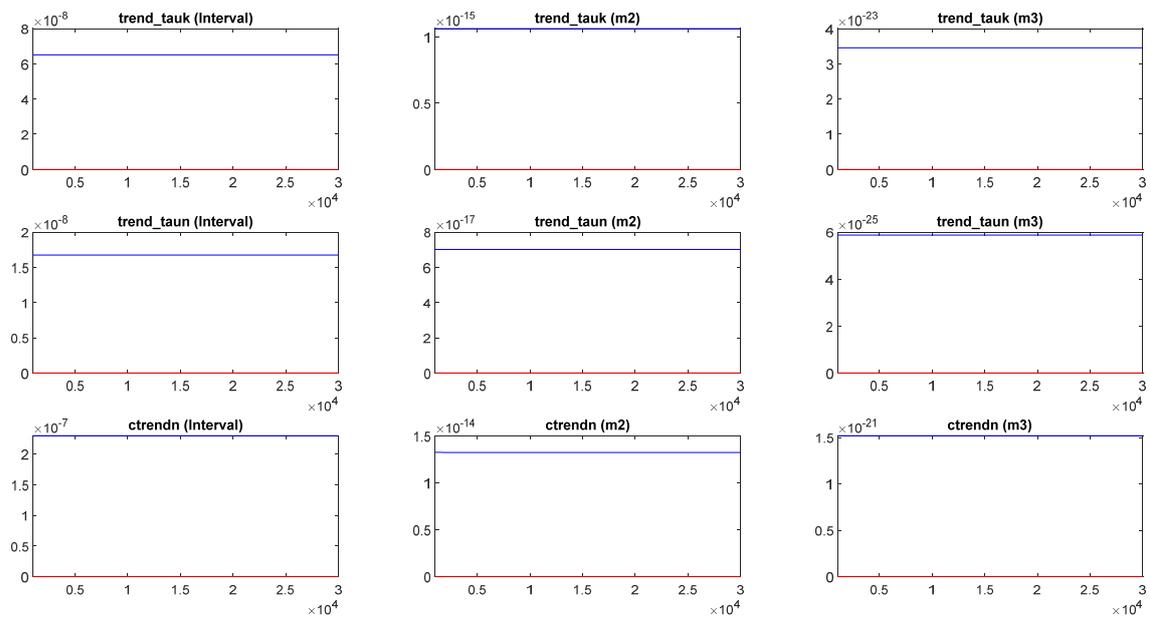
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.20 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os parâmetros, trend\_tauc, trend\_tauf e trend\_tauwn.



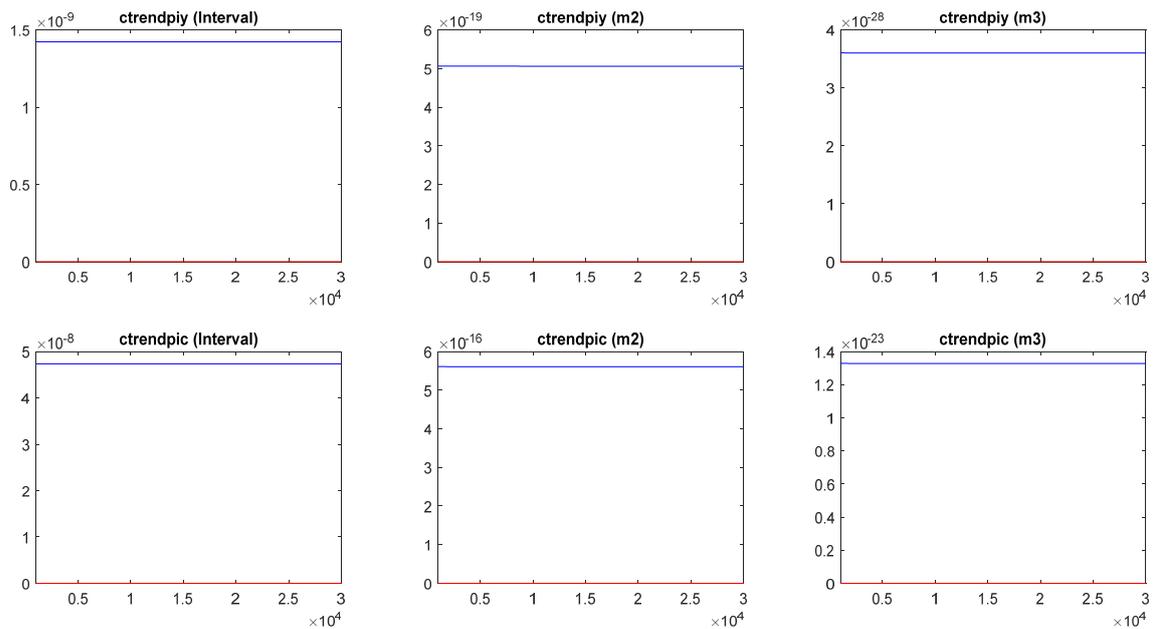
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura B.21 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os parâmetros, trend\_tauk, trend\_taub e ctrendn.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

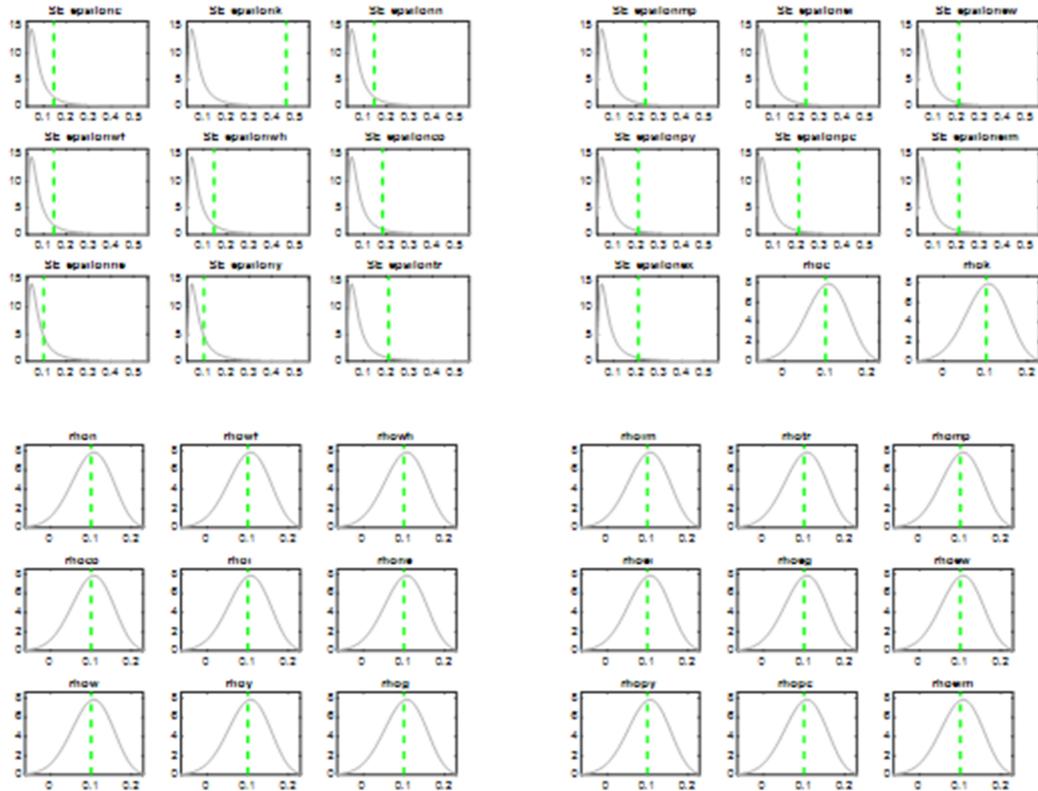
Figura B.22 - Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC) diagnóstico univariado, para os parâmetros, ctrendpiy e ctrendpc.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

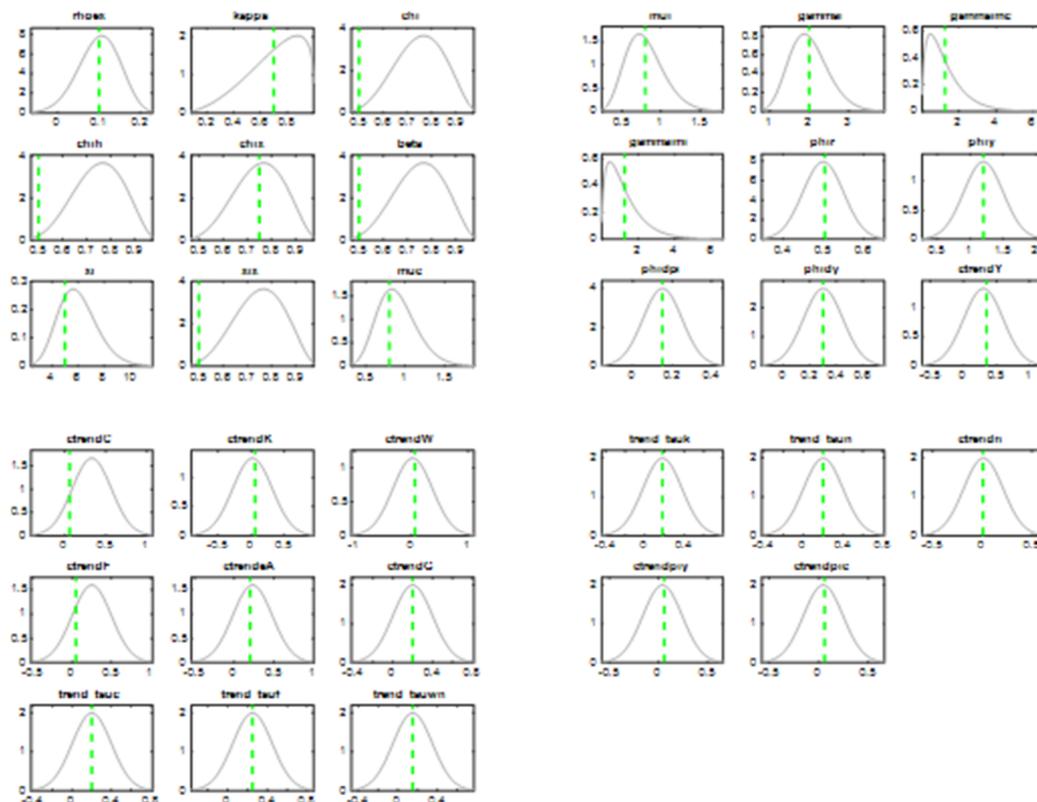
### APÊNDICE C – Representação gráfica da identificação dos Priors e Posteriores e distribuições de probabilidades subjacentes

