



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ**  
**PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO**  
**FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E CONTABILIDADE**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN/UFC**  
**DOUTORADO EM ECONOMIA**

**ISADORA GONÇALVES COSTA OSTERNO**

**UMA PROPOSTA DE MODELO REGIONAL PARA MENSURAR OS IMPACTOS DE  
POLÍTICAS NACIONAIS EM UMA REGIÃO: UMA APLICAÇÃO PARA O CEARÁ**

**FORTALEZA**

**2022**

ISADORA GONÇALVES COSTA OSTERNO

UMA PROPOSTA DE MODELO REGIONAL PARA MENSURAR OS IMPACTOS DE  
POLÍTICAS NACIONAIS EM UMA REGIÃO: UMA APLICAÇÃO PARA O CEARÁ

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - CAEN/UFC da Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de doutor em Economia. Área de Concentração: Teoria Econômica.

Orientador: Prof. Dr. Christiano Modesto Penna.

Coorientador: Prof. Dr. Fávio Ataliba Flexa Daltro Barreto.

FORTALEZA

2022

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Universidade Federal do Ceará  
Sistema de Bibliotecas

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

---

- O94p Osterno, Isadora Gonçalves Costa.  
Uma Proposta de Modelo Regional para Mensurar os Impactos de Políticas Nacionais em uma Região :  
uma Aplicação para o Ceará / Isadora Gonçalves Costa Osterno. – 2022.  
73 f.
- Tese (doutorado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e  
Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2022.  
Orientação: Prof. Dr. Christiano Modesto Penna.  
Coorientação: Prof. Dr. Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto.

1. Modelos DSGE. 2. SAMBA. 3. Economia Regional. 4. Estimação Bayesiana. I. Título.

CDD 330

---

ISADORA GONÇALVES COSTA OSTERNO

UMA PROPOSTA DE MODELO REGIONAL PARA MENSURAR OS IMPACTOS DE  
POLÍTICAS NACIONAIS EM UMA REGIÃO: UMA APLICAÇÃO PARA O CEARÁ

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - CAEN/UFC da Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de doutor em Economia. Área de Concentração: Teoria Econômica.

Aprovada em: 18 de novembro de 2022

BANCA EXAMINADORA

---

Prof. Dr. Christiano Modesto  
Penna (Orientador)  
Universidade Federal do Ceará (UFC)

---

Prof. Dr. Fávio Ataliba Flexa Daltro  
Barreto (Coorientador)  
Universidade Federal do Ceará (UFC)

---

Dr. Carlos Mauro Benevides Filho  
Universidade Federal do Ceará (UFC)

---

Dr. Roberto Tatiwa Ferreira  
Universidade Federal do Ceará (UFC)

---

Dr. Fabrício Carneiro Linhares  
Universidade Federal do Ceará (UFC)

---

Dr. Ricardo Antônio de Castro Pereira  
Universidade Federal do Ceará (UFC)

À minha família.

## AGRADECIMENTOS

Ao longo da caminhada que findou na entrega desta tese, diversas pessoas tiveram um papel relevante para sua realização.

Em primeiro lugar agradeço meus pais Valdênia e Aluísio, meus irmãos Victor e Isabela, além dos meus avós Vilani e Pedro. Agradeço também toda acolhida e conselhos dos queridos Nidia Romero e Marcos Montenegro.

Quero igualmente agradecer aos meus colegas de doutorado do CAEN/UFC, assim como os funcionários do centro, especialmente, o Kléber. Também me muito obrigada aos professores Vitor Borges e Weligton Gomes que ajudaram bastante na construção desse trabalho. Também teço agradecimentos aos meus amigos da Secretaria de Planejamento e Gestão (Seplag/CE), em especial, ao Amilton Júnior.

Não posso deixar de saudar meus amigos próximos, principalmente, a Thalyany Leite minha companheira de jornada que sempre me tranquiliza em momentos desafiadores. Também não poderia deixar citar os amigos Paulo Siqueira e Mossclair Barros pela parceria de sempre.

Agradeço ao meu orientador, Christiano Penna, ao coorientador Flávio Ataliba e ao membro mais que especial da banca Prof. Mauro Benevides Filho pela disponibilidade e conhecimentos transmitidos ao longo desses anos e que foram essenciais para que este trabalho fosse realizado. Também não poderia deixar de agradecer aos demais membros da banca, Prof. Ricardo Pereira, Prof. Roberto Tatiwa e Prof. Fabrício Linhares pelos comentários assertivos que melhoram substancialmente esta entrega.

Por fim, agradeço ao apoio do Programa Cientista-Chefe em Economia da Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico (Funcap/CE).

"Todas as vitórias ocultam uma abdicação."  
(Simone de Beauvoir.)

## RESUMO

Há um esforço de pesquisa recente que sugere empregar as modernas ferramentas de análise macroeconômica ao estudo de questões regionais. Rickman (2010) propõe que o tratamento macroeconômico baseado em modelos DSGE e em VAR globais ou restritos, podem contribuir com respostas rápidas e evidências empíricas sobre os problemas inerentes da área de economia regional. Essa tese constrói uma nova metodologia de análise empírica com esse intuito, a qual chama-se de SAMBA+REG. A ideia é construir um instrumental teórico que reúne elementos macroeconômicos extraídos do modelo SAMBA, mas que também acrescenta elementos regionais. Foram realizadas simulações com choques fiscais e monetários sobre uma economia parametrizada para o Ceará e os resultados encontrados são compatíveis com a literatura e reforçam a potencialidade desse modelo. Assim, o SAMBA+REG é capaz de dar suporte não só para simulação de efeitos de políticas econômicas do Governo Central sobre a economia cearense, mas também pode lançar luz sobre um rol de alternativas para o Governo do Estado vir a responder de maneira adequada à essas políticas. O trabalho mostra que o modelo além de trazer bons resultados empíricos, também possui robustez teórica, verificada via testes de identificação.

**Palavras-chave:** Modelos DSGE. SAMBA. Economia Regional. Estimação Bayesiana.

## ABSTRACT

There is a recent research effort that suggests that modern macroeconomic analysis tools should be used to analyze regional issues. Rickman (2010) propose that macroeconometric treatment based on models DSGE and VAR global or restricted, can contribute with quick answers and empirical evidence on the inherent problems of the regional economics. This article builds an empirical analysis methodology for this purpose, which one we call SAMBA+REG. The idea is to build a theoretical instrument that brings together macroeconomic elements extracted from the model SAMBA, but that adds regional elements. Simulations with fiscal and monetary shocks on a parameterized economy for Ceará were implement and the results are compatible with the literature and reinforce the potential of this model. The SAMBA+REG it is capable of providing support not only for simulating the effects of economic policies by the Central Government on the Ceará economy, but it can also shed light on a list of alternatives for the State Government to respond adequately to these policies. The work shows that the model, in addition to bringing good empirical results, also has theoretical robustness, checked via identification tests.

**Keywords:** DSGE Models; SAMBA; Regional Economy; Bayesian Estimation.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Estrutura Teórica do Modelo SAMBA . . . . .	18
Figura 2 – Funções Impulso-Resposta de um choque na Taxa de Juros . . . . .	26
Figura 3 – Funções Impulso-Resposta de um choque nos Gastos do Governo . . . . .	28
Figura 4 – Funções Impulso-Resposta de um choque na Inflação do Resto do Mundo . . . . .	29
Figura 5 – Funções Impulso-Resposta de um choque no Prêmio de Risco Doméstico . . . . .	30
Figura 6 – Funções Impulso-Resposta de um choque Tecnológico no Investimento . . . . .	31
Figura 7 – Funções Impulso-Resposta de um choque fiscal – Gastos do Governo . . . . .	53
Figura 8 – Funções Impulso-Resposta de um choque fiscal – Gastos do Governo (continuação) . . . . .	54
Figura 9 – Funções Impulso-Resposta de um choque monetário – Taxa de Juros . . . . .	56
Figura 10 – Funções Impulso-Resposta de um choque monetário – Taxa de Juros (continuação) . . . . .	56

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Detalhamento das séries de dados utilizadas na estimação . . . . .	20
Tabela 2 – Valores da média dos parâmetros do modelo agregado a <i>posterior</i> via estimação bayesiana . . . . .	23
Tabela 3 – Detalhamento das séries de dados utilizadas na estimação do modelo regional	48
Tabela 4 – Valores da média dos parâmetros do modelo regional a <i>posterior</i> via estimação bayesiana . . . . .	50
Tabela 5 – Resultados da identificação do modelo . . . . .	67

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>EXPLORANDO O MODELO MACROECONÔMICO AGREGADO</b>	<b>13</b>
<b>1.1</b>	<b>Introdução</b>	<b>13</b>
<b>1.2</b>	<b>Uma Revisão do SAMBA</b>	<b>15</b>
<b>1.3</b>	<b>Metodologia</b>	<b>19</b>
<b>1.3.1</b>	<i>Base de dados</i>	<b>19</b>
<b>1.3.2</b>	<i>Estimação dos Parâmetros e Choques</i>	<b>21</b>
<b>1.4</b>	<b>Simulação das FIRs</b>	<b>25</b>
<b>1.4.1</b>	<i>Choque na Taxa de Juros</i>	<b>25</b>
<b>1.4.2</b>	<i>Choque nos Gastos do Consumo do Governo</i>	<b>27</b>
<b>1.4.3</b>	<i>Choque na Inflação Internacional</i>	<b>28</b>
<b>1.4.4</b>	<i>Choque no Prêmio de Risco</i>	<b>29</b>
<b>1.4.5</b>	<i>Choque Tecnológico no Investimento</i>	<b>30</b>
<b>1.5</b>	<b>Considerações Finais</b>	<b>31</b>
<b>2</b>	<b>UMA NOVA METODOLOGIA DE MENSURAÇÃO DE IMPACTOS REGIONAIS DE POLÍTICAS MACROECONÔMICAS: O SAMBA+REG</b>	<b>33</b>
<b>2.1</b>	<b>Introdução</b>	<b>33</b>
<b>2.2</b>	<b>Revisão de Literatura</b>	<b>36</b>
<b>2.3</b>	<b>O SAMBA+REG</b>	<b>38</b>
<b>2.3.1</b>	<i>A Estrutura Teórica do SAMBA+REG</i>	<b>38</b>
<b>2.4</b>	<b>Metodologia</b>	<b>47</b>
<b>2.4.1</b>	<i>Base de dados</i>	<b>47</b>
<b>2.4.2</b>	<i>Estimação dos Parâmetros e Choques</i>	<b>49</b>
<b>2.5</b>	<b>Simulações</b>	<b>51</b>
<b>2.5.1</b>	<i>Choque Fiscal</i>	<b>52</b>
<b>2.5.2</b>	<i>Choque Monetário</i>	<b>54</b>
<b>2.6</b>	<b>Considerações Finais</b>	<b>56</b>
<b>3</b>	<b>VERIFICANDO A IDENTIFICAÇÃO DOS PARÂMETROS DO SAMBA+REG</b>	<b>59</b>
<b>3.1</b>	<b>Introdução</b>	<b>59</b>
<b>3.2</b>	<b>Referencial Teórico</b>	<b>61</b>
<b>3.3</b>	<b>Metodologia</b>	<b>63</b>

<b>3.3.1</b>	<b><i>Iskrev (2010)</i></b> . . . . .	63
<b>3.3.2</b>	<b><i>Komunjer e Ng (2011)</i></b> . . . . .	64
<b>3.3.3</b>	<b><i>Qu e Tkachenko (2012)</i></b> . . . . .	65
<b>3.4</b>	<b>Implementação</b> . . . . .	66
<b>3.5</b>	<b>Considerações Finais</b> . . . . .	68
	<b>REFERÊNCIAS</b> . . . . .	69

# 1 EXPLORANDO O MODELO MACROECONÔMICO AGREGADO

## 1.1 Introdução

O uso dos modelos *Dynamic Stochastic General Equilibrium* (DSGE) difundiu-se entre *policymakers* de todo mundo, devido a sua flexibilidade para explicar fatos estilizados da macroeconomia e por prover intuições importantes, consequência da sua construção teórica rigorosa e fundamentação microeconômica.<sup>1</sup> Essa abordagem já consolidada, como explica Smets e Wouters (2003), consegue aliar consistência teórica a uma capacidade preditiva tão satisfatória quanto a dos modelos tradicionais de séries temporais.

Os modelos DSGE, ao contrário dos Vetores Autorregressivos (VAR) que são ateóricos, utilizam a literatura macroeconômica dinâmica para fornecer uma identificação teórica mais precisa. A estruturação das equações com base em premissas da teoria econômica e a transparência dos modelos DSGE são uma virtude, todavia acaba os deixando mais suscetíveis a críticas. Fortes suposições podem ser destacadas, assim como importantes variáveis ausentes e inconsistências com as evidências empíricas podem ser facilmente destacadas. O processo de resposta às críticas formadas é uma parte integrante do processo de construção e de melhorias dos modelos DSGE (CHRISTIANO *et al.*, 2018). Mesmo com limitações naturais de qualquer metodologia de mensuração empírica, os modelos DSGE conseguem fornecer respostas práticas para questões econômicas complexas, como o impacto de uma política monetária expansionista que leva a inflação para longe da meta ou mudanças na postura da política fiscal com a expansão dos gastos e seu impacto no investimento privado.

Diversos modelos DSGE foram desenvolvidos para a economia brasileira com o intuito de avaliar impactos de diferentes tipos de choques e de simulações de cenários. Para uma abordagem de curto prazo, bem ajustada para prover suporte à política monetária nacional conduzida pelo Banco Central do Brasil (BCB), o destaque é o *Stochastic Analytical Model with Bayesian Approach* (SAMBA) desenvolvido por Castro *et al.* (2015). O referido modelo carrega consigo particularidades da economia do país, tais como: adoção de metas para o superávit primário, de acordo com o regime fiscal adotado a partir de 1999; grande setor de bens de consumo com preços administrados pelo governo; dependência externa para obtenção

<sup>1</sup> Bancos Centrais ao redor do mundo, inclusive o Banco Central do Brasil (SAMBA), usam o arcabouço DSGE para a condução de sua política monetária. Alguns modelos são: Banco Central Europeu (NAWM), Banco do Canadá (Totem), Banco da Inglaterra (BEQM), Banco do Japão (JEM), Banco Central do Chile (MAS), Comunidade Europeia (QUEST III) e Fundo Monetário Internacional (GEM).

de insumos para as firmas; e presença de indivíduos sem acesso ao mercado financeiro, sendo impedidos de suavizar seu consumo ao longo do tempo. O SAMBA é estimado a partir de técnicas bayesianas e, como resultado, apresenta boa consistência com as evidências disponíveis para o país. Tal modelo é usado de maneira complementar pelo Comitê de Política Monetária do BCB para a definição da taxa básica de juros, alinhando as expectativas dos agentes econômicos.

Vereda e Cavalcanti (2010) desenvolveram um modelo que merece destaque. Os autores buscaram operacionalizar um modelo DSGE para o Brasil no médio prazo<sup>2</sup>, aos moldes de Smets e Wouters (2003) e Christiano *et al.* (2005). Assim como o SAMBA, eles tentaram identificar o impacto de diversos choques externos e de políticas econômicas na dinâmica das principais variáveis macroeconômicas brasileiras. Este modelo também incorpora características específicas da economia nacional, tais como a existência de uma fração de famílias financeiramente restritas ao crédito, firmas com poder de mercado e preços administrados. Adicionalmente, eles inserem um prêmio de risco sobre títulos convencionais de renda fixa emitidos pelo governo que depende de fatores externos, como propensão ao risco de investidores estrangeiros.

Outros estudos desenvolveram modelos DSGE para analisar diversas especificidades e fatos estilizados do Brasil como: Cavalcanti e Vereda (2011), Kanczuk (2015), Teles *et al.* (2015), Carvalho e Vilela (2015) e Costa (2016).<sup>3</sup> Dando ênfase no estudo da política fiscal, com uma avaliação do comportamento da economia e de suas principais variáveis sob diferentes desenhos de regras fiscais, merecem destaque: Santos (2017), Cavalcanti e Vereda (2015), Gadelha e Divino (2012) e Valli e Carvalho (2010).

Apesar da extensa gama de modelos DSGE aplicados a economia brasileira, o SAMBA é o mais completo deles, possuindo duas grandes vantagens em relação aos demais modelos: *i*) modelagem com diversos choques possíveis (fiscais, monetários, estruturais, internacionais e tecnológicos); *ii*) boa caracterização da economia nacional (regime de metas de inflação, famílias restritas ao crédito, preços administrados, etc.)

Todavia, o SAMBA é um modelo agregado nacional e pouco se sabe sobre os impactos dos diversos tipos de choques que ele abarca em nível regional. Assim, a pretensão desse trabalho é preencher essa lacuna fazendo uso a priori do SAMBA, e para isso, um bom ponto de partida é verificar a acurácia do mesmo e apresentar resultados robustos a partir dele. Com esse intuito, o modelo proposto é o mais próximo possível das especificações das formas

<sup>2</sup> Foi considerado médio prazo um período de quatro anos.

<sup>3</sup> No periódico *Brazilian Review Econometrics* foi publicado um volume especial sobre o SAMBA no qual todos esses artigos citados foram publicados. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/bre/issue/view/3187>.

funcionais e hipóteses da versão do SAMBA apresentada em Castro *et al.* (2015) para fins de comparação e validação dos resultados. Contudo, aqui o modelo foi estimado com um novo conjunto de dados e algumas mudanças metodológicas no tratamento das séries empregadas pelo modelo e alterações na especificação das variáveis observáveis, para compará-lo com fatos estilizados mais recentes.

Como resultado do modelo, foram geradas funções de impulso-resposta (FIR) dada uma gama de choques exógenos. Os dados usados foram trimestrais de 2003 a 2020 e os parâmetros obtidos via estimação bayesiana. No modelo aqui especificado é possível estimar 23 diferentes choques. Todavia, por parcimônia, foram realizados cinco choques – taxa de juros nominal, gastos do governo, inflação internacional, prêmio de risco doméstico e um choque tecnológico no investimento. Os resultados apontam que a modelagem está bem ajustada a teoria econômica e que esse modelo consegue delinear com robustez diversas relações macroeconômicas da economia brasileira.

O capítulo é composto de cinco seções, incluindo essa introdução. Na segunda seção faz-se um resumo da estrutura teórica e das hipóteses empregadas no SAMBA de Castro *et al.* (2015). Na terceira parte são especificados os dados e a estimação dos parâmetros. Na quarta discutem-se os resultados das FIR e, por fim, na quinta seção são realizadas as considerações finais.

## 1.2 Uma Revisão do SAMBA

Todo o arranjo matemático do modelo está descrito em Castro *et al.* (2015). Basicamente, esse modelo caracteriza uma pequena economia aberta que combina as hipóteses padrões de modelos DSGE: rigidez de preços e salários *a lá* Calvo – fato que permite que a política monetária tenha efeitos reais na economia – formação de hábitos no consumo e custo de ajustamento do capital. O modelo também utiliza as características específicas da economia brasileira, tais como: firmas sujeitas a preços regulados, importação no processo produtivo, financiamento externo das importações e uma regra fiscal específica do país, assim como uma autoridade de política monetária. Além de todos esses ingredientes, é incorporado a heterogeneidade dos consumidores, com a introdução dos *rule-of-thumb consumers* que possuem restrições de liquidez no mercado financeiro.

Especificamente, as famílias são heterogêneas coexistindo intertemporalmente e são determinadas em dois tipos: i) famílias otimizadoras (ricardianas): proprietárias de estoque de

capital, todas participam das firmas e são capazes de acumular ativos financeiros; ii) famílias de “regra geral” (não ricardianas ou *rule-of-thumb*): são restritas ao crédito financeiro, sendo aliadas do mercado financeiro e que consomem toda a renda do trabalho que ganham, isto é, não suavizam seu consumo ao longo do tempo. Ambos os tipos de família oferecem a mesma quantidade de trabalho e possuem a mesma média de salário, ou seja, o que diferencia em último caso as famílias é de fato o acesso ou não ao mercado de crédito. Essa conjectura das famílias não ricardianas também é importante por incorporar no modelo questões sobre desigualdade e exclusão social que são bem características na economia brasileira.

Cada família otimizante ( $O$ ) tem o seguinte problema de maximização:

$$\max_{\{C_{j,t}, B_{j,t+1}, B_{j,t+1}^*, K_{j,t+1}, I_{j,t}\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_{j,t}, N_{j,t}) \quad (1.1)$$

no qual otimiza o consumo, ativos financeiros, investimento e capital, restrita a:

$$P_t^C C_{j,t} + P_t^I I_{j,t} + \frac{B_{j,t+1}}{R_t S_t^B} + \frac{S_t B_{j,t+1}^*}{R_t^* S_t^{B^*}} \leq$$

$$W_{j,t}^n N_{j,t} + R_t^{K,n} K_{j,t} + B_{j,t} + S_t B_{j,t}^* + D_{j,t}^n - T_{j,t}^{O,n} + \Xi_{j,t}^n, \forall j \in O$$

onde  $E_0$  é o operador de expectativa,  $\beta \in (0, 1)$  é o fator de desconto intertemporal,  $C_{j,t}$  é o nível de consumo e  $N_{j,t}$  é o trabalho. Na restrição orçamentária,  $P_t^C$  é o preço dos bens de consumo,  $I_{j,t}$  é o investimento,  $P_t^I$  é o preço dos bens de investimento,  $B_{j,t}$  são os títulos domésticos do governo do período,  $R_t$  é a taxa de juros doméstica,  $S_t^B$  é o prêmio de risco doméstico,  $S_t$  é a taxa de câmbio,  $B_{j,t}^*$  representa títulos em moeda estrangeira de um período emitidos no exterior,  $R_t^*$  é a taxa de juros externa,  $S_t^{B^*}$  é o prêmio de risco do país,  $W_{j,t}^n$  é a taxa salário nominal,  $R_t^{K,n}$  é a taxa nominal líquida de aluguel do capital,  $K_{j,t}$  é o capital físico,  $D_{j,t}^n$  denota dividendos nominais recebidos das empresas,  $T_{j,t}^{O,n}$  são impostos líquidos do tipo *lump sum* e  $\Xi_{j,t}^n$  são títulos nominais contingentes. Considere que  $B_{j,t}$  e  $B_{j,t}^*$  representam títulos nominais emitidos em  $t-1$  e com vencimento em  $t$ , e  $K_{j,t}$  são participações de capital de  $t-1$ . Então  $B_{j,t+1}$ ,  $B_{j,t+1}^*$  e  $K_{j,t+1}$  são decididos em  $t$ .

