



Universidade
Federal
Fluminense

FACULDADE DE ECONOMIA

VICTOR KOICHI NOMI

**CHOQUES MONETÁRIOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE A PARTIR DE UM
MODELO DSGE COM RIGIDEZ DE SALÁRIOS**

NITERÓI – RJ

2019

VICTOR KOICHI NOMI

**CHOQUES MONETÁRIOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE A PARTIR DE UM
MODELO DSGE COM RIGIDEZ DE SALÁRIOS**

Choques monetários no Brasil: uma análise a
partir de um modelo DSGE com rigidez de salá-
rios

Orientador:

Antonio Carlos Fiorencio Soares da Cunha

Niterói – RJ

2019

Ficha catalográfica automática - SDC/BEC
Gerada com informações fornecidas pelo autor

N799c Nomi, Victor Koichi
Choques monetários no Brasil: uma análise a partir de um modelo DSGE com rigidez de salários / Victor Koichi Nomi ; Antonio Carlos Fiorencio Soares da Cunha, orientador. Niterói, 2019.
42 f.

Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas)-Universidade Federal Fluminense, Faculdade de Economia, Niterói, 2019.

1. Macroeconomia. 2. Política monetária. 3. Produção intelectual. I. Cunha, Antonio Carlos Fiorencio Soares da, orientador. II. Universidade Federal Fluminense. Faculdade de Economia. III. Título.

CDD -

VICTOR KOICHI NOMI

**CHOQUES MONETÁRIOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE A PARTIR DE UM
MODELO DSGE COM RIGIDEZ DE SALÁRIOS**

Choques monetários no Brasil: uma análise a
partir de um modelo DSGE com rigidez de salá-
rios

Trabalho aprovado em 05/12/2019

BANCA EXAMINADORA

**Prof. Dr. Antonio Carlos Fiorencio Soares
da Cunha** – Orientador
Universidade Federal Fluminense

Prof. Dr. Luciano Vereda Oliveira
Universidade Federal Fluminense

Prof. Dr. Carlos Enrique Guanzioli
Universidade Federal Fluminense

À minha avó, Tomie Ito

AGRADECIMENTOS

À minha família, agradeço pelo apoio constante durante esses cinco anos.

Ao professor Antonio Fiorencio, agradeço pela orientação e pelos valiosos conselhos ao longo da minha graduação.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1	– Funções de resposta ao impulso após um choque monetário (ε^m)	30
Figura 2	– Comparação das funções de resposta ao impulso do modelo base com/sem rigidez de salários após um choque monetário (ε^m)	31
Figura 3	– Comparação das funções de resposta ao impulso do modelo base com/sem rigidez de preços após um choque monetário (ε^m)	32
Figura 4	– Funções de resposta ao impulso após um choque de tecnologia (A_t)	33
Figura 5	– Funções de resposta ao impulso após um choque de gastos públicos (G_t)	34
Figura 6	– Funções de resposta ao impulso após um choque na desutilidade do trabalho (ξ_t^L)	35
Figura 7	– Funções de resposta ao impulso após um choque de preferência (ξ_t^E)	36
Figura 8	– Funções de resposta ao impulso após um choque na meta de inflação (π_t^{tar})	37
Figura 9	– Funções de resposta ao impulso após um choque no prêmio de risco (ξ_t^b)	38

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Parâmetros calibrados	26
Tabela 2 – Decomposição da variância para horizonte de um ano (Valores em %) . . .	39
Tabela 3 – Decomposição da variância para horizonte de dois anos e meio (Valores em %) . . .	39
Tabela 4 – Decomposição da variância para horizonte de vinte e cinco anos (Valores em %)	40

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
2	MODELO	12
2.1	Famílias	12
2.1.1	Decisão do consumo	12
2.1.2	Decisão do salário	14
2.2	Firmas do setor de bens finais	17
2.2.1	Derivação do índice geral de preços	18
2.3	Firmas do setor de bens intermediários	18
2.4	Autoridade monetária	21
2.5	Condições de equilíbrio	21
3	CALIBRAÇÃO E <i>STEADY STATE</i>	25
4	RESULTADOS	29
4.1	Funções de resposta ao impulso	29
4.1.1	Choque monetário	29
4.1.2	Parametrização alternativa	31
4.1.3	Outros choques	33
4.2	Decomposição da variância	38
5	CONCLUSÃO	41
6	REFERÊNCIAS	42

1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, a taxa de inflação, medida pelo Índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), ficou consistentemente acima do centro da meta estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), acumulando o valor de 10,67% no ano de 2015. Nesse mesmo sentido, a economia brasileira sofreu, e ainda sofre, com baixas taxas de crescimento econômico desde a estabilização do nível de preços. Em um contexto como esse, torna-se relevante a averiguação sistemática da potência da política monetária, uma vez que o Banco Central utiliza a taxa de juros como instrumento para controlar a inflação, o que também gera efeitos sobre o produto agregado da economia. Seguindo esse raciocínio, também é interessante investigar o impacto quantitativo de choques monetários sobre a trajetória de outras variáveis macroeconômicas, como salário real e consumo das famílias.

Desde a crítica de [Lucas \(1976\)](#), a literatura macroeconômica passou a utilizar modelos microfundamentados para realizar simulações e análises de impacto de políticas econômicas, já que os modelos DSGE — *Dynamic Stochastic General Equilibrium* — são construídos por meio de problemas de otimização dos agentes econômicos, tal que os parâmetros estruturais são *policy invariant*. Além disso, ao analisar a política monetária, é imperativo que o modelo introduza um ambiente de rigidez nominal. [Goodfriend e King \(1997\)](#) mostram que os efeitos de choques monetários se assemelham com os efeitos de choques fiscais e de produtividade, uma vez que as variações no mark-up médio das firmas — introduzido pelo ambiente de concorrência imperfeita — afetam os retornos marginais dos fatores de maneira similar aos choques de tecnologia. A introdução do mecanismo de rigidez nominal de preços, em um contexto de mudanças na política monetária, faz com que os encaixes reais da economia se alterem no curto e médio prazo, já que o nível geral de preços se ajusta gradativamente. Isso implica que a curva de oferta agregada de curto prazo será positivamente inclinada. Assim, a introdução dessas hipóteses tenta explicar o canal de transmissão da política monetária nos modelos novo-keynesianos.

Inicialmente, procurar-se-á adaptar e simplificar um dos modelos DSGE apresentados por [Christiano, Eichenbaum e Evans \(2005\)](#) com o objetivo de analisar choques de política monetária no Brasil. Esses autores apontam que um modelo teórico com rigidez nominal de preços e salários é capaz de capturar as dinâmicas das variáveis macroeconômicas da economia americana. Com efeito, o modelo gera uma resposta persistente da inflação em relação à um choque de política monetária. As trajetórias de outras variáveis relevantes (*e.g.* consumo e produto), após um choque monetário, seguem um padrão *hump shaped*, sendo consistentes com as funções de resposta ao impulso empíricas geradas por meio de um modelo de vetores autorregressivos.

Outros estudos também investigam o impacto de diferentes regras de política monetária ótima sobre o bem-estar da sociedade. [Clarida, Gali e Gertler \(1999\)](#) constroem o modelo

novo-keynesiano canônico de três equações — IS intertemporal, curva de Phillips e regra de política monetária *i.e.* regra de Taylor —, e demonstram a existência de ganhos de bem-estar com o uso de regras de política monetária. Entre essa classe de artigos, [Schmitt-Grohe e Uribe \(2007\)](#) observam que existe um aumento no custo de bem-estar de acordo com o crescimento da sensibilidade da taxa de juros em relação ao componente cíclico da economia. Isso implica que erros na condução da política monetária são cometidos quando o *policymaker* não resiste a tentação de utilizar a taxa de juros de curto prazo para ajustar as flutuações do produto.

Já no contexto brasileiro, [Vasconcelos e Divino \(2012\)](#) estimam, via métodos bayesianos, um modelo DSGE inspirado em [Smets e Wouters \(2007\)](#) para analisar o desempenho da política monetária brasileira. Após a realização do exercício de estimação dos parâmetros estruturais, encontra-se que a autoridade monetária, durante o período de 2000-2009, não atribuiu um peso alto para o hiato do produto na regra de juros. A propagação do choque monetário sobre a dinâmica das variáveis endógenas, por sua vez, se assemelha com resultados empíricos da literatura. Um choque positivo na taxa de juros gera uma queda no produto via o canal de demanda agregada, gerando uma resposta negativa na taxa de inflação, no consumo e no investimento. Além disso, no lado fiscal do modelo, um choque de gastos pode ser interpretado como um choque positivo na demanda agregada da economia, o que resulta em um aumento da inflação. Consequentemente, a autoridade monetária aumenta a taxa de juros nominal como resposta à essa dinâmica inflacionária.

Para a análise de períodos mais recentes, [Kanczuk \(2015\)](#), além de realizar a decomposição do crescimento da economia brasileira através de um modelo de médio porte, também observa que, ao longo do período de 2003–2013, a política monetária diminuiu seu impacto sobre o comportamento da inflação. Nesse sentido, formula-se a hipótese que o Banco Central, durante parte desse período, tornou-se complacente com o nível geral de preços, aumentando a taxa de sacrifício da economia brasileira. Isso é justificado pelo fato de que as expectativas de inflação são afetadas pela postura da autoridade monetária, alterando o grau de impacto da contração econômica frente à uma política monetária mais apertada.

Da mesma maneira que os autores citados acima, o modelo proposto nesse trabalho inclui a hipótese de rigidez de salários, formação de hábito dos consumidores, rigidez de preços e concorrência imperfeita. Uma das distinções em relação aos trabalhos citados acima é que os parâmetros estruturais do modelo serão, por simplicidade, calibrados ao invés de estimados, em que os valores propostos seguem o padrão da literatura DSGE voltada para a economia brasileira.

Os valores dos estados estacionários das variáveis endógenas do modelo são encontrados por meio do *solver* do *MatLab*. Por fim, o modelo é solucionado com o pacote *Dynare*, sendo que a solução do sistema de equações em diferenças estocásticas linearizadas com expectativas racionais segue a metodologia apresentada por [Blanchard e Kahn \(1980\)](#).

O trabalho, portanto, é dividido em quatro partes: no capítulo 2 é apresentada a derivação do modelo; no capítulo 3 são apresentadas as tabelas com os valores dos parâmetros calibrados

e as equações que caracterizam o estado estacionário do modelo; o capítulo 4 realiza uma exposição e interpretação dos resultados; o capítulo 5 faz uma conclusão geral sobre o trabalho.

2 MODELO

A construção do modelo proposto neste trabalho segue a proposta apresentada por [Christiano, Eichenbaum e Evans \(2005\)](#), em que o modelo é dividido em três blocos principais: (i) famílias; (ii) firmas do setor de bens finais; (iii) firmas do setor de bens intermediários. O modelo apresenta rigidez nominal de preços, rigidez nominal de salários, indexação de preços, indexação de salários e formação de hábito. No entanto, diferentemente do artigo citado acima, omite-se a presença do estoque de capital. Cada partição do modelo é definido por um problema de otimização intertemporal de horizonte infinito¹, e a solução desses problemas geram as equações de equilíbrio que caracterizam a economia artificial.

Como o passo a passo da derivação do modelo não é apresentado dentro do artigo de referência, [Gali \(2008\)](#), [Smets e Wouters \(2003\)](#), [Smets e Wouters \(2007\)](#) e [Sims \(2017\)](#) são utilizados como base para derivar o modelo dentro de um *framework* novo-keynesiano tradicional. Dessa forma, as firmas dos bens finais, que disputam em um mercado de concorrência perfeita, são consideradas firmas "empacotadoras" pois agregam os bens intermediários para produzir o bem final. Já as firmas do setor de bens intermediários concorrem em um cenário de concorrência monopolística, sendo que o preço dos bens intermediários passa a ser uma variável de escolha no problema de maximização de lucro sujeita à restrição da demanda de bens intermediários por parte das firmas do setor de bens finais. Nessa mesma parte do modelo é introduzida a rigidez nominal de preços, e a metodologia segue a ideia proposta por [Calvo \(1983\)](#), ou seja, as firmas do setor de bens intermediários têm uma probabilidade fixa de, a cada período do tempo, reajustar o nível de preços para seu nível ótimo. Esse mecanismo pode ser interpretado como um sorteio aleatório a cada período do tempo, onde as firmas sorteadas reajustam seus preços para o nível ótimo, enquanto as firmas que não foram sorteadas são obrigadas a repetir o preço anterior corrigido pela inflação do período anterior. As famílias, por sua vez, otimizam uma função de utilidade que depende do consumo e oferta de trabalho.

2.1 Famílias

2.1.1 Decisão do consumo

Primeiramente, supõe-se que existe um contínuo de famílias indexadas por j , tal que $j \in [0, 1]$. O problema de otimização das famílias é separado em duas partes: primeiro é preciso encontrar as condições de primeira ordem do consumo e dos títulos públicos. Na segunda parte, é definido o problema de oferta de trabalho e escolha do salário nominal. Logo, o primeiro problema de otimização é definido pela seguinte equação:

¹ É muito difícil representar a solução de um modelo de otimização com um grande número de períodos. A simplificação de horizonte infinito serve para representar a mesma ideia ao mesmo tempo que torna o problema matematicamente tratável.

$$\max_{\{C_t, B_t, L_{j,t}, W_{j,t}\}} \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \xi_t^E \left(\frac{(C_t - hC_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \xi_t^L \frac{L_{j,t}^{1+\eta}}{1+\eta} \right)$$

onde β é o fator de desconto da impaciência do consumidor, σ^{-1} é a elasticidade intertemporal de substituição do consumo, η^{-1} é a elasticidade intertemporal de oferta de trabalho de Frisch e h é o parâmetro de formação de hábito externo do consumo. Diferentemente do modelo novo-keynesiano simples, considera-se que as famílias derivam utilidade de uma quase primeira diferença entre o consumo atual e consumo do período passado. Essa é uma fonte de rigidez real importante para modelar a persistência das variáveis reais do modelo.