Figura C.1 - Gráfico de priors e posteriores, para os parâmetros, SE\_epsilon, SE\_epsilonk, SE\_epsilonn, SE\_epsilonwf, SE\_epsilonwh, SE\_epsilonco, SE\_epsilone, SE\_epsilony, SE\_epsilonontr, SE\_epsilonmp, SE\_epsilonei, SE\_epsilonew, SE\_epsilonony, SE\_epsilonopc, SE\_epsilonoim, SE\_epsilonex, rhoc, rhok, rhon, rhowf, rhowh, rhoco, rhoi, rhone, rhow, rhoy, rhog, rhoim, rhotr, rhomp, rhoei, rhoeg, rhoew, rhoyp, rhoep e rhoeim.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

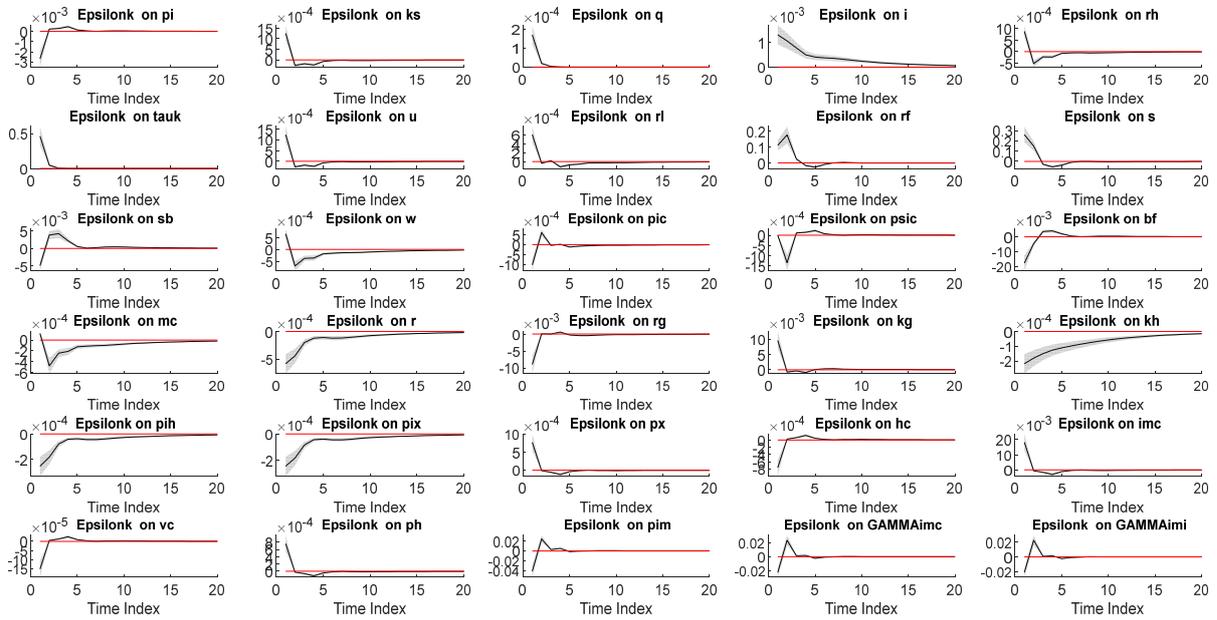
Figura C.2 - Gráfico de priors e posteriores, para os parâmetros, rhoex, kappa, chi, chih, chix, beta, xi, xix, muc, ctrendC, ctrendK, ctrendW, ctrendF, ctrendA, ctrendG, trend\_tauc, trend\_tauf, trend\_tauwn, mui, gammai, gammaimc, gammaimi, phir, phiy, phidpi, phidy, ctrendY, trend\_tauk, trend\_tauu, ctrendn, ctrenddpi, ctrendpic.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

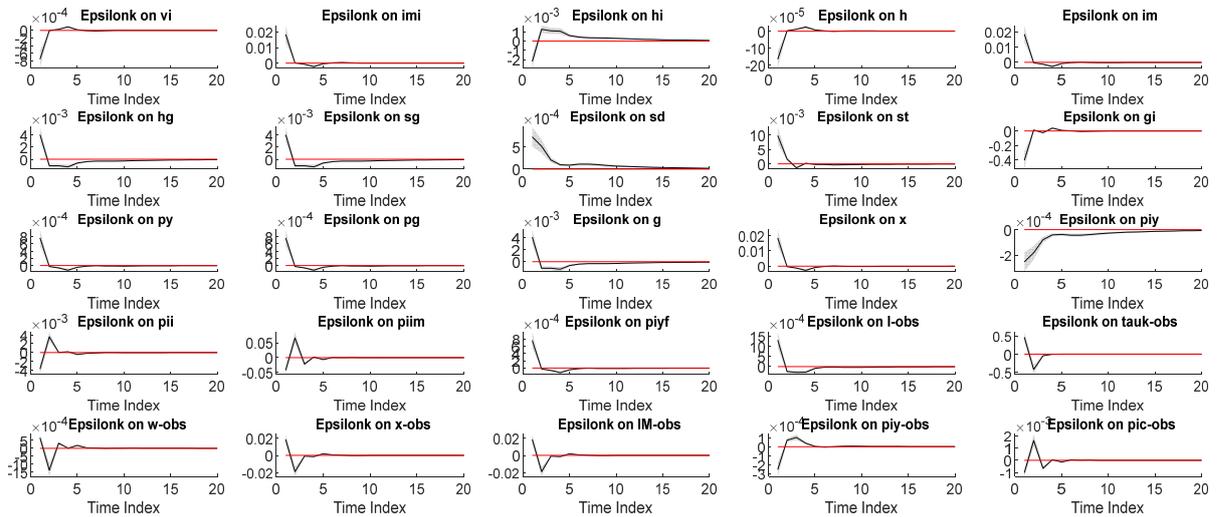
**APÊNDICE D – Gráficos da funções impulso-resposta, IRFs**

Figura D.1 - Gráficos de impulso resposta do choque em tributação de renda de capital.



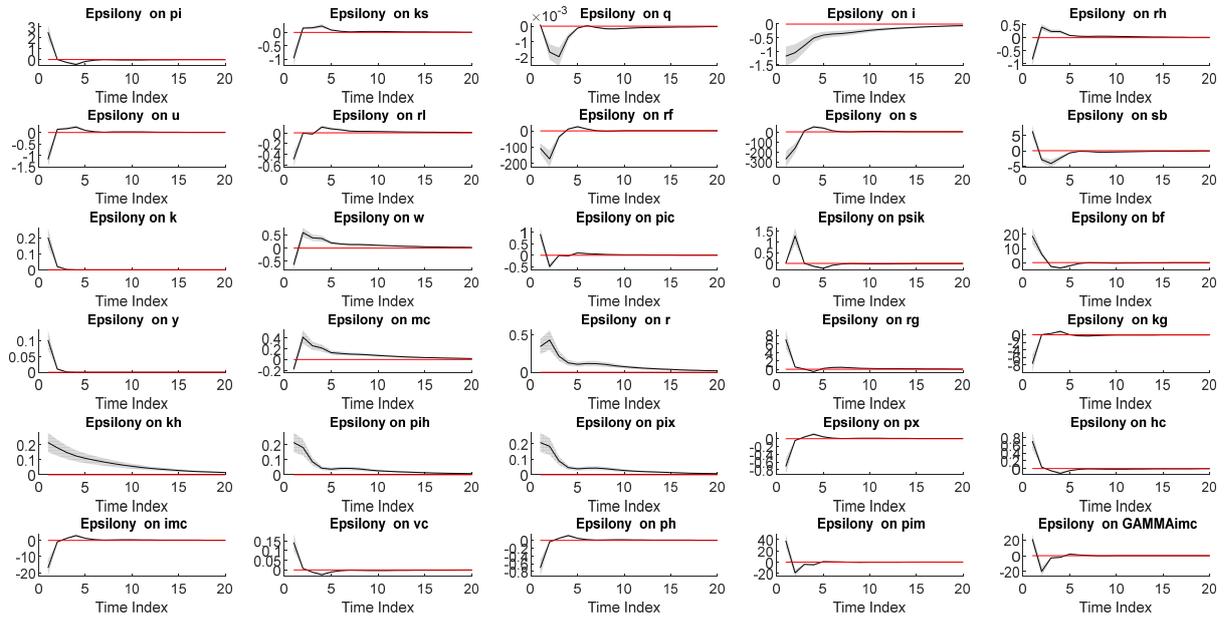
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.2 - Gráficos de impulso resposta do choque em tributação de renda de capital.



