

# POLÍTICA MONETÁRIA E ALTERNATIVAS DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL: UMA ANÁLISE DO CASO BRASILEIRO VIA ABORDAGEM DSGE

RAPHAEL JOSÉ PEREIRA FREITAS\*      CLEOMAR GOMES DA SILVA†

## RESUMO

Este trabalho explora formas de condução de política monetária brasileira pautadas em diferentes regras de taxas de juros, sejam com características mais “hawkish”, “dovish” ou de duplo mandato. Para tal, serão analisadas diferentes especificações e calibrações das regras de Taylor de um modelo DSGE novo-keynesiano, espelhado no modelo SAMBA do Banco Central do Brasil. Num segundo momento, os parâmetros da Regra de Taylor serão atualizados, via estimação DSGE Bayesiana, para dados trimestrais entre 1999 e 2020. Os resultados dos modelos mostram que nos modelos DSGE calibrados: i) fica evidente a importância do mecanismo de suavização da taxa de juros para a dinâmica do sistema; e ii) fica constatado que diferentes graus de aversão à inflação geram diferentes respostas do produto e da inflação, mas características mais “hawkish” parecem contribuir para um controle mais rígido da inflação, embora resulte em dinâmicas de produto menos intensas. Já no modelo macroeconômico DSGE estimado com abordagem Bayesiana: iii) as respostas advindas de choques de taxa de juros são bem semelhantes aos casos mais “hawkish”, com dinâmica da atividade econômica sempre em território negativo; e iv) as respostas são menos pronunciadas do que aquelas relatadas pelo Banco Central em suas estimações com dados até 2010.

**Palavras-Chave:** Política Monetária; Regra de Taylor; DSGE; Inflação; Produto.

**Códigos JEL:** C13; E52; E58.

## ABSTRACT

The aim of this article is to analyze the conduct of monetary policy in Brazil, by examining different interest rate rules, with “hawkish”, “dovish” or dual mandate features. To this end, we make use of a New Keynesian Macroeconomic DSGE model mirroring the SAMBA model, developed by the Central Bank of Brazil. Firstly, different Taylor rules are calibrated. Secondly, the Taylor Rule parameters related to the SAMBA model are updated, via Bayesian estimation, for quarterly data ranging from 1999 to 2020. The results of calibrated DSGE models show: i) the importance of the interest rate smoothing mechanism; and ii) that different degrees of inflation aversion generate distinct output and inflation responses, but more “hawkish” characteristics seem to contribute to a stricter inflation control, despite resulting in weaker output. As for the DSGE Bayesian estimations: iii) the responses coming from interest rate shocks are very similar to the strict “hawkish” cases, with economic activity in negative territory; and iv) the responses are less pronounced than those reported by the Central Bank in its estimates with data up to 2010.

**Keywords:** Monetary Policy; Taylor Rule; DSGE; Inflation; Output.

**JEL Codes:** C13; E52; E58.

48º ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC  
ÁREA 4: MACROECONOMIA, ECONOMIA MONETÁRIA E FINANÇAS  
DEZEMBRO/2020

---

\*Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Uberlândia (PPGE-UFU). E-mail: [raphael.freitas@ufu.br](mailto:raphael.freitas@ufu.br). O autor agradece o apoio financeiro da CAPES.

†Universidade Federal de Uberlândia (PPGE-IERI-UFU) e Pesquisador Associado do CNPq. E-mail: [cleomargomes@ufu.br](mailto:cleomargomes@ufu.br). O autor agradece o apoio financeiro do CNPq e da FAPEMIG.

# 1 Introdução

Dentre os distintos tópicos analisados pela literatura macroeconômica, merecem destaque os estudos que se debruçam sobre a melhor forma de condução da política monetária, no intuito de obter credibilidade junto aos agentes econômicos e otimizar ganhos de bem-estar para a sociedade. Dentro deste debate se insere a questão das regras e discricionariedade. Logicamente, em um mundo harmonioso não haveria a necessidade de regras, visto que a otimização do bem-estar socioeconômico seria alcançada sem que houvesse conflito de interesses por parte dos cidadãos e do governo.