O consumo e oferta de trabalho — que seguem funções no formato CRRA (*constant relative risk aversion*) — são representados por C_t e $L_{j,t}$, respectivamente, enquanto ξ_t^E é um choque intertemporal de preferência e ξ_t^L um choque de desutilidade do trabalho. Além disso, as famílias dependem de uma restrição orçamentária, que é representada por:

$$C_t + \frac{Q_t B_t}{P_t \xi_t^b} \leq \frac{W_{j,t} L_{j,t}}{P_t} - T_t + \frac{B_{t-1}}{P_t} + \frac{Div_t}{P_t} \quad (2.1)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \mathbb{E}_{t-1} B_t = 0$$

Dentro da restrição, P_t representa o nível geral de preços, B_t a quantidade de títulos adquiridos pela família no período t , $W_{j,t}$ o salário nominal por unidade de oferta de trabalho, T_t o tributo *lump-sum* cobrado das famílias e Q_t é o preço do título público. Por simplicidade, o valor de face de Q_t é normalizado para o valor um, o que implica que $Q_t^{-1} \equiv i_t$. Além disso, o lado esquerdo da restrição representa os gastos das famílias durante um período do tempo, e o lado direito os recursos disponíveis no período. A segunda equação apresentada acima é a condição de transversalidade, também chamada de *no Ponzi game condition*. Essa restrição externa garante que as famílias realizem, de fato, a otimização intertemporal. Por fim, Div_t são os dividendos recebidos pela famílias e ξ_t^b é um choque no prêmio de risco dos títulos públicos. Segundo [Smets e Wouters \(2007\)](#), ξ_t^b pode ser interpretado como um *wedge*, que representa ineficiências no mercado de títulos.

Logo, o problema é solucionado via método de Lagrange:

$$\mathcal{L} = \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\xi_t^E \left(\frac{(C_t - hC_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \xi_t^L \frac{L_{j,t}^{1+\eta}}{1+\eta} \right) - \lambda_t \left(C_t + \frac{Q_t B_t}{P_t \xi_t^b} - \dots \right. \right. \\ \left. \left. \dots - \frac{W_{j,t} L_{j,t}}{P_t} + T_t - \frac{B_{t-1}}{P_t} - \frac{Div_t}{P_t} \right) \right]$$

Para encontrar as condições de primeira ordem da primeira parte do problema, derivamos a função acima por C_t , B_t , e igualamos a zero.

$$\begin{aligned}\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C_t} &= \beta^t \xi_t^E (1 - \sigma) \frac{(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma}}{(1 - \sigma)} - \beta^t \lambda_t \\ \Rightarrow \lambda_t &= \xi_t^E (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma} \\ \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial B_t} &= -\beta^t \frac{\lambda_t Q_t}{P_t \xi_t^b} + \beta^{t+1} \mathbb{E}_t \left\{ \frac{\lambda_{t+1}}{P_{t+1}} \right\} \\ \Rightarrow \frac{\lambda_t}{i_t \xi_t^b} &= \beta \mathbb{E}_t \{ \lambda_{t+1} (\pi_{t+1})^{-1} \}\end{aligned}$$

Substituindo o multiplicador de lagrange da primeira equação na segunda, temos que:

$$\frac{\xi_t^E (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma}}{\xi_t^b} = \beta \mathbb{E}_t \{ \xi_{t+1}^E (C_{t+1} - hC_t)^{-\sigma} (\pi_{t+1})^{-1} i_t \} \quad (2.2)$$

A equação (2.2) é chamada de equação de *Euler*, e exhibe o *trade-off* intertemporal entre consumo presente e consumo futuro. Um detalhe importante é que, ao derivar a condição de ótimo do consumo, não é considerado a iteração para um período a frente pois a formação de hábito é externa e não interna.

2.1.2 Decisão do salário

Para a segunda parte do problema das famílias, é necessário derivar a escolha do salário. Como hipótese, supõe-se que existe um sindicato que agrega os diferentes tipos de trabalho ofertados pelas famílias em um *input* homogêneo L_t , e esse fator é ofertado para as firmas que concorrem em um setor competitivo. Além disso, seguindo a própria definição de [Christiano, Eichenbaum e Evans \(2005\)](#), a função agregadora do trabalho segue um formato Dixit-Stiglitz.

$$\Rightarrow L_t = \left(\int_0^1 L_{j,t}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

O parâmetro ϵ é a elasticidade de substituição entre os diferentes tipos de trabalho, sendo que $\epsilon > 1$. Dado isso, o problema de otimização do sindicato é dado por:

$$\max_{\{L_{j,t}\}} W_t \left(\int_0^1 L_{j,t}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} - \int_0^1 W_{j,t} L_{j,t} dj$$

Como solução do problema acima, encontra-se a demanda ótima pelo tipo de trabalho j .

$$\Rightarrow L_{j,t} = \left(\frac{W_{j,t}}{W_t} \right)^{-\epsilon} L_t \quad (2.3)$$

Com as condições do problema do sindicato, pode-se partir para o problema da decisão do salário. Seguindo a metodologia de [Erceg, Henderson e Levin \(2000\)](#), temos que as famílias possuem poder de monopólio sobre a oferta de trabalho. Naturalmente, apesar disso, os indivíduos não podem escolher qualquer nível de salário, pois estão restritos à demanda por parte das firmas.

Nessa parte do modelo é introduzido o mecanismo de rigidez nominal de salários. Para isso, as famílias maximizam a série infinita de utilidade trazida a valor presente pelo fator de desconto da impaciência β , e pelo parâmetro γ_w , que representa a probabilidade de a família não ser capaz de reajustar seu salário para o nível ótimo. Essa modelagem é similar ao problema de determinação do preço sob a metodologia de [Calvo \(1983\)](#), tal que considera-se um sorteio aleatório, em que as famílias sorteadas reajustam seus salários para o nível ótimo, e as não sorteadas reajustam o salário do período anterior pela inflação do período anterior. Essa correção é chamada de indexação salarial, e gera uma persistência relevante sobre o nível de inflação dentro do modelo.

Dessa maneira, o processo de indexação é representado por:

$$W_{j,t} = (\pi_{t-1})^{\theta_w} W_{j,t-1} ,$$

onde θ_w representa o grau de indexação dos salários. Iterando essa equação para frente, chega-se na seguinte forma funcional:

$$W_{j,t+i} = \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{\theta_w} W_t^* \quad (2.4)$$

Assim, utilizando as equações (2.1), (2.3) e (2.4) como restrições, define-se o seguinte problema de decisão do salário:

$$\begin{aligned} & \max_{\{W_t^*\}} \mathbb{E}_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \gamma_w)^i U(C_{t+i}, L_{j,t+i}) \\ & s.a : L_{j,t+i} = \left(\frac{W_{j,t+i}}{W_{t+i}} \right)^{-\epsilon} L_{t+i}; \\ & W_{j,t+i} = \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{\theta_w} W_t^* \\ & C_{t+i} + \frac{B_{t+i}}{i_{t+i} P_{t+i} S_{t+i}^b} \leq \frac{W_{j,t+i} L_{j,t+i}}{P_{t+i}} - T_{t+i} + \frac{B_{t+i-1}}{P_{t+i}} + \frac{Div_{t+i}}{P_{t+i}} \end{aligned}$$

Reescrevendo as restrições:

$$\begin{aligned} \max_{\{W_t^*\}} \mathbb{E}_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\gamma_w)^i U(C_{t+i}, L_{j,t+i}) \\ \text{s.a.} : L_{j,t+i} &= \frac{\left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}}\right)^{-\epsilon\theta_w} W_t^{*\epsilon}}{W_{t+i}^{-\epsilon}} L_{t+i} \\ C_{t+i} &= \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}}\right)^{\theta_w(1-\epsilon)} \frac{W_t^{*1-\epsilon} L_{t+i}}{W_{t+i}^{-\epsilon} P_{t+i}} + \frac{1}{P_{t+i}} \left(B_{t+i-1} + Div_{t+i} - \frac{B_{t+i}}{i_{t+i}\xi_{t+i}^b} \right) \end{aligned}$$

Assim, a condição de primeira ordem para W_t^* é igual a:

$$\begin{aligned} \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\gamma_w)^i \mathbb{E}_t \left\{ U_C(C_{t+i}, L_{j,t+i}) \frac{\partial C_{t+i}}{\partial W_t^*} + U_L(C_{t+i}, L_{j,t+i}) \frac{\partial L_{j,t+i}}{\partial W_t^*} \right\} &= 0 \\ \Rightarrow \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\gamma_w)^i \mathbb{E}_t \left\{ \xi_{t+i}^E (C_{t+i} - hC_{t+i-1})^{-\sigma} (1-\epsilon) \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}}\right)^{\theta_w(1-\epsilon)} \frac{W_t^{*-\epsilon} L_{t+i}}{W_{t+i}^{-\epsilon} P_{t+i}} + \dots \right. \\ &\quad \left. \dots + \epsilon \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}}\right)^{-\epsilon\theta_w} \frac{W_t^{*-1-\epsilon}}{W_{t+i}^{-\epsilon}} L_{t+i} (\xi_{t+i}^E \xi_{t+i}^L L_{j,t+i}^\eta) \right\} = 0 \\ \Rightarrow \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\gamma_w)^i \mathbb{E}_t \left\{ \xi_{t+i}^E (C_{t+i} - hC_{t+i-1})^{-\sigma} (1-\epsilon) \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}}\right)^{\theta_w(1-\epsilon)} \frac{W_t^{*-\epsilon} L_{t+i}}{W_{t+i}^{-\epsilon} P_{t+i}} + \dots \right. \\ &\quad \left. \dots + \epsilon \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}}\right)^{-\epsilon\theta_w} \frac{W_t^{*-1-\epsilon}}{W_{t+i}^{-\epsilon}} \xi_{t+i}^E \xi_{t+i}^L L_{t+i}^{1+\eta} \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}}\right)^{-\eta\epsilon\theta_w} \frac{W_t^{*-\eta\epsilon}}{W_{t+i}^{-\eta\epsilon}} \right\} = 0 \end{aligned}$$

Partindo dessa ideia, chegamos na seguinte expressão para o salário ótimo de reajuste:

$$W_t^{*1+\epsilon\eta} = \left(\frac{\epsilon}{\epsilon-1}\right) \frac{\sum_{i=0}^{\infty} (\beta\gamma_w)^i \mathbb{E}_t \left\{ \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}}\right)^{\epsilon\theta_w(1+\eta)} w_{t+i}^{\epsilon(1+\eta)} P_{t+i}^{\epsilon(1+\eta)} \xi_{t+i}^E \xi_{t+i}^L L_{t+i}^{1+\eta} \right\}}{\sum_{i=0}^{\infty} (\beta\gamma_w)^i \mathbb{E}_t \left\{ \xi_{t+i}^E (C_{t+i} - hC_{t+i-1})^{-\sigma} \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}}\right)^{\theta_w(1-\epsilon)} w_{t+i}^{\epsilon} P_{t+i}^{\epsilon-1} L_{t+i} \right\}} \quad (2.5)$$

Como a equação de equilíbrio do modelo — em sua versão não linear — envolve uma divisão com somas infinitas, não é possível inserir sua forma analítica diretamente no computador. Para resolver esse problema, é possível reescrever essa equação através da criação de duas variáveis auxiliares (ver [Christiano, Trabandt e Walentin \(2010\)](#), [Ornellas e Portugal \(2011\)](#) e [Sims \(2017\)](#)). Define-se, portanto, as seguintes variáveis auxiliares:

$$\begin{aligned}\mathcal{X}_{1,t} &\equiv \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\gamma_w)^i \mathbb{E}_t \left\{ \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{-\epsilon\theta_w(1+\eta)} w_{t+i} \xi_{t+i}^E \xi_{t+i}^L L_{t+i}^{1+\eta} \right\} \\ \mathcal{X}_{2,t} &\equiv \sum_{i=0}^{\infty} \mathbb{E}_t \left\{ \xi_{t+i}^E (C_{t+i} - hC_{t+i-1})^{-\sigma} \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{\theta_w(1-\epsilon)} w_{t+i}^\epsilon L_{t+i} \right\} \\ &\Rightarrow w_t^* = \left(\frac{\epsilon}{\epsilon-1} \frac{\mathcal{X}_{1,t}}{\mathcal{X}_{2,t}} \right)^{\frac{1}{1+\epsilon\eta}}\end{aligned}\quad (2.6)$$

A equação (2.6) expressa o salário ótimo de reajuste. No caso acima, há uma breve mudança de notação, tal que $w_t \equiv \frac{W_t}{P_t}$ é o salário em termos reais. Com isso, é possível abstrair o somatório infinito das variáveis auxiliares, e escrevemos as equações de forma recursiva.

$$\mathcal{X}_{1,t} \equiv w_t^{\epsilon(1+\eta)} \xi_t^E \xi_t^L L_t^{1+\eta} + \beta\gamma_w (\pi_t)^{-\epsilon\theta_w(1+\eta)} \mathbb{E}_t \{ \mathcal{X}_{1,t+1} (\pi_{t+1})^{\epsilon(1+\eta)} \} \quad (2.7)$$

$$\mathcal{X}_{2,t} \equiv \xi_t^E (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma} w_t^\epsilon L_t + \beta\gamma_w (\pi_t)^{\theta_w(1-\epsilon)} \mathbb{E}_t \{ \mathcal{X}_{2,t+1} (\pi_{t+1})^{\epsilon-1} \} \quad (2.8)$$

As definições acima são quase iguais as equações derivadas por Sims (2017), mas também incorporam os choques de preferências e o componente inflacionário gerado pela indexação de salários. Além disso, a forma funcional da utilidade marginal da renda, que aparece na equação (2.8), também é diferente, pois o modelo proposto considera formação de hábito externa no consumo.