Para as famílias não otimizadoras ( $RT$ ) que são restritas ao mercado de crédito têm-se:

$$C_t^{RT} = (1 - T_t^{RT}) W_t N_t \quad (1.2)$$

onde  $W_t \equiv W_t^n / P_t^C$  é a taxa de salário real, no qual é tributada por  $T^{RT}$ .

Em relação às firmas, a produção dos bens setoriais é realizada em três estágios. No estágio 1, existem produtores de bens domésticos e importadores. O produtor doméstico representativo opera uma tecnologia com retorno constante padrão, que fornece os serviços combinados de capital e trabalho para os produtores de bens intermediários. Em paralelo, importadores compram insumos diferenciados do exterior e revendem para um montador de bens importados. Em seguida, o montador transforma os bens diferenciados em um insumo importado homogêneo, que é vendido para o setor de produção de bens intermediários. No segundo estágio, existe um *continuum* de produtores de bens intermediários indexados por  $j \in [0, 1]$  em cada setor – bens de consumo privado, bens de consumo do governo, bens de investimento e exportação – que opera com tecnologia com retorno constante de escala e que transforma insumos importados em uma cesta de capital e trabalho em bens setoriais diferenciados. Por fim, no estágio 3, as montadoras setoriais combinam os bens diferenciados em bens homogêneos setoriais correspondentes.

O governo compreende as autoridades fiscais e monetárias, nas quais suas políticas são independentes. Elas seguem regras que são destinadas a descrever de uma forma concisa a operação das políticas fiscais e monetárias, dado pelo regime de metas de inflação explícita e pela razão do superávit primário pelo PIB do setor público. Para a política monetária é empregada uma regra aos moldes de Taylor (1993), ou seja, uma função de reação como métrica de controle da demanda agregada no combate à inflação. Nessa função de reação tem o desvio da inflação da sua meta e o hiato do produto, conforme a equação abaixo:

$$R_t = (R_{t-1})^{\gamma_R} \left( \frac{(\bar{\Pi}^C)_{t-3,t+1}^{1/4} (Z^Z)^\sigma}{\beta} \left( \frac{(E_t \Pi_{t,t+4}^C)^{1/4}}{(\bar{\Pi}_{t,t+4}^C)^{1/4}} \right)^{\gamma_\Pi} \left( \frac{Y_t}{Z_t \bar{Y}} \right)^\gamma \right)^{1-\gamma_R} Z_t^R \quad (1.3)$$

onde  $\gamma_R \in (0, 1)$ ,  $\gamma > 0$  e  $\gamma_\Pi > 1$  são parâmetros de ponderação.  $\Pi_{t,t+4}^C$  é a taxa de inflação e  $\bar{\Pi}_{t,t+4}^C$  é a meta de inflação. O termo  $\frac{(\bar{\Pi}^C)_{t-3,t+1}^{1/4} (Z^Z)^\sigma}{\beta}$  busca mimetizar a taxa natural de juros e  $\frac{Y_t}{Z_t \bar{Y}}$  é o hiato do produto. No caso em questão, essa regra apresenta características *hawkisk*, isto é, a maior preocupação da autoridade monetária gira em torno da estabilidade de preços, embora leve em conta a questão dos efeitos da taxa de juros sobre o produto.

Na política fiscal é usado o regime de metas para o superávit primário, mas esse objetivo é secundário, dado que a meta principal é estabilizar ou reduzir a dívida líquida sobre o PIB, conforme a equação (1.4). Cabe, destacar que esse instrumento de controle da dívida não existe de fato na economia brasileira, apesar desse indicador ser acompanhado de perto

pelos *policymakers*. Além disso, na modelagem de Castro *et al.* (2015), a política fiscal não é contracíclica, ou seja, a relação dívida/PIB pode crescer em períodos sem recessão, apesar de que idealmente o governo deveria agir contracíclicamente sempre. Observe a formulação abaixo:

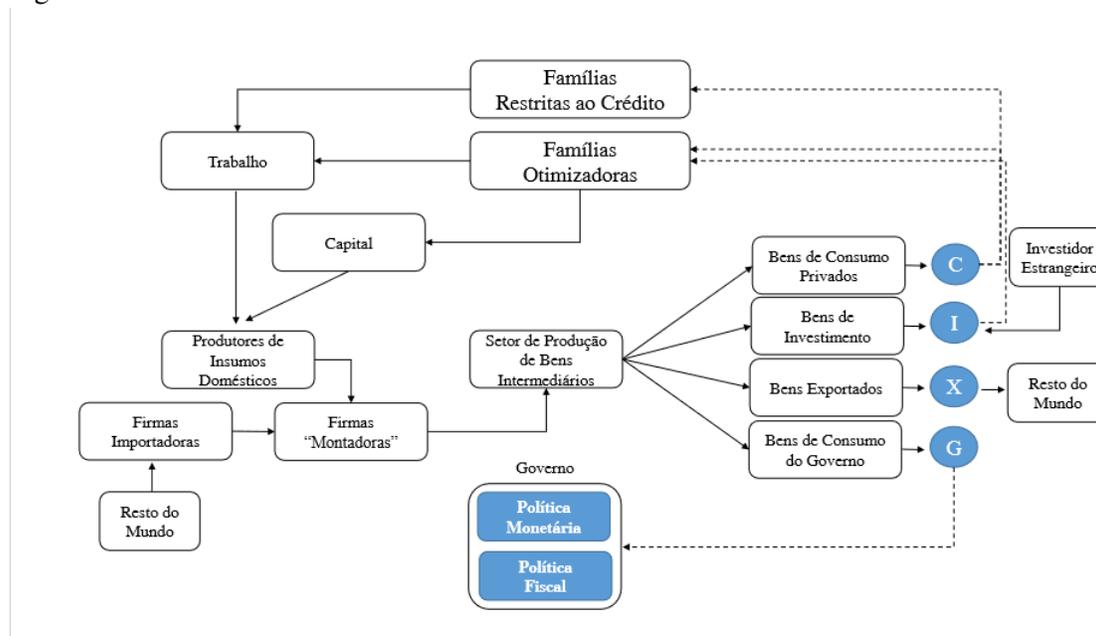
$$G_t = \frac{P_t^Y Y_t}{P_t^G} (T_t - S_t^y) \quad (1.4)$$

onde o gasto do governo depende do nível de superávit alcançado  $S_t^y$  e da tributação  $T_t$ . O termo  $\frac{P_t^Y Y_t}{P_t^G}$  é a razão do PIB nominal sobre preços dos bens de consumo do governo. Veja, para que os gastos do governo aumentem, o produto da economia tem que estar crescendo também para manter assim o superávit constante.

No SAMBA, os autores simplificam a visão de tributação, utilizando uma agregação dos tributos totais como uma proporção do produto da economia aos moldes de Medina e Soto (2007). Castro *et al.* (2015) justificam que o foco do seu trabalho é sobre os efeitos do ciclo de negócios dos gastos do governo e não sobre as estruturas dos diferentes tributos e, por isso, fazem essa simplificação.

Toda a estrutura do SAMBA pode ser resumida na Figura 1.

Figura 1 – Estrutura Teórica do Modelo SAMBA



Fonte: BCB. Elaboração Própria.

Nas equações de equilíbrio o modelo foi loglinearizado em torno do estado estacionário que, por definição, será admitido como zero. Para uma visão detalhada das equações do

SAMBA, ver apêndice C de Castro *et al.* (2015). Todas as análises quantitativas subsequentes são feitas em relação a esse estado estacionário.

### 1.3 Metodologia

#### 1.3.1 Base de dados

A base de dados utilizada na pesquisa reúne variáveis observáveis nacionais e estrangeiras. Elas foram obtidas de diversas fontes e foram feitos diferentes tratamentos, conforme detalhamento da Tabela 1. Os dados possuem frequência trimestral e compreendem o período do primeiro trimestre de 2003 ao primeiro trimestre de 2020, totalizando um banco de dados com 20 séries observáveis e 69 pontos no tempo. A escolha das séries utilizadas na estimação dependeu da disponibilidade dos dados, da sua relevância para a estimação dos parâmetros e para explicar a trajetória das variáveis de interesse. Como esperado, um grande conjunto de dados para a estimação reduz impasses na identificação, mas também pode causar problemas de singularidade estocástica, não permitindo a estimação dos parâmetros.

O objetivo na escolha das séries para a estimação é o de vincular variáveis observadas às variáveis endógenas do modelo. Em um modelo loglinearizado essa é uma tarefa simples, pois há uma similaridade entre a ideia de desvios do estado estacionário no modelo e as flutuações cíclicas observadas nos dados em torno de sua tendência de longo prazo. Na preparação das séries para a estimação, procurou-se extrair a tendência de séries não estacionárias e padronizar as estacionárias. Os tratamentos das séries seguiu Pfeifer (2014).

Assim, as séries com tendência foram logaritmizadas e extraiu-se o componente de tendência através do filtro *one-sided* Hodrick-Prescott (HP).<sup>4</sup> Esse filtro faz uso de valores correntes e passados no processo de filtragem dos dados e é compatível com o modelo de solução utilizado. O componente cíclico das séries foi extraído de sua média para que a variável fique centrada em zero. Assim, para uma variável genérica  $x$ , tem-se:

$$x_{obs} = \hat{x} - \bar{\hat{x}}, \quad (\mathbf{a})$$

onde  $\hat{x}$  representa o componente cíclico da série (loglinearizada).

Para as variáveis com valores predominantemente negativos foi realizada a seguinte

<sup>4</sup> Utilizou-se como parâmetro de suavização  $\lambda = 1600$ , que é o sugerido para dados trimestrais.

transformação antes de se tirar o logaritmo e aplicar o filtro HP:

$$x = 1 + |\min(x_{data})| + x_{data}. \quad (\mathbf{b})$$

Por fim, para variáveis em taxa o filtro não é empregado e é realizado o seguinte tratamento:

$$x = \log(1 + x_{data}/100) \quad (\mathbf{c})$$

O tratamento descrito em **c** foi realizado na série de inflação doméstica. Note que ao aplicar o procedimento têm-se o desvio percentual da inflação bruta em relação a sua tendência de longo prazo, isto é, supõe-se que a média da série em logaritmo é o estado estacionário, resultando, aproximadamente, em uma taxa de inflação líquida trimestral.

Tabela 1 – Detalhamento das séries de dados utilizadas na estimação

Descrição	Fonte	Tratamento
Variáveis Domésticas		
Produto Interno (s.a.)	IBGE	<b>a</b>
Consumo das Famílias (s.a.)	IBGE	<b>a</b>
Formação Bruta de Capital Fixo (s.a.)	IBGE	<b>a</b>
Consumo do Governo (s.a.)	IBGE	<b>a</b>
Importações de Bens e Serviços (s.a.)	IBGE	<b>a</b>
Preços Relativos de Importação	Funcex	<b>a</b>
Preços Relativos de Exportação	Funcex	<b>a</b>
Inflação IPCA (%)	IBGE	<b>c</b>
Meta de Inflação (%)	IBGE	<b>a</b>
Inflação Preços Administrados (%)	IBGE	<b>a</b>
Taxa de Juros Nominal – Selic (%)	BCB	<b>a</b>
Salário Real*	IBGE	<b>a</b>
Número de pessoas empregadas (s.a.)	IBGE	<b>a</b>
Superávit Primário/PIB – Setor Público 12 meses	BCB	<b>b</b>
Taxa de Câmbio Efetiva Real (%)	BCB	<b>a</b>
Prêmio de Risco País – EMBI	JP Morgan	<b>c</b>
Variáveis Estrangeiras		
Produto Mundial (s.a.)	FMI	<b>a</b>
Taxa de Juros dos EUA	Fed St. Louis	<b>a</b>
Inflação Mundial	OECD	<b>c</b>
Índice de Aversão ao Risco do Investidor -VIX	CBOE	<b>c</b>

Fonte: Diversas fontes. Elaboração Própria. Nota: (s.a.) com ajuste sazonal. \*A série de salários reais possui diferentes metodologias ao longo do período. Foi utilizada as taxas de variações da série de menor período para a extrapolação dos dados ao longo de todo período em análise.

A escolha das séries domésticas e estrangeiras foi alicerçada em Castro *et al.* (2015), mas são necessários alguns adendos: aqui não foram utilizadas as exportações de bens e serviços e os dados de inflação dos preços livres, pois a inserção destas séries gerou problemas de singularidade estocástica na estimação. Em relação as variáveis estrangeiras, o SAMBA utilizou

o volume de importação mundial como *proxy* da produção mundial, enquanto o presente trabalho faz uso do volume da produção mundial. Além das dificuldades inerentes à elaboração do banco de dados das variáveis domésticas e estrangeiras, há diversas mudanças metodológicas e descontinuidades temporárias de séries que limitam as estimações dos parâmetros.

O tratamento das variáveis, como descrito acima, foi diferente do usado em Castro *et al.* (2015), apesar de próximo. Por exemplo, no SAMBA as variáveis de componentes do PIB foram tratadas usando a primeira diferença dos dados em logaritmo. Aqui, foi usado o filtro HP para retirar a tendência das séries. Outro exemplo foi o tratamento da série de IPCA que o SAMBA usa a diferença de uma média ajustada e que aqui foi usada a diferença de uma tendência de longo prazo. Apesar das discrepâncias nos tratamentos usados, o objetivo de ambos os trabalhos é similar na tentativa de retirar a tendência não estacionária das séries usadas no banco de dados para a estimação do modelo.

### ***1.3.2 Estimação dos Parâmetros e Choques***

Há diversas maneiras de se valorar os modelos DSGE quantitativamente. Kydland e Prescott (1982) advogam o procedimento de calibração, o qual foi amplamente utilizado na literatura inicial sobre *Real Business Cycles* (RBC). Christiano e Eichenbaum (1992) usam o método dos momentos generalizados (GMM) para estimar relações de equilíbrio. Rotemberg e Woodford (1997) e Christiano *et al.* (2005) usam o método de estimação de distância mínima baseada na discrepância entre o VAR e as FIRs da estimação DSGE. Altug (1989), McGrattan (1994), Leeper e Sims (1994) adotam o método de estimação de máxima verossimilhança baseado na informação completa. Ireland (2004) desenvolve um modelo híbrido que combina o modelo DSGE e a modelagem VAR. É possível adentrar em questões metodológicas em Kydland e Prescott (1996), Hansen e Heckman (1996) e Sims (1996).

Assim como em Castro *et al.* (2015), o modelo foi estimado através de inferência bayesiana. An e Schorfheide (2007) mostram que a estimação bayesiana dos parâmetros de um modelo DSGE constitui um elo entre a calibração e a estimação econométrica clássica. Este procedimento permite o uso de informações disponíveis – na forma de distribuições *à priori* e de dados observados – para atualizar apropriadamente as *priors* pré-estabelecidas. Isso permite que as distribuições *à posteriori* dos parâmetros sejam estimadas de modo computacionalmente menos custoso e, teoricamente, de modo mais preciso. Em termos práticos, isso decorre da melhoria no ajustamento das funções de máxima verossimilhança que são essenciais para esti-

mação de modelos DSGE de grande porte e que influenciam fortemente a forma da distribuição posterior dos parâmetros. Ademais, as técnicas tornam possível a estimação de parâmetros antes difíceis de serem identificados.

A regra de Bayes é dada por:

$$\pi(\theta | \tilde{y}_t) = \frac{\mathcal{L}(\tilde{y}_t | \theta) \pi(\theta)}{\int \mathcal{L}(\tilde{y}_t | \theta) \pi(\theta) d\theta}$$

em que  $\pi(\theta | \tilde{y}_t)$  é distribuição a *posteriori* do vetor de parâmetros  $\theta$ ,  $\mathcal{L}(\tilde{y}_t | \theta)$  é função de verossimilhança para  $\tilde{y}_t$ ,  $\pi(\theta)$  é distribuição a *priori* dos parâmetros e  $\int \mathcal{L}(\tilde{y}_t | \theta) \pi(\theta) d\theta$  é a função de verossimilhança marginal. Para achar a média ou moda da distribuição a *posteriori* é necessário o cálculo:

$$\mathbb{E}[g(\theta)] = \int g(\theta) \pi(\theta | \tilde{y}_t) d\theta$$

em que  $g(\theta)$  representa a função de interesse. No caso de um vetor de parâmetros, para ser calculada alguma distribuição marginal é preciso resolver uma integral múltipla cuja a solução geralmente não possui forma fechada, recorrendo a métodos de integração numérica (MIAO, 2020).

A Tabela 2, a seguir, apresenta os valores estimados dos parâmetros com base na média das respectivas distribuições a *posteriori* traçadas para os mesmos. As distribuições foram calculadas usando o algoritmo de Metropolis-Hastings e com as *priors* seguindo Castro *et al.* (2015).

Tabela 2 – Valores da média dos parâmetros do modelo agregado a *posterior* via estimação bayesiana

Parâmetro	Descrição	Prior			Posterior		
		Dist.	Média	SD	Média	Intervado de Cred.	
<b>Preferências</b>							
$\beta$	Fator de desconto intertemporal	beta	0,850	0,050	0,8500	0,8490	0,8508
$\sigma$	Inversa da elasticidade intertemporal de substituição	norm	1,000	30,00	2,1249	1,8303	2,4196
$\tilde{\kappa}$	Parâm. de hábito de persistência	beta	0,850	0,050	0,8513	0,8510	0,8518
$\varphi_V^*$	Coefficiente de aversão ao risco do investidor estrangeiro	invg	0,050	0,150	0,0403	0,0388	0,0419
$\varphi_B^*$	Coefficiente de ativos líquidos estrangeiros	invg	0,050	0,150	0,0380	0,0370	0,0389
<b>Tecnologia</b>							
$\varepsilon_C$	Elast. de subst. entre domésticos e import. no setor bens de invest.	gamma	1,000	0,500	1,0020	0,9969	1,0062
$\varepsilon_I$	Elast. de subst. entre bens de invest. domésticos e import.	gamma	1,000	0,500	1,0086	1,0008	1,0157
$\varepsilon_X$	Elast. de subst. entre domésticos e import. no setor de bens exportados	gamma	1,000	0,500	0,9470	0,9444	0,9494
$\varepsilon^*$	Elast. de subst. entre bens internacionais	gamma	1,000	0,500	1,0584	1,0515	1,0648
$\vartheta_M^*$	Peso do custo do insumo doméstico no cmg do bem import.	gamma	4,000	1,500	3,8916	3,8659	3,9142
$\vartheta_I$	Parâm. da função custo de ajustamento do invest.	gamma	4,000	1,500	3,7494	3,7343	3,7653
$\vartheta_C^M$	Peso do custo do insumo doméstico no cmg do bem de consumo	gamma	4,000	1,500	3,9974	3,9822	4,0138
$\vartheta_I^M$	Peso do custo do insumo doméstico no cmg do bem de invest.	gamma	4,000	1,500	4,2663	4,2414	4,2927
$\vartheta_X^M$	Peso do custo do insumo doméstico no cmg do bem exportado	gamma	4,000	1,500	3,7858	3,7648	3,8081
<b>Rigidez Nominal - Parâmetros <i>a la</i> Calvo</b>							
$\theta_F$	Prob. Calvo de ajuste de preço das firmas livres	beta	0,650	0,100	0,6603	0,6592	0,6615
$\theta_I$	Prob. Calvo de ajuste de preço das firmas de invest.	beta	0,650	0,100	0,6654	0,6649	0,6660
$\theta_X$	Prob. Calvo de ajuste de preço das firmas exportadoras	beta	0,650	0,100	0,6612	0,6598	0,6624
$\theta_M$	Prob. Calvo de ajuste de preço das firmas importadoras	beta	0,650	0,100	0,6531	0,6512	0,6545
$\theta_W$	Prob. Calvo de ajuste de salários	beta	0,750	0,100	0,7370	0,7359	0,7381
$\theta_A$	Prob. Calvo de ajuste de preço das firmas admin.	beta	0,650	0,100	0,6717	0,6699	0,6734
$\omega_F$	Parâm. de indexação dos preços das firmas livres	beta	0,650	0,200	0,6631	0,6610	0,6649
$\omega_I$	Parâm. de indexação dos preços das firmas de invest.	beta	0,650	0,200	0,6495	0,6477	0,6516
$\omega_X$	Parâm. de indexação dos preços das firmas exportadoras	beta	0,650	0,200	0,6586	0,6550	0,6625
$\omega_M$	Parâm. de indexação dos preços das firmas importadoras	beta	0,650	0,200	0,6113	0,6100	0,6122
$\omega_W$	Parâm. de indexação dos salários	beta	0,650	0,150	0,6592	0,6575	0,6610
<b>Regra de Preços Administrados</b>							
$v_A^1$	Peso da taxa de câmbio no fator de indexação dos preços admin.	beta	0,050	0,030	0,0532	0,0527	0,0536
$v_A^2$	Peso do cmg no fator de indexação dos preços admin.	beta	0,200	0,050	0,2026	0,2017	0,2034
<b>Regra de Taylor</b>							
$\gamma_R$	Parâm. de suavização da taxa de juros	beta	0,600	0,150	0,5933	0,5921	0,5946
$\gamma_\Pi$	Parâm. de relativização da inflação na taxa de juros	norm	2,000	0,350	1,9466	1,9429	1,9498
$\gamma_Y$	Parâm. de relativização do produto na taxa de juros	gamma	0,250	0,100	0,2647	0,2641	0,2656
<b>Regra Fiscal</b>							

Tabela 2 – Continuação

Parâmetro	Descrição	Prior			Posterior		
		Dist.	Média	SD	Média	Intervado de Cred.	
$\gamma_B$	Parâm. de meta do superávit-primário associado a dívida/PIB	invg	0,050	0,150	0,0447	0,0432	0,0462
$\gamma_S$	Parâm. do superávit-primário associado ao hiato do superávit	beta	0,400	0,050	0,3853	0,3849	0,3858
$\gamma_{\bar{S}}$	Parâm. do superávit-primário associado ao hiato da meta de superávit	norm	0,350	0,050	0,3548	0,3543	0,3554

Fonte: Elaboração Própria. Nota: (Intervalo de Cred.) Intervalo de Credibilidade.