No entanto, essa harmonia é de difícil alcance. Por isso, regras existem e têm se transformado ao longo do tempo. No que tange especificamente à política monetária, há algumas décadas que pesquisadores da área de macroeconomia têm estudado as melhores formas de condução da política monetária seja, por exemplo, pela adoção de um sistema de metas para a inflação, seja pela busca da melhor coordenação possível entre a condução das políticas monetária e fiscal.

Em um modelo típico de condução de política monetária, a amplamente conhecida Regra de Taylor, como em Taylor (1993), tem sido a típica função de reação implementada em várias economias do mundo, como métrica de controle da Demanda Agregada no combate à inflação. Ela contém o desvio da inflação a sua meta e o desvio do produto ao seu valor potencial. Nesse sentido, sua análise empírica engloba o grau de aversão das autoridades monetárias a cada um dos desvios mencionados.

Certamente, os tipos de regras de taxa de juros utilizadas atualmente já estão distantes de uma genuína Regra de Taylor, que possuía características de um típico caso de duplo mandato, isto é, Taylor (1993) montou uma função de reação, para o caso americano, levando em conta a tipicidade da condução da política monetária do FED, sigla idiossincrásica para banco central, norte-americano, cujo mandato requer considerações acerca da estabilidade dos preços sem que seja negligenciada uma meta de máximo emprego.

Outros bancos centrais podem ter características mais “*hawkish*” ou “*dovish*”. Significa dizer que na definição básica de uma função de reação da autoridade monetária (Regra de Taylor), os parâmetros básicos referem-se ao comportamento do banco central ao definir a taxa de juros nominal: i) “*hawkish*”, se mais rígido no controle da inflação, não tendo tanta preocupação com níveis de atividade econômica ou desemprego; ou ii) “*dovish*”, se mais leniente no controle da inflação e mais preocupado com níveis de emprego e de atividade econômica.

Assim, no arcabouço da condução de política monetária vigente hoje em dia, nota-se claramente que os artigos acerca do tema mostram diferentes funções de reação, oriundas a partir de Taylor (1993), com diferentes pesos dados aos parâmetros da inflação e do produto, e com diferentes pesos para o parâmetro referente à suavização da taxa de juros. Além disso, o desenvolvimento das pesquisas relativas à condução da política monetária e áreas afins mostram que a grande maioria dos bancos centrais tem se apoiado num arcabouço metodológico de modelos Dinâmicos Estocásticos de Equilíbrio Geral (DSGE) para dar apoio ao mecanismo de decisão de taxa de juros por parte de seus respectivos comitês de política monetária. Isso não é diferente para o caso do Banco Central do Brasil (BCB), que tem se apoiado no modelo SAMBA, uma sigla para *Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach*, como uma das ferramentas de tomada de decisão acerca da taxa Selic Meta.

Feito este preâmbulo, o objetivo deste trabalho é utilizar uma metodologia baseada no modelo macroeconômico DSGE novo-keynesiano SAMBA do BCB para analisar diferentes funções de reação possíveis. Mais especificamente, os objetivos são os seguintes: i) usar o mecanismo de calibragem para analisar como seria a resposta da taxa de inflação e do Produto Interno Bruto (PIB) brasileiros se o BCB utilizasse diferentes regras de Taylor comumente conhecidas na literatura, sejam com características mais “*hawkish*”, “*dovish*” ou de duplo mandato, além do mecanismo de suavização da taxa de juros; e ii) fazer estimações de um modelo macroeconômico DSGE novo-keynesiano, baseado no SAMBA, para dados trimestrais do terceiro trimestre de 1999 ao primeiro trimestre de 2020. Os resultados das Funções de Resposta a Impulso das análises dos modelos calibrados mostram a importância do mecanismo de suavização da taxa de juros e que, como esperado, diferentes graus de aversão à inflação geram diferentes

respostas do produto e da inflação ao longo do tempo. No entanto, características mais “hawkish” parecem estar associadas com um controle mais rígido da inflação, embora leve a uma dinâmica mais fraca do PIB. Além disso, os resultados mostram respostas menos pronunciadas, tanto de queda da inflação quanto de queda do PIB brasileiro, do que as respostas relatadas pelo BCB em suas estimações com dados até 2010. Isso provavelmente já refletiria o impacto das crises recentes ocorridas na economia brasileira ao longo dos últimos anos.