2.2 Firms do setor de bens finais

A otimização da firma empacotadora também segue o padrão da literatura. Supõe-se que existe uma firma representativa, e que sua função de produção também segue um formato agregador do tipo Dixit-Stiglitz, ou seja

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_{z,t}^{\frac{\nu-1}{\nu}} dz \right)^{\frac{\nu}{\nu-1}},$$

em que a firma agrega um conjunto de bens intermediários para produzir o bem final. O parâmetro ν representa a elasticidade de substituição dos bens intermediários. Dessa maneira, o problema pode ser definido por:

$$\max_{\{Y_{z,t}\}} P_t \left(\int_0^1 Y_{z,t}^{\frac{\nu-1}{\nu}} dz \right) - \int_0^1 P_{z,t} Y_{z,t} dz$$

A otimização resulta na expressão de demanda ótima por bens intermediários, que é apresentada como:

$$Y_{z,t} = Y_t \left(\frac{P_{z,t}}{P_t} \right)^{-\nu} \quad (2.9)$$

2.2.1 Derivação do índice geral de preços

Além de apresentar a demanda ótima, também é preciso especificar a equação geral para o nível geral de preços. Isso será útil para definir a equação de equilíbrio que abstrai da heterogeneidade das firmas. Logo, considera-se que $P_t Y_t = \int_0^1 Y_{z,t} P_{z,t} dz$. Substituindo a equação (2.9), nessa expressão, chegamos em:

$$P_t^{1-\nu} = \int_0^1 P_{z,t}^{1-\nu} dz \quad (2.10)$$

2.3 Firms do setor de bens intermediários

O problema de otimização da firma intermediária difere do problema da firma do bem final, uma vez que considera-se concorrência imperfeita e rigidez nominal de preços *a la* Calvo (1983). Nesse caso, supõe-se que existe um número contínuo de firmas num intervalo fechado $[0, 1]$. Essas firmas produzem diferentes bens intermediários, denotados por $Y_{z,t}$, tal que $z \in [0, 1]$, e a função de produção observada por todas essas firmas é definida por:

$$Y_{z,t} = A_t L_{z,t} \quad \forall z \in [0, 1]$$

Por simplicidade, omitimos a presença do estoque de capital da função de produção. A variável A_t representa a tecnologia ou a produtividade total dos fatores. Já $L_{z,t}$ é a quantidade de trabalho contratado para produzir o bem intermediário z no período t . Dessa forma, o problema é dividido em duas etapas: (i) primeiro é preciso realizar a minimização dos custos sujeitos à demanda de bens intermediários por parte das firmas do setor de bens finais; (ii) no segundo momento, maximiza-se o fluxo de lucros futuros trazidos a valor presente. Seguindo a mesma abordagem apresentada por Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), definimos uma função valor do problema de minimização para encontrar o custo marginal em termos nominais.

$$S_t(Y) = \min_{\{L_{z,t}\}} \{W_t L_{z,t} \mid s.a : Y_{z,t} = A_t L_{z,t}\}$$

Pelo Teorema do Envelope, $\frac{\partial S(Y)}{\partial Y} = \frac{\partial \mathcal{L}^*}{\partial Y} = s_t$. Assim, ao derivar a função valor pela variável de estado, encontramos o valor do multiplicador de Lagrange do problema de minimização.

Como o problema minimiza o custo total da firma, o multiplicador representa o custo marginal nominal da firma, *i.e.* $s_t = \frac{W_t}{A_t}$. Essa ideia também se aplica para o problema de maximização de utilidade do consumidor, tal que o multiplicador de Lagrange, nesse caso, seria equivalente à utilidade marginal da renda.

Para a segunda parte do problema, a firma realiza a otimização dos fluxos de lucros futuros trazidos a valor presente pelo fator estocástico de desconto, definido por $\Delta_{t,t+i} \equiv \beta^i \mathbb{E}_t \frac{\lambda_{t+i}}{\lambda_t}$. Como foi mencionado acima, a variável λ_t representa a utilidade marginal da renda das famílias, e é definida, nesse caso específico, por $\lambda_t = \xi_t^E (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma}$.

Seguindo o mesmo mecanismo da decisão do salário, considera-se que as as firmas sorteadas reajustam o nível de preços para o nível ótimo, e as não sorteadas definem o preço corrente como o preço do período anterior corrigido pela inflação. Como o mecanismo de indexação é o mesmo, temos a mesma forma funcional para o comportamento do preço.

$$P_{z,t+i} = \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{\theta_p} P_t^* \quad (2.11)$$

Então, utilizando as equações (2.9) e (2.11) como restrições, as firmas maximizam de modo que:

$$\begin{aligned} \max_{\{P_t^*\}} \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_p^i \mathbb{E}_t \{ \Delta_{t,t+i} (P_{z,t+i} Y_{z,t+i} - \Psi_{t+i}(Y_{z,t+i})) \} \\ \text{s.a. : } P_{z,t+i} &= \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{\theta_p} P_t^* \\ Y_{z,t+i} &= \left(\frac{P_{z,t+i}}{P_{t+i}} \right)^{-\nu} Y_{t+i} \end{aligned}$$

onde γ_p é o parâmetro estrutural que representa a probabilidade de a firma não ser capaz de reotimizar seu preço, e θ_p é o grau de indexação dos preços. As variáveis $Y_{z,t+i}$ e $P_{z,t+i}$ representam o bem intermediário produzido pela firma z e o preço do bem, respectivamente, enquanto $\Psi_{t+i}(Y_{z,t+i})$ é a função de custo das firmas.

Reescrevendo as restrições do problema, temos que:

$$\begin{aligned} Y_{z,t+i} &= \left(\left[\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right]^{\theta_p} \frac{P_t^*}{P_{t+i}} \right)^{-\nu} Y_{t+i} \\ \Rightarrow Y_{z,t+i} &= \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{-\theta_p \nu} \frac{P_t^{*-\nu}}{P_{t+i}^{-\nu}} Y_{t+i} \end{aligned}$$

Com isso, obtemos a seguinte condição de primeira ordem:

$$\begin{aligned} &\Rightarrow \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_p^i \mathbb{E}_t \left\{ \Delta_{t,t+i} \left(\frac{\partial P_{z,t+i}}{\partial P_t^*} Y_{z,t+i} + P_{z,t+i} \frac{\partial Y_{z,t+i}}{\partial P_t^*} - \Psi'(Y_{z,t+i}) \frac{\partial Y_{z,t+i}}{\partial P_t^*} \right) \right\} = 0 \\ &\Rightarrow \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_p^i \mathbb{E}_t \left\{ \Delta_{t,t+i} \left[\left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{\theta_p(1-\nu)} \frac{P_t^{*-\nu}}{P_{t+i}^{-\nu}} Y_{t+i} - \nu \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{\theta_p(1-\nu)} \frac{P_t^{*-\nu}}{P_{t+i}^{-\nu}} Y_{t+i} - \dots \right. \right. \\ &\quad \left. \left. \dots - s_{t+i}(-\nu) \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{-\theta_p \nu} \frac{P_t^{*-\nu-1}}{P_{t+i}^{-\nu}} Y_{t+i} \right] \right\} = 0 \end{aligned}$$

A derivação acima utiliza a regra da cadeia e considera que $\Psi'(Y_{z,t+i})$ equivale ao custo marginal nominal s_{t+i} . A partir dessa ideia, define-se $CMg_{t+i} \equiv \frac{s_{t+i}}{P_{t+i}}$ como o custo marginal real, e substituímos a expressão do fator estocástico de desconto para encontrar a expressão do preço ótimo de reajuste.

$$\begin{aligned} &\Rightarrow \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_p^i \mathbb{E}_t \left\{ \Delta_{t,t+i} \left[\left(\left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{\theta_p(1-\nu)} \frac{P_t^{*-\nu}}{P_{t+i}^{-\nu}} \right) (1-\nu) + \nu s_{t+i} \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{-\theta_p \nu} \dots \right. \right. \\ &\quad \left. \left. \dots \frac{P_t^{*-\nu-1}}{P_{t+i}^{-\nu}} Y_{t+i} \right] \right\} = 0 \\ &\Rightarrow P_t^* = \left(\frac{\nu}{\nu-1} \right) \frac{\sum_{i=0}^{\infty} (\beta \gamma_p)^i \mathbb{E}_t \left\{ \frac{\lambda_{t+i}}{\lambda_t} \frac{P_t}{P_{t+i}} \left(CMg_{t+i} P_{t+i}^{1+\nu} \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{-\theta_p \nu} Y_{t+i} \right) \right\}}{\sum_{i=0}^{\infty} (\beta \gamma_p)^i \mathbb{E}_t \left\{ \frac{\lambda_{t+i}}{\lambda_t} \frac{P_t}{P_{t+i}} \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{\theta_p(1-\nu)} P_{t+i}^{\nu} Y_{t+i} \right\}} \\ &= \left(\frac{\nu}{\nu-1} \right) \frac{\sum_{i=0}^{\infty} (\beta \gamma_p)^i \mathbb{E}_t \left\{ \xi_{t+i}^E (C_{t+i} - h C_{t+i-1})^{-\sigma} P_{t+i}^{\nu} CMg_{t+i} \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{-\theta_p \nu} Y_{t+i} \right\}}{\sum_{i=0}^{\infty} (\beta \gamma_p)^i \mathbb{E}_t \left\{ \xi_{t+i}^E (C_{t+i} - h C_{t+i-1})^{-\sigma} P_{t+i}^{\nu-1} \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{\theta_p(1-\nu)} Y_{t+i} \right\}} \end{aligned}$$

Assim como no caso do problema da decisão do salário, é preciso expressar as somas infinitas utilizando variáveis auxiliares. Logo:

$$\begin{aligned}
Z_{1,t} &\equiv \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\gamma_p)^i \mathbb{E}_t \{ \xi_{t+i}^E (C_{t+i} - hC_{t+i-1})^{-\sigma} CMg_{t+i} \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{-\theta_p \nu} Y_{t+i} \} \\
Z_{2,t} &\equiv \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\gamma_p)^i \mathbb{E}_t \{ \xi_{t+i}^E (C_{t+i} - hC_{t+i-1})^{-\sigma} \left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{\theta_p(1-\nu)} Y_{t+i} \} \\
\Rightarrow \frac{P_t^*}{P_t} &= \left(\frac{\nu}{\nu-1} \right) \frac{Z_{1,t}}{Z_{2,t}} \tag{2.12}
\end{aligned}$$

Seguindo a mesma ideia da derivação das equações (2.7) e (2.8), as equações das variáveis auxiliares são reescritas de forma recursiva.

$$Z_{1,t} \equiv \xi_t^E (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma} CMg_t Y_t + \beta\gamma_p (\pi_t)^{-\theta_p \nu} \mathbb{E}_t \{ Z_{1,t+1} (\pi_{t+1})^\nu \} \tag{2.13}$$

$$Z_{2,t} \equiv \xi_t^E (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma} Y_t + \beta\gamma_p (\pi_t)^{\theta_p(1-\nu)} \mathbb{E}_t \{ Z_{2,t+1} (\pi_{t+1})^{\nu-1} \} \tag{2.14}$$

2.4 Autoridade monetária

Dentro do grande conjunto de possibilidades para a especificação de uma regra de Taylor, assume-se que a autoridade monetária segue a seguinte regra:

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + \phi_\pi (\mathbb{E}_t \pi_{t+1} - \pi_t^{tar}) + \varepsilon_t^m \tag{2.15}$$

onde ρ_i é o parâmetro de suavização da taxa de juros e π_t^{tar} é o processo estocástico da meta de inflação. Essa especificação serve para representar as mudanças na meta ao longo do tempo. Além disso, ε_t^m é um choque de política monetária, e segue uma distribuição Normal i.i.d. com média zero e variância constante. Logo, o Banco Central reage aos desvios da expectativa de inflação em relação à meta aumentando ou diminuindo a taxa nominal de juros.

Adiantando uma informação importante do capítulo três, o parâmetro ϕ_π é calibrado de forma que seu valor seja maior do que um, pois é preciso respeitar o princípio de Taylor. Esse conceito afirma que a taxa de juros deve aumentar proporcionalmente mais do que a taxa de inflação, caso contrário geram-se instabilidades locais na solução do sistema de equações do modelo.