Os parâmetros das preferências estimados são bem próximos aos encontrados na literatura. O desconto intertemporal  $\beta = 0,85$  é um valor bem próximo aos achados por outros autores. O valor de  $\tilde{\kappa} = 0,85$  fica bem próximo ao estimado por Castro *et al.* (2015), assim como os parâmetros de risco de investimento estrangeiro  $\varphi_V^*$  e  $\varphi_B^*$ .

Em relação a Regra de Taylor,  $\gamma_R = 0,59$  se aproxima de 0,79 estimado pelo SAMBA e de 0,81 considerado por Smets e Wouters (2007). Para o parâmetro de relativização da inflação,  $\gamma_{\pi} = 1,95$ , é inferior aos 2,00 considerados como *prior* pelo SAMBA e dos 2,43 *a posterior*. Já o parâmetro de relativização do produto,  $\gamma_Y = 0,26$  foi superior a *prior* e *a posterior*, 0,16 e 0,25, evidenciadas no SAMBA, apesar de próxima.

Para os parâmetros de regra fiscal,  $\gamma_S = 0,3853$  é inferior ao 0,49 estimado no SAMBA. Como esperado,  $\gamma_{\bar{S}} = 0,3548$  também é menor do que 0,41 estimado no SAMBA. Todavia, o parâmetro da meta de superávit associado a dívida/PIB estimado,  $\gamma_B = 0,04$ , foi superior a 0,02 relatado no SAMBA.

Como avaliado na tabela acima, os valores estimados estão muito próximos aos encontrados na versão de Castro *et al.* (2015).

Além dos parâmetros estimados, algumas relações importantes foram calibradas para dar maior assertividade nas estimações. Dentre elas, as participações dos componentes da demanda agregada pelo produto, razão da tributação sobre a produção, dentre outros conforme Castro *et al.* (2015).

Os choques presentes nesse modelo são modelados como AR(1) e são de natureza:

- **Fiscal:** choque na carga tributária, na meta razão superávit-primário/PIB e no gasto do governo;
- **Monetária:** meta de inflação, taxa de juros e preços administrados;
- **Internacional:** na demanda por importados, na demanda por exportados, na taxa de câmbio real, na inflação do resto do mundo, no preço relativo das importações, na taxa de

- juros internacional e no PIB do resto do mundo;
- **Estrutural:** no prêmio de risco doméstico, no prêmio de risco-país, no mark-up de preços, no mark-up de preços dos exportados, no mark-up de salários, na aversão ao risco do investidor internacional e nas preferências de consumo das famílias;
  - **Tecnológica:** alteração permanente da TFP, alteração transitória na TFP e choque na tecnologia do investimento.

A partir desses choques serão realizadas as simulações das IRFs descritas na próxima seção.

## 1.4 Simulação das FIRs

Nas simulações apresentadas a seguir, usa-se as FIRs para compreender algumas propriedades do modelo proposto. As FIRs podem estabelecer uma linha de base para comparar o comportamento das variáveis endógenas sob rigidez de preços e salários dada uma perturbação específica. Os valores obtidos dos choques de 1% no desvio-padrão estão em desvio percentual do estado estacionário para um período de 12 trimestres.

### 1.4.1 Choque na Taxa de Juros

Um choque positivo na taxa de juros provoca uma queda generalizada no consumo, tanto nas famílias com acesso a crédito, como nas famílias alijadas do mercado financeiro. No entanto, a queda no consumo das famílias restritas é mais expressiva, dado que estas não podem alocar de forma ótima seus recursos em ativos de risco para suavizar seu consumo ao longo do tempo. Como consequência direta, o produto da economia declina, assim como o investimento, todavia, a queda no investimento é mais acentuada do que a resposta no consumo agregado.

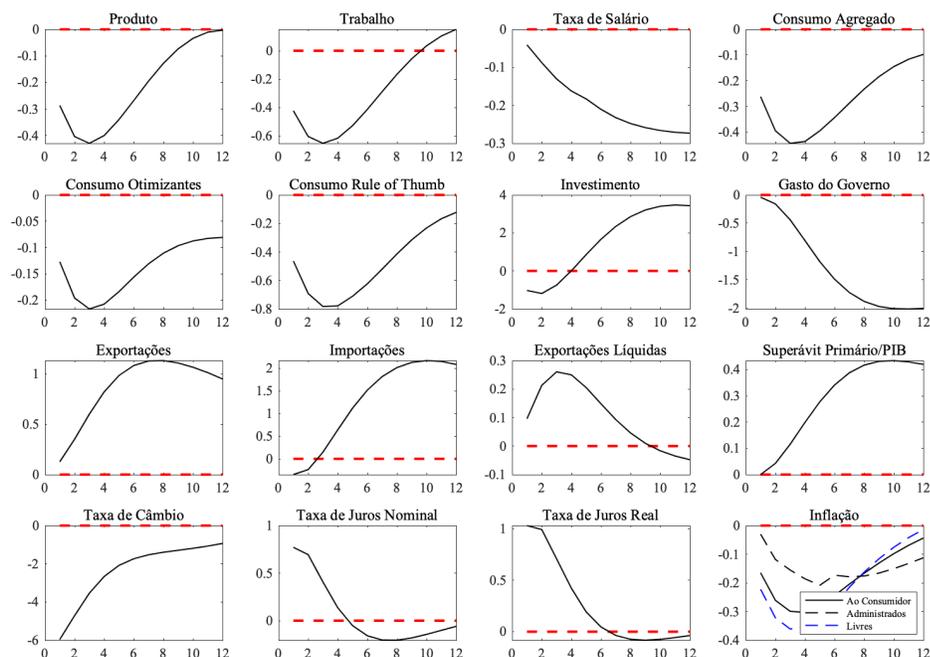
Como resultado direto desse choque, há um salto na taxa de juros doméstica, provocando uma valorização da moeda nacional, com uma maior entrada de dólares na economia nacional e, posteriormente, um declínio na taxa de câmbio. As exportações líquidas acabam diminuindo à medida que os efeitos de mudança de gastos afastam a demanda internacional de bens domésticos para bens produzidos no exterior, mas esse efeito também não é imediato, dado que pela modelagem é considerado diversas rigidezes nos preços dos bens. O fato é que uma política monetária contracionista melhora o saldo da balança comercial, pelo menos, a curto prazo.

A queda na atividade econômica, reduz as receitas fiscais do governo e como

consequência, provoca uma queda em seus gastos, além do governo também segurar seu consumo para cumprir sua meta de superávit primário. Além disso, nesse cenário, o aumento dos juros nominais aumenta o custo da dívida, fazendo que a relação dívida/PIB se afaste ainda mais do seu nível de estado estacionário o que reforça a necessidade de geração de superávit nominal. Perceba ainda que a queda no consumo do governo é mais acentuada do que a queda do produto ao longo do tempo, ratificando a característica procíclica da política fiscal.

Dada uma menor demanda por trabalho, a taxa real de salários cai. A baixa atividade da economia empurra a inflação para baixo, todavia com uma menor amplitude nos preços administrados, o que mostra uma persistência maior nesses preços. Essa maior persistência se deve à regra de indexação assumida para os preços administrados e ajuda a explicar a persistência observada da inflação geral no Brasil. Por fim, nota-se que o instrumento de aumento da taxa de juros para frear a inflação demonstra-se eficiente e eficaz, alcançando o vale até o terceiro trimestre.

Figura 2 – Funções Impulso-Resposta de um choque na Taxa de Juros



Fonte: Elaboração Própria.

### 1.4.2 *Choque nos Gastos do Consumo do Governo*

Uma política fiscal expansionista, traduzida como um choque positivo nos gastos do consumo do governo aumenta o produto agregado, assim como a demanda por trabalho e, como consequência, o consumo agregado. O principal responsável pelo crescimento do consumo da economia são os consumidores *rule of thumb*, cujo aumento do consumo é mais acentuado, pelo crescimento do emprego, em detrimento dos otimizantes. O aumento do produto contribui para um crescimento do custo marginal dos bens de consumo. O aquecimento da demanda eleva a taxa de juros, dando maior rentabilidade aos ativos financeiros. O consumo das famílias otimizantes declina em relação ao seu valor de longo prazo, mas de maneira restrita. Isso decorre também da elevação dos juros, o que faz com que se reduza a rentabilidade do capital, o qual é uma fonte de renda para as famílias otimizantes. Dessa forma, têm-se que o efeito líquido desse aumento é positivo para o produto e consumo o que já é esperado pela evidência empírica de políticas de aumento dos gastos do governo.

No modelo mostrado em Costa (2016), esse choque positivo nos gastos do governo, leva a um impacto negativo no consumo agregado, isso acontece porque na modelagem descrita pelos autores não são considerados os agentes não ricardianos, isto é, as famílias são representativas e otimizantes. Esse contraste revela a importância de se considerar a existência de famílias sem acesso ao mercado financeiro, dado que no mundo real nem todas as famílias conseguem suavizar seu consumo ao longo do tempo.

Como resultado desse aumento nos gastos do governo, o superávit primário cai e o risco fiscal aumenta. A autoridade monetária reage, dado o maior consumo e o eminente risco inflacionário, com uma política monetária mais contracionista. Isso impulsiona a taxa de juros nominal, provocando uma convergência da taxa inflação para sua meta.

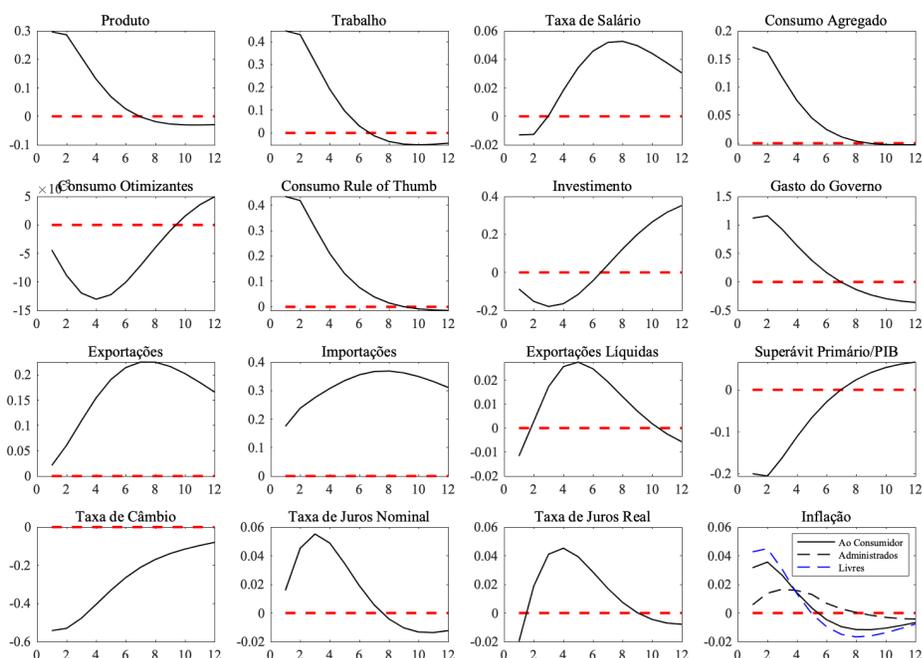
O investimento decresce nesse cenário, como decorrência do aumento dos juros. O governo para tentar alcançar a meta de superávit, deve emitir títulos com taxas de juros maiores para atrair a maioria dos poupadores de títulos privados, deprimindo o investimento. No que diz respeito ao setor externo, a balança comercial se deteriora inicialmente, mas a consequente depreciação da taxa de câmbio real tende a restaurar o equilíbrio das exportações líquidas.

Os resultados apresentados aqui estão em linha com os modelos DSGE tradicionais, como comenta Christiano *et al.* (2018), visto que o aumento no consumo do governo desencadeia uma melhora na atividade econômica, mas também gera inflação. Isso acontece, quando a política monetária é conduzida de acordo com uma regra de Taylor padrão, no qual esse repique

inflacionário propicia um aumento na taxa de juros. Sendo assim, o aumento da taxa de juros induzido pela política monetária contracionista reduz o investimento e demanda de consumo até seu estado estacionário. Isso acontece de maneira mais clara nas famílias que são do tipo ricardianas.

Por fim, o fato da política fiscal expansionista do Brasil aumentar o consumo agregado ainda gera discussão. Na literatura internacional ainda não há consenso, já que Galí *et al.* (2007) e Blanchard e Perotti (2002) encontram que uma expansão fiscal aumenta o consumo privado e Ramey e Shapiro (1998) acham o contrário.

Figura 3 – Funções Impulso-Resposta de um choque nos Gastos do Governo



Fonte: Elaboração Própria.

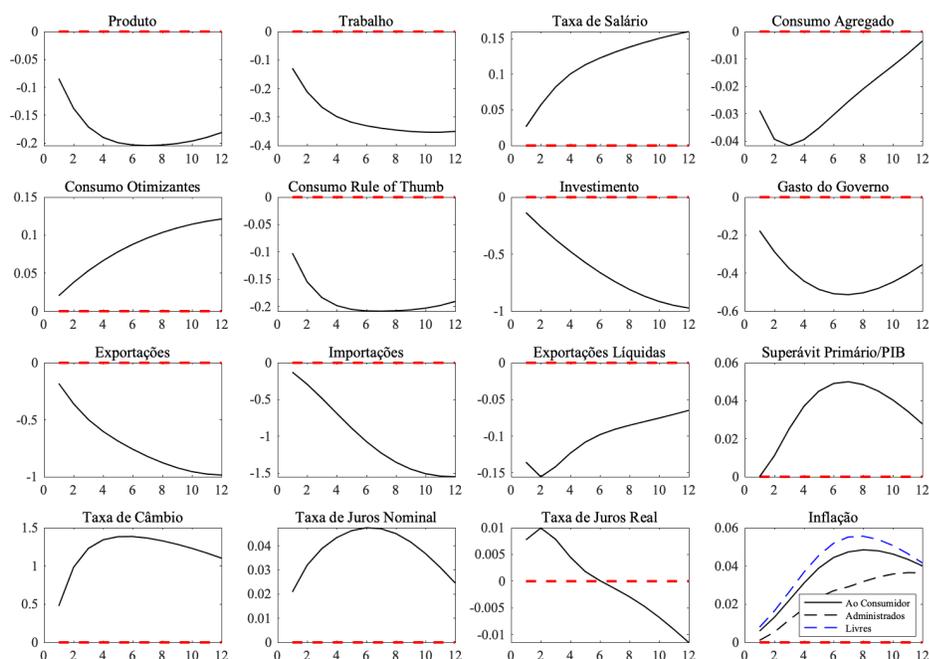
### 1.4.3 Choque na Inflação Internacional

Um choque inflacionário no resto do mundo provoca uma queda na demanda agregada doméstica. Todavia, essa inflação dos produtos internacionais também gera inflação nos produtos internos, pelo encarecimento geral dos insumos produtivos importados, gerando uma espécie de contágio nessa aceleração de preços. Como resposta, a autoridade monetária aumenta a taxa de juros nominal. Como o consumo diminui, as receitas advindas dos impostos caem e o governo tem menor espaço fiscal para gastar, diminuindo consequentemente seu consumo.

Há um arrefecimento generalizado no comércio internacional. As importações sofrem mais que as exportações, até porque a taxa de câmbio se aprecia, mas não a ponto de equilibrar a balança ao seu nível inicial de estado estacionário. Como esperado, a queda nas importações leva a uma queda no investimento.

Assim, um choque inflacionário internacional deprime a atividade econômica, o emprego, o investimento, as negociações com o setor externo e propaga um comportamento de aceleração dos preços a nível interno. Tais fatos são sentidos atualmente com a Pandemia da Covid-19 e da Guerra entre Rússia e Ucrânia, que aumentaram de maneira vertiginosa os preços dos produtos internacionais, provocando recessão de forma generalizada.

Figura 4 – Funções Impulso-Resposta de um choque na Inflação do Resto do Mundo



Fonte: Elaboração Própria.

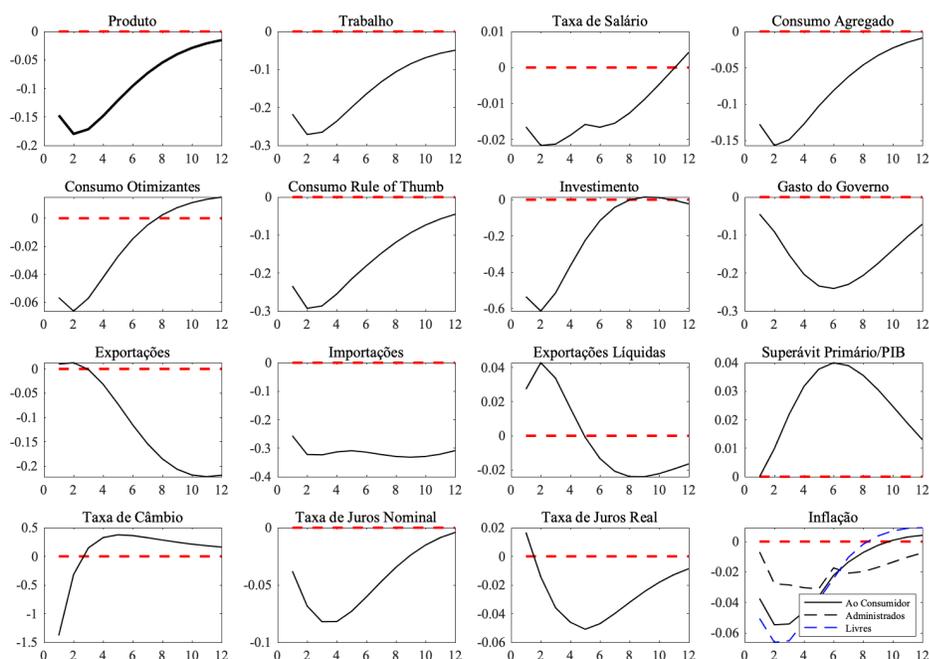
#### 1.4.4 Choque no Prêmio de Risco

Um choque positivo no prêmio de risco doméstico é, sem dúvidas, resultado de algum descontrole macroeconômico. Assim, como esperado isso ocasiona uma queda do produto e do emprego. Esse aumento no risco-país provoca a fuga de investimentos e de divisas com uma queda relevante da taxa de câmbio. A queda na taxa de câmbio pela fuga de capital não é o bastante para recuperar as importações. Assim, a balança comercial tende a ser inicialmente

superavitária.

Como resultado de uma menor demanda por emprego, o consumo agregado cai e como a pressão da demanda cessa, a inflação cai e a taxa de juros segue a tendência de queda. A queda da taxa de juros também é uma medida importante para a recuperação do investimento privado, nesse caso financiado pelo capital interno, e do produto que vai se recuperando ao longo do tempo até seu valor de estado estacionário.

Figura 5 – Funções Impulso-Resposta de um choque no Prêmio de Risco Doméstico



Fonte: Elaboração Própria.

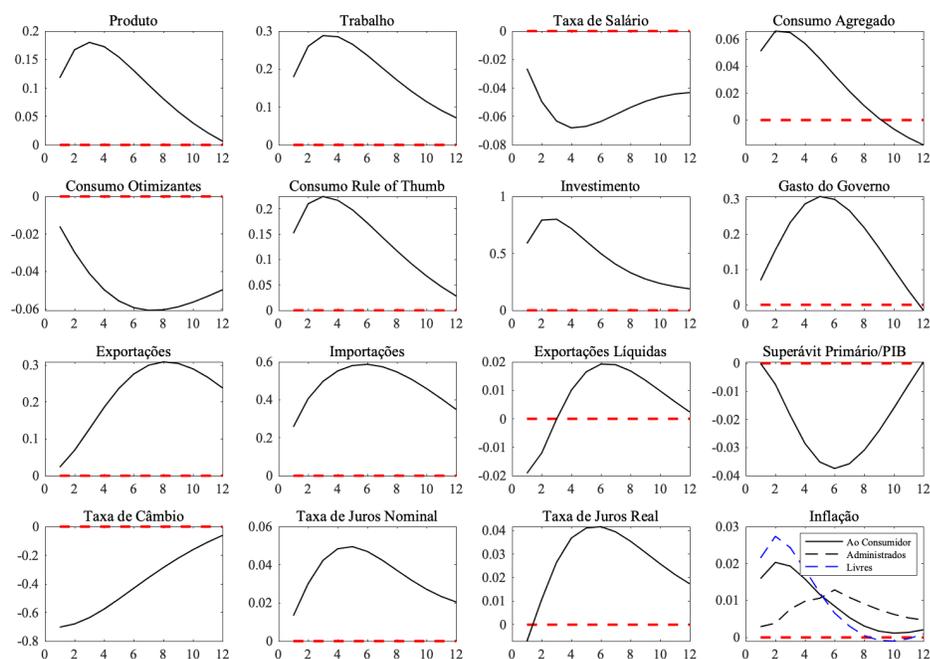
#### 1.4.5 Choque Tecnológico no Investimento

Um choque tecnológico positivo no investimento aumenta o produto, consumo, investimento e gastos do governo, isto é, todos os componentes da demanda agregada. Dado esse aumento, a demanda por trabalho e capital acabam também crescendo, pressionando os preços e gerando inflação. Como resposta, a taxa de juros nominal se eleva. Cabe notar, que o consumo das famílias otimizantes diminui, pois em sua restrição orçamentária há opção de alocar seus recursos em ativos de risco com uma remuneração maior da taxa de aluguel do capital, ocasionado pelo aumento da taxa de juros, há uma suavização do seu consumo ao longo do tempo.