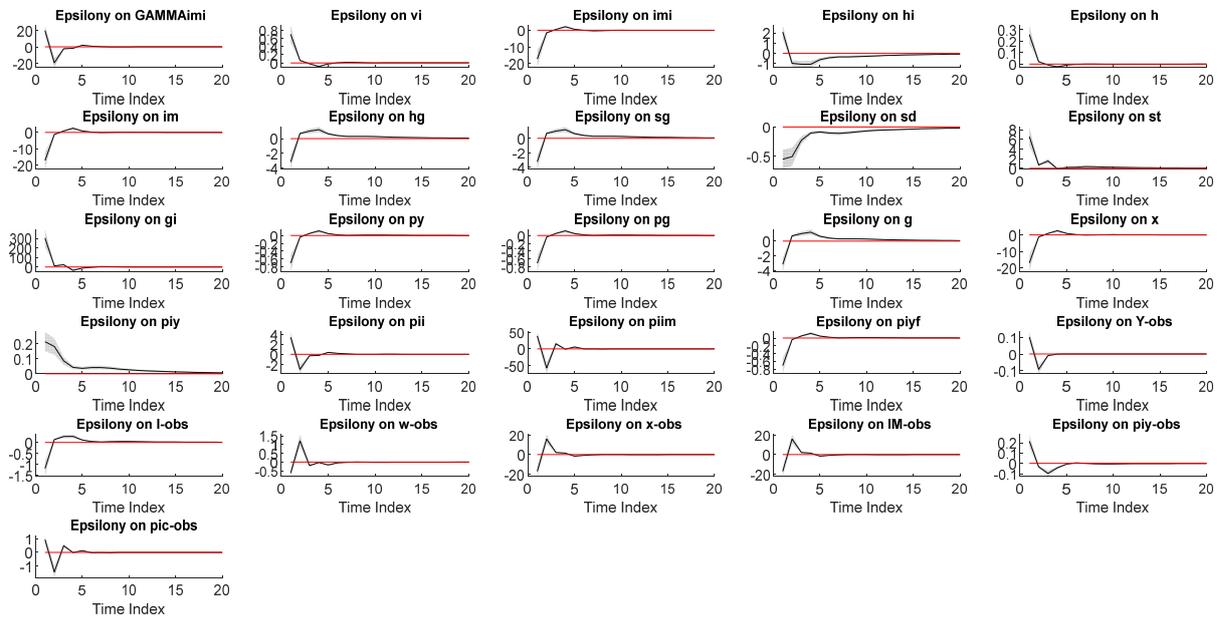
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.3 - Gráficos de impulso resposta do choque tecnológico neutro



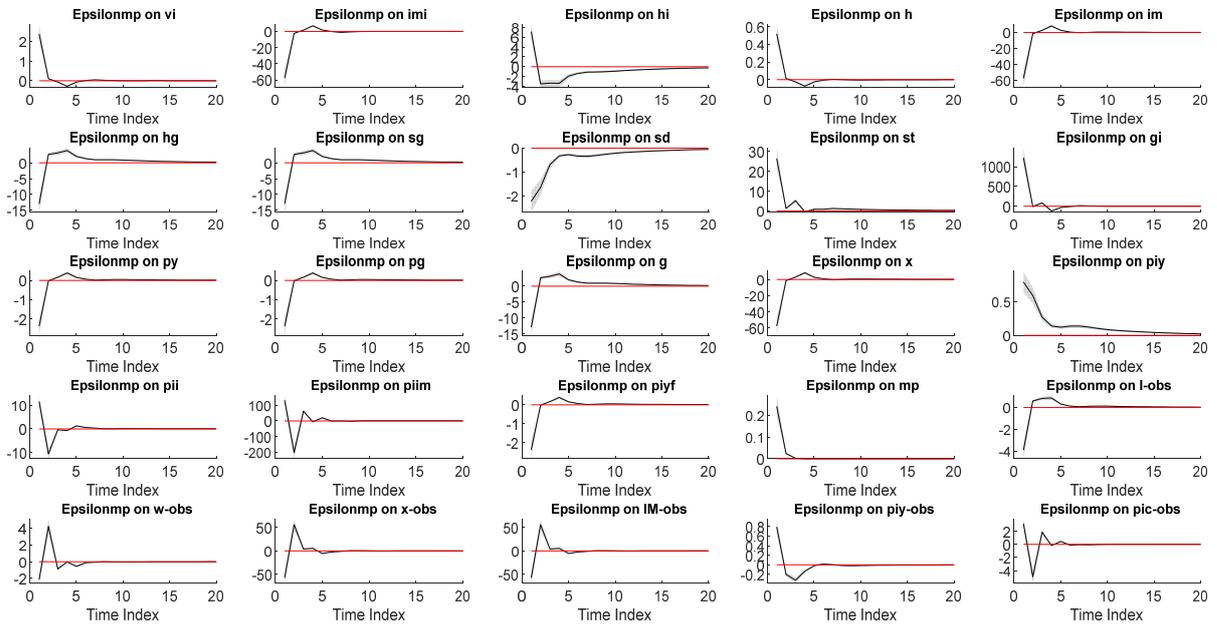
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.4 - Gráficos de impulso resposta do choque tecnológico neutro.



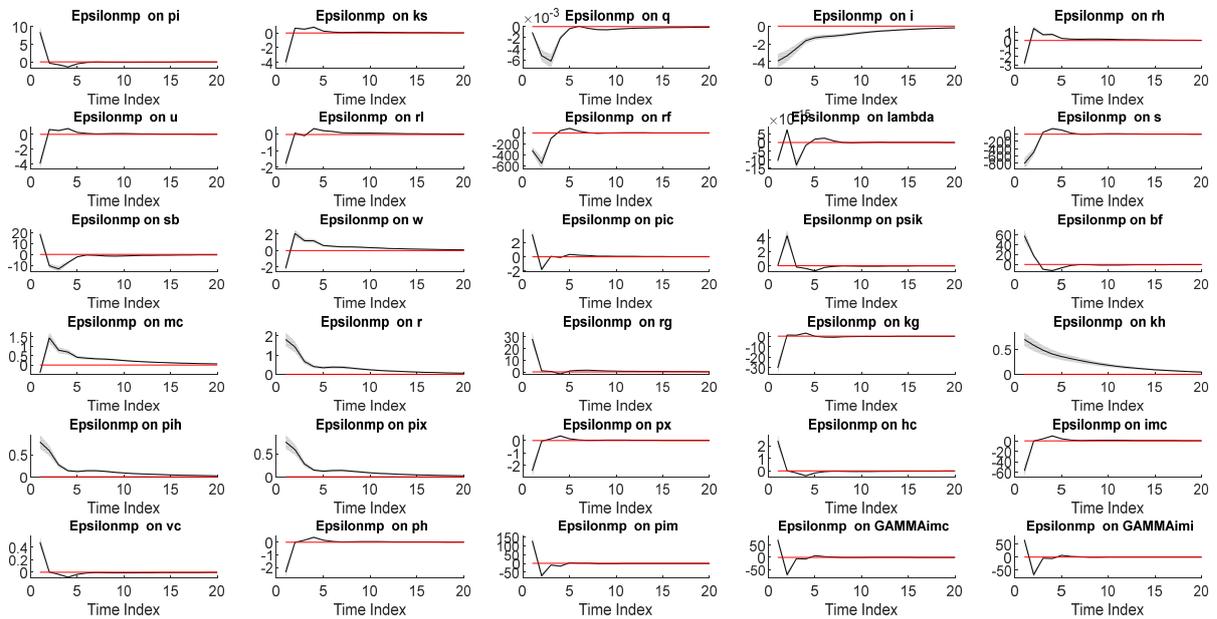
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.5 - Gráficos de impulso resposta de política monetária.



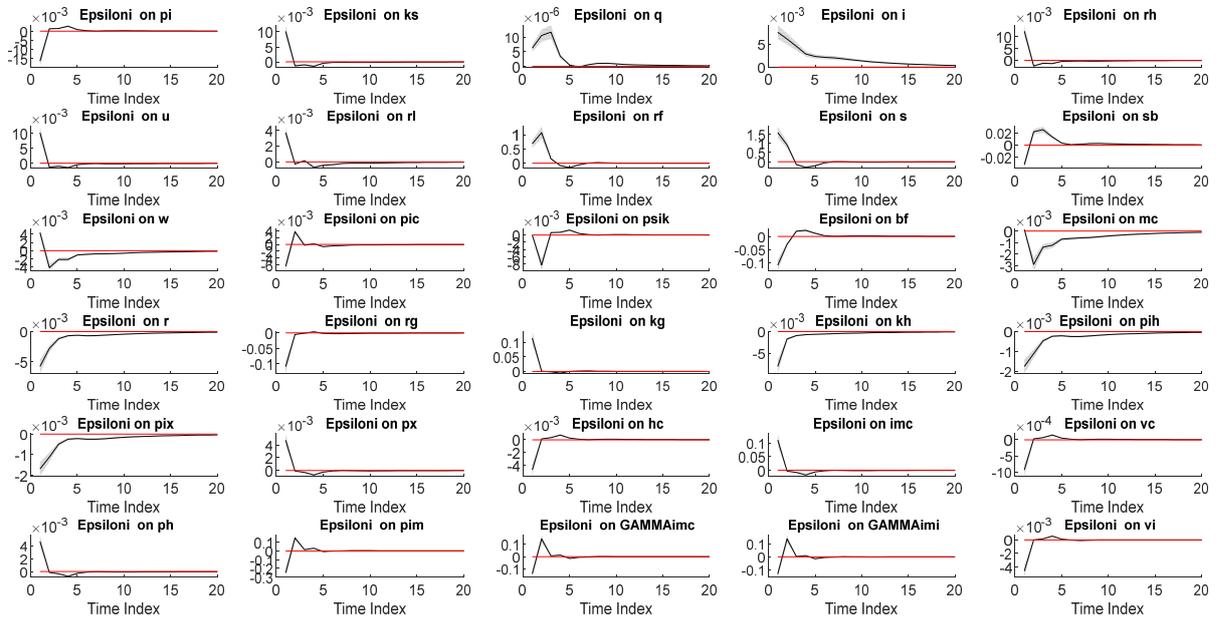
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.6 - Gráficos de impulso resposta do choque de política monetária.