2.5 Condições de equilíbrio

A primeira condição de equilíbrio é representada pela identidade do produto, que equivale a soma do consumo das famílias mais o gasto do governo². Para derivar essa identidade, primeiro

² Por simplicidade, consideramos que o gasto segue um processo AR(1) assim como a tecnologia e os choques inter e intratemporais de preferência.

considera-se que $Div_t = \int_0^1 Div_{z,t} dz$, sendo que Div_t representa os dividendos adquiridos pelas famílias, e aparece no lado direito da restrição orçamentária das famílias, apresentada pela equação (2.1). Essa variável também representa o lucro distribuído pelas firmas. Então:

$$\begin{aligned} Div_t &= \int_0^1 P_{z,t} Y_{z,t} - W_t L_{z,t} dz \\ &= P_t Y_t - W_t L_t \end{aligned}$$

Substituindo essa definição na restrição orçamentária agregada das famílias, temos que:

$$Y_t = C_t + G_t \quad (2.16)$$

Partindo agora da função de produção da firma intermediária — $Y_{z,t} = A_t L_{z,t}$ —, e dado que $\int_0^1 A_t L_{z,t} dz = A_t L_t$, tem-se:

$$\begin{aligned} A_t L_t &= Y_t \int_0^1 \left(\frac{P_{z,t}}{P_t} \right)^{-\nu} dz \\ \Rightarrow Y_t &= \frac{A_t L_t}{\Gamma_{p,t}} \end{aligned} \quad (2.17)$$

onde $\Gamma_{p,t} = \int_0^1 \left(\frac{P_{z,t}}{P_t} \right)^{-\nu} dz$ é o índice de dispersão de preços relativos. A equação (2.17) expressa a ideia de que a inflação é uma fonte de ineficiência sobre o sistema econômico. Quando o nível geral de preços sobe, existem firmas que não conseguem reajustar seus preços, gerando uma dispersão no nível de preços relativos. Naturalmente, isso gera distorções nas alocações de recursos, e é preciso uma maior quantidade de fatores de produção para gerar o mesmo nível de produto.

Para derivar a equação de equilíbrio do índice de dispersão de preços relativos, é preciso retirar a heterogeneidade da equação. Para isso, particiona-se a integral entre preços flexíveis e preços ajustados pela inflação, e realizando algumas manipulações algébricas encontra-se a lei de movimento do índice de dispersão de preços relativos sem heterogeneidade:

$$\begin{aligned}
\Gamma_{p,t} &= \int_0^{1-\gamma_p} \left(\frac{P_t^*}{P_t} \right)^{-\nu} dz + \int_{1-\gamma_p}^1 \left(\frac{(\pi_{t-1})^{\theta_p} P_{z,t-1}}{P_t} \right)^{-\nu} dz \\
&= \int_0^{1-\gamma_p} \left(\frac{P_t^*}{P_{t-1}} \right)^{-\nu} \frac{P_{t-1}^{-\nu}}{P_t^{-\nu}} dz + (\pi_{t-1})^{-\theta_p \nu} \int_{1-\gamma_p}^1 \left(\frac{P_{t-1}}{P_t} \right)^{-\nu} \left(\frac{P_{z,t-1}}{P_{t-1}} \right)^{-\nu} dz \\
&= (1 - \gamma_p) \left(\frac{P_t^*}{P_{t-1}} \right)^{-\nu} \pi_t^\nu + \pi_{t-1}^{-\theta_p \nu} \pi_t^\nu \gamma_p \Gamma_{p,t-1} \tag{2.18}
\end{aligned}$$

Seguindo essa mesma ideia, é preciso retirar a heterogeneidade da equação (2.10) do nível geral de preços. Com efeito, utiliza-se o mesmo mecanismo do caso anterior, ou seja, particiona-se a integral entre preços flexíveis e preços ajustados pela inflação. A hipótese de existência de um número contínuo de firmas no intervalo $[0, 1]$ permite agregar as proporções de acordo com o valor de γ_p , assim como na lei de movimento da dispersão dos preços relativos.

$$\begin{aligned}
P_t^{1-\nu} &= \int_0^{1-\gamma_p} P_t^{*1-\nu} dz + \int_{1-\gamma_p}^1 (\pi_{t-1})^{\theta_p(1-\nu)} P_{z,t-1}^{1-\nu} dz \\
\Rightarrow P_t^{1-\nu} &= (1 - \gamma_p) P_t^{*1-\nu} + \pi_{t-1}^{\theta_p(1-\nu)} \gamma_p P_{t-1}^{1-\nu} \\
\Rightarrow \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)^{1-\nu} &= (1 - \gamma_p) \left(\frac{P_t^*}{P_{t-1}} \right)^{1-\nu} + \pi_{t-1}^{\theta_p(1-\nu)} \gamma_p \\
\Rightarrow \pi_t^{1-\nu} &= (1 - \gamma_p) \left(\frac{P_t^*}{P_{t-1}} \right)^{1-\nu} + \pi_{t-1}^{\theta_p(1-\nu)} \gamma_p \tag{2.19}
\end{aligned}$$

Dado que P_t^* não varia de acordo com índice z , a variável pode ser retirada da primeira integral como constante. A segunda integral agrega os preços do período $t - 1$ num intervalo que representa a proporção γ , o que equivale a $\gamma P_{t-1}^{1-\nu}$.

Como o mecanismo de rigidez de salários é o mesmo dos preços, utilizamos a mesma técnica para retirar a heterogeneidade da equação do salário nominal das famílias.

$$\begin{aligned}
W_t^{1-\epsilon} &= \int_0^{1-\gamma_w} W_t^{*1-\epsilon} dj + \int_{1-\gamma_w}^1 (\pi_{t-1})^{\theta_w(1-\epsilon)} W_{j,t-1}^{1-\epsilon} dj \\
\Rightarrow W_t^{1-\epsilon} &= (1 - \gamma_w) W_t^{*1-\epsilon} + \gamma_w \pi_{t-1}^{\theta_w(1-\epsilon)} W_{t-1}^{1-\epsilon} \\
\Rightarrow w_t^{1-\epsilon} &= (1 - \gamma_w) w_t^{*1-\epsilon} + \gamma_w \pi_{t-1}^{\theta_w(1-\epsilon)} w_{t-1}^{1-\epsilon} (\pi_t)^{\epsilon-1}
\end{aligned} \tag{2.20}$$

Por fim, é preciso especificar os processos estocásticos dos choques. Seguindo a abordagem tradicional da literatura, optou-se em representar os choques por processos autorregressivos de primeira ordem (AR(1)), tal que o coeficiente da defasagem de cada processo respeita a condição de estacionariedade de segunda ordem. Dessa forma, os choques são interpretados como surpresas puras temporárias, e o tempo de ajuste ao estado estacionário depende dos valores calibrados dos parâmetros de *smoothing*. Quanto mais próximo de uma raiz unitária, mais persistente será o choque. Os processos, portanto, são definidos pelo seguinte conjunto de equações:

$$\xi_t^E = \rho_{\xi^e} \xi_{t-1}^E + \varepsilon_t^{\xi^e} \tag{2.21}$$

$$\xi_t^L = \rho_{\xi^l} \xi_{t-1}^L + \varepsilon_t^{\xi^l} \tag{2.22}$$

$$\xi_t^b = \rho_{\xi^b} \xi_{t-1}^b + \varepsilon_t^{\xi^b} \tag{2.23}$$

$$\pi_t^{tar} = \rho_{\pi} \pi_{t-1}^{tar} + \varepsilon_t^{tar} \tag{2.24}$$

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + \varepsilon_t^A \tag{2.25}$$

$$G_t = \rho_G G_{t-1} + \varepsilon_t^G \tag{2.26}$$

Infelizmente não foi possível introduzir os choques no *mark-up* do preço/salário, uma vez que não é possível representar as condições de equilíbrio de maneira recursiva ao considerar que as elasticidades de substituição variam no tempo.

3 CALIBRAÇÃO E *STEADY STATE*

A calibração dos parâmetros estruturais do modelo é crucial para entender a dinâmica das variáveis endógenas. Variações marginais nos valores calibrados são capazes de alterar, de maneira significativa, os resultados quantitativos das simulações. Com a evolução das técnicas computacionais, grande parte dos trabalhos recentes utilizam métodos *bayesianos* para estimar os modelos teóricos. A metodologia *bayesiana* se tornou referência dentro do campo da macroeconomia por fornecer uma alternativa à teoria frequentista, já que existe uma escassez de observações de dados macroeconômicos. Dessa forma, é possível especificar uma distribuição *a priori* e combiná-la com a função de verossimilhança dos dados para gerar uma distribuição *a posteriori*. Normalmente os trabalhos da literatura procuram computar as distribuições *a posteriori* dos parâmetros utilizando o algoritmo de *Metropolis-Hastings*, que depende do procedimento chamado de *Monte Carlo Markov Chain*. Outros autores, por sua vez, utilizam métodos distintos para estimar os parâmetros estruturais do modelo. [Christiano, Eichenbaum e Evans \(2005\)](#), por exemplo, procuram minimizar uma função de distância entre as funções de resposta ao impulso empíricas e teóricas, de modo que o modelo teórico tenha uma maior aderência aos dados.

O modelo apresentado neste trabalho utiliza a maioria das estimativas de [Castro et al. \(2015\)](#), já que os autores utilizam métodos *bayesianos* e dados macroeconômicos do Brasil para construir estimativas robustas. No entanto, os parâmetros ligados ao processo estocástico do choque de desutilidade do trabalho seguem os resultados de estimação de [Smets e Wouters \(2003\)](#), pois não foi possível encontrar trabalhos recentes que realizem essas estimativas para o caso da economia brasileira.

Seguindo esse raciocínio, e utilizando o trabalho dos autores citados acima como base, temos que o β — fator de desconto intertemporal da impaciência — equivale a 0,989 e o inverso da elasticidade de substituição intertemporal do trabalho, η , é igual a 1. A calibração desses parâmetros é baseada na média do crescimento do PIB e na média da taxa de juros real entre o primeiro trimestre de 2005 e o segundo trimestre de 2010. Considerando ainda os parâmetros das preferências das famílias, os autores também estimam o inverso da elasticidade de substituição do consumo, σ , e o parâmetro de formação de hábito, h . A média da distribuição *a posteriori* do primeiro é de 1,3, enquanto a do segundo é de 0,74.

Para a estrutura das firmas, considera-se que a elasticidade de substituição entre os bens intermediários, ν , é igual a 11 e a probabilidade de a firma não reajustar o preço, γ_p , é igual a 0,74. Isso implica em um *mark-up* do preço de 10%, e que os reajustes nos preços acontecem em intervalos de quatro trimestres. Além disso, atribui-se o valor de 0,33 ao grau de indexação de preços (θ_p).

Já em relação aos parâmetros relacionados à rigidez de salários, [Castro et al. \(2015\)](#) cali-

bram a elasticidade de substituição entre os tipos de trabalho, ϵ , como igual a 3 e a probabilidade de a família não ser capaz de reajustar seu salário nominal, γ_w , igual a 0,75. A calibração do ϵ difere bastante dos trabalhos mais antigos e das estimações com dados de economias desenvolvidas. De acordo com [Cavalcanti e Vereda \(2011\)](#), os trabalhos da literatura internacional sugerem uma calibração que implique em um *mark-up* de salários dentro do intervalo [5%, 30%]. [Carvalho e Valli \(2010\)](#), por exemplo, consideram ϵ igual a 6, ou seja, o *mark-up* dos salários equivale a 20%. Apesar disso, de forma a evitar inconsistências na calibração, foi considerado um *mark-up* de 50%, uma vez que a maioria dos parâmetros são calibrados com base no mesmo artigo. Com efeito, o grau de indexação dos salários, θ_w , é calibrado como 0,49. A tabela 1 resume os valores calibrados para os diferentes parâmetros do modelo.

Tabela 1 – Parâmetros calibrados

Parâmetro	Descrição	Valor	Fonte
Famílias			
β	Fator de desconto da impaciência	0,989	Castro et al. (2015)
η	Inverso da elasticidade de oferta de trabalho	1	Castro et al. (2015)
σ	Inverso da elasticidade de substituição do consumo	1,3	Castro et al. (2015)
γ_w	Probabilidade de não reajustar o salário	0,75	Castro et al. (2015)
θ_w	Grau de indexação dos salários	0,49	Castro et al. (2015)
h	Formação de hábito	0,74	Castro et al. (2015)
ϵ	Elasticidade de substituição entre os diferentes tipos de trabalho	3	Castro et al. (2015)
Firmas			
ν	Elasticidade de substituição dos bens intermediários	11	Castro et al. (2015)
γ_p	Probabilidade da firma não reajustar o preço	0,74	Castro et al. (2015)
θ_p	Grau de indexação dos preços	0,33	Castro et al. (2015)
Governo			
ϕ_π	Coefficiente do desvio da inflação esperada em relação à meta	2,43	Castro et al. (2015)
Processos autorregressivos			
ρ_A	Coefficiente da defasagem da tecnologia	0,91	Castro et al. (2015)
ρ_G	Coefficiente da defasagem do gasto público	0	Castro et al. (2015)
ρ_{ξ^e}	Coefficiente da defasagem do choque intertemporal de preferência	0,13	Castro et al. (2015)
ρ_{ξ^l}	Coefficiente da defasagem do choque de desutilidade do trabalho	0,952	Smets e Wouters (2003)
ρ_i	Parâmetro de <i>smoothing</i> da taxa nominal de juros	0,79	Castro et al. (2015)
ρ_π	Coefficiente da defasagem do choque na meta de inflação	0,84	Castro et al. (2015)
ρ_{ξ^b}	Coefficiente da defasagem do choque no prêmio de risco doméstico	0,85	Castro et al. (2015)
σ_a	Desvio padrão do choque de tecnologia (ε^A)	1,13	Castro et al. (2015)
σ_g	Desvio padrão do choque de gastos (ε^G)	1,73	Castro et al. (2015)
σ_{ξ^e}	Desvio padrão do choque intertemporal de preferência (ε^{ξ^e})	8,8	Castro et al. (2015)
σ_{ξ^l}	Desvio padrão do choque de desutilidade do trabalho (ε^{ξ^l})	1,709	Smets e Wouters (2003)
σ_m	Desvio padrão do choque de política monetária (ε^m)	0,32	Castro et al. (2015)
σ_{tar}	Desvio padrão do choque na meta de inflação (ε^{tar})	0,14	Castro et al. (2015)
σ_b	Desvio padrão do choque no prêmio de risco doméstico (ε^{ξ^b})	0,57	Castro et al. (2015)

Fonte: elaboração própria

Em relação às variáveis exógenas, a tecnologia e o choque de desutilidade do trabalho são bem persistentes, enquanto o gasto público é interpretado como uma surpresa pura, uma

vez que $\rho_G = 0$. O desvio padrão do choque de desutilidade do trabalho é bem alto, mas em compensação o valor do coeficiente autorregressivo é baixo, o que gera pouca persistência e um ajuste rápido de volta para o estado estacionário.