Nesse contexto, as famílias alijadas do mercado de crédito se beneficiam de um cenário mais favorável no emprego e, conseqüentemente, o consumo dessas famílias cresce. A elevação do produto amplia a receita do governo e, conseqüentemente, seus gastos.

Com releção ao setor externo, há um crescimento das importações de maneira mais acentuada inicialmente, deixando a balança comercial deficitária. Todavia, as exportações acabam se recuperando via apreciação da taxa de câmbio até seu valor de estado estacionário, deixando a balança superavitária a partir do quarto trimestre.

Figura 6 – Funções Impulso-Resposta de um choque Tecnológico no Investimento



Fonte: Elaboração Própria.

## 1.5 Considerações Finais

Ao longo desse capítulo buscou-se replicar e estimar um modelo DSGE para a economia brasileira. Tomou-se como base teórica o SAMBA, a partir do trabalho de Castro *et al.* (2015). Como discutido ao longo do texto, foram inseridas particularidades da economia brasileira a fim de obter um ferramental metodológico capaz de descrever alguns importantes fatos estilizados.

Para isso, o modelo foi estimado via técnicas bayesianas e a análise de sua robustez foi feita via FIRs. Os resultados dos mais variados choques simulados mostram uma excelente

aderência do modelo a evidência empírica. Por exemplo, um choque de uma política monetária contracionista tem efeitos negativos na atividade econômica, apesar de ser efetiva para o controle da inflação. Tal situação é similar a que estamos vivenciando, já que o BCB vem em um ciclo de aperto monetário – a taxa de juros saiu de 2% no final de 2020 para quase 14% em meados de 2022 – com o objetivo claro de arrefecer o repique inflacionário, mesmo que isso represente um período recessivo mais longo.

Nos resultados obtidos dos demais choques simulados, todos estão em linha com a literatura. Assim, este modelo pode ser usado para avaliar diversos outros choques e cenários, como uma mudança na meta de inflação ou uma política de aumento ou diminuição de impostos. Portanto, o presente trabalho mostra relevância, em propiciar aos formuladores de políticas uma metodologia capaz de antecipar alguns resultados importantes, dada a diversidade de situações que pode impactar consideravelmente as variáveis macroeconômicas do Brasil.

Como sugestão de trabalhos futuros, esse modelo agregado poderia ser desagregado em regiões ou pequenas economias, para ser mensurado como alguns choques de política monetária ou fiscal, que são de natureza nacional, repercurtem sobre economias regionais, tendo como inspiração Rickman (2010), Tamegawa (2012) e Tamegawa (2013). Além dessa regionalização do SAMBA, seria bem-vinda no modelo agregado a ruptura da hipótese de impostos *lump sum*, aos moldes de Cavalcanti e Vereda (2015), visto que no Brasil há uma complexa realidade tributária e que, sem dúvidas, tem impacto relevante no arranjo macroeconômico nacional, principalmente na mensuração de impactos da política fiscal.

## 2 UMA NOVA METODOLOGIA DE MENSURAÇÃO DE IMPACTOS REGIONAIS DE POLÍTICAS MACROECONÔMICAS: O SAMBA+REG

### 2.1 Introdução

Há uma grande dificuldade dos gestores públicos, principalmente, os regionais, em compreender os mecanismos de transmissão e mensuração dos impactos de algumas políticas do Governo Central, como um aumento na taxa juros ou nos gastos do governo, no âmbito da economia local. Preenchendo essa lacuna na literatura nacional e internacional especializada no tema, esse trabalho busca operacionalizar um instrumento que possibilite aos *policymakers* estaduais antecipar alguns rebatimentos de políticas nacionais nas variáveis e ações locais.

O Brasil é um país de tamanho continental que apresenta uma considerável concentração de renda e produção entre as unidades federativas, tanto que uma grande parte dos estados contribuem apenas com uma pequena fração do PIB nacional. Em 2018, por exemplo, enquanto o estado de São Paulo foi responsável por 31,6% do PIB naquele ano, estados como Amapá, Acre e Roraima participavam com apenas 0,2% da produção nacional, de acordo com dados das Contas Regionais do IBGE. Dada essa heterogeneidade, não é difícil admitir que políticas do Governo Central atingem de forma diferente a economia dessas federações. Dessa forma, seria então conveniente que os *policymakers* tivessem a sua disposição uma ferramenta eficaz para avaliar suas políticas econômicas, sociais e governamentais vis a vis às ações do Governo Central.

Na década passada a academia percebeu essa necessidade e passou a desenvolver Modelos de Equilíbrio Geral Computáveis (CGE) com este intuito. Dado o aprimoramento técnico existente e a qualidade e disponibilidade de dados, o ferramental inicialmente proposto obviamente passou a ser embasado em modelos de Matrizes Insumo-Produto (MIP). Consequentemente, uma série de organismos com preocupações regionais desenvolveram MIPs e TRUs de cunho regional. Embora estes esforços de pesquisa tenham suas contribuições reconhecidas, tais estudos, além de não serem comparáveis entre si, não são necessariamente compatíveis com a abordagem do IBGE<sup>1</sup>, o que dificulta sua utilização para a adoção de políticas públicas e coloca em dúvida sua aderência aos dados oficiais.

Christ (1955), por exemplo, argumenta que: (i) as análises calcadas nas MIPs requerem a estabilidade dos coeficientes técnicos de produção ao longo do tempo, ou seja, excluem a possibilidade de qualquer avanço tecnológico; (ii) por serem estáticos, estes modelos não

<sup>1</sup> Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101604.pdf>.

percebem alterações nos preços relativos, o que limita a possibilidade de substituir insumos no processo de produção; (iii) também devido a estática, não há alternativas de os produtores explorarem suas curvas de possibilidades de produção; (iv) nestes modelos (estáticos) apenas os fluxos correntes de insumo e produto são importantes, ou seja, capacidade instalada e disponibilidade de capital são ignorados. Note-se, adicionalmente, que estes quatro pontos excluem qualquer tipo de comportamento ótimo por parte dos produtores, ou seja, a análise não adentra na hipótese de racionalidade dos agentes.

Além destas críticas teóricas, os resultados qualitativos e quantitativos das análises melhoram conforme se desagregam os setores, entretanto, a desagregação de setores requer maior controle e segmentação de dados, o que limita ainda mais a viabilidade financeira da análise. A demasiada agregação dos setores negligencia ainda questões importantes levantadas recentemente pela literatura que trata de *misallocation*, tais como as relacionadas a heterogeneidade das firmas nos quesitos produtividade e eficiência e as distribuições de produtividade das firmas dentro de um determinado setor.

Com o intuito de propiciar metodologicamente essa ferramenta, os Modelos Dinâmicos Estocásticos de Equilíbrio Geral (DSGE) ganham destaque. Este tipo de modelagem teve início com os trabalhos de Lucas Jr (1976), Kydland e Prescott (1982) e Long Jr e Plosser (1983), todos eles na área de ciclos de negócios. Essa modelagem teve seus alicerces fundados em cima de questões macroeconômicas e a flexibilidade em sua construção teórica permite explicar vários fatos estilizados da economia. Esta vertente de modelos busca explicar o comportamento dos agregados macroeconômicos usando teorias estritamente baseadas em fundamentos microeconômicos. Nestes modelos a economia é retratada como um sistema dinâmico estocástico de equilíbrio geral que reflete as decisões coletivas de indivíduos racionais tomadas com relação a um conjunto de variáveis que levam em consideração tanto o presente quanto o futuro. Estas decisões individuais são então coordenadas através de mercados de modo que findam na macroeconomia propriamente dita.

Nos modelos DSGE a economia é vista como estando em constante equilíbrio, no sentido de que, dada a informação disponível, as pessoas tomam decisões ótimas para elas e, portanto, não incorrem em erros sistemáticos, ou seja, os agentes agem racionalmente, sendo a ocorrência de erros atribuídas a *gaps* informacionais, tais como choques não antecipados na economia. Analisando a atratividade e conveniência dos diversos modelos de equilíbrio geral computável – dinâmicos e estáticos – para interpretação de fenômenos regionais, assim como

suas capacidades de lograr êxito em previsões e avaliações de políticas regionais, Rickman (2010) aconselha que haveria ganhos potencialmente promissores ao se estender a abordagem DSGE para essas questões, além das técnicas econométricas tradicionais de Vetores Autorregressivos (VAR) globais ou restritos.

Os modelos macroeconômicos costumam estudar o efeito de choques a partir de funções impulso-resposta (FIR). O aparato empírico aqui apresentado permite desagregar as variáveis relevantes do modelo macro, de modo a observar de que maneira os choques agregados se propagam dentro de uma região específica e no restante do Brasil (isso é conhecido na literatura como modelo específico para abordagem regional). Assim, o modelo final é capaz de dar suporte não só para simulação de efeitos de políticas econômicas do Governo Central sobre as economias regionais, mas também trará maiores e melhores condições na tomada de decisões, assim como terá uma ideia mais precisa dos impactos econômicos gerados de políticas macroeconômicas em nível local.

Dada a literatura existente, propõe-se nesse artigo um modelo dinâmico regional que trabalha em conjunto com um modelo DSGE para o Brasil. A proposta é explorar o Stochastic Analytical Model with Bayesian Approach (SAMBA) do Banco Central do Brasil (BCB) descrito em Castro *et al.* (2015), modelo já consagrado no meio acadêmico, como ponto de partida e complementando sua estrutura teórica com características regionais específicas. Com efeito, constrói-se um modelo agregado nacional que funciona em fina sintonia com o modelo regional, o qual foi nomeado de SAMBA+REG.

Os resultados gerados nos exercícios empíricos do SAMBA+REG mostram-se bastante realísticos e explicam adequadamente de que maneira os choques nacionais podem vir a ser repassados para economias regionais. Nessa versão, foram usados dados da economia cearense e foram realizadas duas simulações. A primeira a partir de um choque monetário – uma política monetária contracionista com aumento dos juros – e a segunda um choque fiscal – uma política fiscal expansionista com crescimento dos gastos do governo.

Além dessa introdução, na segunda seção é apresentada uma breve revisão de literatura sobre o tema. Na terceira seção é mostrada a estrutura regional e as equações de fechamento acopladas ao SAMBA. Na quarta parte são apresentados os valores estimados dos parâmetros do modelo e conduz-se os exercícios de simulação. Na última seção são feitas as considerações finais.

## 2.2 Revisão de Literatura

O uso dos modelos DSGE difundiu-se entre os bancos centrais de todo mundo, devido a sua flexibilidade para explicar fatos estilizados da macroeconomia e por prover intuições importantes, consequência da sua construção teórica rigorosa e fundamentação microeconômica. Essa abordagem já consolidada, como explica Smets e Wouters (2003), consegue aliar consistência teórica a uma capacidade preditiva tão satisfatória quanto a dos modelos tradicionais de séries temporais. Como alternativa de aplicação dos modelos DSGE, Rickman (2010) discute que essa abordagem poderia ser estendida para entender questões a nível regional.

Dada esta percepção sobre o tema, sucederam-se estudos com maior enfoque nas questões regionais, os quais foram variantes de modelos DSGE para pequenas economias abertas. Christiano *et al.* (2011), por exemplo, construíram um modelo DSGE para uma pequena economia aberta que incorpora desemprego e restrições financeiras com o propósito de analisar a economia da Suécia. Adolfson *et al.* (2008) e Marcellino e Rychalovska (2014) fizeram o mesmo para a Zona do EURO. Cakici (2011) examinou os efeitos da integração financeira sobre os ciclos de negócios numa pequena economia aberta e constatou que um maior grau de integração amplifica os efeitos de choques na política monetária. Por sua vez, De Paoli (2009) investigou a política monetária ótima em uma economia pequena e aberta revelando que a regra de política monetária ótima pode diferir de acordo com a elasticidade de substituição entre produtos nacionais e estrangeiros.

Em uma abordagem mais moderna, Kleinman *et al.* (2021) desenvolvem um modelo dinâmico de equilíbrio geral espacial. Este modelo observa a trajetória de transição da distribuição espacial da atividade econômica para a economia americana em resposta a choques. Com dados de 1965 a 2015 são encontradas evidências de uma convergência lenta para o estado estacionário, com os estados dos EUA mais próximos do estado estacionário no final do período amostral do que no início. Ainda, os autores encontram uma heterogeneidade substancial nos efeitos dos choques locais, que dependem da dinâmica do capital e do trabalho, além da incidência espacial e setorial desses choques.

Pedemonte e Herreño (2022) por meio de uma modelagem Novo Keynesiana com agentes heterogêneos e autoridade monetária única para as duas regiões, os autores avaliam os efeitos distributivos da política monetária. A diferença entre as regiões é caracterizada pela maior presença ou não de consumidores que não podem suavizar seu consumo ao longo do tempo, isto é, esses consumidores gastam todos os seus recursos disponíveis em cada período. Os resultados

apontam respostas heterogêneas entre regiões dos EUA, com maior reação no emprego e nos preços em cidades mais pobres, dado um choque de política monetária. Todavia, esse fato não é corroborado quando os autores caracterizam a heterogeneidade entre regiões por inclinações diferentes da curva de Phillips.

Com um enfoque regional mais específico foram desenvolvidos estudos para o Japão. Tamegawa (2012), por exemplo, apresenta um modelo DSGE para  $N$  regiões e simula os efeitos da política fiscal sobre a economia com duas regiões pequenas que interagem através do comércio. Um empecilho é que o modelo não admite um agente coordenando a política monetária. Posteriormente, Tamegawa (2013) constrói um modelo DSGE a partir de pequenas regiões japonesas com baixa participação na economia nacional. O modelo busca avaliar os efeitos de políticas governamentais nas economias regionais com base em diversos choques subnacionais. Os resultados revelam que expansões fiscais regionais são maiores que as observadas em modelos DSGE de âmbito nacional, particularmente em razão do aumento da produção regional não aumentar as taxas de juros, possibilitando um efeito *crowding-in* de investimento.

Okano *et al.* (2015), desenvolveram um modelo DSGE para examinar a região japonesa de Kansai com o intuito de descobrir as causas de sua estagnação econômica de longo prazo. Este modelo incorpora política monetária e fiscal, e abarca governos local e central. Entretanto, as regiões foram modeladas como se fossem economias fechadas, o que não é muito realístico, pois torna a interdependência entre regiões inadmissível.

Em relação aos trabalhos de Tamegawa (2012), Tamegawa (2013) e Okano *et al.* (2015) o arcabouço teórico proposto se diferencia nos seguintes aspectos: em contraste com o modelo de Tamegawa (2012), o modelo proposto incorpora um agente coordenando a política monetária. Esse detalhe é importante pois, a política monetária tende a gerar rebatimentos no consumo, nos investimentos, na estrutura produtiva e nas finanças subnacionais. Diferentemente de Okano *et al.* (2015) e de Tamegawa (2012), os quais modelam as economias regionais como fechadas, o modelo proposto trata a economia regional como uma pequena economia aberta, ou seja, ela transaciona tanto com o restante do Brasil quanto com o exterior, mas ela é incapaz de fixar preços com base em poder de mercado. Note-se que a hipótese da economia fechada limita bastante a análise, visto que, nesse escopo, apenas a atuação local teria efeitos sobre a dinâmica da economia. Por fim, Tamegawa (2013) desconsidera a existência de famílias ricardianas e não-ricardianas, o que impossibilita inferir sobre os impactos de políticas fiscais ou monetárias em famílias restritas aos mercados financeiro e de crédito. Como uma parte considerável da

população brasileira possui restrições de crédito ou não tem poupança disponível, e sendo essa parcela muito maior em Estados como o Ceará, não considerar essa hipótese torna o modelo bastante distante da realidade.

Uma aplicação de um modelo local, Paiva *et al.* (2018) construíram um modelo CGE para análises de políticas e avaliação de impactos multissetoriais na economia cearense, o modelo MARES/CE. Foram realizados exercícios de simulação de políticas visando ilustrar a funcionalidade e o potencial analítico do modelo, sendo comprovado um bom ajuste do modelo à teoria econômica. Dentre os diferenciais para este trabalho, destacam-se: a abordagem é estática, aqui propõe-se a perspectiva dinâmica; as famílias são representativas, no modelo proposto as famílias são heterogêneas; e não há interferência da política monetária na análise, elemento que se considera como um canal relevante para quantificar e identificar impactos regionais das políticas nacionais.<sup>2</sup>

### 2.3 O SAMBA+REG

A ideia básica do SAMBA+REG é prover um instrumento para mensurar os rebatimentos, em âmbito regional, de diversos choques gerados pelo exterior ou pelo Governo Central. Com essa premissa, primeiramente é necessário um modelo macroeconômico robusto da economia agregada. Para tanto, optou-se pelo SAMBA, e é conveniente explicitar as razões dessa escolha: primeiro, o SAMBA tem em sua estrutura diversos tipos de rigidez que fazem com que ele se insira naturalmente em modelos agregados para análises de flutuações de curto prazo. A escolha de trabalhar com um modelo de curto prazo não é *ad hoc*, pois uma análise de médio/longo prazos pode fazer com que se perca o *timing* de diversos rebatimentos mais imediatos. Além disso, o SAMBA já incorpora em sua estrutura diversos tipos de choques passíveis de análise, o que se torna uma vantagem em termos de simulação e compreensão dos mecanismos de transmissão desses choques. Todo o embasamento do SAMBA está descrito em pormenores em Castro *et al.* (2015).

#### 2.3.1 A Estrutura Teórica do SAMBA+REG

Como já explicitado, o SAMBA+REG “regionaliza” o SAMBA. Ainda, trabalhar com economias regionais num contexto de equilíbrio geral não é tarefa fácil. Rigorosamente,

<sup>2</sup> Disponível em: [http://www2.ipece.ce.gov.br/encontro/2018/artigos\\_aprovados/Um%20Modelo%20de%20Equilíbrio%20Geral%20para%20o%20Cear%C3%A1%20-%20Model%20MARES\\_CE.pdf](http://www2.ipece.ce.gov.br/encontro/2018/artigos_aprovados/Um%20Modelo%20de%20Equilíbrio%20Geral%20para%20o%20Cear%C3%A1%20-%20Model%20MARES_CE.pdf).

é preciso caracterizar de que maneira os fluxos de insumos, produtos e de receitas e despesas fiscais se dão. Por exemplo, é oportuno modelar de que maneira a economia regional absorve produtos importados do resto do mundo e do resto do Brasil, assim como ela exporta bens e serviços para o Brasil e para o resto do mundo. Também é conveniente observar quais as receitas fiscais com produtos obtidos de outros estados, assim como a receita fiscal proporcionada por produtos locais. As transferências do Governo Central também precisam ser segmentadas em transferências para a região em análise e para o resto do Brasil, e assim por diante. Ademais, a questão regional deve ser explorada levando-se em conta a possibilidade de substituição entre insumos no processo produtivo regional. Há questões relevantes como migração de mão de obra e transferência de capital. Políticas do Governo Central podem alterar drasticamente o preço dos insumos entre as regiões e é preciso saber ao certo de que forma essas alterações gerarão reflexos sobre a composição agregada do capital usado na economia. Por exemplo, é possível que determinadas políticas provoquem migração de capital humano, recomposição de capital advinda de outras regiões, aumento de migração, desemprego etc.

A proposta do SAMBA+REG é que algumas rigorosidades teóricas sejam propositalmente relaxadas pois, por ser o SAMBA um modelo de equilíbrio geral de curto prazo, é de se esperar que diversas hipóteses de equilíbrio simplificadoras aqui empregadas se sustentem em curtos horizontes de tempo. A seguir, descrevem-se as hipóteses que embasam o modelo e busca-se reforçar o porquê da utilização delas.

**PIB Regional:** O PIB do Brasil  $Y_t$  é a soma do PIB de uma determinada região  $Y_{RR}$  e do PIB do resto do Brasil,  $Y_{RB}$  :

$$Y_t = Y_{RR,t} + Y_{RB,t}. \quad (2.1)$$

Para se acoplar essa identidade ao SAMBA é preciso se trabalhar com uma equação loglinearizadas em torno do estado estacionário, pois, por construção, o SAMBA carrega consigo essa estrutura.<sup>3</sup> Seja  $y_{RR,t} = \ln(Y_{RR,t}) - \ln(Y_{RR}^*)$ , onde,  $Y_{RR}^*$  é a posição de estado estacionário de  $Y_{RR,t}$ . Assim, todas as variáveis do modelo são desvios percentuais do estado estacionário. Nesse caso, em uma modelagem loglinearizada, o estado estacionário é zero para todas as variáveis. Da transformação têm-se:

$$y_t = \left( \frac{Y_{RR}^*}{Y^*} \right) y_{RR,t} + \left( 1 - \frac{Y_{RR}^*}{Y^*} \right) y_{RB,t} \quad (2.2)$$

<sup>3</sup> O estado estacionário do modelo proposto é definido na medida em que existe um valor independente do tempo para as variáveis consideradas. Desta forma, uma variável endógena  $x_t$  está em seu estado estacionário, para todo  $t$ , se  $E_t x_{t+1} = x_t = x_{t-1} = x_{ss}$ .