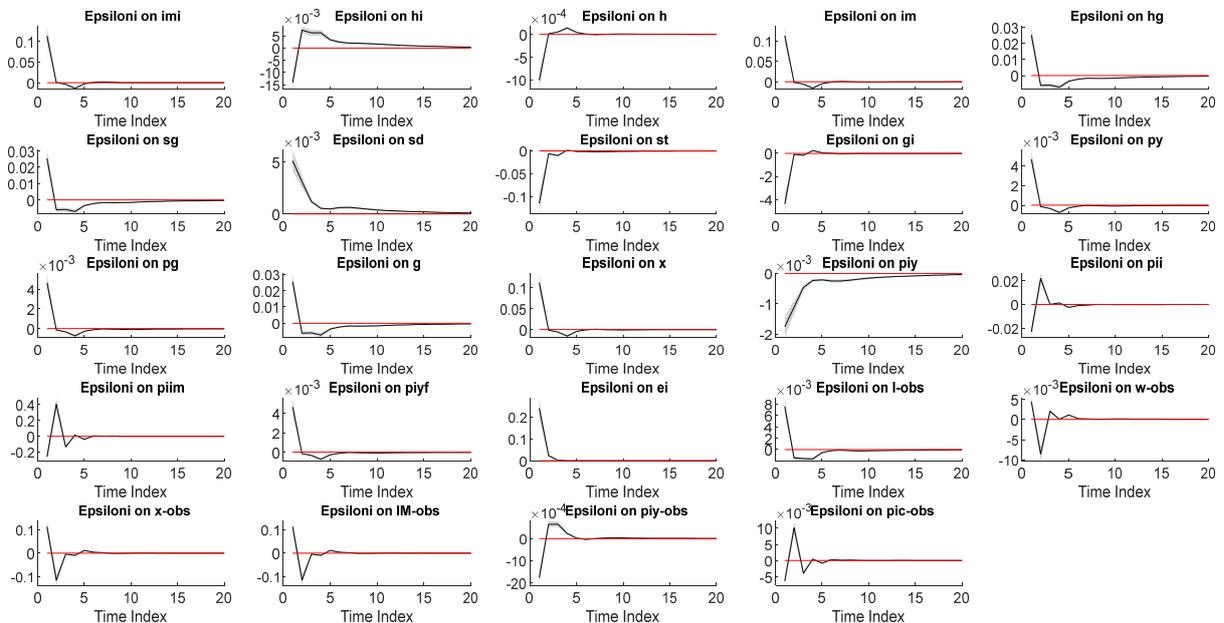
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.7 - Gráficos de impulso resposta do choque de eficiência de investimentos.



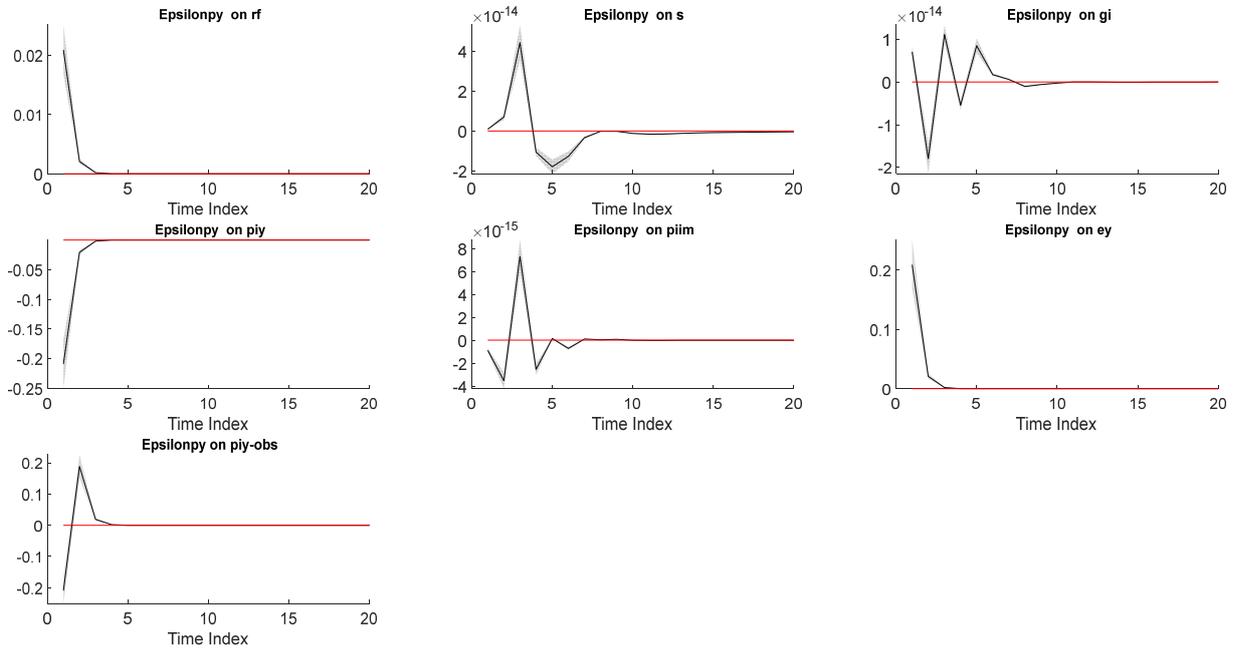
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.8 - Gráficos de impulso resposta do choque de eficiência de investimentos.



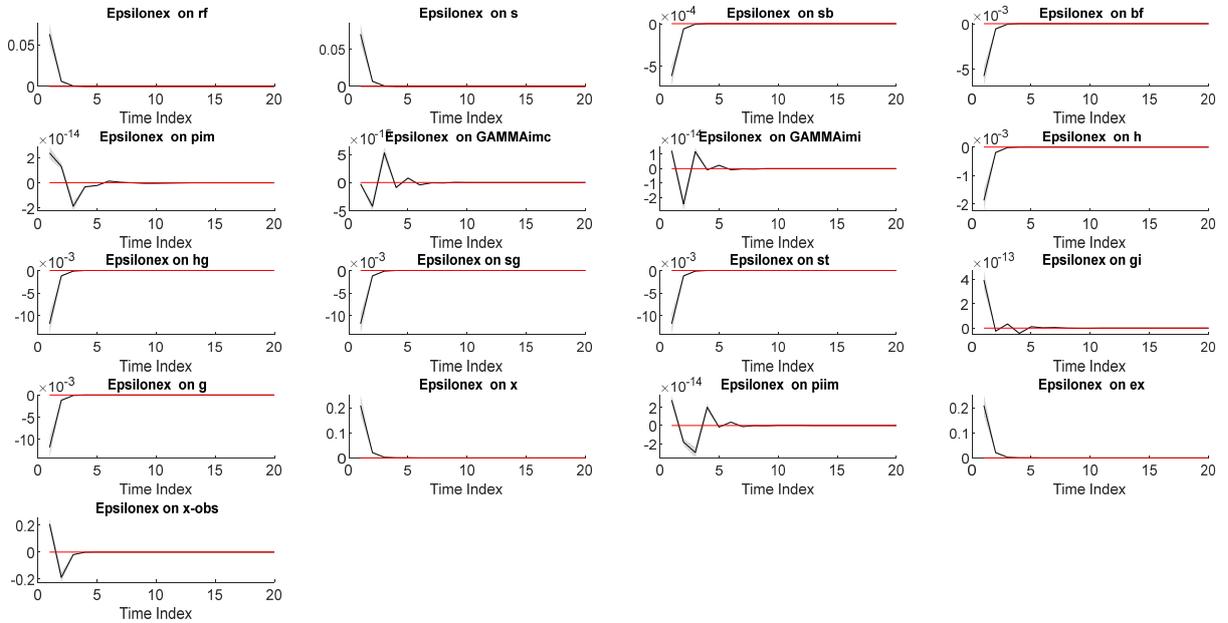
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.9 - Gráficos de impulso resposta do choque de preço de produto.



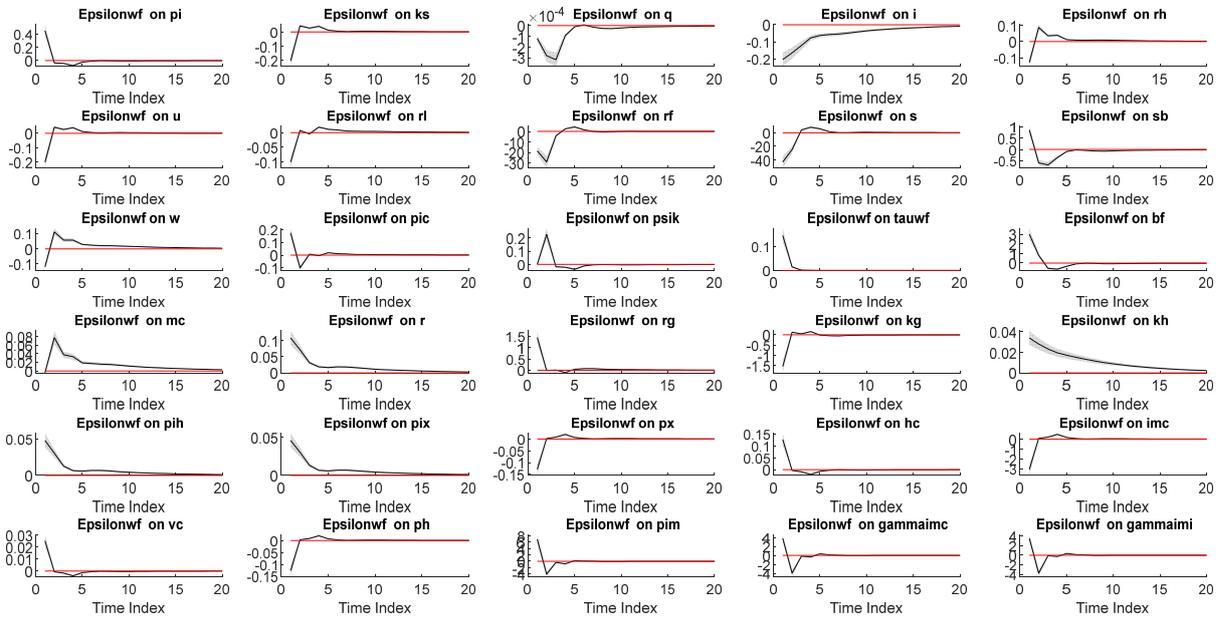
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.10 - Gráficos de impulso resposta do choque nas exportações.