Com a calibração dos parâmetros, é possível caracterizar as equações de equilíbrio no estado estacionário. Para isso, considera-se as variáveis endógenas como estáticas no tempo. Por exemplo, considerando Y_t como uma variável endógena do modelo, então $Y_t = Y_{t+1} = Y$. Realizamos essas substituições para as equações de equilíbrio do modelo, e considera-se também que as variáveis exógenas assumem valor um no estado estacionário, ou seja, $\xi^E = \xi^L = \xi^b = A = G = 1$. A única variável exógena que difere no equilíbrio do estado estacionário é a meta de inflação, em que seu valor inicial é dado por $(1.045)^{\frac{1}{4}}$, que é a meta de inflação em termos trimestrais. Com isso, os valores iniciais das variáveis endógenas são calculados por meio do seguinte sistema de equações do estado estacionário do modelo:

$$1 = \beta(\pi)^{-1}i \quad (3.1)$$

$$\mathcal{X}_1 (1 - \beta\gamma_w(\pi)^{\epsilon(1+\eta)(1-\theta_w)}) = w^{\epsilon(1+\eta)}L^{1+\eta} \quad (3.2)$$

$$\mathcal{X}_2 (1 - \beta\gamma_w(\pi)^{(\epsilon-1)(1-\theta_w)}) = (C(1-h))^{-\sigma}w^\epsilon L \quad (3.3)$$

$$w^{*1+\epsilon\eta} = \left(\frac{\epsilon}{\epsilon-1}\right) \frac{\mathcal{X}_1}{\mathcal{X}_2} \quad (3.4)$$

$$w^{1-\epsilon} (1 - \gamma_w(\pi)^{(1-\epsilon)(\theta_w-1)}) = (1 - \gamma_w)w^{*1-\epsilon} \quad (3.5)$$

$$CMg = w \quad (3.6)$$

$$\mathcal{Z}_1 (1 - \beta\gamma_p(\pi)^{\nu(1-\theta_p)}) = (C(1-h))^{-\sigma}(CMg)Y \quad (3.7)$$

$$\mathcal{Z}_2 (1 - \beta\gamma_p(\pi)^{(1-\nu)(\theta_p-1)}) = (C(1-h))^{-\sigma}Y \quad (3.8)$$

$$1 = \left(\frac{\nu}{\nu-1}\right) \frac{\mathcal{Z}_1}{\mathcal{Z}_2}(\pi) \quad (3.9)$$

$$Y = \frac{L}{\Gamma_p} \quad (3.10)$$

$$\Gamma_p (1 - (\pi)^{\nu(-\theta_p+1)}\gamma_p) = (1 - \gamma_p)(\pi)^\nu \quad (3.11)$$

$$(\pi)^{1-\nu} = (1 - \gamma_p) + \gamma_p(\pi)^{\theta_p(1-\nu)} \quad (3.12)$$

$$Y = C + \frac{G}{Y}Y \quad (3.13)$$

Em relação ao cálculo numérico do computador, supõe-se que o fator da inflação no estado estacionário, π , é igual a um. Além disso, no estado estacionário, o preço ótimo de reajuste é igual ao nível geral de preços, ou seja, $\frac{P^*}{P} = 1$. Para a equação (3.13), considera-se que a razão do gasto público em relação ao PIB, $\frac{G}{Y}$, é igual a 0,2 no equilíbrio (ver [Castro et al. \(2015\)](#)).

Para solucionar esse sistema, foi utilizado o *solver* do *software* MatLab, tal que o vetor de soluções fornece o *initial guess* do estado estacionário para as equações de equilíbrio do modelo proposto. Especificamente, utiliza-se o log desses resultados, pois o modelo é escrito de

forma que o Dynare realiza a log-linearização das equações, já que é mais intuitivo interpretar as funções de resposta ao impulso como desvios percentuais do estado estacionário do que desvios absolutos.

4 RESULTADOS

De forma a realizar simulações de choques monetários, as equações do modelo foram introduzidas no pacote *Dynare* em suas formas funcionais não lineares. No entanto, ao especificar uma aproximação de segunda ordem, as funções de resposta ao impulso não são calculadas, tal que as respostas são explosivas e não retornam para o nível de equilíbrio. Isso acontece, principalmente, por causa da magnitude dos desvios padrão dos choques do modelo. Logo, para solucionar esse problema, foi especificado uma aproximação de primeira ordem.

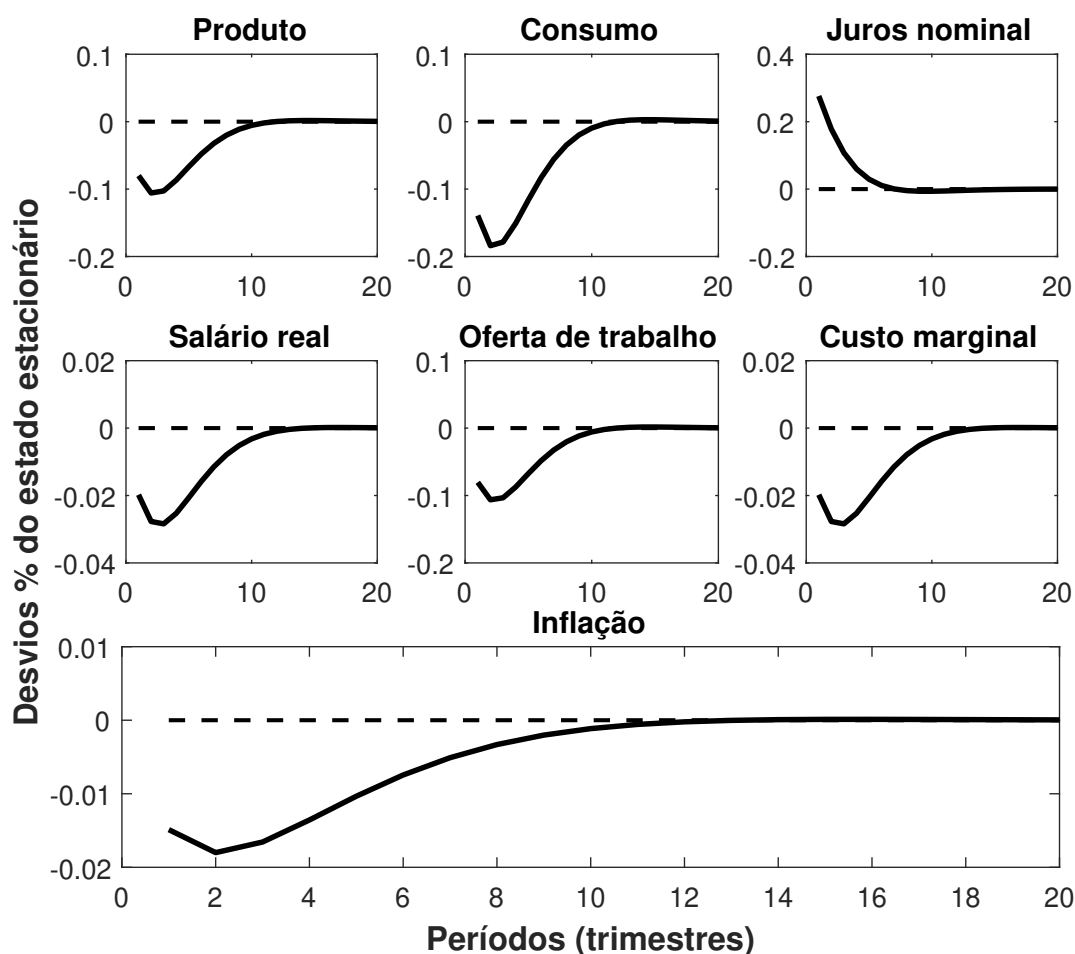
Além disso, o presente trabalho não realiza a comparação dos momentos teóricos do modelo com os momentos empíricos. Ao utilizar as mesmas transformações e os mesmos dados sugeridos por [Castro et al. \(2015\)](#), não foi possível encontrar os mesmos valores apresentados pelos autores, apesar de serem similares. Devido a essa incerteza, essa comparação foi omitida com o objetivo de evitar inconsistências dentro do trabalho.

A simulação do modelo, portanto, resulta em dois componentes principais para a análise de choques monetários: (i) funções de resposta ao impulso; (ii) decomposição da variância. A primeira retorna a dinâmica temporal das variáveis endógenas e o impacto quantitativo gerado por choques exógenos. A decomposição da variância, por sua vez, quantifica a importância de cada choque — em diferentes horizontes de tempo — sobre a variabilidade dos erros de previsão das variáveis do modelo.

4.1 Funções de resposta ao impulso

4.1.1 Choque monetário

Primeiramente, serão apresentadas as funções de resposta ao impulso relacionadas ao choque monetário, já que esse é um dos principais resultados de análise do trabalho. Nesse caso, foram selecionadas as seguintes variáveis de interesse: produto, consumo, taxa de juros, salário real, oferta de trabalho, inflação e custo marginal real. A figura 1 apresenta a dinâmica das variáveis após um choque monetário na regra de Taylor.

Figura 1 – Funções de resposta ao impulso após um choque monetário (ε^m)

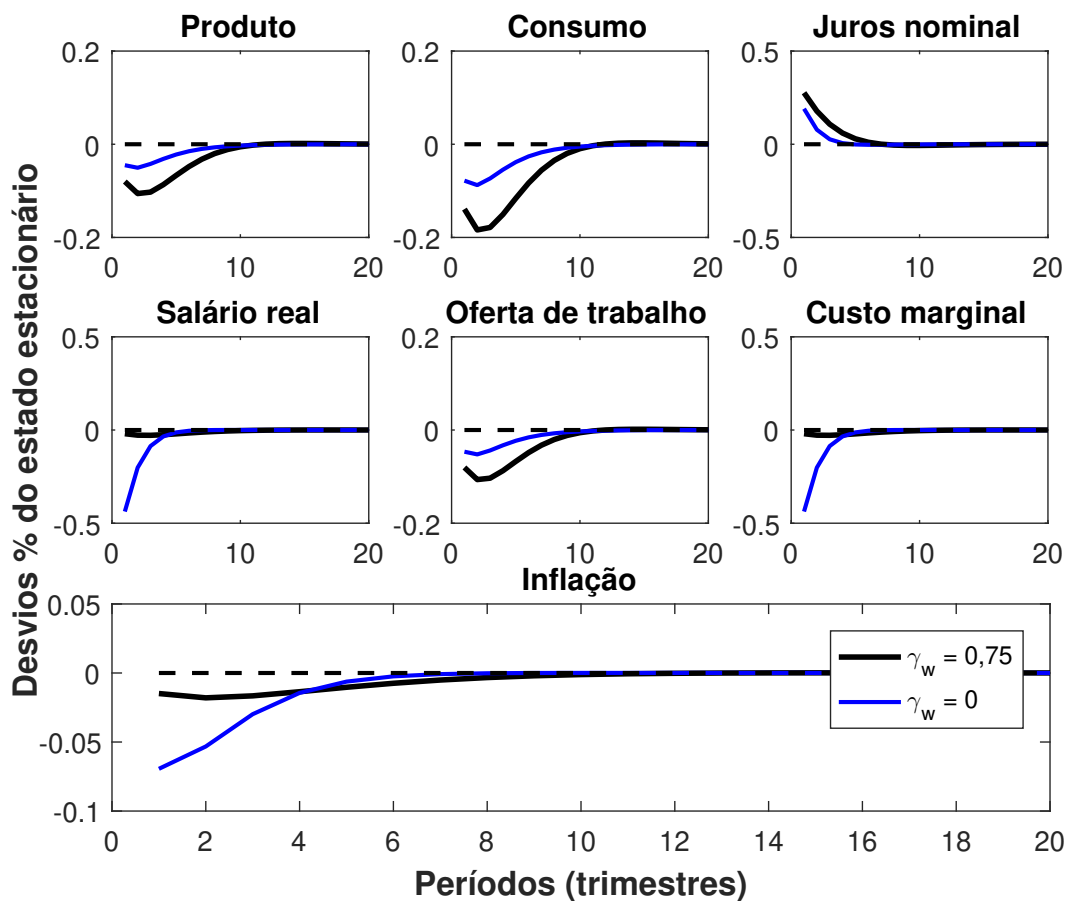
Fonte: elaboração própria

De acordo com a simulação do modelo, um choque monetário gera um aumento na taxa nominal de juros pela regra de Taylor. Com isso, há um efeito contracionista no produto e consumo por meio do canal de demanda agregada. Devido à essa queda, as firmas passam a demandar menos quantidade de trabalho, fazendo com que o salário real diminua. Dada a parametrização do modelo, e dado que o salário real é o preço do lazer, a oferta de trabalho cai porque a magnitude do efeito substituição do lazer é maior que o efeito renda. Além disso, com a queda do salário real, diminui-se o custo marginal das firmas, fazendo com que a inflação caia em relação ao nível do estado estacionário, já que a inflação é a soma ponderada do custo marginal real das firmas. Um ponto importante é que as funções de resposta ao impulso apresentam formato *hump-shaped* para todas as variáveis tirando o juros nominal, em que o efeito do choque atinge um pico após cerca de dois trimestres para o produto, consumo e inflação. O efeito também é persistente sobre as variáveis endógenas do modelo, tal que o choque se esvazia completamente quando atinge dez trimestres de duração. Logo, de acordo com a simulação, um choque de política monetária gera efeitos persistentes e relevantes sobre o ciclo econômico brasileiro.