A expressão em (2.2) sugere que o logaritmo do desvio (com relação ao *steady state*) do PIB do Brasil é igual às participações relativas de longo prazo da região e do restante do Brasil vezes os seus respectivos log-desvios com relação às suas posições de estado estacionário. Essa expressão parte do pressuposto que a participação relativa do PIB da região no PIB do Brasil é constante no curto prazo, e isso de fato é verdade para uma série de Estados. O Ceará, por exemplo, vem mantendo sua participação no PIB em torno de 2% há décadas. Então, na ausência de choques, por serem calcados em parâmetros estruturais, é de se esperar que essa participação relativa também se mantenha constante no curto prazo.

Uma interpretação econômica importante da equação do produto local acima é a de que dependendo do choque na economia nacional o rebatimento nas variáveis regionais será diferente, haja vista que a inclinação da Curva de Phillips regional não é igual a nacional. Assim, pela modelagem, espera-se que uma recessão econômica a nível agregado pode ser amplificada a nível local ou uma expansão potencializada.

**Preços:** A partir do deflator do PIB nacional loglinearizada,  $q_t^Y$ , pode-se supor que o mesmo é dado pelas participações relativas de outros dois log-desvios de preços, o regional e o do restante do Brasil, ou seja:

$$q_t^Y + y_t = \left( \frac{P_{RR,t}^* Y_{RR,t}^*}{P^* Y^*} \right) (p_{RR} + y_{RR}) \left( 1 - \frac{P_{RR}^* Y_{RR}^*}{P^* Y^*} \right) (p_{RB,t} + y_{RB,t}) \quad (2.3)$$

Aqui assume-se que, com base nesses preços, pode-se chegar a uma aproximação da inflação regional dada por  $\pi_{RR,t} = p_{RR,t} - p_{RR,t-1}$ . Também admite-se que o nível de preços do resto do Brasil segue um processo autorregressivo de primeira ordem:

$$p_{RB,t} = \rho_{p_{RB}} p_{RB,t-1} + \varepsilon_t^P \quad (2.4)$$

onde o termo  $\varepsilon_t^P$  é um ruído branco.

**Número de Pessoas Empregadas:** Com relação ao mercado de trabalho, o número de pessoas empregadas no Brasil pode ser descrito por:

$$N_t = N_{RR,t} + N_{RB,t} \quad (2.5)$$

Assim como para o PIB, a loglinearização em torno do estado estacionário também gera:

$$n_t = \left( \frac{N_{RR}^*}{N^*} \right) n_{RR,t} + \left( 1 - \frac{N_{RR}^*}{N^*} \right) n_{RB,t} \quad (2.6)$$

**Tecnologia, Capital e Investimento:** A Lei de Okun sugere uma relação negativa entre desemprego e produto. Note-se que essa relação teórica pode ser facilmente pré-estabelecida

regionalmente ao se idealizar uma função de produção neoclássica simples com retornos constantes de escala, do tipo:

$$Y_{RR,t} = A_{RR,t} K_{RR,t}^{\alpha} N_{RR,t}^{1-\alpha} \quad (2.7)$$

onde  $A_{RR}$  é a TFP regional,  $K_{RR}$  é o estoque de capital físico regional,  $N_{RR}$  é o número de pessoas ocupadas na região e  $\alpha$  é um parâmetro regional específico que estabelece a participação do capital no produto.

A loglinearização de (2.7) em torno do *steady state* gera:

$$y_{RR,t} = a_{RR,t} + \alpha k_{RR,t} + (1 - \alpha)n_{RR,t} \quad (2.8)$$

Note-se que (2.8) assegura o comportamento contracíclico preconizado pela Lei de Okun. Como  $y_{RR,t}$  foi definida em (2.2) e  $n_{RR,t}$  foi definida em (2.6), a equação (2.8) requer que sejam modeladas duas novas variáveis endógenas do modelo regional: capital e tecnologia. Ambas variáveis podem ser construídas de modo padrão. Aqui, assume-se que a tecnologia regional é regida por um processo AR(1) com:

$$A_{RR,t} = (1 - \rho_A) A_{RR}^* + \rho_A (A_{RR,t-1}) + \varepsilon_t^A \quad ; \quad \varepsilon_t^A \sim N(0, \sigma_A^2) \quad (2.9)$$

Como de praxe, supondo  $A_{RR}^* = 1$ , a loglinearização em torno do *steady-state* gera:

$$a_{RR,t} = \rho_A a_{RR,t-1} + \varepsilon_t^A \quad ; \quad \varepsilon_t^A \sim \text{LogN}(0, \sigma_A^2) \quad (2.10)$$

O capital também pode ser modelado da forma convencional, isto é, através de uma função investimento:

$$K_{RR,t+1} = (1 - \delta) K_{RR,t} + I_{RR,t} \quad (2.11)$$

onde  $\delta$  é a taxa de depreciação do capital físico específica da região (notando-se que não há por que esperar que essa taxa seja diferente da taxa nacional). Usando o fato de que  $I^*/K^* = \delta$ , a loglinearização de (2.11) gera:

$$k_{RR,t+1} = (1 - \delta) k_{RR,t} + \delta i_{RR,t} \quad (2.12)$$

A expressão acima introduz uma nova variável endógena ao modelo regional,  $i_{RR}$ , que requer modelagem específica. O investimento é uma variável chave quando se trata de economia regional, pois as decisões de investimento na região devem ser calcadas com base na taxa de retorno do capital investido na região. Essas taxas de retorno do capital podem ser

específicas para cada região e a diferenciação delas com base em teorias regionais costuma agregar bastante complexidade aos modelos, entregando um conjunto de equações de difícil solução.

Buscando-se contornar essa limitação, a proposta é a de que se modele o investimento simplesmente com base na taxa real (*ex-ante*) de juros agregada,  $\hat{R}_t$ , e em um prêmio de risco que é função da expectativa de ganhos de produtividade regional,  $A_{RR}$ , ou seja,

$$I_{RR,t} = \phi_{ia} [\hat{R}_t + E_t(Z_{D,t+1}) - E_t(A_{RR,t+1})] \quad (2.13)$$

onde  $\phi_{ia} < 0$  representa um parâmetro regional específico que descreve de que modo o investimento regional responde à taxa de juros nominal, à expectativa de inflação doméstica, e aos ganhos de produtividade esperados. Note-se que, se  $\phi_{ia}$  for negativo, o investimento responde negativamente à taxa real de juros, mas positivamente à expectativa de ganhos de produtividade regionais.

Adicionalmente, aqui se introduz uma discussão sobre um possível efeito dos gastos do Governo Federal sobre os investimentos locais. Conforme pontua Junior *et al.* (2006), os gastos públicos podem ser considerados produtivos ou improdutos. São improdutos a partir do momento em que o setor público aplica recursos em áreas que competem com o setor privado e não são gerados benefícios adicionais para a sociedade. Já o gasto público passa a ser produtivo quando passa a ter um efeito relevante na função de produção local, ou gerando benefícios e utilidade aos habitantes da região.

Não se sabe ao certo de que modo o investimento local responde ao gasto público federal. É de se esperar que um aumento das transferências federais para a região tenha efeito positivo sobre o nível de investimentos, pois as transferências dão uma folga para a restrição orçamentária, o que permite ampliação de consumo, o que, por sua vez, demandaria mais investimentos. Também há a possibilidade de que o aumento dos gastos do governo amplie, mesmo que momentaneamente, a renda do restante do Brasil. Se parte dessa ampliação for canalizada para a região, através do setor de turismo, por exemplo, também é de se esperar que isso promova um aumento dos investimentos locais. Se os gastos federais forem diretamente canalizados para infraestrutura regional como, por exemplo, através da construção de ferrovias (Transnordestina) ou obras estruturantes (Transposição do São Francisco), obviamente o efeito da ampliação dos gastos será positivo sobre os investimentos.

De maneira contrária, pode-se argumentar que qualquer tentativa de se investigar os efeitos dos gastos do governo sobre o investimento local pode ser subjetiva e dependente

da composição e qualidade dos gastos na região. Ademais, havendo o conhecido efeito de *crowding-out* dos gastos sobre os investimentos a nível nacional, se esse efeito for repassado para a região, é bem provável que os efeitos sobre os investimentos locais sejam negativos.

Apesar de se poder argumentar contra e a favor de toda a discussão e racionalidade econômica, e dada a ausência de estudos em âmbito regional que explorem a referida conexão, aqui se sugere que a função de investimento local descrita em (2.13), seja também explicada por um componente associado aos gastos do Governo Federal, ou seja, aqui propõe-se que (2.13) dê lugar a:

$$I_{RR,t} = \phi_{ia} [\hat{R}_t - E_t(A_{RR,t+1})] + \chi(G_t) \quad (2.14)$$

A loglinearização de (2.14) gera:

$$i_{RR,t} = \phi_{ia} E_t(a_{RR,t+1} - z_{D,t+1}) - \phi_{ir} \hat{r}_t + \phi_{ig} g_t \quad (2.15)$$

Por hipótese,  $z_D$  que é a TFP agregada, é correlacionada com  $a_{RR}$ , dado que se houver um aumento da TFP nacional, isso transbordará para a produtividade regional.

É interessante observar (2.15) com um pouco mais de atenção.  $\phi_{ir}$ ,  $\phi_{ia}$  e  $\phi_{ig}$  são parâmetros que dependem das relações de estado estacionário do investimento em conjunto com a taxa de juros real, TFP e os gastos do Governo Federal. Note-se que, se não se espera ganhos de produtividade, então o investimento responde negativamente a taxa real de juros da economia, mas essa resposta não é necessariamente a mesma que a resposta agregada, pois  $\phi_r$  é um parâmetro regional específico.

**Demanda Agregada Regional:** Em um contexto regional, o produto da região pode ser canalizado para consumo, investimento, gastos do governo e negociação com os demais estados e exterior. Assim, temos a seguinte função de demanda agregada regional:

$$Y_{RR} = C_{RR} + I_{RR} + G_{RR} + NX_{RB} + NX_{RW} \quad (2.16)$$

Aqui,  $NX_{RB}$  e  $NX_{RW}$  são as exportações líquidas para o resto do Brasil e para o resto do mundo, respectivamente. A loglinearização em torno do *steady state* da identidade acima retorna:

$$y_{RR,t} = \left( \frac{C_{RR}^*}{Y_{RR}^*} \right) c_{RR,t} + \left( \frac{I_{RR}^*}{Y_{RR}^*} \right) i_{RR,t} + \left( \frac{G_{RR}^*}{Y_{RR}^*} \right) g_{RR,t} + \left( \frac{NX_{RB}^*}{Y_{RR}^*} \right) nx_{RB,t} + \left( \frac{NX_{RW}^*}{Y_{RR}^*} \right) nx_{RW,t} \quad (2.17)$$

**Comércio Interregional e Internacional:** Consumo e gastos do governo serão modelados mais adiante. Aqui segue-se Junior (2013) e supõe-se que as exportações líquidas para o restante do

Brasil dependem da renda regional e da renda do resto do Brasil, ou seja:

$$NX_{RB} = \varphi_{RB}Y_{RB} - \varphi_{RR}Y_{RR} \quad (2.18)$$

onde  $\varphi_{RB}$  e  $\varphi_{RR}$  são parâmetros positivos que representam respectivamente as sensibilidades das exportações líquidas para o resto do Brasil com relação às rendas do resto do Brasil e regional, respectivamente.

Loglinearizando (2.18), temos:

$$nx_{RB,t} = \varphi_{RB} \left( \frac{Y_{RB}^*}{NX_{RB}^*} \right) y_{RB,t} - \varphi_{RR} \left( \frac{Y_{RR}^*}{NX_{RB}^*} \right) y_{RR,t} \quad (2.19)$$

Analogamente, supondo:

$$NX_{RW} = \lambda_{RW}Y_{RW} - \lambda_{RR}Y_{RR} \quad (2.20)$$

onde  $\lambda_{RW}$  e  $\lambda_{RR}$  são parâmetros positivos que concebem as sensibilidades das exportações líquidas para o resto do mundo com relação às rendas do resto do mundo e regional, respectivamente, a loglinearização de (2.20) gera:

$$nx_{RW,t} = \lambda_{RW} \left( \frac{Y_{RW}^*}{NX_{RW}^*} \right) y_{RW,t} - \lambda_{RR} \left( \frac{Y_{RR}^*}{NX_{RW}^*} \right) y_{RR,t} \quad (2.21)$$

**Consumo Regional:** Veja que da equação de demanda agregada em (2.17) há a necessidade de se modelar o consumo regional, o qual pode ser extremamente importante e diferente do agregado, dependendo da região em análise.

No arcabouço do SAMBA, o conjunto de equações que define o comportamento do consumo é dado por três equações. Essas três equações são equações estruturais, e reforça-se que elas são descritas em termos de log-desvios com relação ao *steady state*. A primeira delas define os log-desvios com relação ao estado estacionário das famílias otimizantes (O), ou seja, das famílias ricardianas, ou ainda, das famílias que detém acesso aos mercados financeiros e de crédito. Essa equação é dada por:

$$c_t^O = \frac{\tilde{\kappa}}{1 + \tilde{\kappa}} c_{t-1}^O + \frac{1}{1 + \tilde{\kappa}} E_t c_{t+1}^O - \frac{1 - \tilde{\kappa}}{\sigma(1 + \tilde{\kappa})} (r_t + s_t^B - E_t \pi_{t+1}^C) + \frac{\rho_Z - \tilde{\kappa}}{1 + \tilde{\kappa}} z_t^Z - \frac{(1 - \rho_C)(1 - \tilde{\kappa})}{\sigma(1 + \tilde{\kappa})} z_t^C$$

Em termos de log-desvios das variáveis, a expressão acima sugere que o consumo presente,  $c_t^O$ , depende positivamente do consumo passado,  $c_{t-1}^O$ , da expectativa de consumo no próximo período,  $E_t c_{t+1}^O$ , da expectativa de inflação no próximo período,  $E_t \pi_{t+1}^C$ , e do choque tecnológico permanente (ou tendência da taxa de crescimento da economia),  $z_t^Z$ ; o consumo

presente também depende negativamente da taxa nominal de juros,  $r_t$ , do prêmio de risco doméstico,  $s_t^B$ , e de um choque na preferência das famílias,  $z_t^C$ . Os parâmetros que ponderam tais variáveis são:  $\tilde{\kappa} \equiv \kappa (Z^Z)^{-1}$ , onde  $\kappa$  é um parâmetro que governa a persistência do hábito de consumo, impondo certa inércia à dinâmica do consumo agregado. O termo  $Z^Z$  é a taxa de crescimento de *steady state* do progresso tecnológico,  $\sigma$  é a inversa da elasticidade intertemporal de substituição<sup>4</sup> e  $\rho_Z$  é um parâmetro autorregressivo que ajusta a taxa de crescimento do progresso tecnológico para o *steady state*.

Já o log-desvio do consumo em relação ao estado estacionário das famílias não-ricardianas ou *rule-of-thumb* (RT) é dado por:

$$c_t^{RT} = w_t + n_t - \frac{T}{1-T} \tau_t$$

Ou seja, o consumo das famílias não-ricardianas depende positivamente da taxa de salário real e do número de pessoas empregadas na economia, e negativamente da carga tributária,  $\tau_t$ . O parâmetro relevante nessa expressão é a alíquota média de imposto,  $T$ . Por fim, o consumo agregado é dado por:

$$c_t = \widetilde{\omega}_C c_t^{RT} + (1 - \widetilde{\omega}_C) c_t^O$$

onde,  $\widetilde{\omega}_C \equiv \widetilde{\omega}_{RT} \left( \frac{C^{RT}}{c} \right)$ ; por sua vez,  $\widetilde{\omega}_{RT}$  descreve o peso do consumo das famílias não ricardianas no consumo total e  $\frac{C^{RT}}{c}$  é o consumo relativo de estado estacionário das famílias não ricardianas no consumo total. Assim, o consumo agregado é dado basicamente pela média ponderada de estado estacionário do consumo de cada grupo de famílias.

Na modelagem do consumo regional das famílias não-ricardianas, pode-se assumir que o salário real e a carga tributária são iguais entre as regiões, mas que o número de pessoas engajadas na produção é específica da região. Assim como foi feito com o investimento, pode-se acrescentar um prêmio salarial advindo da expectativa de ganhos de produtividade. Mais especificamente, pode-se definir que  $w_{RR,t} = w_t + \phi_{wa} E_t(a_{RR,t+1})$ . Assim sendo, a equação de consumo das famílias não-ricardianas fica:

$$c_{RR,t}^{RT} = w_t + \phi_{wa} E_t(a_{RR,t+1}) + n_{RR,t} - \frac{T}{1-T} \tau_t \quad (2.22)$$

Essa expressão sugere que o descolamento do *steady state* do consumo das famílias não ricardianas depende do descolamento da população da região engajada na produção, do

<sup>4</sup> Veja que o fator de desconto intertemporal  $\tilde{\beta} \equiv \beta (Z^Z)^{1-\sigma}$  e que este permanece o mesmo para a região.

descolamento da taxa de salário e da expectativa de ganhos de produtividade e do descolamento da carga tributária. Com relação às famílias ricardianas instaladas na região, acredita-se que a persistência do hábito de consumo e a taxa de crescimento de *steady state* do progresso tecnológico não difere do restante do Brasil, ou seja,  $\tilde{\kappa}$  agregado permanece o mesmo para a região.

Também admite-se que a elasticidade intertemporal de substituição e alterações nas preferências são semelhantes entre regiões e, além disso, a taxa nominal de juros, a expectativa de inflação e o prêmio de risco doméstico continuam influenciando as decisões de consumo das famílias otimizantes na região de maneira análoga ao agregado. Em suma, não é de se esperar que as tomadas de decisões dos agentes ricardianos difiram entre regiões. Isso equivale a dizer, que as tomadas de decisões das famílias ricardianas na região são estritamente iguais às das famílias ricardianas do SAMBA, ou seja:

$$c_{RR,t}^O = c_t^O \quad (2.23)$$

Por fim, assim como o consumo agregado, o consumo agregado regional seria dado pela média ponderada:

$$c_{RR,t} = \bar{\omega}_{RR} c_{RR,t}^{RT} + (1 - \bar{\omega}_{RR}) c_{RR,t}^O \quad (2.24)$$

onde  $\bar{\omega}_{RR} = \omega_{RR}^{RT} \left( \frac{C_{RR}^{RT*}}{C_{RR}^*} \right)$  e  $\omega_{RR}^{RT}$  é o peso do consumo das famílias não-ricardianas da região no consumo total da região. É importante ressaltar, que a estrutura social de um estado/região pode diferir bastante do restante do Brasil, e que pode haver diferenças significativas entre estes parâmetros quando se observa os mesmos em termos agregados e regionais. No caso do Brasil, estados mais pobres, por exemplo, tendem a ter um  $\bar{\omega}_{RR}$  bem mais elevado do que o  $\bar{\omega}_C$  nacional, o que pode gerar alterações expressivas nos padrões de consumo estadual e nacional.

**Governo Regional:** Falta determinar o comportamento para os gastos do governo subnacional. Primeiramente, note que os gastos do governo são constituídos, basicamente, pela arrecadação,  $T_{RR}$ , e pelas transferências diretas do Governo Central para o estado,  $F_{RR}$ , ou seja:

$$G_{RR,t} = T_{RR,t} + F_{RR,t} \quad (2.25)$$

Aqui, supõe-se que o governo regional arrecada uma fração da renda da região, assim como arrecada em cima de produtos vendidos para fora do estado e trazidos para a região. Tal simplificação é próxima do que acontece com o Imposto de Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), que é responsável pela maior participação na arrecadação dos estados, e do

seu recolhimento por diferencial de alíquotas, quando um produto é comprado em um estado diferente de onde é consumido. Além disso, é considerado o valor arrecadado dos bens que são importados do resto do mundo e consumidos na região. Tomando as definições das equações (2.19) e (2.21), a arrecadação estadual pode ser melhor delineada da seguinte maneira:

$$T_{RR,t} = \tau_{RR}Y_{RR,t} + \tau_{RB}Y_{RB,t} + (1 - \tau_{RR} - \tau_{RB})\lambda_{RR}Y_{RR,t} \quad (2.26)$$

cuja log-linearização retorna:

$$t_{RR,t} = \tau_{RR} \left( \frac{Y_{RR}^*}{T_{RR}^*} \right) y_{RR,t} + \tau_{RB} \left( \frac{Y_{RB}^*}{T_{RR}^*} \right) y_{RB,t} + (1 - \tau_{RR} - \tau_{RB})\lambda_{RR} \left( \frac{Y_{RR}^*}{NX_{RW}^*} \right) y_{RR,t} + \psi_{RR,t}$$

Rearranjando a expressão acima e reunindo parâmetros, tem-se:

$$t_{RR,t} = \Gamma_{RR}y_{RR,t} + \Gamma_{RB}y_{RB,t} + \Gamma_{RW}y_{RR,t} \quad (2.27)$$

Também se considera que a arrecadação  $\psi_{RR}$  segue um processo AR(1), ou seja:

$$\psi_{RR,t} = \rho_{\psi_{RR}} \psi_{RR,t-1} + \varepsilon_t^{\psi_{RR}} \quad ; \varepsilon_t^{\psi_{RR}} \sim \text{LogN} \left( 0, \sigma_{\psi_{RR,t}}^2 \right) \quad (2.28)$$

Da loglinearização de (2.25), tem-se que:

$$g_{RR,t} = \left( \frac{T_{RR}^*}{G_{RR}^*} \right) t_{RR,t} + \left( \frac{F_{RR}^*}{G_{RR}^*} \right) f_{RR,t} \quad (2.29)$$

Na equação acima, supõe-se que no estado estacionário a tributação é igual ao gasto, isto é, o governo regional possui um orçamento balanceado e, por simplificação, não emite dívida.