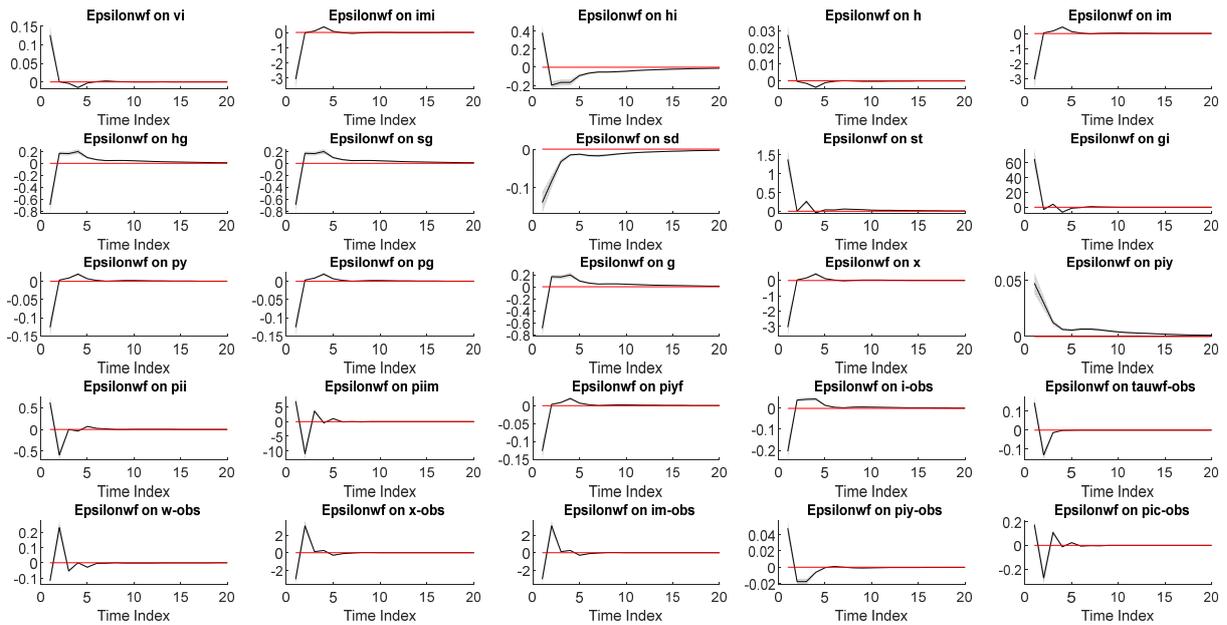
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.11 - Gráficos de impulso resposta do choque na tributação sobre os salários pagos pelas firmas.



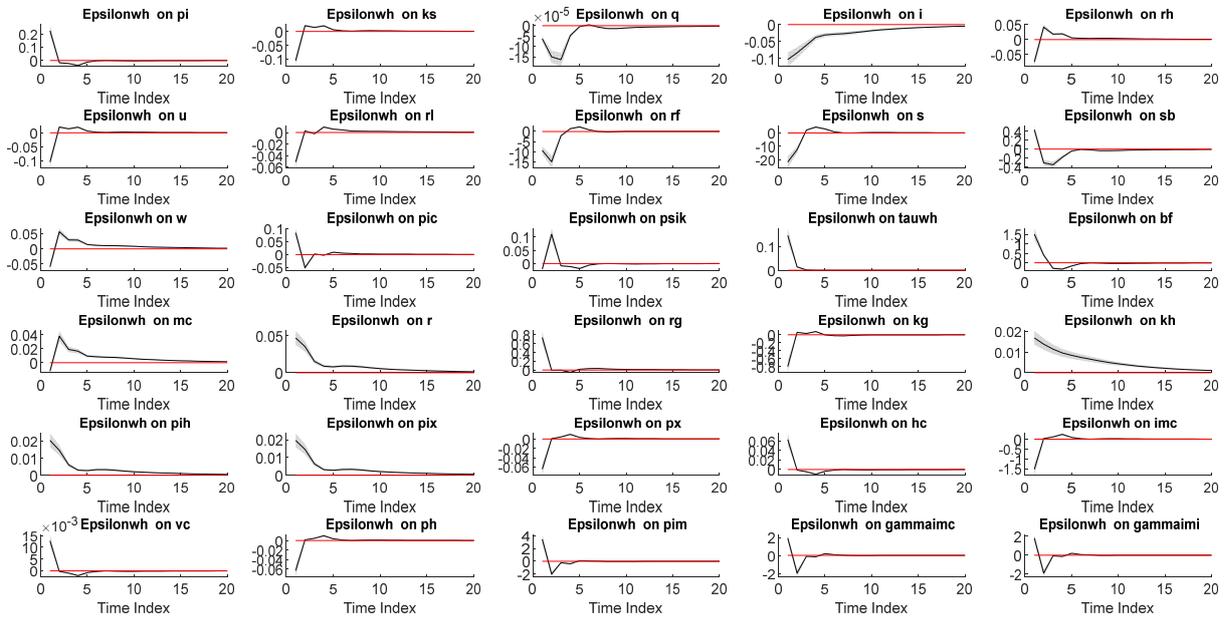
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.12 - Gráficos de impulso resposta do choque na tributação sobre os salários pagos pelas firmas.



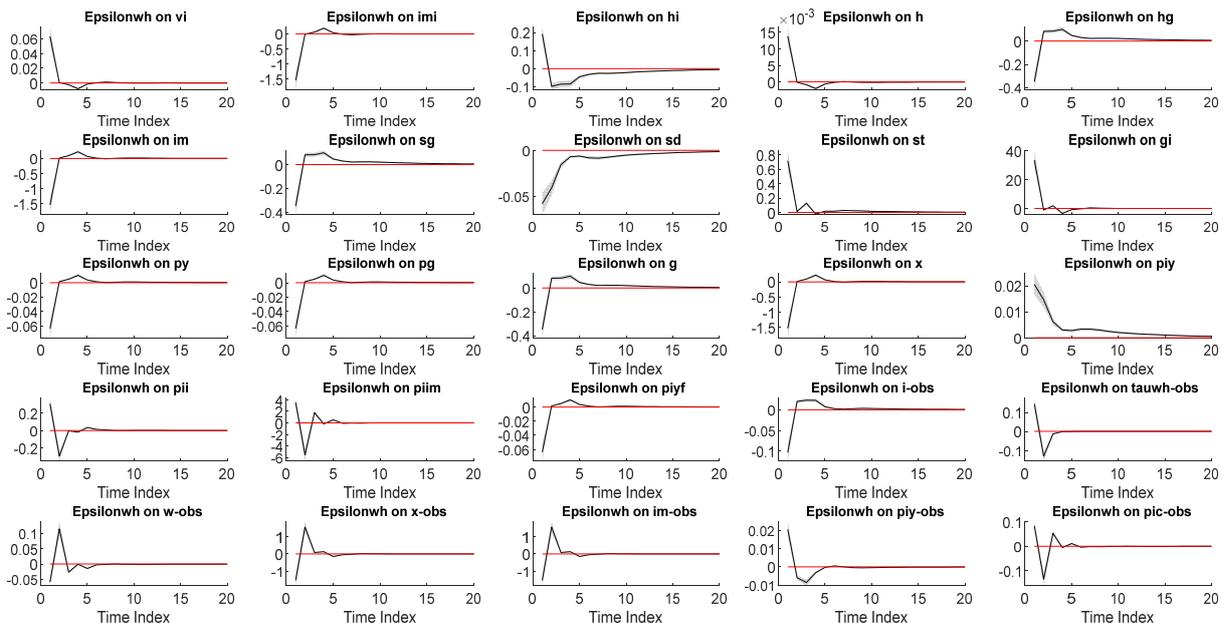
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.13 - Gráficos de impulso resposta do choque na tributação sobre os salários pagos pelos trabalhadores.



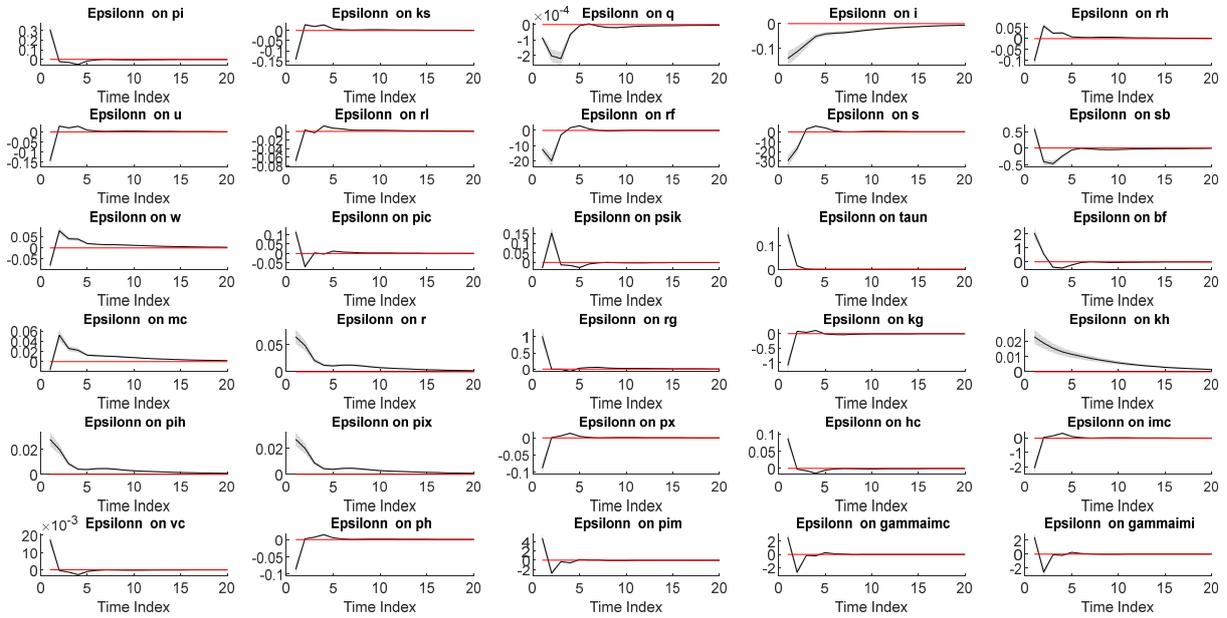
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.14 - Gráficos de impulso resposta do choque na tributação sobre os salários pagos pelos trabalhadores.