4.1.2 Parametrização alternativa

Uma das principais conclusões de [Christiano, Eichenbaum e Evans \(2005\)](#) é que a rigidez nominal de salários apresenta um papel crucial para explicar a dinâmica das variáveis após choques monetários sobre a economia americana, enquanto a rigidez de preços não é relevante. Como o modelo elaborado nesse trabalho é calibrado para representar a economia brasileira, verificar-se-á se essas rigidezes apresentam a mesma importância encontrada pelos autores para as funções de resposta ao impulso do choque monetário. Dessa maneira, a figura 2 apresenta uma comparação das funções de resposta ao impulso considerando $\gamma_w = 0$ e $\gamma_w = 0,75$.

Figura 2 – Comparação das funções de resposta ao impulso do modelo base com/sem rigidez de salários após um choque monetário (ε^m)



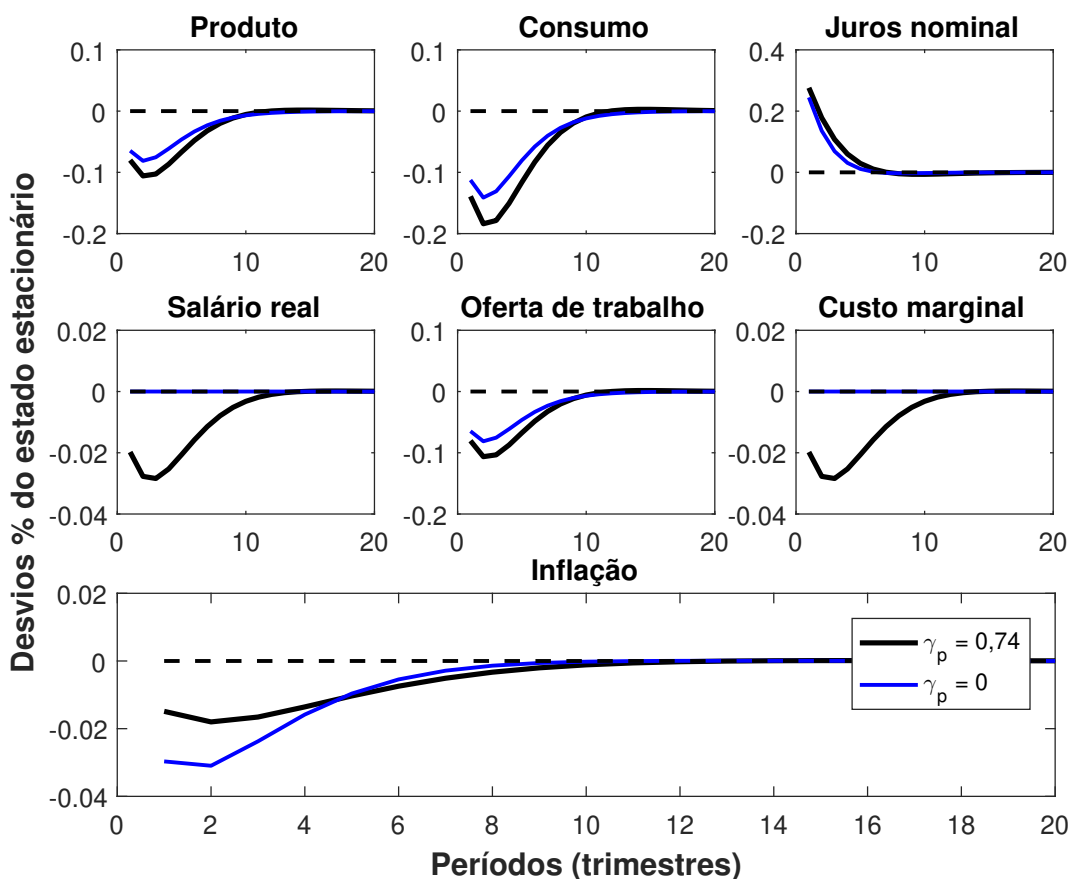
Fonte: elaboração própria

Pela imagem, percebe-se que existem diferenças grandes nas respostas do salário real, custo marginal e inflação. No modelo sem rigidez de salário, a magnitude do salto inicial dessas três variáveis é maior, e o ajuste tende a ser um pouco mais rápido. A trajetória do produto, consumo, juros e oferta de trabalho são similares, mas a magnitude do impacto dos choques é maior no modelo com rigidez de salários. Logo, essa característica gera mudanças significativas

nas trajetórias das variáveis endógenas após um choque de política monetária.

Agora, consideramos $\gamma_p = 0$ e $\gamma_w = 0,74$ para analisar as mudanças geradas pela ausência de rigidez de preços no modelo. A figura 3 apresenta a comparação das funções de resposta ao impulso nesse caso.

Figura 3 – Comparação das funções de resposta ao impulso do modelo base com/sem rigidez de preços após um choque monetário (ε^m)



Fonte: elaboração própria

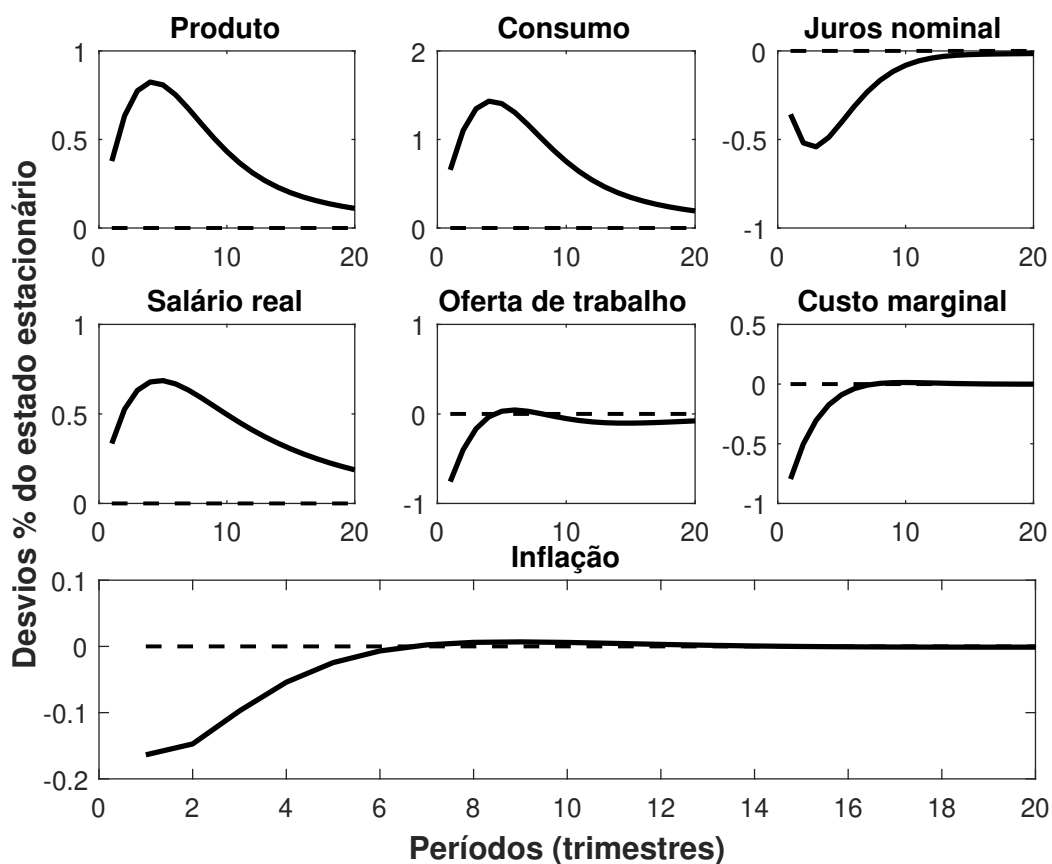
Assim como no caso anterior, a ausência de rigidez de preços no modelo base gera mudanças nas trajetórias do salário real e do custo marginal real, mas o tamanho do desvio é muito maior quando $\gamma_w = 0$. Pela figura 2, o salário real e o custo marginal real desviam em quase 50% em relação ao estado estacionário, enquanto que as respostas do modelo base sem rigidez de preços — apresentado pela figura 3 — gera um desvio de apenas 2% sobre essas mesmas variáveis. Considerando os outros componentes do modelo, como produto, consumo e taxa de juros nominal, pode-se observar que não existem mudanças expressivas nas funções de resposta ao impulso. Além disso, a diferença no impacto na resposta da inflação é bem menor quando comparado com o modelo base sem rigidez nominal de salários. Dessa forma, os resultados encontrados por [Christiano, Eichenbaum e Evans \(2005\)](#) são iguais para o caso de

um modelo novo-keynesiano calibrado para a economia brasileira, tal que a rigidez de salários é fundamental para as funções de resposta ao impulso, e a rigidez de preços possui um papel menos importante para simular as trajetórias após um choque monetário.

4.1.3 Outros choques

Além do choque monetário, o modelo proposto também fornece as funções de resposta ao impulso da tecnologia, gasto público, choque na desutilidade do trabalho, choque de preferência, meta de inflação e prêmio de risco. Os choques são apresentados nas figuras abaixo nessa mesma ordem.

Figura 4 – Funções de resposta ao impulso após um choque de tecnologia (A_t)

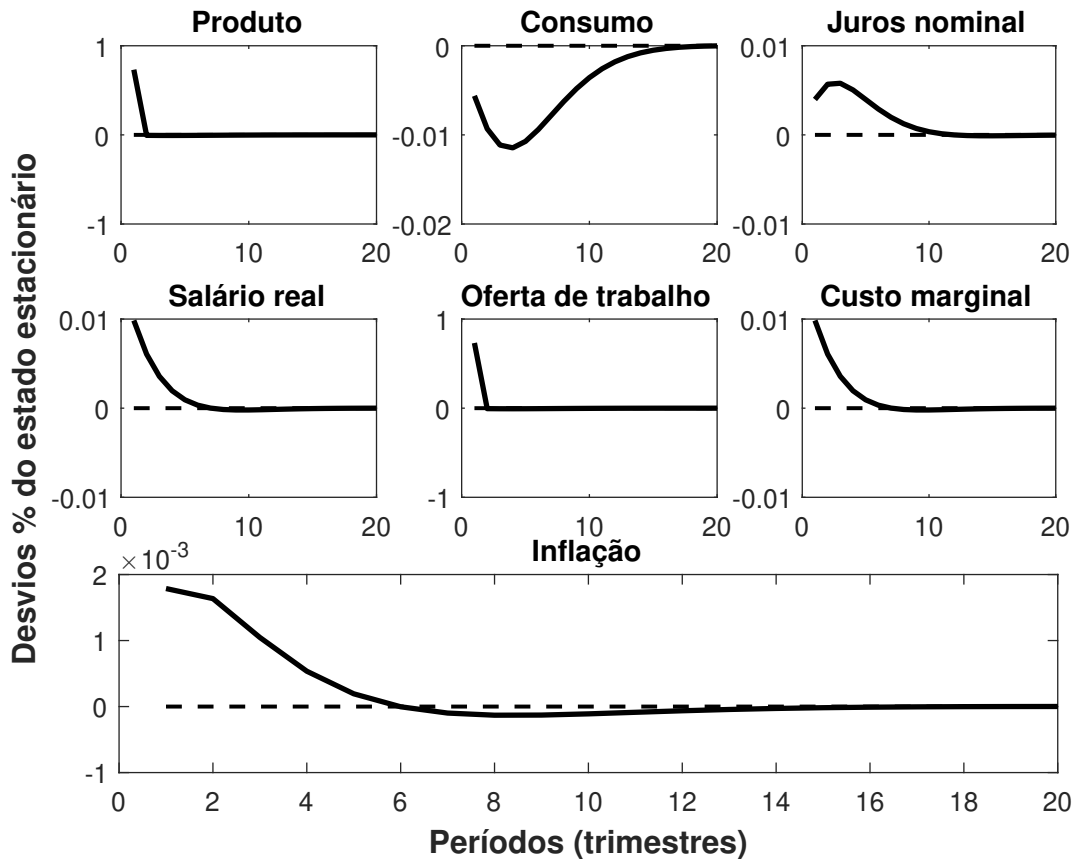


Fonte: elaboração própria

Um choque positivo no nível tecnológico da economia aumenta a produtividade dos fatores de produção, contribuindo positivamente para o comportamento da demanda agregada. Como a tecnologia aumenta, a produtividade marginal do trabalho também aumenta, o que gera um aumento do salário real. Nesse caso, as famílias aproveitam esse período temporário de aumento de riqueza e passam a ofertar menos horas de trabalho. Além disso, o custo marginal