Por fim, definem-se as transferências do Governo Central que, por hipótese, são exógenas e evoluem de acordo com um processo AR(1):

$$f_{RR,t} = \rho_{f_{RR}} f_{RR,t-1} + \varepsilon_t^{f_{RR}} \quad ; \varepsilon_t^{f_{RR}} \sim \text{LogN} \left( 0, \sigma_{f_{RR}}^2 \right) \quad (2.30)$$

## 2.4 Metodologia

### 2.4.1 Base de dados

A base de dados para a estimação do SAMBA+REG usa o mesmo conjunto de dados do SAMBA mais algumas variáveis regionais para o Estado do Ceará. As séries foram extraídas de bancos de dados oficiais, no qual o tratamento estatístico foi similar ao usado anteriormente (descrito em detalhes na seção de Metodologia do Capítulo 1). Os dados possuem frequência trimestral e compreendem o período do primeiro trimestre de 2003 ao primeiro trimestre de 2020, totalizando um banco de dados com 24 séries observáveis e 69 pontos no tempo. O detalhamento das séries e do tratamento realizado são resumidos na Tabela 3.

Tabela 3 – Detalhamento das séries de dados utilizadas na estimação do modelo regional

Descrição	Fonte	Tratamento
<b>Variáveis Domésticas</b>		
Produto Interno (s.a.)	IBGE	<b>a</b>
Consumo das Famílias (s.a.)	IBGE	<b>a</b>
Formação Bruta de Capital Fixo (s.a.)	IBGE	<b>a</b>
Consumo do Governo (s.a.)	IBGE	<b>a</b>
Importações de Bens e Serviços (s.a.)	IBGE	<b>a</b>
Preços Relativos de Importação	Funcex	<b>a</b>
Preços Relativos de Exportação	Funcex	<b>a</b>
Inflação IPCA (%)	IBGE	<b>c</b>
Meta de Inflação (%)	IBGE	<b>a</b>
Inflação Preços Administrados (%)	IBGE	<b>a</b>
Taxa de Juros Nominal – Selic (%)	BCB	<b>a</b>
Salário Real*	IBGE	<b>a</b>
Número de pessoas empregadas (s.a.)	IBGE	<b>a</b>
Superávit Primário/PIB – Setor Público 12 meses	BCB	<b>b</b>
Taxa de Câmbio Efetiva Real (%)	BCB	<b>a</b>
Prêmio de Risco País – EMBI	JP Morgan	<b>c</b>
<b>Variáveis Estrangeiras</b>		
Produto Mundial (s.a.)	FMI	<b>a</b>
Taxa de Juros dos EUA	Fed St. Louis	<b>a</b>
Inflação Mundial	OECD	<b>c</b>
Índice de Aversão ao Risco do Investidor -VIX	CBOE	<b>c</b>
<b>Variáveis Regionais – Estado do Ceará (CE)</b>		
Índice de Volume de Vendas no Varejo - Total - Ceará - (s.a.)	BCB	<b>a</b>
Índice de Atividade Econômica Regional - Ceará - (s.a.)	BCB	<b>a</b>
Pessoal Ocupado Assalariado (Jan/2001=100) - Ceará**	BCB, PNADC e CAGED	<b>a</b>
Arrecadação Tributária (R\$) - Total - Ceará	CONFAZ	<b>a</b>

Fonte: Diversas fontes. Elaboração Própria. Nota: (s.a) com ajuste sazonal. \*A série de salários reais possui diferentes metodologias. Ao longo do período foram utilizadas as taxas de variações da série de menor período para a extrapolação dos dados ao longo de todo período em análise. \*\*A série de pessoal ocupado assalariado no Estado do Ceará do BCB inicia no primeiro trimestre de 2003 e termina no terceiro trimestre de 2014, já a da PNADC inicia no primeiro trimestre de 2012 e termina no primeiro trimestre de 2020. Considerou-se a série da PNADC como base e as taxas de variação da série do BCB para atualização no início do período. Os quatro últimos trimestres foram atualizados com as das taxas de variação do CAGED.

### 2.4.2 *Estimação dos Parâmetros e Choques*

Assim como em Castro *et al.* (2015), o modelo foi estimado através de técnicas bayesianas. An e Schorfheide (2007) mostram que a estimação bayesiana dos parâmetros de um modelo DSGE é uma “ponte” entre a calibração e a estimação frequentista. Este procedimento permite o uso de informações disponíveis - na forma de distribuições *à priori* e de dados observados - para atualizar apropriadamente as *priors* pré-estabelecidas. Isso permite que as distribuições *à posteriori* dos parâmetros sejam computadas de modo computacionalmente menos custoso e, teoricamente, de modo mais preciso. Em termos práticos, isso decorre da melhoria no ajustamento das funções de máxima verossimilhança, que são essenciais para estimação de modelos DSGE de grande porte, e que influenciam fortemente a forma da distribuição posterior dos parâmetros. Ademais, as técnicas tornam possível a estimação de parâmetros antes difíceis de serem identificados.

Esta versão do SAMBA+REG conta com 102 equações a serem solucionadas (ou 102 variáveis endógenas – 83 do modelo agregado e 19 do regional) e com 27 choques estocásticos (quatro são choques regionais e os 23 demais são choques advindos do próprio SAMBA). Os choques presentes no próprio SAMBA são Fiscais, Monetários, Internacionais, Estruturais e Tecnológicos. Adicionalmente, os Regionais são:

- **Regional:** alteração nos preços da região, na produtividade regional, na arrecadação estadual e nas transferências federais;

É preciso salientar que o modelo é resolvido simultaneamente, ou seja, na modelagem proposta as equações regionais são acrescentadas ao modelo SAMBA antes de que o SAMBA+REG seja resolvido. Assim, o que se está fazendo é reforçando a estrutura do SAMBA, pois, matematicamente, está se inserindo um maior número de equações estruturais ao modelo, as quais devem necessariamente ser atendidas.

A estimação bayesiana do SAMBA+REG é feita em dois estágios e, apenas quando os parâmetros são devidamente valorados, são elaboradas as simulações. Os passos para se conduzir a simulação são descritos a seguir:

- a) Com os dados tratados e as *priors* estabelecidas tomando como base Castro *et al.* (2015) é realizada a estimação dos parâmetros do SAMBA;
- b) A partir dos parâmetros estimados no passo 1, estes são fixados e é iniciada a estimação dos parâmetros regionais do SAMBA+REG;
- c) Com os parâmetros estimados e fixados do SAMBA+REG, são efetuadas as simulações

(aqui apresentadas na forma de FIRs).

A ideia por trás dessa estimação em duas etapas é a de que o SAMBA seria um modelo fidedigno da economia nacional e que o restante da modelagem regional teria que, necessariamente, se adequar à estrutura já imposta pelo modelo base. Dessa forma, o SAMBA+REG carrega todos os recursos e particularidades do SAMBA, tais como rigidez de preços e salários, preços regulados, persistência nos hábitos de consumo, etc, além das equações estruturais regionais.

A Tabela 4, a seguir, apresenta os valores estimados para os 27 parâmetros regionais com base na média das respectivas distribuições *a posterior* traçadas para os mesmos.<sup>5</sup>

Tabela 4 – Valores da média dos parâmetros do modelo regional *a posterior* via estimação bayesiana

Parâmetro	Descrição	Prior			Posterior		
		Dist.	Média	SD	Média	Intervalo de Cred.	
$Y_{RR}^*/Y^*$	Part. do PIB do Ceará no PIB do Brasil de SS	beta	0,020	0,0010	0,0191	0,0184	0,0196
$N_{RR}^*/N^*$	Part. do trabalho do Ceará no trabalho do Brasil de SS	beta	0,045	0,0010	0,0444	0,0438	0,0450
$P_{RR}^*Y_{RR}^*/P^*Y^*$	Part. do deflator do Ceará no deflator do Brasil de SS	beta	0,020	0,0010	0,0217	0,0211	0,0222
$\rho_{PRB}$	Autorregressividade dos preços do resto do Brasil	beta	0,900	0,0500	0,9771	0,9652	0,9940
$\rho_A$	Autorregressividade da TFP do Ceará	beta	0,900	0,0500	0,9877	0,9794	0,9969
$\alpha$	Participação do capital no produto do Ceará	beta	0,4448	0,0500	0,4902	0,4660	0,5185
$\phi_{ia}$	Sensibilidade do investimento à TFP do Ceará	beta	0,400	0,0500	0,7126	0,7106	0,7142
$\phi_{ir}$	Sensibilidade do investimento à taxa de juros	beta	0,400	0,0500	0,2182	0,2016	0,2386
$\phi_{ig}$	Sensibilidade do investimento aos gastos do Governo do Ceará	beta	0,000	0,0500	0,1036	0,0797	0,1277
$C_{RR}^*/Y_{RR}^*$	Part. regional do consumo na renda de SS	beta	0,525	0,0500	0,4151	0,4002	0,4283
$G_{RR}^*/Y_{RR}^*$	Part. regional do gasto do governo na renda de SS	beta	0,297	0,0500	0,5777	0,5677	0,5868
$NX_{RB}^*/Y_{RR}^*$	Part. regional das NXs para o resto do Brasil na renda de SS	beta	0,003	0,0010	0,0034	0,0026	0,0040
$NX_{RW}^*/Y_{RR}^*$	Part. regional das NXs para o resto do Mundo na renda de SS	beta	0,011	0,0010	0,0105	0,0100	0,0112
$\varphi_{RB}$	Elasticidade renda dos outros estados das NXs para os outros estados	norm	0,500	0,0500	0,6254	0,6112	0,6417
$\varphi_{RR}$	Elasticidade renda do Ceará das NXs para os outros estados	norm	0,500	0,0500	0,6685	0,6539	0,6901
$\lambda_{RW}$	Elasticidade renda do Resto do Mundo das NXs para o resto do mundo	norm	0,500	0,0500	0,4072	0,3937	0,4159
$\lambda_{RR}$	Elasticidade renda do Ceará das NXs para o resto do mundo	norm	0,500	0,0500	0,5344	0,5148	0,5551
$\phi_{wa}$	Potencializador do consumo (família RT) via ganhos de produt. esperados	beta	0,500	0,0500	0,4305	0,4184	0,4393
$\omega_{RR}^{RT}$	Peso das famílias RT no consumo de SS	norm	0,600	0,0500	0,7623	0,7501	0,7732
$\Upsilon_{RB}$	Razão Arrecadação com o Resto do Brasil / Renda Regional	beta	0,800	0,0500	0,9197	0,9058	0,9330
$\Upsilon_{RW}$	Razão Arrecadação com o Resto do Mundo / Renda Regional	beta	0,020	0,0100	0,0043	0,0020	0,0068
$F_{RR}^*/G_{RR}^*$	Razão Arrecadado com Transferências / Gasto Total de SS	beta	0,300	0,0500	0,2487	0,2350	0,2630
$\rho_{fRR}$	Autorregressividade das Transferências Federais	beta	0,900	0,0500	0,8987	0,8733	0,9190
$\rho_{\psi RR}$	Autorregressividade da Tributação Estadual	beta	0,900	0,0500	0,9518	0,9241	0,9789

Fonte: Elaboração Própria. Nota: (Intervalo de Cred.) Intervalo de Credibilidade.

<sup>5</sup> As distribuições foram calculadas usando o algoritmo de Metropolis-Hastings, em linha com Castro *et al.* (2015).

Primeiramente, é interessante observar que as estimativas apresentadas na Tabela 4 estão em linha com diversos fatos estruturais e estilizados da economia cearense. A relação histórica entre o PIB do Ceará e o PIB do Brasil, por exemplo, é de cerca de 2%, mas vem crescendo timidamente. As estimativas apontam um valor de 1,91%, que é um valor bastante compatível com a realidade. A proporção da população do Ceará em relação a do Brasil gira em torno de 4,5%. Nas estimações, o valor encontrado foi de 4,44%, conseguindo retratar bem os dados estaduais. Outro parâmetro estimado que chama a atenção é a participação da renda do capital no produto,  $\alpha = 0,4902$ . Este valor, que pode ser visto como uma aproximação do excedente operacional bruto / PIB – e sua contraparte (remunerações) – está em linha com o encontrado para esse parâmetro a nível nacional.

Outro ponto a ser destacado são as relações de estado estacionário da produção pela ótica da demanda. As participações de consumo, gastos do governo e balança comercial no produto da economia foram de antemão consideradas próximas ao que ocorre na dinâmica nacional. Importante frisar que as famílias restritas ao mercado de crédito são maioria em estados de menor renda, como é o caso do Ceará. Esse fato também pode ser constatado a partir da estimação de  $\omega_{RR}^{RT}$ , no qual 76,23% é o peso das famílias não ricardianas no consumo de estado estacionário da região.

O parâmetro  $\phi_{ig}$  foi estimado com uma *prior* de valor zero e com um suporte  $[-0,4; 0,4]$ . O resultado do parâmetro deu positivo em 0,1036 para a economia cearense. Isso reforça a importância dos investimentos públicos da região para atração de mais investimentos privados, contribuindo assim, para um ambiente de negócios propício a geração de emprego e renda.

Os parâmetros de autorregressividade –  $\rho_{PRB}, \rho_A, \rho_{fRR}, \rho_{\psi RR}$  – também estão compatíveis com a modelagem teórica, dado que é esperado que esses termos guardem um grau considerável, mesmo que dinamicamente, de persistência ao longo do tempo.

## 2.5 Simulações

A seguir são conduzidos dois exercícios com FIRs geradas por choques na taxa de juros e nos gastos do Governo Central. O efeito desses choques é analisado nas variáveis macroeconômicas nacionais e do Ceará. As simulações realizadas consideram choques de 1% no desvio-padrão na taxa de juros e nos gastos do governo. É importante notar que esse é um tipo de exercício *coeteris paribus*, ou seja, ele revela o efeito líquido da perturbação do choque, descontados todos os outros choques (positivos e negativos) que vem afetando e que possam vir

a afetar a economia.

### 2.5.1 *Choque Fiscal*

Os gráficos a seguir apresentam as FIRs geradas por um choque de 1% no desvio-padrão na proporção do gasto do governo sobre o PIB. O efeito desse choque pode ser visto a nível nacional (linhas pretas) ou em âmbito regional (linhas em vermelho). O estado estacionário do modelo que, por construção é igual a zero, é descrito pela linha horizontal tracejada fixada em zero (que é uma decorrência direta da loglinearização do modelo).

Em relação ao choque de 1% de desvio-padrão referente aos gastos do Governo Nacional, nas Figuras 7 e 8, observam-se, inicialmente, um movimento de crescimento nas trajetórias de todas as variáveis analisadas, exceto, no consumo das famílias otimizadoras e dos investimentos nacionais. Dado o efeito positivo dos gastos do governo na renda, a demanda se aquece e há aumento dos preços; o Banco Central busca arrefecer a demanda elevando a taxa de juros, o que ocasiona a queda dos investimentos. Esse é o conhecido efeito *crowding-out* dos gastos públicos, que sugere uma recomposição da demanda agregada. Note-se, entretanto, que esse efeito do aumento de gastos em âmbito regional é do tipo *crowding-in*, ou seja, uma política fiscal expansionista a nível nacional impacta positivamente o investimento regional, corroborando o resultado encontrado em Tamegawa (2013).

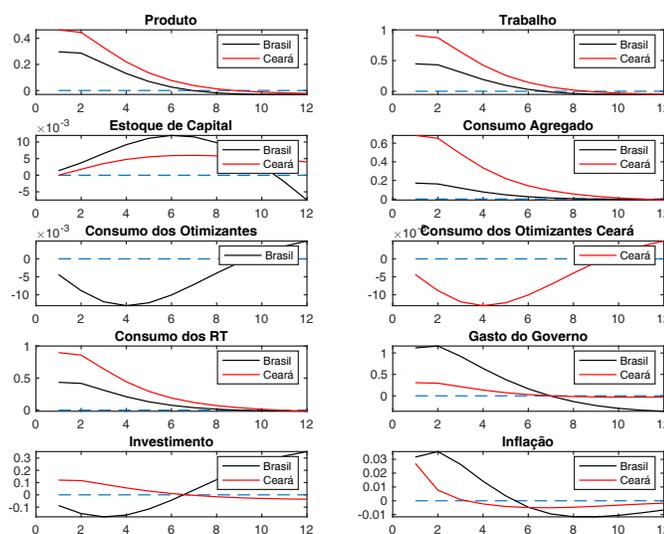
As transferências podem dar uma folga para a restrição orçamentária, o que permite ampliação de consumo, o que, por sua vez, demandaria mais investimentos. Também há a possibilidade de que o aumento dos gastos do governo amplie - mesmo que momentaneamente - a renda do restante do Brasil e, se parte dessa renda for canalizada para a região, através do setor de turismo, por exemplo, também é de se esperar que isso promova um aumento dos investimentos locais. Esses são possíveis canais de transmissão que explicariam essa particularidade da economia cearense frente a economia nacional no que diz respeito ao impacto nos investimentos.

Ao se observar o gráfico da dinâmica do investimento, entretanto, constata-se que os efeitos *crowding-in* e *crowding-out* são apenas temporários. Em aproximadamente 6 trimestres os níveis de investimento voltam a crescer acima de seu valor de *steady-state* no Brasil e, no caso do Ceará, abaixo. É interessante que o modelo sugere um posterior declínio das variáveis regionais agregadas, sendo que todas elas recuam para valores aquém dos potenciais. Também se observa que esse declínio é mais intenso nas variáveis cearenses do que nas variáveis nacionais,

ou seja, no longo prazo, os efeitos negativos da elevação dos gastos sobre o investimento nacional passam a repercutir sobre a economia cearense indicando que, no médio/longo prazos o efeito *crowding-out* nacional domina o efeito *crowding-in* regional. Dada a participação relativa do Ceará na economia nacional, esse efeito era esperado. Outro ponto que chama atenção com relação ao efeito *crowding-in* é que se aquecem todos os componentes da demanda agregada. Assim, não havendo realocação dos efeitos positivos dos gastos do Governo Federal (como não há declínio contemporâneo do investimento), a inflação regional e nacional necessariamente se eleva.

Outra questão importante relatada pelo modelo é a maneira como a taxa de juros influencia o consumo. Por hipótese, o comportamento dos consumidores otimizantes não difere entre regiões, vide equação (2.23), e os efeitos da política fiscal expansionista sobre esses agentes é bastante singelo (note-se que o gráfico das abcissas para esta variável está numa escala  $\times 10^{-3}$ ), entretanto, o peso da participação dos agentes na economia é extremamente relevante para a análise. Como boa parte da proporção de famílias no Ceará é alijada do mercado de crédito, o papel da consequente elevação da taxa de juros sobre o consumo parece ser relativamente baixo. Devido a isso, o processo de convergência para o consumo de *steady-state* regional desses agentes é mais lento do que o do Brasil como um todo, e isso se reflete sobre o consumo agregado.

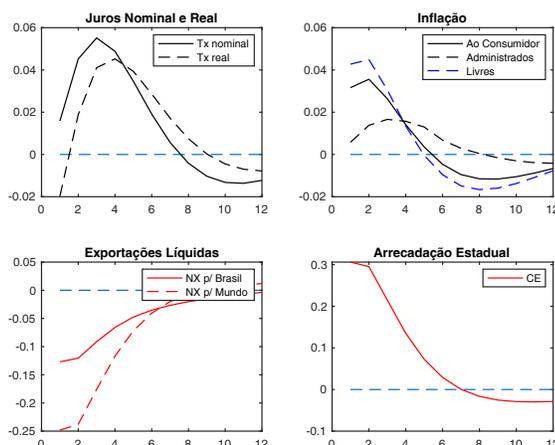
Figura 7 – Funções Impulso-Resposta de um choque fiscal – Gastos do Governo



Fonte: Elaboração Própria.

A elevação inicial do PIB – dentro e fora da região – repercute sobre a arrecadação

Figura 8 – Funções Impulso-Resposta de um choque fiscal – Gastos do Governo (continuação)



Fonte: Elaboração Própria.

de tributos regionais. Como, por hipótese, o governo local equaliza gastos com arrecadação, as despesas do governo também têm uma elevação momentânea. Novamente, no médio/longo prazo o efeito *crowding-out* nacional domina o efeito *crowding-in* regional e a arrecadação do Estado local acompanha essa dominância.

Por fim, a elevação dos preços internos da região juntamente com a elevação substancial da renda (do Brasil e do Ceará) faz com que as exportações líquidas (tanto para o resto do Brasil quanto para o resto do Mundo) se contraíam. Isso é reflexo de uma maior demanda por importados. Com relação à importação de produtos advindos do exterior, essa é mais forte devido ao efeito da taxa de câmbio sobre o preço relativo dos importados; efeito esse que também decorre da elevação subsequente da taxa de juros.