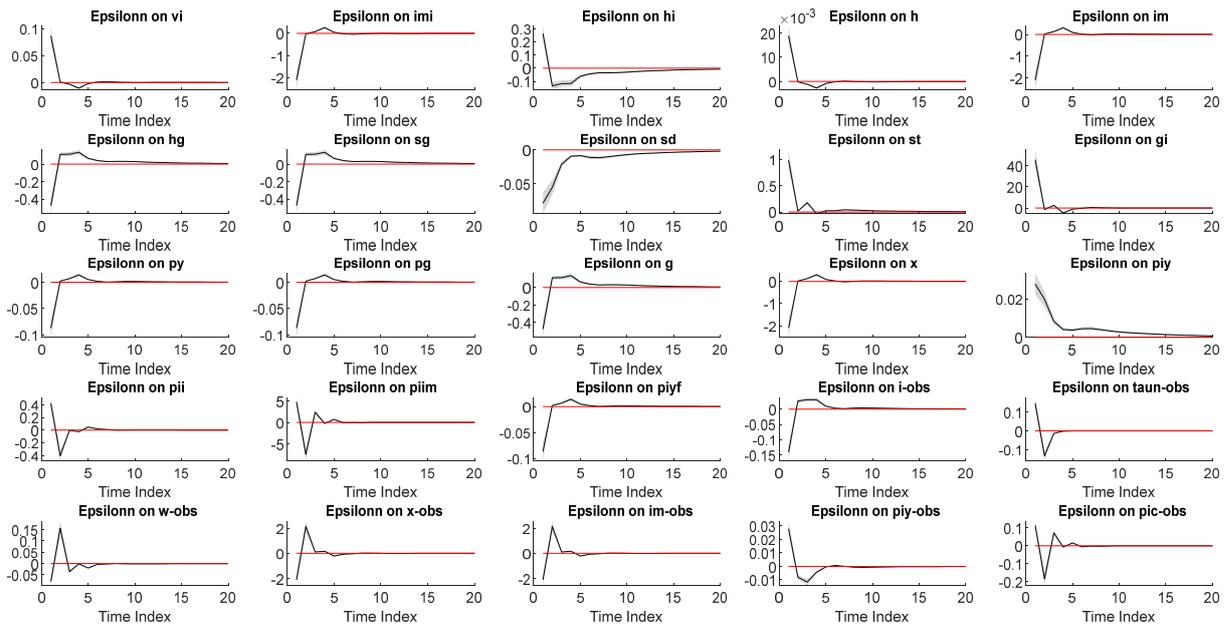
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.15 - Gráficos de impulso resposta do choque na tributação sobre a renda do emprego.



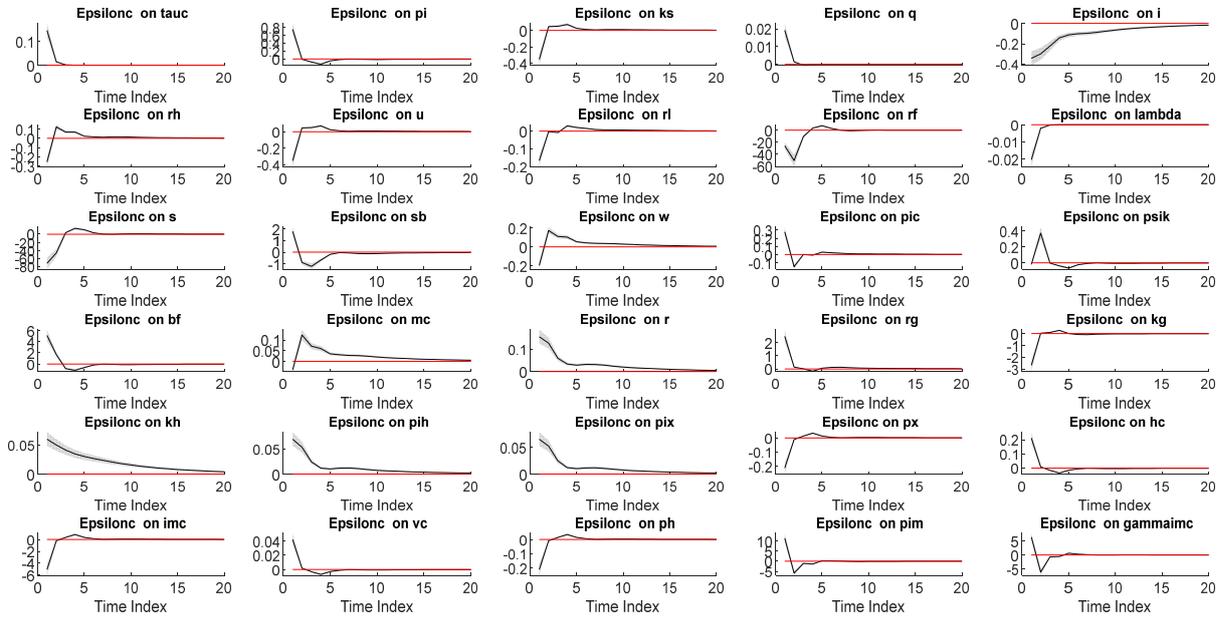
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.16 - Gráficos de impulso resposta do choque na tributação sobre a renda do emprego.



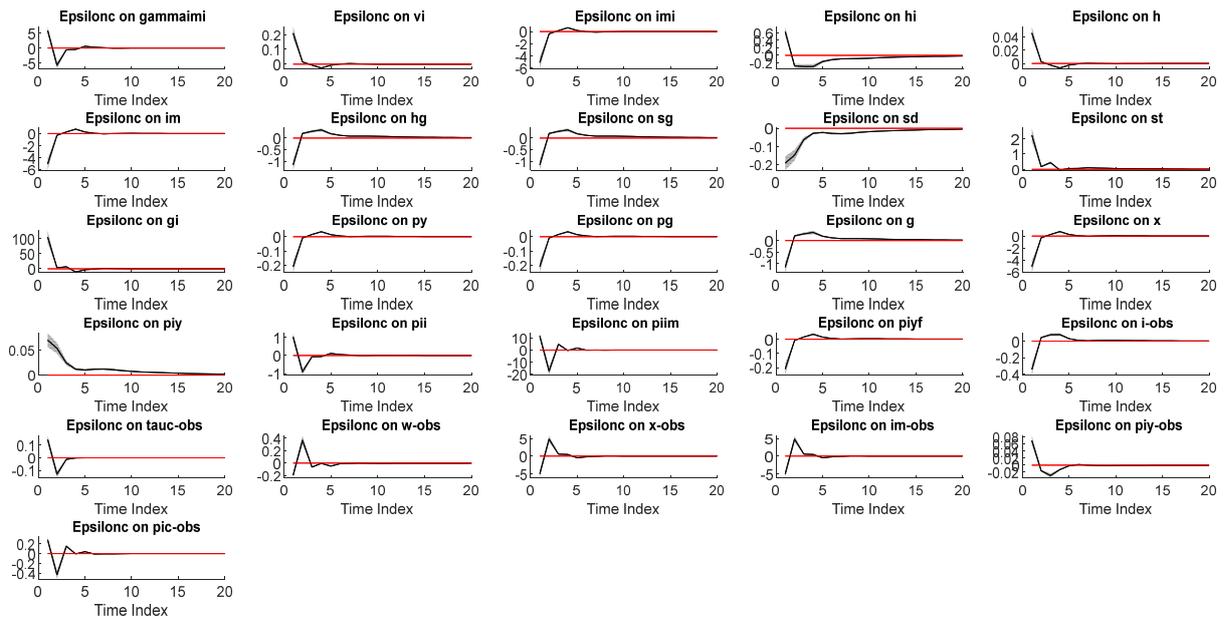
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.17 - Gráficos de impulso resposta do choque na tributação sobre o consumo.



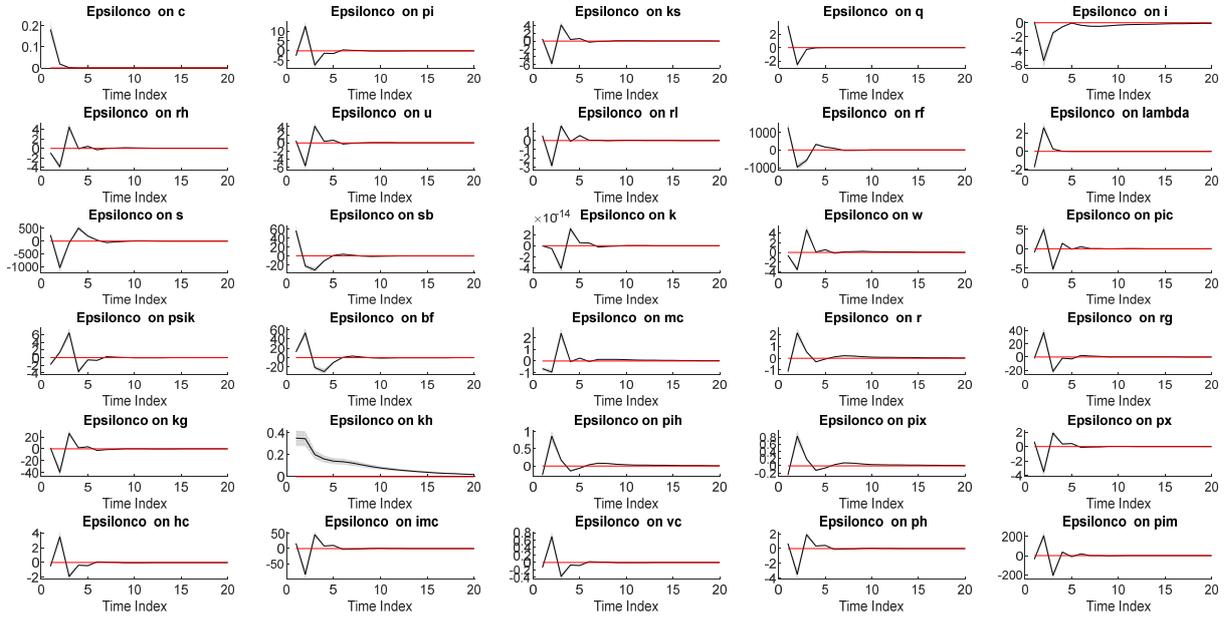
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.18 - Gráficos de impulso resposta do choque na tributação sobre o consumo.