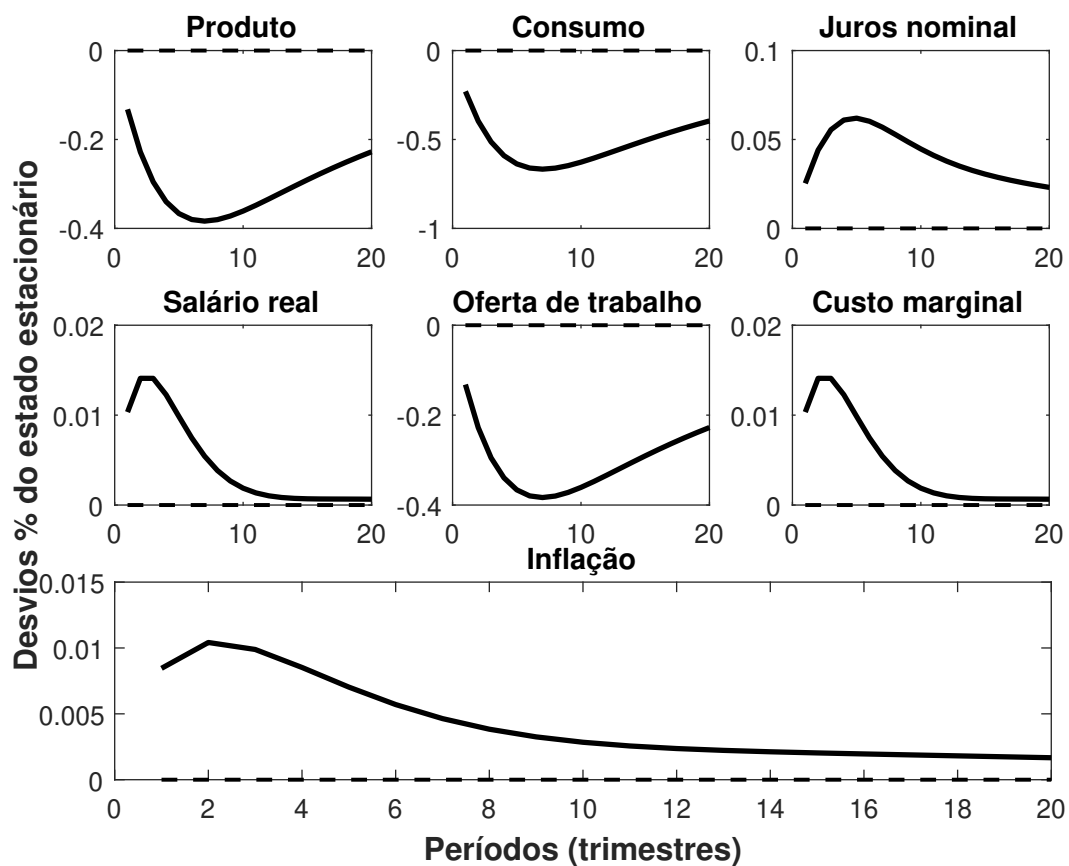
tende a cair, o que indica que o aumento do salário real é compensado pelo aumento no nível de tecnologia. Logo, com a queda do custo marginal real das firmas, a inflação cai, o que abre espaço para a queda da taxa de juros nominal.

Figura 5 – Funções de resposta ao impulso após um choque de gastos públicos (G_t)



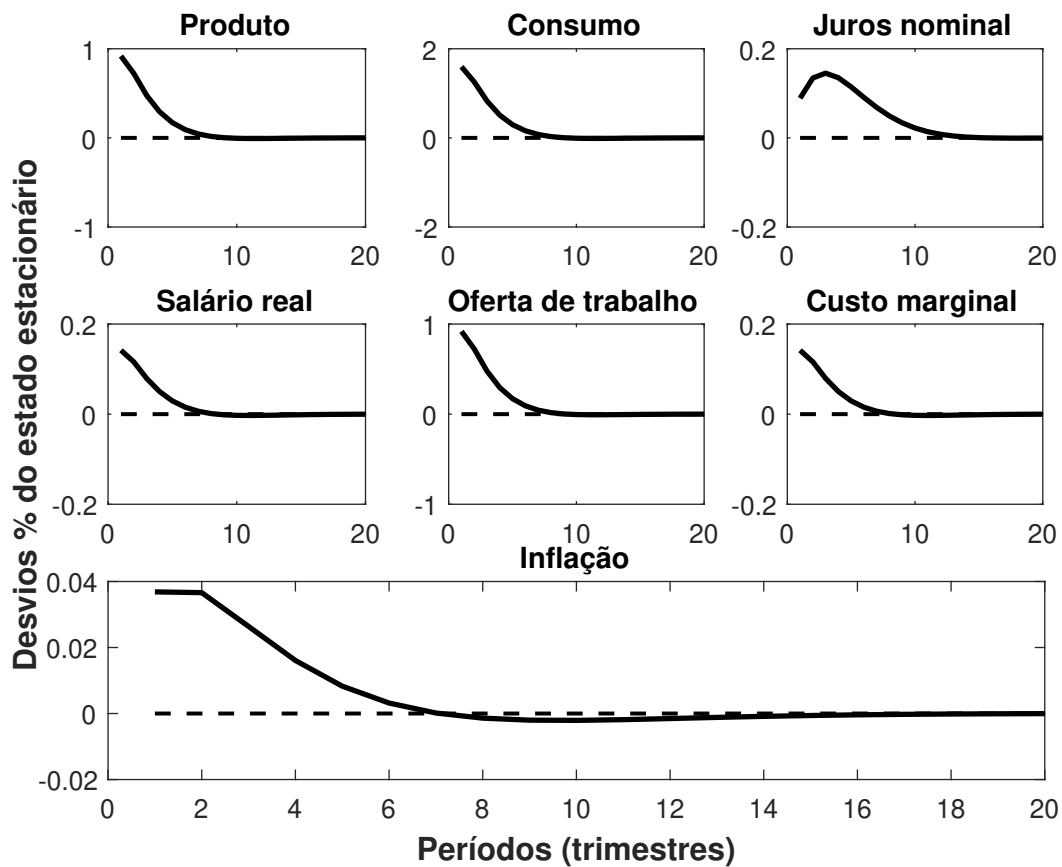
Fonte: elaboração própria

Para a interpretação do choque de gastos, é preciso lembrar que o tributo é introduzido de forma *lump-sum*. Devido à essa definição, um choque positivo no gasto do governo implica em um aumento da tributação, ou seja, para impulsionar a demanda agregada, o governo retira parte da renda do setor privado para aumentar o produto agregado da economia. Com esse aumento, as firmas intermediárias passam a demandar mais trabalho, o que gera um aumento no salário real. Pela mesma lógica do choque de tecnologia, a oferta de trabalho aumenta, e como o salário real cresce, o custo marginal real também aumenta. Por fim, o aumento da inflação demanda uma resposta da autoridade monetária, que aumenta a taxa de juros nominal para compensar esse movimento inflacionário.

Figura 6 – Funções de resposta ao impulso após um choque na desutilidade do trabalho (ξ_t^L)

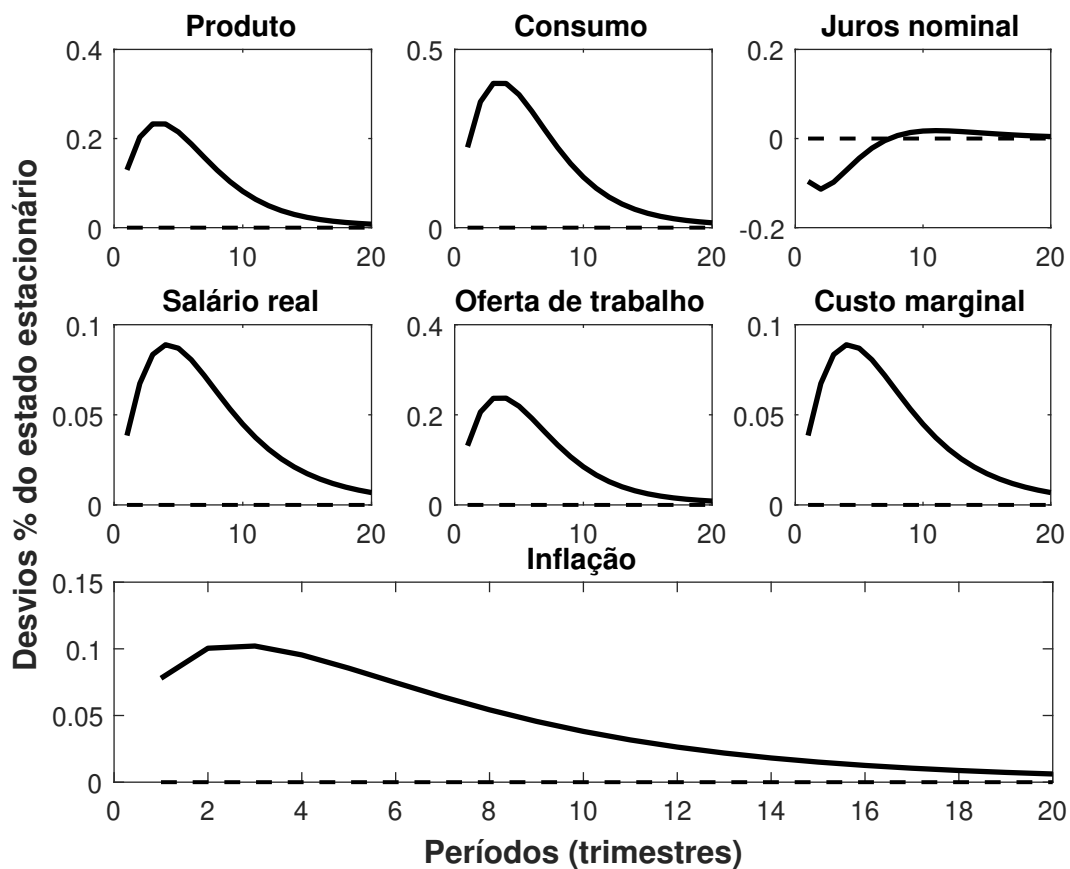
Fonte: elaboração própria

Na figura 6, um choque positivo na desutilidade do trabalho faz com que as famílias ofereçam menos trabalho. Logo, dado esse movimento inicial, o salário tende a aumentar em relação ao estado estacionário, o que também aumenta o custo marginal real das firmas, aumentando a inflação. Sendo assim, o Banco Central aumenta a taxa de juros nominal para conter o aumento do nível geral de preços, o que gera um efeito contracionista sobre os componentes da demanda agregada da economia, *i.e.* consumo e produto.

Figura 7 – Funções de resposta ao impulso após um choque de preferência (ξ_t^E)

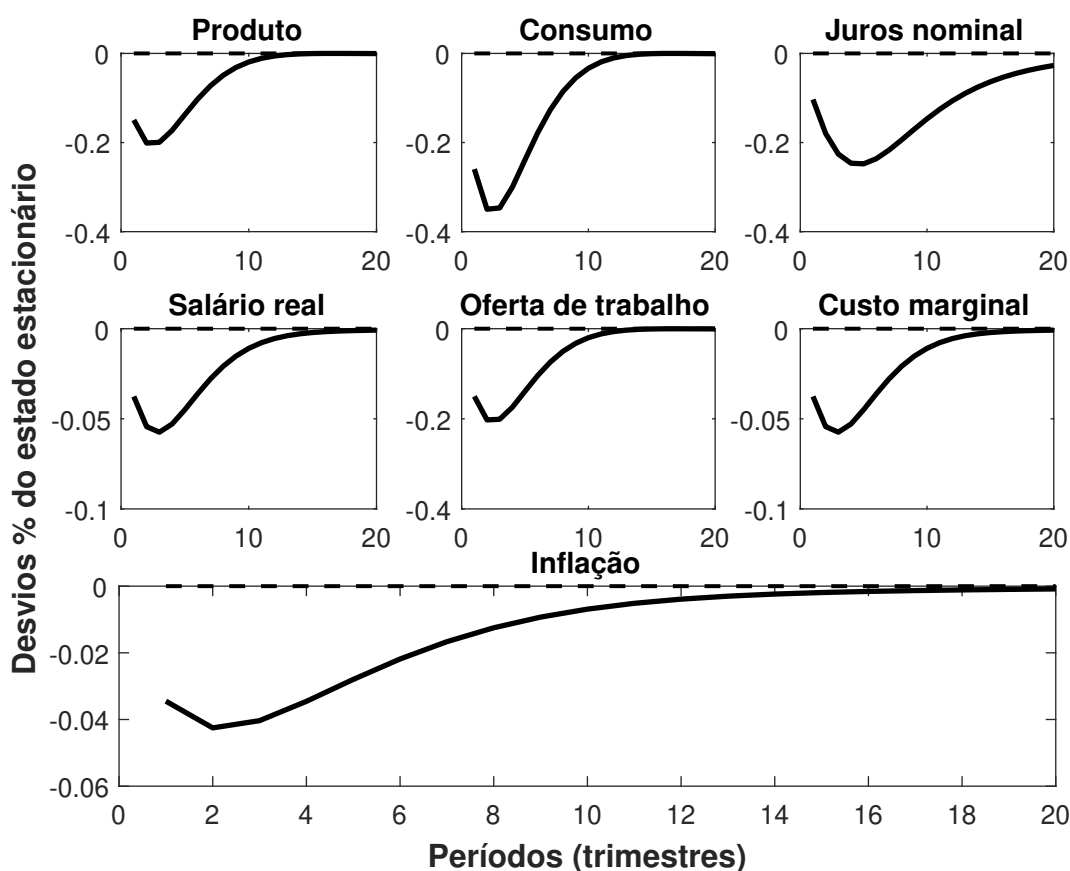
Fonte: elaboração própria

O choque de preferência apresentado na figura 7 pode ser entendido como um choque na impaciência das famílias. Considerando essa definição, o consumo dá um salto positivo, e o produto aumenta. Nesse sentido, o salário real aumenta pois as firmas demandam mais trabalho para aumentar suas produções, e as famílias ofertam mais trabalho para aproveitar esse aumento temporário de renda. Como o salário real aumenta, o custo marginal real das firmas também sobe, o que gera o aumento da inflação. Do mesmo modo que o choque anterior, a autoridade monetária aumenta a taxa de juros nominal devido ao aumento do nível de preços.