### 2.5.2 Choque Monetário

Dentre diversas outras análises, o SAMBA+REG permite investigar o efeito de políticas monetárias sobre a economia nacional e seus rebatimentos sobre a economia cearense. Em geral, choques monetários exógenos são investigados através da atuação do BCB no estabelecimento da taxa nominal de juros, a qual costumeiramente norteia as demais taxas de juros da economia. Aqui, como de praxe, se conduz um exercício considerando a elevação de 1% no desvio-padrão na taxa de juros (Selic) com relação ao seu valor de estado estacionário. As Figuras 9 e 10 apresentam os efeitos dessa elevação. A análise do efeito dessa política monetária contracionista é evidente na dinâmica do produto: uma queda no PIB nacional e no PIB do Ceará com efeito recessivo persistente. O PIB da economia cearense tem dinâmica equiparada, mas

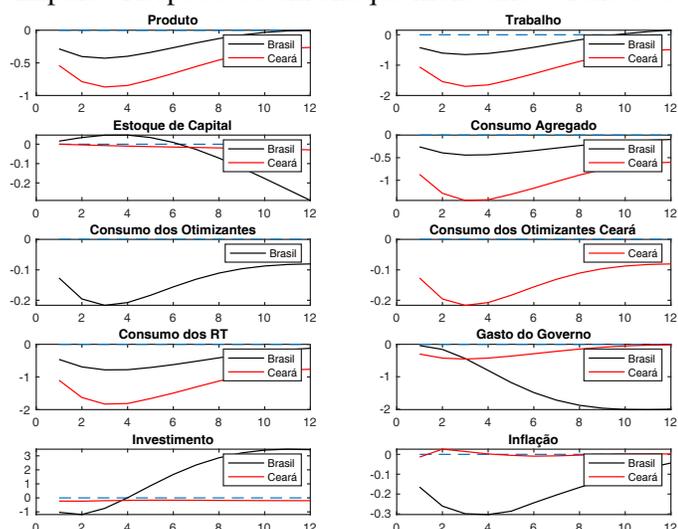
sofre uma queda maior do que o nacional.

Uma análise comparativa da dinâmica dos fatores de produção entre Brasil e Ceará traz alguns adendos: o primeiro é que a resposta inicial ao período recessivo, tanto para Brasil quanto para o Ceará, parece vir por conta do fator trabalho. A análise dos componentes da demanda também revela um processo interessante: o efeito de curto prazo nos juros repercute negativamente em todos os componentes, seja no Brasil, seja no Ceará. Após certo período, o investimento passa a ter uma contribuição positiva para amenizar o choque recessivo no Brasil. Esse fato, no entanto, não ocorre no Ceará. Quem parece ter papel relevante para amenizar os efeitos negativos dos juros sobre a economia cearense é o governo. O tamanho do governo se eleva no Ceará e, diferentemente, no Brasil, cai.

Como efeito direto do aumento dos juros, os investimentos caem, seguindo o esperado na literatura macroeconômica que aponta um declínio nesta variável quando há acréscimo na taxa de juros, com um impacto maior para investimento nacional. Há também uma queda na inflação, o que já é antevisto, pois têm-se no regime de metas de inflação a taxa de juros como único instrumento de combate ao aumento do nível de preços. A arrecadação do estado também declina, já que a dinâmica da produção é arrefecida em uma política monetária contracionista.

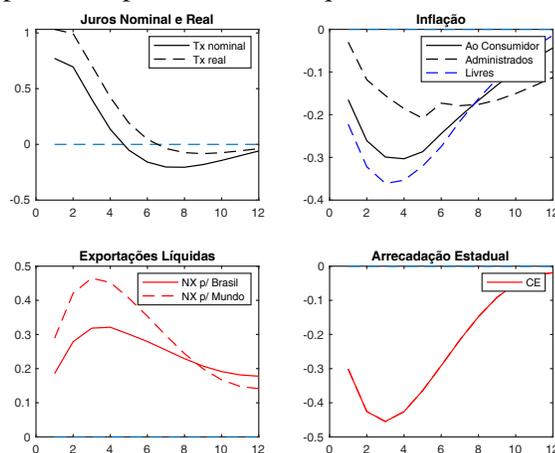
É importante ressaltar que as simulações apresentadas estão em linha com a literatura especializada que estuda os efeitos da política monetária sobre as regiões, sugerindo que há diferenças nos choques de política monetária entre a economia agregada e as economias regionais, conforme encontrado em Araújo *et al.* (2004), Bertanha e Haddad (2008) e Serrano (2015). Em uma aplicação para a economia americana, Pizzuto (2020) encontra que um aperto da política monetária leva a uma diminuição persistente na renda real dos indivíduos da região e no emprego, com efeitos assimétricos entre as regiões.

Figura 9 – Funções Impulso-Resposta de um choque monetário – Taxa de Juros



Fonte: Elaboração Própria.

Figura 10 – Funções Impulso-Resposta de um choque monetário – Taxa de Juros (continuação)



Fonte: Elaboração Própria.

## 2.6 Considerações Finais

Há certa carência na literatura de metodologias empíricas que consigam mensurar os impactos de políticas nacionais em economias regionais. Devido a isso, os governos locais não conseguem antever choques de ações por parte do Governo Central em sua economia, sendo que os efeitos de tais choques são sempre avaliados *ex post*. O presente trabalho busca preencher esse vácuo. Aqui propõe-se um instrumento empírico inédito na literatura nacional e regional capaz de mensurar e simular esses rebatimentos de modo *ex ante*.

Para tanto, desenvolveu-se um modelo dinâmico regional que opera em conjunto com um modelo DSGE para a economia brasileira a fim de investigar os efeitos de choques

fiscais e monetários sobre a economia local. Posto que o modelo regional trabalha em conjunto com o modelo SAMBA, do Banco Central, o modelo é chamado de SAMBA+REG.

Os parâmetros do modelo são estimados a partir de técnicas bayesianas, utilizando dados tanto do Brasil quanto do Ceará. Através das FIRs, são simulados os impactos sobre as variáveis macroeconômicas regionais provocados por dois tipos de choques: na taxa de juros e nos gastos do governo. É importante salientar que seria totalmente possível fazer análises com todos os choques regionais e nacionais, que no total são 27 tipos de choques distintos e que esse modelo pode ser aplicado em todos os estados do Brasil.

De acordo com os resultados das simulações, observou-se que choques na taxa de juros provocam respostas com magnitudes diferentes sobre as economias nacional e regional e têm impacto mais acentuado sobre o consumo das famílias de modo a conter uma provável expansão da demanda. Como esperado, o produto da economia, o número de empregos, os gastos do governo, a arrecadação tributária e os investimentos sofrem um declínio.

Quando se trata de um choque nos gastos do Governo Federal, num primeiro momento há uma melhoria de todas as variáveis macroeconômicas, mas há uma elevação da taxa de juros e queda no investimento, o que caracteriza um efeito *crowding-out* no âmbito nacional. Acontece o oposto para os investimentos regionais, ou seja, o aumento do gasto público é *crowding-in*. Assim, presume-se que gastos transmitidos como investimento público são um importante motor para melhora do produto. Ressalte-se que os impactos aqui capturados são de curtíssimo ou curto prazo.

Um ponto a destacar é que essas repercussões diferentes causadas pelos choques a nível nacional e regional são oriundas de diferenças nas flutuações dos ciclos econômicos do Brasil e do Ceará, causadas por diferenças importantes na composição produtiva das economias em questão.

Por fim, foi possível identificar efeitos heterogêneos dos choques sobre o consumo das famílias restritas e não restritas ao crédito. Cabe salientar que os resultados preliminares aqui produzidos demonstram haver consistência quanto aos impactos dos choques sobre as variáveis macroeconômicas de acordo com o que se espera na literatura e é um instrumental importante para simulações de políticas diversas que poderão servir como horizonte, tanto para a tomada de decisão dos governos regionais quanto para a escolha da melhor política anticíclica a ser adotada, isto é, será possível criar uma estratégia para amortecer o ciclo econômico.

Para trabalhos futuros poderão ser usadas extensões do modelo proposto, por exem-

plo, incluindo investimentos públicos estaduais ou, até mesmo, adicionando estoque de capital humano público na função de produção regional. Também como extensão, é possível dividir a produção da economia em grandes setores como indústria, serviços e agropecuária, conseguindo analisar separadamente os impactos em cada estrato produtivo, dada uma política econômica nacional, como a reforma tributária. Além dessas potenciais derivações na modelagem, podem ser trabalhadas melhorias nas estimações dos parâmetros a fim de dar maior robustez aos resultados encontrados.

### 3 VERIFICANDO A IDENTIFICAÇÃO DOS PARÂMETROS DO SAMBA+REG

#### 3.1 Introdução

A necessidade de se obter valores numéricos precisos para os parâmetros do modelo não é tarefa simples e vem ganhando cada vez mais a atenção da literatura que trata do tema. Parâmetros imprecisos influenciam não só o comportamento dinâmico das séries artificiais geradas pelo modelo, mas também as posições e relações de estado estacionário prescritas para a economia. Como resultado, previsões e inferências realizadas a partir de simulações com parâmetros equivocados passam a ser questionáveis e passíveis de severas críticas.

Um caminho natural a ser percorrido no desenvolvimento de um modelo DSGE de grande porte, como é o caso do SAMBA+REG, é o de se estimar os parâmetros do modelo com base em técnicas bayesianas. Essa técnica de estimação é o *mainstream* na literatura atual e tem uma série de vantagens metodológicas e computacionais frente às demais. Primeiro, ao contrário da metodologia *Generalized Method of Moments* (GMM), que se baseia nas relações de equilíbrio (como na equação de Euler no consumo intertemporal, por exemplo), a análise bayesiana é do tipo em sistema, e é baseada no grau de ajuste das séries artificiais que solucionam o modelo à um vetor agregado de séries de tempo. Segundo, a estimação tem como base a função de verossimilhança gerada pelo modelo DSGE, ao invés da discrepância entre as Funções Impulso-Resposta (FIR) do modelo e do VAR. Terceiro, o Método de Máxima Verossimilhança é computacionalmente mais proibitivo do que o método Bayesiano para cálculo das distribuições posteriores. Quarto, a inclusão de *priors* pode ser usada para incorporar informação adicional à estimação dos parâmetros. Esses pontos justificam o uso dessa técnica na estimação dos parâmetros do modelo.

Mesmo com todas as vantagens do método de estimação bayesiano em modelos DSGE, essa metodologia apresenta limitações na estimação dos parâmetros. Por exemplo, a escolha das formas funcionais das funções de utilidade, a intensidade dos choques empregados ou até mesmo o uso de variáveis que são declaradas como endógenas, podem interferir na identificação dos parâmetros. Além desses problemas, há também dificuldades relacionados aos valores determinados da distribuição a *priori*. Diferentes valores das distribuições a *priori* podem levar a diferentes resultados e, obviamente, análises distintas do objeto de estudo. Assim, a questão da identificação dos parâmetros é inerente aos modelos estruturais e a falta de identificação sugere que as implicações empíricas de alguns parâmetros do modelo não são detectáveis ou

distinguíveis das consequências de outros parâmetros. Essa preocupação está em linha com os trabalhos de Canova e Sala (2009), Komunjer e Ng (2011) e Iskrev (2010).

Em Canova e Sala (2009), por exemplo, são propostos testes estatísticos para avaliar o problema da identificação com base na classificação e na magnitude dos autovalores de duas matrizes geradas dentro de um problema de minimização da função impulso-resposta do modelo contra a FIR gerada por um VAR. Consolo *et al.* (2009) também propõem uma alternativa a essa técnica com base em um FAVAR. Komunjer e Ng (2011), entretanto, argumentam que estes estudos não geram condições necessárias ou suficientes para a identificação.

Iskrev (2010) fornece uma condição simples para identificação local em modelos DSGE linearizados. Tal condição é necessária e suficiente para a identificação com métodos baseados em verossimilhança sob normalidade ou com métodos limitados de informação que utilizam apenas segundos momentos dos dados. Além disso, torna-se possível estabelecer quais os parâmetros localmente identificados e quais não são, assim como determinar se as falhas de identificação são devidas a limitação de dados – como a falta de observações para algumas variáveis – ou se elas são intrínsecas à estrutura do modelo.

Estes estudos partem do princípio de que o problema da identificação deve ser investigado numa etapa anterior à estimação. Estudos mais recentes já admitem que a investigação da identificação pode ser conduzida posteriormente às estimativas. Na tese de Chaim (2016), por exemplo, propõe-se que se utilize o método *Data Cloning* aos moldes de Lele *et al.* (2010) para investigar a questão da identificação. Para tanto, utiliza-se um algoritmo numérico que utiliza réplicas da amostra original para aproximar o estimador de máxima verossimilhança como limite de estimadores bayesianos obtidos por simulação. Assim, a identificação de cada parâmetro pode ser medida individualmente bastando observar a volatilidade *a posteriori* dos estimadores de *Data Cloning*: a medida global de identificação do modelo resultaria do maior autovalor da matriz de covariância *a posteriori* do modelo<sup>1</sup>.

Além desta introdução, na próxima seção é realizada uma revisão da literatura. Na seção seguinte é detalhada a metodologia empregada na identificação dos parâmetros do modelo, em seguida são discutidos os resultados e a última seção fica reservada para as considerações finais.

---

<sup>1</sup> Para mais detalhes ver Furlani (2014) em outra aplicação da metodologia desenvolvida por Lele *et al.* (2010).

### 3.2 Referencial Teórico

O referencial teórico que trata da estimação bayesiana vem até mesmo antes do trabalho seminal de Tiao e Zellner (1964) até o livro texto de Herbst e Schorfheide (2015), que atualmente é referência para inúmeros cursos que lidam com o tema. Problemas de identificação de parâmetros, assim como testes estatísticos para diagnosticar tais problemas são muito bem explanados em Beyer e Farmer (2004), Canova e Sala (2009), Iskrev (2010) e Komunjer e Ng (2011) e Koop *et al.* (2013).

Canova e Sala (2009) trazem uma definição geral do que se trata a identificação. Os autores afirmam que identificação tem a ver com a capacidade de fazer inferências sobre os parâmetros de um modelo teórico a partir de uma amostra observada. Além dessa definição os autores discutem sobre tipos de problemas de identificação que são: equivalência observacional, identificação parcial e fraca. Equivalência observacional é encontrada em modelos estruturalmente diferentes que, no entanto, podem ser indistinguíveis do ponto de vista da função objetivo escolhida, produzindo os mesmos momentos teóricos, e portanto, a mesma dinâmica no modelo. A identificação parcial surge quando duas ou mais estruturas entram na função objetivo apenas proporcionalmente, tornando-os separadamente irrecuperáveis. O fenômeno da identificação fraca ocorre quando mesmo que todos os parâmetros entrem na função objetivo independentemente e se a função objetivo da população é globalmente côncava, sua curvatura pode ser “insuficiente” em certas regiões no espaço de parâmetros. Assim, problemas de identificação levam a conclusões equivocadas na calibração da estimativa e na inferência dos resultados.

Problema de identificação caracterizado como modelo equivalente observacionalmente é mostrado em Beyer e Farmer (2004). Os autores fornecem um algoritmo que para qualquer modelo exatamente identificado, provê uma classe de modelos equivalentes que possuem a mesma forma reduzida. Aplicando o algoritmo para fornecer exemplos das consequências da não identificação em uma classe de modelos monetários, os autores sugerem que os modelos convencionais de três equações Novo Keynesianos não são identificados, no qual os dados não podem distinguir se uma curva de Phillips é *backward looking* ou *forward looking*, logo não sabendo determinar se as expectativas são racionais ou adaptativas. Para um caso de equivalência observacional e identificação fraca, o estudo de Kim (2003) evidencia que diferentes custos de ajustamentos, multissetoriais e intertemporais, produzem os mesmos momentos teóricos, e portanto, geram a mesma dinâmica no modelo, pelo menos no que diz respeito às equações de Euler.

A identificabilidade dos parâmetros pode ser global ou local. Rothenberg (1971) define identificação global se para todos os conjuntos de dados a distribuição de probabilidade de dois pontos diferentes apenas sejam iguais entre si, se os dois pontos forem iguais. Agora, se isso é verdade para valores em uma vizinhança específica, tem-se identificação local do parâmetro. Nos estudos que abordam a identificação global destacam-se os trabalhos de Qu e Tkachenko (2017) e Kocięcki e Kolasa (2018). Em Kocięcki e Kolasa (2018) os autores produzem uma condição operacional que é bastante eficiente na busca de conjunto de parâmetros que são equivalentes observacionalmente. Qu e Tkachenko (2017) fornecem condições necessárias e suficientes para identificação, além de uma medida de distância empírica da expressão de Kullback-Leibler para avaliar a viabilidade de distinguir um modelo de outro com base em amostras de tamanho finito. Todavia, ambos têm como limitações serem numericamente difíceis de empregar e um tanto complexos de generalizar.

No que diz respeito a identificação local em modelos linearizados que analisam as condições do posto de matrizes Jacobianas, destacam-se as abordagens de Iskrev (2010), Qu e Tkachenko (2012) e Komunjer e Ng (2011). Já Koop *et al.* (2013) usam a teoria assintótica bayesiana para verificar a identificação dos modelos. Todos esses métodos são similares, focando suas análises no primeiro e segundo momentos, o que de certa maneira é uma limitação inerente a essas técnicas.

Iskrev (2010) estabelece condições para identificação local com base no posto da matriz Jacobiana que mapeia os parâmetros estruturais de um modelo DSGE para seus primeiros e segundos momentos implícitos de variáveis observáveis. Komunjer e Ng (2011) baseiam-se na teoria do controle e na análise espectral. Eles examinam a relação entre os coeficientes da representação no espaço de estados do modelo DSGE e o vetor de parâmetros. Qu e Tkachenko (2012) estabelecem suas condições de posto para identificação local usando uma matriz de densidade espectral.

Koop *et al.* (2013) percebem que uma amostra infinita o papel da distribuição a priori se anula e a assintótica bayesiana é idêntica à teoria da distribuição assintótica da teoria da máxima verossimilhança. Essa ideia pode ser usada para derivar um indicador, focado na taxa na qual ocorre o aprendizado, interpretado como uma precisão posterior crescente de ocorrência. Como esperado, a identificação deve se tornar melhor à medida que mais dados estiverem disponíveis para a construção do indicador.

Descobrir se um modelo é identificado apenas diz que é possível recuperar o valor

real dos parâmetros estrututais do valor real dos momentos populacionais. Na prática, os momentos populacionais têm que ser estimados, e é importante saber como os erros de estimação se propagam nas estimativas dos parâmetros, (ISKREV, 2010). Além disso, a identificação local não garante que os parâmetros são globalmente identificados. Apesar disso, a identificação local é útil para detectar problemas que são causas comuns de falhas de identificação global em modelos DSGE.

No mais, Lindley (1971) sugere que a não-identificação pode ser superada via abordagem bayesiana. No entanto, Ivashchenko e Mutschler (2020), por exemplo, mostram que, ao lidar com a questão da identificação dos parâmetros, a análise bayesiana pode gerar estimativas bastante diferentes das estimativas que não lidam com essa questão. Isso acontece porque a definição da *prior* interfere na curvatura da função de máxima verossimilhança.

### 3.3 Metodologia

A seguir serão expostas as três abordagens Iskrev (2010), Komunjer e Ng (2011) e Qu e Tkachenko (2012) que são baseadas no posto de matrizes Jacobianas que exploram a estrutura dinâmica utilizada para verificar a identificação local do SAMBA+REG. A verificação numérica foi aplicada por algoritmos de um *tool box* no DYNARE. As opções avançadas do *tool box* permitem inspecionar padrões de identificação, que ajudam o analista a rastrear os elementos possivelmente mais fracos do conjunto de parâmetros do modelo.

#### 3.3.1 Iskrev (2010)

Além da estimação bayesiana, já muito bem documentada na literatura, aqui se propõe que a metodologia desenvolvida por Iskrev (2010) para a identificação do modelo. Ratto e Iskrev (2010) apresenta uma condição de identificação baseada na matriz jacobiana que mapeia os primeiros e segundos momentos das variáveis observáveis à matriz de parâmetros do modelo.

A essência do teste de Iskrev (2010) consiste em verificar se a derivada do autocovariograma predito do vetor de observáveis em relação ao vetor de parâmetros estimados tem posto igual ao comprimento do vetor de parâmetros estimados. Formalmente:

$$m_t \equiv \frac{\partial \text{vet } E(d_t d_0')}{\partial \theta}$$

para  $t = 0, \dots, T - 1$ , em que  $d_t$  é a contrapartida teórica do vetor de observáveis utilizados para

estimar o modelo,  $\theta$  é um vetor de parâmetros do modelo cuja identificabilidade é estabelecida pelo teste e  $T$  é o tamanho da amostra.

$$M \equiv \begin{bmatrix} m_0 \\ \vdots \\ m_{T-1} \end{bmatrix}$$

Formalmente, a identificação foi definida em Ratto e Iskrev (2010) e usando a mesma notação têm-se:

**Teorema 3.3.1 (Condição de Posto - Identificação Local)** *Suponha que  $m_T$  seja uma função continuamente diferenciável de  $\theta$ . Então  $\theta_0$  é localmente identificável se a matriz Jacobiana  $J(q) := \partial m_q / \partial \theta'$  tem o posto completo nas colunas em  $\theta_0$  para  $q \leq T$ . Esta condição é necessária e suficiente quando  $q = T$  se  $u_t$  for normalmente distribuído.*

Pela regra da cadeia, têm-se:

$$J(T) = \frac{\partial m_T}{\partial \tau'}$$

que é outra condição necessária para a identificação local.

Uma consequência direta do teorema acima é a de que: o ponto  $\theta_0$  é localmente identificado se somente o posto de  $J_2 = \frac{\partial \tau}{\partial \theta'}$  de  $\theta_0$  é igual a  $k$ .

Então, o teste sugere que o parâmetro estimado  $\theta$  será identificável somente se  $M$  tiver posto cheio. Assim, esse diagnóstico é bastante útil para detectar equivalência observacional (colunas de zeros ou parâmetros linearmente dependentes).

O teste pode ser implementado com base em duas propostas: por meio de um *tool box* desenvolvido para o DYNARE descrito em Iskrev e Ratto (2010) ou através de rotinas para o MATLAB desenvolvidas por Schmitt-Grohé e Uribe (2012).

A primeira proposta tem a vantagem de implementar metodologias e coleta algoritmos desenvolvidos para avaliar a identificação de modelos DSGE em todo o espaço apriorístico de parâmetros do modelo. Ela combina metodologias de identificação local “clássicas” e ferramentas globais para análise de modelos, como análise de sensibilidade global.