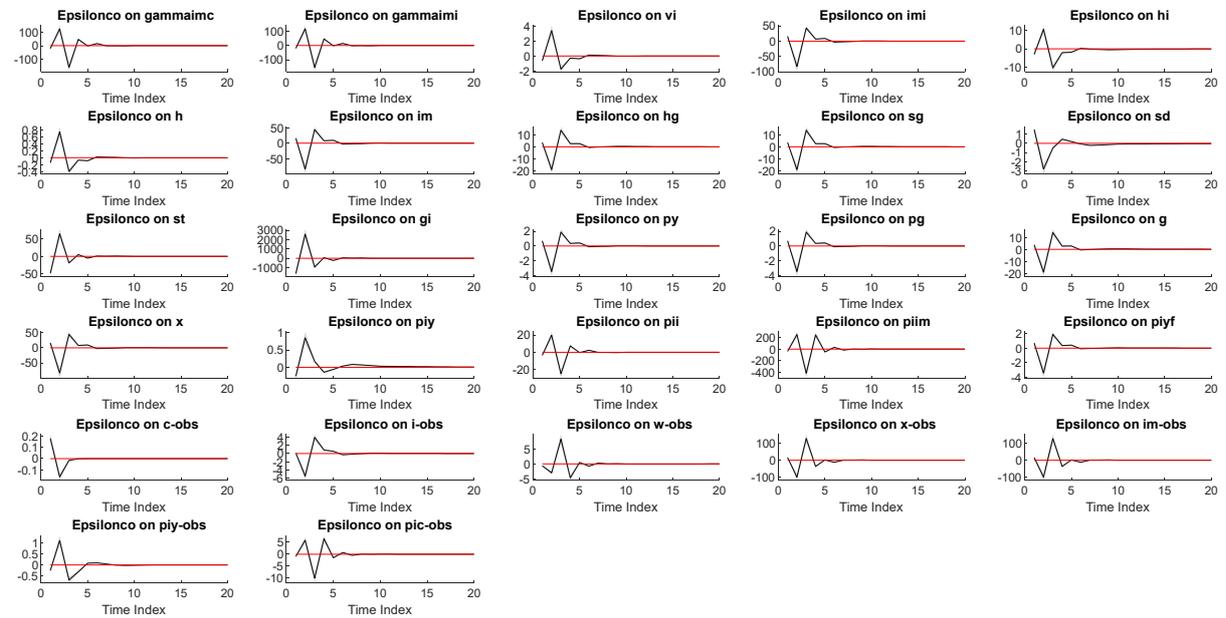
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.19 - Gráficos de impulso resposta do choque na preferência de consumo.



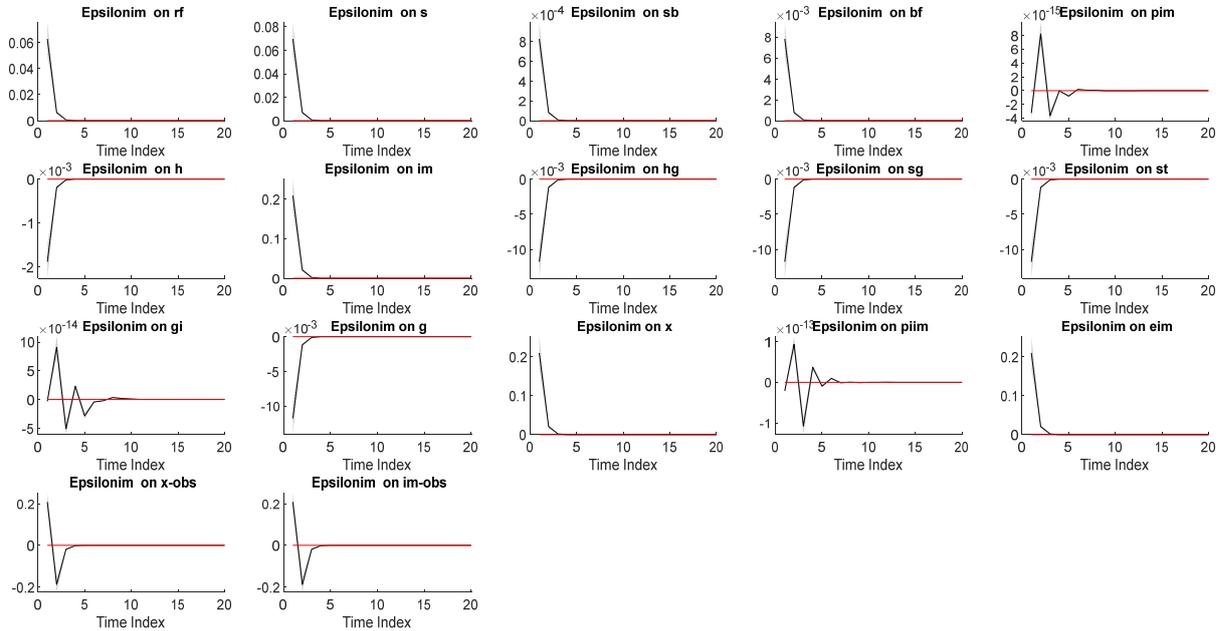
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.20 - Gráficos de impulso resposta do choque na preferência de consumo.



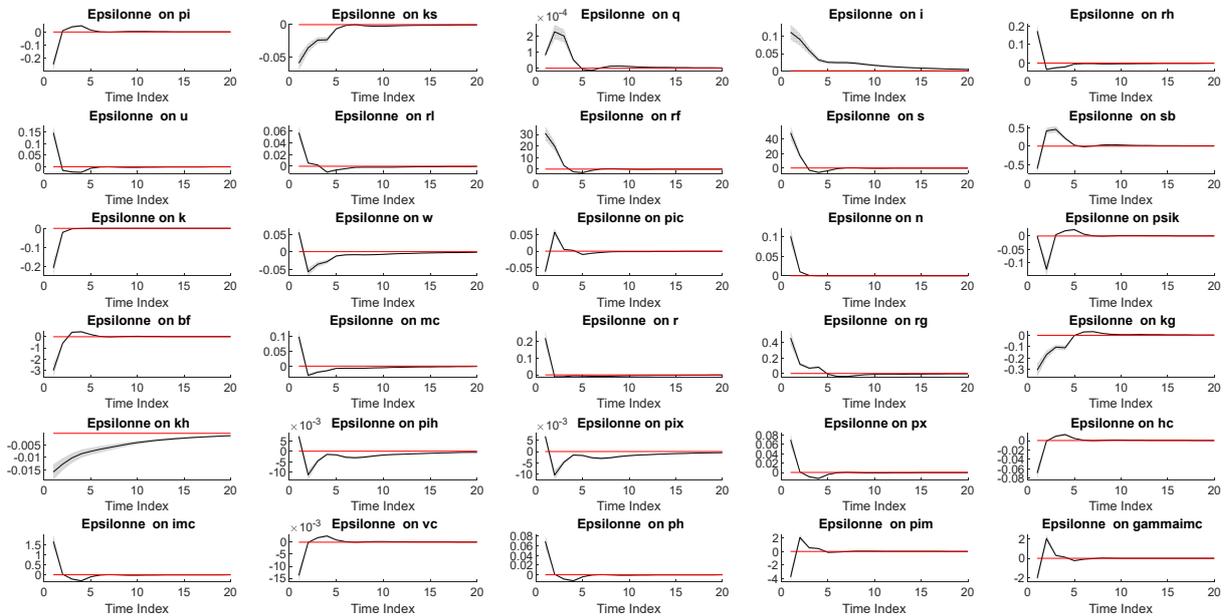
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.21 - Gráficos de impulso resposta do choque na demanda por importação.



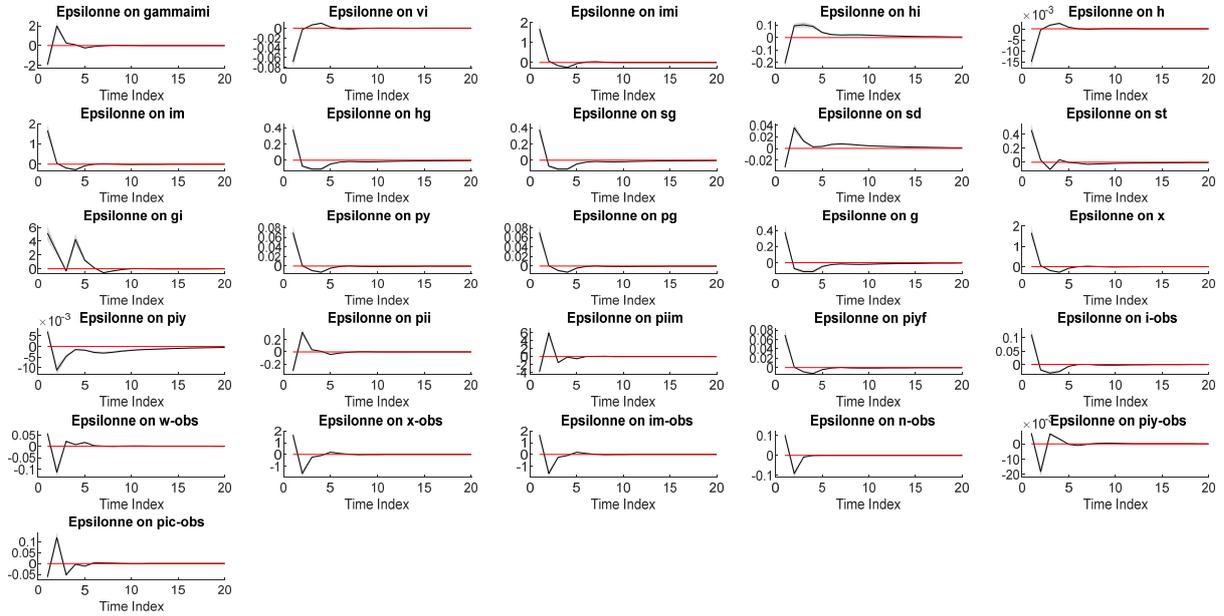
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.22 - Gráficos de impulso resposta do choque na preferência por emprego.