Figura 8 – Funções de resposta ao impulso após um choque na meta de inflação (π_t^{tar})

Fonte: elaboração própria

Um choque positivo na meta de inflação gera uma queda no desvio da expectativa de inflação em relação à meta, o que representa uma queda na taxa de juros nominal pela regra de Taylor. Dessa forma, os componentes de demanda agregada aumentam devido ao canal de demanda agregada do instrumento de política monetária. Conseqüentemente, há uma maior demanda por trabalho, o que gera um aumento do salário real, e as famílias passam a ofertar mais horas para aproveitar esse aumento temporário de remuneração. Como o salário real aumenta, o custo marginal também aumenta, gerando um aumento da inflação.

Figura 9 – Funções de resposta ao impulso após um choque no prêmio de risco (ξ_t^b)

Fonte: elaboração própria

Por fim, o choque no prêmio de risco dos títulos públicos afeta diretamente a equação de Euler do consumo. Essa dinâmica pode ser entendida como um aumento no retorno dos títulos públicos do governo. Com efeito, é gerada uma alteração no *trade-off* entre o consumo presente e futuro pela comparação entre o fator de desconto da impaciência e a taxa nominal de juros. Sendo assim, as famílias assumem um perfil de consumo decrescente, o que gera uma queda do produto da economia. Por meio do mesmo mecanismo dos outros choques, o salário real decresce por causa da queda na demanda por trabalho, fazendo com que o custo marginal real e a oferta de trabalho caiam em relação ao estado estacionário. Com isso, a inflação também cai, e a autoridade monetária diminui a taxa nominal de juros como resposta.

4.2 Decomposição da variância

Além das funções de resposta ao impulso, também é possível analisar a contribuição quantitativa de cada choque sobre a variabilidade de cada variável endógena do modelo. Em especial, há um interesse em observar a contribuição do choque monetário sobre a variabilidade da inflação e do produto.

A decomposição da variância condicional dos erros de previsão realiza exatamente esse exercício, e especifica a contribuição de cada choque estrutural para diferentes horizontes de tempo. Nesse caso, o presente trabalho segue a mesma abordagem de [Smets e Wouters \(2003\)](#), em que o horizonte de um ano representa o curto prazo, dois anos e meio o médio prazo, e vinte cinco anos o longo prazo. A tabela 2 apresenta a decomposição para um horizonte de um ano.

Tabela 2 – Decomposição da variância para horizonte de um ano (Valores em %)

Variável	Choques						
	ε^m	ε^A	ε^G	ε^{ξ^e}	ε^{ξ^l}	ε^{tar}	ε^{ξ^b}
Y_t	0,77	39,26	11,52	36,15	5,86	3,58	2,85
C_t	0,87	44,38	0	40,86	6,63	4,05	3,22
i_t	9,34	70,46	0,01	4,95	0,71	2,79	11,74
w_t	0,2	94,18	0,01	3,20	0,05	1,57	0,79
L_t	1	21,14	14,90	46,87	7,56	4,78	3,74
π_t	0,93	56,68	0,01	3,4	0,33	33,23	5,42
CMg_t	0,24	92,89	0,01	3,91	0,06	1,93	0,96

Fonte: elaboração própria

Percebe-se que, no curto prazo, o choque monetário, junto com o choque de tecnologia e prêmio de risco, explicam a maior parte da variabilidade da taxa nominal de juros. No entanto, a sua participação é bem pequena sobre as outras variáveis endógenas do modelo. Além disso, a variância dos erros de previsão do produto é explicada majoritariamente pelos choques de tecnologia, preferência e gasto público, enquanto que, para a inflação, os choques de tecnologia e meta de inflação revelam grande parte de sua variabilidade. Já o salário real e o custo marginal real são explicados principalmente pelo choque de tecnologia.

Tabela 3 – Decomposição da variância para horizonte de dois anos e meio (Valores em %)

Variável	Choques						
	ε^m	ε^A	ε^G	ε^{ξ^e}	ε^{ξ^l}	ε^{tar}	ε^{ξ^b}
Y_t	0,54	52,43	6,55	21,03	13,6	3,75	2,09
C_t	0,58	56,11	0	22,51	14,56	4,01	2,24
i_t	6,27	65,01	0,01	4,81	1,37	2	20,53
w_t	0,10	96,85	0	1,22	0,02	1,37	0,43
L_t	0,95	16,40	11,46	36,89	23,74	6,83	3,72
π_t	0,90	46,05	0,01	2,8	0,36	44,17	5,71
CMg_t	0,31	90,06	0,01	3,86	0,08	4,33	1,36

Fonte: elaboração própria

Pela tabela 3, o choque monetário perde relevância no médio prazo para grande parte das variáveis, enquanto o choque de tecnologia e prêmio de risco aumentam suas participações

na variabilidade dos componentes do modelo. Uma particularidade do resultado obtido, é que, com o aumento do horizonte de tempo, o choque na meta de inflação passa a explicar grande parte do comportamento da inflação. Nesse mesmo sentido, observa-se também que o choque de desutilidade do trabalho ganha mais relevância sobre o comportamento da oferta de trabalho das famílias, enquanto o choque de preferência é menos ativo. Em relação ao produto, o choque de gastos perde relevância quando comparado com o horizonte de curto prazo.

Tabela 4 – Decomposição da variância para horizonte de vinte e cinco anos (Valores em %)

Variável	Choques						
	ε^m	ε^A	ε^G	ε^{ξ^e}	ε^{ξ^l}	ε^{tar}	ε^{ξ^b}
Y_t	0,44	48,06	5,32	17,07	24,27	3,15	1,7
C_t	0,46	50,76	0	18,03	25,63	3,32	1,79
i_t	6,03	62,92	0,01	4,63	2,04	2	22,38
w_t	0,07	97,53	0	0,92	0,02	1,13	0,33
L_t	0,73	14,37	8,73	28,13	39,80	5,39	2,84
π_t	0,88	44,92	0,01	2,73	0,41	45,44	5,62
CMg_t	0,31	89,70	0,01	3,84	0,31	4,7	1,36

Fonte: elaboração própria

Em relação ao choque monetário, o resultado da decomposição de longo prazo segue o mesmo padrão do horizonte de dois anos e meio, em que o choque perde participação sobre a variabilidade das variáveis. Um ponto interessante é que o choque na desutilidade de trabalho passa a ter ainda mais importância no longo prazo, tanto para explicar o produto e consumo quanto para a oferta de trabalho. A participação dos choques de tecnologia, gasto público e preferência sofrem quedas marginais em relação ao resultado de médio prazo, enquanto o choque na meta de inflação aumenta sua participação sobre a variabilidade da inflação, e o choque no prêmio de risco explica um pouco mais sobre a taxa de juros nominal.

Dessa forma, temos que o choque monetário têm pouca importância sobre a variância dos erros de previsão das variáveis endógenas do modelo. No entanto, isso está ligado com a participação do choque e não sobre o impacto direto da regra de Taylor sobre o sistema econômico. O resultado da decomposição é similar ao encontrado por [Castro et al. \(2015\)](#), tal que no modelo de médio porte dos autores também são incluídos outros tipos de choques, como por exemplo o choque no *mark-up* do preço e do salário nominal.

5 CONCLUSÃO

Procurou-se neste trabalho analisar o impacto de choques monetários sobre a economia brasileira. Com isso, tendo como referência principal o trabalho de [Christiano, Eichenbaum e Evans \(2005\)](#), formulou-se um modelo novo-keynesiano com rigidez nominal de preços, rigidez nominal de salários e formação de hábito. Após a apresentação da derivação formal do modelo, a calibração dos parâmetros é apresentada no capítulo 3, e segue a maioria dos resultados estimados por [Castro et al. \(2015\)](#).

No capítulo 4, é apresentada a simulação do choque monetário utilizando as funções de resposta ao impulso. A dinâmica simulada pelo modelo segue o esperado. Um choque monetário positivo gera um aumento na taxa de juros, fazendo com que, por meio do canal de demanda agregada, o produto e o consumo caiam. Devido à mudança na demanda por trabalho das firmas, o salário real decai, o que justifica a queda da oferta de trabalho e do custo marginal real. Consequentemente, a inflação também cai em relação ao estado estacionário. Além disso, as funções de resposta possuem formato *hump-shaped*, sendo que o efeito sobre o produto, consumo e inflação atinge um pico em cerca de 2 trimestres após a realização do choque monetário.

Dentro ainda dos resultados obtidos, foi realizada uma parametrização alternativa de modo a verificar a importância da rigidez nominal sobre a dinâmica das respostas do modelo. Primeiramente, foi realizada uma comparação do modelo base e do modelo sem rigidez de salários, em que as mudanças expressivas foram sobre a dinâmica do salário real e do custo marginal real. Ao realizar essa comparação para o modelo sem rigidez de preços, percebe-se que também existem mudanças na dinâmica do salário e do custo marginal, mas a distância entre as respostas é muito menor. Além disso, as respostas do produto, consumo, juros, oferta de trabalho e inflação são mais próximas do modelo base, indicando que o mecanismo de rigidez de salários, para o modelo calibrado para a economia brasileira, possui mais relevância sobre as funções de resposta ao impulso do que a rigidez de preços.

Por fim, é apresentada a decomposição da variância dos choques para os horizontes de um ano, dois anos e meio e vinte e cinco anos. Em todos os horizontes, observa-se que o choque monetário possui pouca participação sobre a variabilidade dos erros de previsão das variáveis endógenas. Esse resultado é similar ao encontrado por [Castro et al. \(2015\)](#). Um ponto interessante, é que a participação do choque na meta de inflação aumenta com o tempo, sendo que, no longo prazo, a tecnologia e o choque na meta explicam quase que por completo a variabilidade dos erros de previsão da inflação. Já em relação ao produto e consumo, o choque de preferência e desutilidade do trabalho, junto com a tecnologia, apresentam as maiores participações na decomposição da variância dessas variáveis.

6 REFERÊNCIAS

- BLANCHARD, O. J.; KAHN, C. M. The solution of linear difference models under rational expectations. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 1305–1311, 1980. Citado na página 10.
- CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983. Citado 3 vezes nas páginas 12, 15 e 18.
- CARVALHO, F. A.; VALLI, M. An estimated dsge model with government investment and primary surplus rule: the brazilian case. *Encontro brasileiro de econometria*, 32, Salvador-BA: SBE, 2010. Citado na página 26.
- CASTRO, M. R. et al. Samba: Stochastic analytical model with a bayesian approach. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 35, n. 2, p. 103–170, 2015. Citado 6 vezes nas páginas 25, 26, 27, 29, 40 e 41.
- CAVALCANTI, M.; VEREDA, L. Propriedades dinâmicas de um modelo dsge com parametrizações alternativas para o brasil. *Texto para discussão 1588*, 2011. Citado na página 26.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, v. 113, n. 1, p. 1–45, 2005. Citado 8 vezes nas páginas 9, 12, 14, 18, 25, 31, 32 e 41.
- CHRISTIANO, L. J.; TRABANDT, M.; VALENTIN, K. Dsge models for monetary policy analysis. In: *Handbook of monetary economics*, v. 3, p. 285–367, 2010. Citado na página 16.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The science of monetary policy: a new keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, v. 37, n. 4, p. 1661–1707, 1999. Citado na página 9.
- ERCEG, C. J.; HENDERSON, D. W.; LEVIN, A. T. Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. *Journal of monetary Economics*, v. 46, n. 2, p. 281–313, 2000. Citado na página 15.
- GALI, J. Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new keynesian framework. Princeton University Press, 2008. Citado na página 12.
- GOODFRIEND, M.; KING, R. G. The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy. *NBER macroeconomics annual*, v. 12, p. 231–283, 1997. Citado na página 9.
- KANCZUK, F. Brazil through the eyes of chorinho. *Brazilian review of Econometrics*, v. 35, n. 2, p. 473–491, 2015. Citado na página 10.
- LUCAS, R. E. Econometric policy evaluation: A critique. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, v. 1, n. 1, p. 19–46, 1976. Citado na página 9.
- ORNELLAS, R.; PORTUGAL, M. Fiscal and monetary interaction in brazil. In: *33^o Meeting of the Brazilian Econometric Society*, 2011. Citado na página 16.

- SCHMITT-GROHE, S.; URIBE, M. Optimal simple and implementable monetary and fiscal rules. *Journal of Monetary Economics*, v. 54, n. 6, p. 1702–1725, 2007. Citado na página 10.
- SIMS, E. Graduate macro theory ii: A new keynesian model with both price and wage stickiness. *Notas de aula não publicadas*, 2017. Citado 3 vezes nas páginas 12, 16 e 17.
- SMETS, F.; WOUTERS, R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European economic association*, v. 1, n. 5, p. 1123–1175, 2003. Citado 4 vezes nas páginas 12, 25, 26 e 39.
- 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. Citado 3 vezes nas páginas 10, 12 e 13.
- VASCONCELOS, B. F. B.; DIVINO, J. A. O desempenho recente da política monetária brasileira sob a ótica da modelagem dsge. *Banco Central do Brasil*, 2012. Citado na página 10.