### 3.3.2 Komunjer e Ng (2011)

O estudo verifica a relação entre os coeficientes da representação em estado-espço do modelo DSGE e o vetor de parâmetros  $\theta$ . Usando as definições e a notação descritas em

Villaverde *et al.* (2016) o estado-espço tem a seguinte representaço:

$$y_t = \Psi_0(\theta) + \Psi_1(\theta), \quad s_t = \Phi_1(\theta)s_{t-1} + \Phi_\varepsilon(\theta)\varepsilon_t.$$

A notaço destaca a dependncia das matrizes de coeficientes em  $\theta$ . Agora, considere os coeficientes das matrizes  $\Psi$  e  $\Phi$  no vetor  $\phi$  :

$$\phi = [\text{vet}(\Psi_0)', \text{vet}(\Psi_1)', \text{vet}(\Phi_1)', \text{vet}(\Phi_\varepsilon)']'.$$

No  difcil supor que  $\theta$   localmente identificvel se a matriz Jacobiana associada ao mapeamento dos parmetros  $\theta$  para os parmetros de espo-estado de forma reduzida  $\phi$ :

$$\frac{\partial}{\partial \theta'} \phi(\theta)$$

tem posto completo em  $\theta_0$ . A questo  que os prprios parmetros na forma reduzida  $\phi$  no so identificveis. Assim, seja  $A$  uma matriz  $n_s \times n_s$  no singular e  $\Omega$  uma matriz ortogonal  $n_\varepsilon \times n_\varepsilon$ , ento podemos definir:

$$\tilde{s}_t = As_t, \quad \tilde{\varepsilon}_t = \Omega\varepsilon_t, \quad \tilde{\Psi}_1 = \Psi_1 A^{-1}, \quad \tilde{\Phi}_1 = \Phi_1 A^{-1}, \quad \tilde{\Phi}_\varepsilon = A\Phi_\varepsilon \Omega'$$

para obter um sistema de espo-estado observacionalmente equivalente:

$$y_t = \Psi_0 + \tilde{\Psi}_1 \tilde{s}_t, \quad s_t = \tilde{\Phi}_1 \tilde{s}_{t-1} + \tilde{\Phi}_\varepsilon \varepsilon_t$$

com  $\phi \neq \tilde{\phi}$ . Logo, o nmero de parmetros identificveis na forma reduzida  inferior ao nmero de elementos das matrizes.

### 3.3.3 Qu e Tkachenko (2012)

Com base no trabalho de Qu e Tkachenko (2012)  possvel transformar todo o conjunto de segundos momentos incondicionais em densidade espectral. Basicamente, verifica-se que se houver uma mudana em um conjunto de parmetros, a densidade espectral tambm sofrer alteraes. Seja a densidade espectral com respeito ao vetor  $\theta$  de parmetros:

$$G(\theta_0) = \int_{-\pi}^{\pi} \left( \frac{\partial}{\partial \theta'} \text{vec}(f_{yy}(\omega)') \right)' \left( \frac{\partial}{\partial \theta'} \text{vec}(f_{yy}(\omega)) \right) d\omega$$

Se  $G(\theta_0)$  tem posto completo, ento  $\theta_0$   identificado localmente. Assim, para cada conjectura de  $\theta_0$  ser calculado o posto da matriz  $G(\theta_0)$ . Observe que esse mtodo de identificao  bem prximo ao de Iskrev (2010).

### 3.4 Implementação

Os resultados mostrados são gerados a partir do estabelecimento das condições para a injetividade local, a partir de condições necessárias e suficientes para a identificação, com base no posto de matrizes Jacobianas. No qual se for identificada colunas linearmente dependentes, implica que os parâmetros são indistinguíveis. Basicamente, os resultados alferidos nesses testes são binários em sim ou não e que será o foco dado no presente trabalho.

O nível de tolência para valores não singulares foi de  $1 \exp -03$  e de entradas diferentes de zero nas colunas foi de  $1 \exp -08$  em 300 períodos de simulação. Os resultados são apresentados na Tabela 5.

Assim, apenas 4 parâmetros não foram identificados localmente. Ainda foram realizadas outras análises e a identificação do modelo foi refeita fixando parâmetros que sugeriram algum problema de identificação local, que foram:  $\varphi_{RB}$ ,  $\varphi_{RR}$ ,  $\varphi_{RW}$ ,  $Y_{RR}^*/Y^*$  e  $\Upsilon_{RB}$  nos testes de menor e maior valor singular. Refazendo a análise, calibrando  $\varphi_{RB}$ ,  $\varphi_{RR}$  e  $\varphi_{RW}$ , com os valores estimados da *posterior*, os resultados apontam que apenas os parâmetros  $N_{RR}^*/N^*$ ,  $C_{RR}^*/C^*$ ,  $I_{RR}^*/I^*$  e  $K_{RR}^*/K^*$  continuam com problemas na identificação local. Dos 26 parâmetros do SAMBA+REG, em apenas em 4 foi achada algum evidência de equivalência observacional.

Veja que esses parâmetros não identificados foram em sua essência utilizados para fazer o fechamento das equações do modelo, podendo ser calibrados utilizando a Matriz Insumo-Produto estadual ou ainda propor alguma metodologia de cálculo do PIB regional pela ótica da demanda, algo que até este momento não foi realizado.

Tabela 5 – Resultados da identificação do modelo

Parâmetro	Iskrev (2010)	Komunjer e Ng (2011)	Qu e Tkachenko (2012)
$Y_{RR}^*/Y^*$	✓	✓	✓
$N_{RR}^*/N^*$	×	×	×
$P_{RR}^*Y_{RR}^*/P^*Y^*$	✓	✓	✓
$\rho_A$	✓	✓	✓
$\alpha$	✓	✓	✓
$\phi_{ia}$	✓	✓	✓
$\phi_{ir}$	✓	✓	✓
$\phi_{ig}$	✓	✓	✓
$C_{RR}^*/Y_{RR}^*$	✓	✓	✓
$G_{RR}^*/Y_{RR}^*$	✓	✓	✓
$NX_{RB}^*/Y_{RR}^*$	✓	✓	✓
$NX_{RW}^*/Y_{RR}^*$	✓	✓	✓
$\varphi_{RB}$	✓	✓	✓
$\varphi_{RR}$	✓	✓	✓
$\lambda_{RW}$	✓	✓	✓
$\lambda_{RR}$	✓	✓	✓
$\phi_{wa}$	✓	✓	✓
$\omega_{RR}^{RT}$	✓	✓	✓
$\Upsilon_{RB}$	✓	✓	✓
$\Upsilon_{RW}$	✓	✓	✓
$F_{RR}^*/G_{RR}^*$	✓	✓	✓
$\rho_{fRR}$	✓	✓	✓
$\rho_{\psi_{RR}}$	✓	✓	✓
$C_{RR}^*/C^*$	×	×	×
$I_{RR}^*/I^*$	×	×	×
$K_{RR}^*/K^*$	×	×	×

Fonte: Elaboração Própria.

### 3.5 Considerações Finais

A parte final dessa tese buscou verificar a identificação das estimativas apresentadas pelo SAMBA+REG. Para isso, utilizou-se de métodos de identificação local estudados por Iskrev (2010), Komunjer e Ng (2011) e Qu e Tkachenko (2012). A necessidade dessa análise surgiu da pouca literatura especializada em modelos DSGE regionais, principalmente aplicados a economia brasileira. Fato que também foi o grande incentivo para a realização desse trabalho, fazer algo pioneiro na literatura sobre essa temática.

Os testes de identificação evidenciam que os parâmetros do modelo SAMBA+REG podem ser identificados em sua totalidade e que uma potencial equivalência observacional em alguns parâmetros pode ser resolvida. Trabalhos como os de Iskrev (2010), Ratto e Iskrev (2010) e Mutschler (2016) fornecem um excelente arcabouço teórico sobre o tema e mostram que modelos DSGE de grande porte consagrados na literatura como Smets e Wouters (2007) e An e Schorfheide (2007) têm alguns de problemas identificação. Obviamente, esse achado não invalida os resultados encontrados por esses modelos, mas evidencia a necessidade de inserir a etapa da identificação na construção dos modelos, a fim de dar maior acurácia as estimativas geradas e, conseqüentemente, as suas implicações econômicas.

Assim, como proposta de estudos futuros, pode-se sugerir uma melhor calibração dos parâmetros do modelo, especialmente as participações regionais no capital, investimento, exportações líquidas e força de trabalho, assim como também uma melhor especificação de algumas equações de fechamento no estado estacionário. A calibração ou até a reestimação bayesiana dos parâmetros poderia ser realizada de maneira bem mais robusta utilizando dados do PIB estadual, calculadas pelo PIB pela ótica da demanda com os seus componentes, de maneira similar ao calculado atualmente a nível nacional. Também surge como uma sugestão importante a estimação dos parâmetros via GMM com intuito de propiciar maior robustez aos resultados encontrados.

## REFERÊNCIAS

- ADOLFSON, M.; LASÉEN, S.; LINDÉ, J.; VILLANI, M. Evaluating an estimated new keynesian small open economy model. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Elsevier, v. 32, n. 8, p. 2690–2721, 2008.
- ALTUG, S. Time-to-build and aggregate fluctuations: some new evidence. **International Economic Review**, JSTOR, p. 889–920, 1989.
- AN, S.; SCHORFHEIDE, F. Bayesian analysis of dsge models. **Econometric Reviews**, Taylor & Francis, v. 26, n. 2-4, p. 113–172, 2007.
- ARAÚJO, E. *et al.* Medindo o impacto regional da política monetária brasileira: uma comparação entre as regiões nordeste e sul. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 35, n. 3, p. 356–393, 2004.
- BERTANHA, M.; HADDAD, E. A. Efeitos regionais da política monetária no brasil: impactos e transbordamentos espaciais. **Revista Brasileira de Economia**, SciELO Brasil, v. 62, p. 3–29, 2008.
- BEYER, A.; FARMER, R. E. On the indeterminacy of new-keynesian economics. **Available at SSRN 526986**, 2004.
- BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. **the Quarterly Journal of economics**, MIT Press, v. 117, n. 4, p. 1329–1368, 2002.
- CAKICI, S. M. Financial integration and business cycles in a small open economy. **Journal of International Money and Finance**, Elsevier, v. 30, n. 7, p. 1280–1302, 2011.
- CANOVA, F.; SALA, L. Back to square one: identification issues in dsge models. **Journal of Monetary Economics**, Elsevier, v. 56, n. 4, p. 431–449, 2009.
- CARVALHO, C.; VILELA, A. What if brazil hadn't floated the real in 1999? **Brazilian Review of Econometrics**, v. 35, n. 2, 2015.
- CASTRO, M. R. D.; GOUVEA, S. N.; MINELLA, A.; SANTOS, R.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. Samba: Stochastic analytical model with a bayesian approach. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 35, n. 2, p. 103–170, 2015.
- CAVALCANTI, M. A.; VEREDA, L. **Propriedades dinâmicas de um modelo DSGE com parametrizações alternativas para o Brasil**. [S. l.], 2011.
- CAVALCANTI, M. A.; VEREDA, L. Fiscal policy multipliers in a dsge model for brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 35, n. 2, p. 197–232, 2015.
- CHAIM, P. L. P. **Estimation and identification of a DSGE model: an application of the data cloning methodology**. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2016.
- CHRIST, C. **A Review of Input-Output Analysis**. [S. l.], 1955.
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M. S. **Liquidity effects and the monetary transmission mechanism**. [S. l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1992.

- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M. S.; EVANS, C. L. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. **Journal of Political Economy**, The University of Chicago Press, v. 113, n. 1, p. 1–45, 2005.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M. S.; TRABANDT, M. On dsge models. **Journal of Economic Perspectives**, v. 32, n. 3, p. 113–40, 2018.
- CHRISTIANO, L. J.; TRABANDT, M.; VALENTIN, K. Introducing financial frictions and unemployment into a small open economy model. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Elsevier, v. 35, n. 12, p. 1999–2041, 2011.
- CONSOLO, A.; FAVERO, C. A.; PACCAGNINI, A. On the statistical identification of dsge models. **Journal of Econometrics**, Elsevier, v. 150, n. 1, p. 99–115, 2009.
- COSTA, S. **Structural trends and cycles in a dsge model for brazil**. [S. l.], 2016.
- DE PAOLI, B. Monetary policy and welfare in a small open economy. **Journal of International Economics**, Elsevier, v. 77, n. 1, p. 11–22, 2009.
- FURLANI, L. G. C. **A condução da política monetária no Brasil: uma análise a partir de modelo DSGE e do método de data cloning**. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2014.
- GADELHA, S.; DIVINO, J. Estímulo fiscal, impostos distorcivos e ciclo econômico brasileiro. **Anais do 34 Encontro Brasileiro de Econometria**, 2012.
- GALÍ, J.; LÓPEZ-SALIDO, J. D.; VALLÉS, J. Understanding the effects of government spending on consumption. **Journal of the European Economic Association**, Oxford University Press, v. 5, n. 1, p. 227–270, 2007.
- HANSEN, L. P.; HECKMAN, J. J. The empirical foundations of calibration. **Journal of Economic Perspectives**, v. 10, n. 1, p. 87–104, 1996.
- HERBST, E. P.; SCHORFHEIDE, F. Bayesian estimation of dsge models. In: **Bayesian Estimation of DSGE Models**. [S. l.]: Princeton University Press, 2015.
- IRELAND, P. N. A method for taking models to the data. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Elsevier, v. 28, n. 6, p. 1205–1226, 2004.
- ISKREV, N. Local identification in dsge models. **Journal of Monetary Economics**, Elsevier, v. 57, n. 2, p. 189–202, 2010.
- ISKREV, N.; RATTO, M. Analysing identification issues in dsge models. **MONFISPOL papers**, 2010.
- IVASHCHENKO, S.; MUTSCHLER, W. The effect of observables, functional specifications, model features and shocks on identification in linearized dsge models. **Economic Modelling**, Elsevier, v. 88, p. 280–292, 2020.
- JUNIOR, C. J. C. Choques estocásticos na renda mundial e os efeitos na economia brasileira. **Revista Economia & Tecnologia**, UFPR, v. 9, p. 4, 2013.
- JUNIOR, L. d. S. M.; OLIVEIRA, C. A. d.; JACINTO, P. d. A. O papel da política fiscal local no crescimento econômico de cidades: uma evidência empírica para o brasil. **Encontro Nacional de Economia - ANPEC**, v. 34, 2006.

- KANCZUK, F. Brazil through the eyes of chorinho. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 35, n. 2, p. 171–195, 2015.
- KIM, J. Functional equivalence between intertemporal and multisectoral investment adjustment costs. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Elsevier, v. 27, n. 4, p. 533–549, 2003.
- KLEINMAN, B.; LIU, E.; REDDING, S. J. Dynamic spatial general equilibrium. n. 29101, 2021.
- KOCIEŃCKI, A.; KOLASA, M. Global identification of linearized dsge models. **Quantitative Economics**, Wiley Online Library, v. 9, n. 3, p. 1243–1263, 2018.
- KOMUNJER, I.; NG, S. Dynamic identification of dynamic stochastic general equilibrium models. **Econometrica**, Wiley Online Library, v. 79, n. 6, p. 1995–2032, 2011.
- KOOP, G.; PESARAN, M. H.; SMITH, R. P. On identification of bayesian dsge models. **Journal of Business & Economic Statistics**, Taylor & Francis, v. 31, n. 3, p. 300–314, 2013.
- KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica**, JSTOR, p. 1345–1370, 1982.
- KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. The computational experiment: an econometric tool. **Journal of Economic Perspectives**, v. 10, n. 1, p. 69–85, 1996.
- LEEPER, E. M.; SIMS, C. A. Toward a modern macroeconomic model usable for policy analysis. **NBER Macroeconomics Annual**, MIT Press, v. 9, p. 81–118, 1994.
- LELE, S. R.; NADEEM, K.; SCHMULAND, B. Estimability and likelihood inference for generalized linear mixed models using data cloning. **Journal of the American Statistical Association**, Taylor & Francis, v. 105, n. 492, p. 1617–1625, 2010.
- LINDLEY, D. V. Bayesian statistics. a review. In: **CBMS-NSF REGIONAL CONFERENCE SERIES IN APPLIED MATHEMATICS**. Philadelphia, 1971.
- LONG JR, J. B.; PLOSSER, C. I. Real business cycles. **The Journal of Political Economy**, The University of Chicago Press, p. 39–69, 1983.
- LUCAS JR, R. Econometric policy evaluation: a critique. In: **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**. [S. l.]: Elsevier, 1976. v. 1, n. 1, p. 19–46.
- MARCELLINO, M.; RYCHALOVSKA, Y. Forecasting with a dsge model of a small open economy within the monetary union. **Journal of Forecasting**, Wiley Online Library, v. 33, n. 5, p. 315–338, 2014.
- MCGRATTAN, E. R. The macroeconomic effects of distortionary taxation. **Journal of Monetary Economics**, Elsevier, v. 33, n. 3, p. 573–601, 1994.
- MEDINA, J. P.; SOTO, C. The chilean business cycles through the lens of a stochastic general equilibrium model. **Bank of Chile Working Papers**, v. 457, 2007.
- MIAO, J. **Economic dynamics in discrete time**. [S. l.]: MIT press, 2020.
- MUTSCHLER, W. **Local identification of nonlinear and non-gaussian DSGE models**. [S. l.]: Westfaelische Wilhelms-Universitaet Muenster (Germany), 2016.

- OKANO, M.; IDA, D.; KITANO, S.; MATSUBAYASHI, Y. **Development of a regional DSGE model in Japan: empirical evidence of economic stagnation in the Kansai economy.** [S. l.], 2015.
- PAIVA, W.; TROMPIERI, N.; PEREIRA, R.; PENNA, C.; LUCIO, F. Um modelo de equilíbrio geral para o estado do ceará: o modelo de análises regionais estático – mares/ce. In: XIV ENCONTRO CEARÁEM DEBATE, IPECE. [S. l.], 2018.
- PEDEMONTE, M.; HERREÑO, J. The geographic effects of monetary policy. **Federal Reserve Bank of Cleveland Working Papers**, n. WP 22-15, 2022.
- PFEIFER, J. **A guide to specifying observation equations for the estimation of DSGE models.** [S. l.], 2014.
- PIZZUTO, P. Regional effects of monetary policy in the us: an empirical re-assessment. **Economics Letters**, Elsevier, v. 190, p. 109062, 2020.
- QU, Z.; TKACHENKO, D. Identification and frequency domain quasi-maximum likelihood estimation of linearized dynamic stochastic general equilibrium models. **Quantitative Economics**, Wiley Online Library, v. 3, n. 1, p. 95–132, 2012.
- QU, Z.; TKACHENKO, D. Global identification in dsge models allowing for indeterminacy. **The Review of Economic Studies**, Oxford University Press, v. 84, n. 3, p. 1306–1345, 2017.
- RAMEY, V. A.; SHAPIRO, M. D. Costly capital reallocation and the effects of government spending. In: ELSEVIER. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy.** [S. l.], 1998. v. 48, p. 145–194.
- RATTO, M.; ISKREV, N. Computational advances in analyzing identification of dsge models. In: **6th DYNARE Conference, June.** [S. l.: s. n.], 2010. p. 3–4.
- RICKMAN, D. S. Modern macroeconomics and regional economic modeling. **Journal of Regional Science**, Wiley Online Library, v. 50, n. 1, p. 23–41, 2010.
- ROTEMBERG, J. J.; WOODFORD, M. An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. **NBER Macroeconomics Annual**, MIT Press, v. 12, p. 297–346, 1997.
- ROTHENBERG, T. J. Identification in parametric models. **Econometrica**, JSTOR, p. 577–591, 1971.
- SANTOS, A. S. **Regras de política fiscal em um Modelo DSGE uma análise a partir da regra de gastos fixos e de superávit primário.** Tese (Doutorado) – Universidade de Brasília, 2017.
- SCHMITT-GROHÉ, S.; URIBE, M. What’s news in business cycles. **Econometrica**, Wiley Online Library, v. 80, n. 6, p. 2733–2764, 2012.
- SERRANO, F. M. **Impacto regional da política monetária no Brasil: uma abordagem bayesiana.** Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2015.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and methodology. **Journal of Economic Perspectives**, v. 10, n. 1, p. 105–120, 1996.

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

SMETS, F.; WOUTERS, R. Shocks and frictions in us business cycles: a bayesian dsge approach. **American economic review**, v. 97, n. 3, p. 586–606, 2007.

TAMEGAWA, K. Two-region dsge analysis of regionally targeted fiscal policy. **Review of Regional Studies**, v. 42, n. 3, p. 249–263, 2012.

TAMEGAWA, K. Constructing a small-region dsge model. **ISRN Economics**, Hindawi Publishing Corporation, v. 2013, 2013.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. In: ELSEVIER. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**. [S. l.], 1993. v. 39, p. 195–214.

TELES, V. K.; JÚNIOR, C. J. C.; ROSA, R. M. Investment-specific technological change and the brazilian macroeconomy. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 35, n. 2, p. 233–264, 2015.

TIAO, G. C.; ZELLNER, A. On the bayesian estimation of multivariate regression. **Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)**, Wiley Online Library, v. 26, n. 2, p. 277–285, 1964.

VALLI, M.; CARVALHO, F. A. Interação fiscal e política monetária: uma análise baseada em simulação de um novo modelo dsge keynesiano de dois países com famílias heterogêneas. **Bank of Italy Occasional Paper**, 2010.

VEREDA, L.; CAVALCANTI, M. A. **Modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) para a economia brasileira: versão 1**. Brasília, Brasil, 2010.

VILLAVERDE, J. F.; RAMÍREZ, J. F. R.; SCHORFHEIDE, F. Solution and estimation methods for dsge models. In: **Handbook of Macroeconomics**. [S. l.]: Elsevier, 2016. v. 2, p. 527–724.