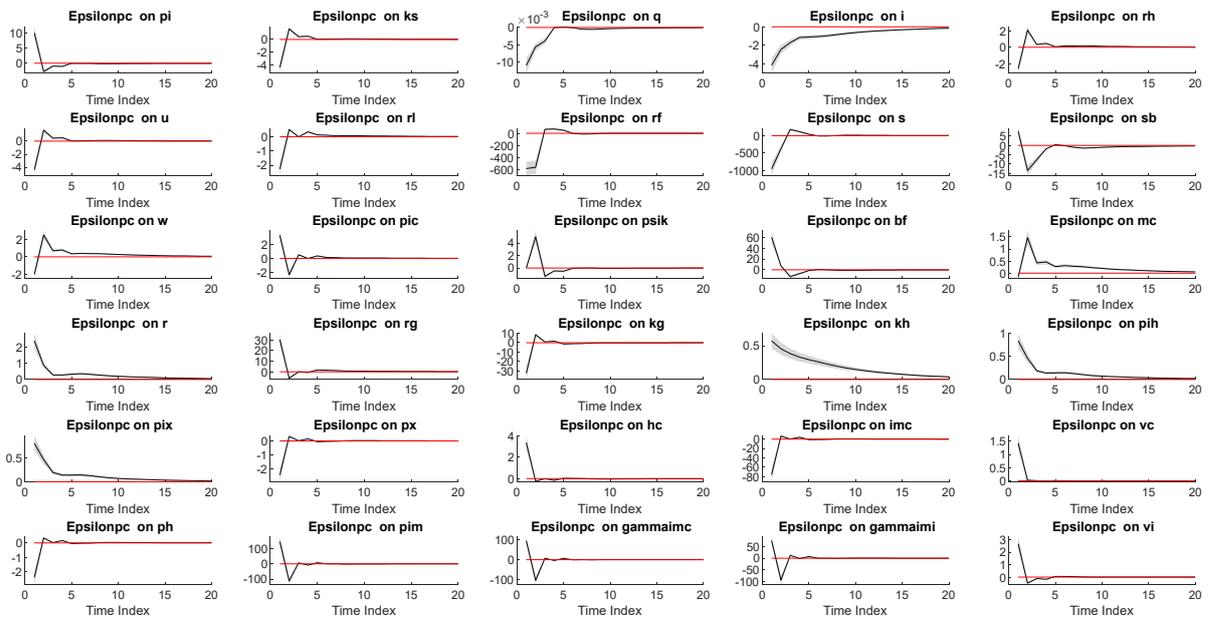
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.23 - Gráficos de impulso resposta do choque na preferência por emprego.



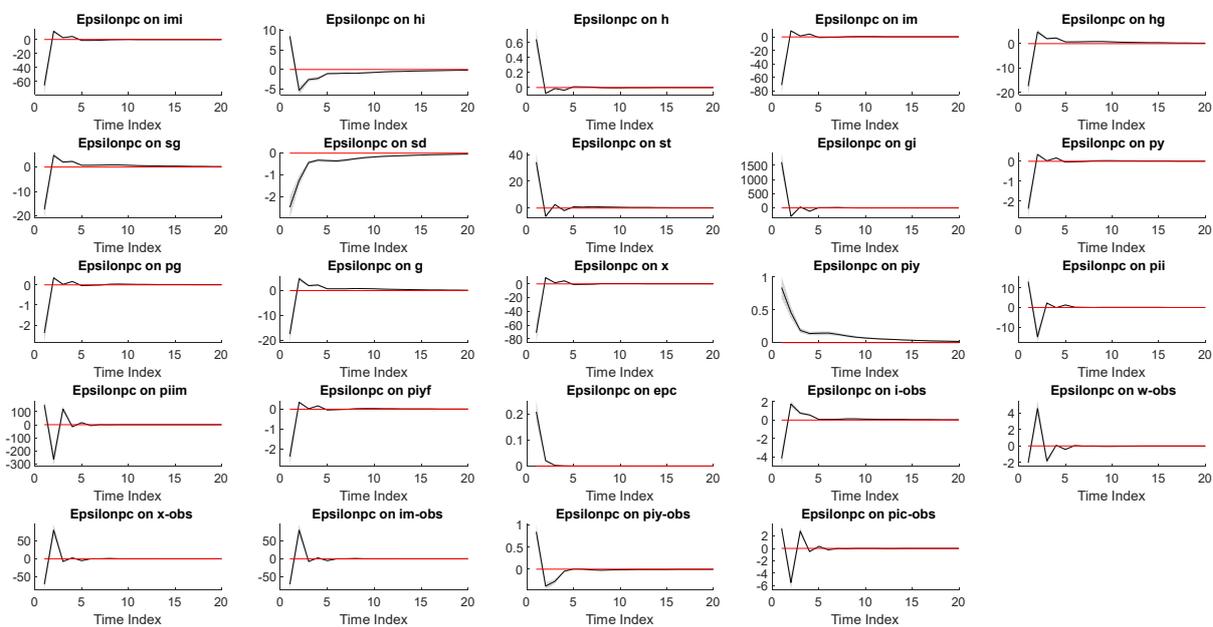
Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.24 - Gráficos de impulso resposta do choque no preço de consumo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

Figura D.25 - Gráficos de impulso resposta do choque no preço de consumo.



Fonte: Elaborada pelo autor (2021).

## APÊNDICE E – Lista de símbolos

Tabela E.1 - Definições das variáveis e símbolos utilizados no estudo.

(continua)

c	Consumo
tauc	imposto de consumo
pi	preço de investimento
ks	Capital
pc	preço de consumo
q	q de Tobin
i	Investimento
rh	retorno do capital investido
tauk	taxa de imposto do capital
u	utilização do capital
rl	retorno livre de risco dos títulos nacionais
rf	retorno livre de risco de títulos internacionais
lambda	preço de consumo multiplicado pelo multiplicador de Lagrange
s	taxa de câmbio
sb	participação dos títulos internacionais no produto nacional
k	capital físico
w	salário dos trabalhadores
pic	taxa de inflação do preço de consumo
n	nível de emprego na economia
psik	variável do salário
taun	imposto de trabalho
tauwh	taxa de imposto dos paga pelos trabalhadores
bf	títulos internacionais
y	produto
mc	o custo marginal do capital e do trabalho
r	rendimento domésticos
rg	rendimento do governo
kg	capital do governo
kh	capital das famílias
pih	inflação dos produtos domésticos
pix	inflação dos produtos exportados
tauwf	taxa de imposto sobre salários paga pelas empresas
px	preço das exportações
hc	bens de consumo domésticos
imc	bens importados de consumo
vc	viés doméstico na produção de bens de consumo
ph	preço dos bens domésticos
pim	preço dos bens importados
GAMMAimc	custo de importação de bens de consumo
GAMMAimi	custo de importação de bens de investimento
vi	viés doméstico de produção de bens de investimento
imi	importação de bens de investimento
hi	bens de investimentos domésticos
h	bens domésticos totais
im	bens importados totais
hg	consumo de bens domésticos de bens público

Tabela E.1 - Definições das variáveis e símbolos utilizados no estudo.

(conclusão)

sg	participação dos gastos do governo no produto da economia
sd	participação dos dividendos no produto da economia
st	participação da tributação no produto da economia
gi	investimentos governamentais
tr	transferências governamentais
py	preço do produto na economia
pg	preço dos bens públicos
g	gastos do governo
x	exportação
piy	inflação do produto
pii	inflação dos investimentos
piim	inflação de importação
piyf	inflação internacional
mp	Choque na política monetária
ei	Choque na eficiência do investimento
ey	Choque no preço do produto
epc	Choque no preço de consumo
eim	Choque na demanda por importação
ex	Choque na demanda por exportação
Y_obs	Produto observado
C_obs	Consumo observado
I_obs	Investimento observado
tauc_obs	Tributação de consumo observado
tauwf_obs	Tributação incidente sobre os salários paga pelas firmas observado
tauwh_obs	Tributação incidente sobre os salários paga pelos trabalhadores observados
taun_obs	Tributação da renda do trabalho observado
piy_obs	Preço do produto observado
pic_obs	Preço de consumo observado
tauk_obs	Tributação sobre a renda do capital observado
W_obs	Remuneração observada
X_obs	Exportação observada
IM_obs	Importação observada
n_obs	Emprego observado
epsilon <sub>nc</sub>	Choque no imposto de consumo
epsilon <sub>nk</sub>	Choque no imposto de capital
epsilon <sub>nn</sub>	Choque no imposto de trabalho
epsilon <sub>wh</sub>	Choque no imposto sobre salários pagos pelas famílias
epsilon <sub>ne</sub>	Choque na preferência do emprego
epsilon <sub>nc</sub>	Choque na preferência do consumo
epsilon <sub>wf</sub>	Choque no imposto sobre salário pagos pelas firmas
epsilon <sub>y</sub>	Choque na produtividade neutro
epsilon <sub>tr</sub>	Choque nas transferências governamentais
epsilon <sub>mp</sub>	Choque na taxa de juros da economia
epsilon <sub>nei</sub>	Choque na eficiência do investimento
epsilon <sub>py</sub>	Choque no preço do produto
epsilon <sub>pc</sub>	Choque no preço do consumo
epsilon <sub>eim</sub>	Choque na demanda por importação
epsilon <sub>ex</sub>	Choque na demanda por exportação

Fonte: Elaborada pelo autor (2021).