Além desta introdução, este artigo conta com mais 5 seções. A segunda seção visita a literatura macroeconômica pertinente à pesquisa. A terceira seção apresenta a metodologia econométrica. A quarta seção apresenta os resultados das análises dos exercícios de calibração do modelo. A quinta seção apresenta os dados e os resultados do exercício de estimação do modelo. A sexta e última seção apresenta as considerações finais.

## 2 Revisão de Literatura

A análise da melhor forma de condução da política monetária abarca, dentre outros aspectos, questões cruciais relacionadas ao trinômio credibilidade-reputação-transparência da autoridade monetária na condução da política e a autonomia do banco central.

Nesse sentido, **Kydland e Prescott (1977)** argumentam que a dinâmica dos sistemas econômicos torna a adoção de regras mais crível do que a discricionariedade. Seu trabalho discute o papel expectacional das políticas a serem adotadas pelas autoridades monetárias como meio de maximizar os ganhos socioeconômicos. Notoriamente, a adoção de regras não é exímia, mas segundo os autores é um processo que maximiza a credibilidade das autoridades.

De acordo com **Barro e Gordon (1983a, 1983b)**, a persistência de um processo inflacionário se dá diante da falta de reputação da autoridade. A não obrigatoriedade em cumprir promessas feitas diante da sociedade e dos agentes econômicos as tornam sem crédito. Em consonância com essa discussão, **Rogoff (1985)** destaca que quando a reputação da autoridade é considerada fraca, uma das soluções encontradas pelos governos pode ser a realização de reformas institucionais que a maximizem, via algum mecanismo de delegação. Entretanto, pode-se ter um problema de inconsistência dinâmica, que promove a não convergência das expectativas dos agentes econômicos aos resultados obtidos pela política monetária adotada.

Além disso, **Greenwald e Stiglitz (1987)** argumentam que as expectativas foram incorporadas à literatura macroeconômica na década de 1980, sendo mantido o pressuposto da intervenção governamental como forma de prover estabilidade macroeconômica e bem-estar econômico. Sob o mesmo ponto de vista, mesmo sob a égide das expectativas racionais dos agentes econômicos, a autoridade monetária deve apresentar suas previsões e análises econômicas a fim de que suas promessas não venham a se tornar não críveis, conforme argumentado por **Feijó e Triches (2017)**.

Desse modo, argumenta-se que flutuações econômicas nascem da hipótese fundamental de rigidez de preços e salários. Não existindo variação nos preços, qualquer mudança no curto prazo na economia seria explicada pela alteração na produção. É notória a abertura à intervenção governamental como forma de corrigir as ineficiências do mercado. Embora os agentes econômicos sejam vistos como formadores de preços e não tomadores, a rigidez de preços e salários se apresenta como a principal causa das falhas de mercado. Há certo nível de liberdade, em que os agentes econômicos podem decidir sobre seu preço e as alterações só seriam possíveis diante de variações em suas curvas de custo (**STIGLITZ, 2000, 2002**).

Neste contexto, começam a surgir os modelos macroeconômicos com características novo-keynesianas, incorporando em suas formulações mais básicas uma Curvas IS, uma Curva de Phillips e uma regra de taxa de juros como instrumento de política monetária. Nesta linha de discussão, podem ser citados trabalhos teóricos e empíricos, tais como: **Woodford (1999)**, **Clarida, Galí e Gertler (1999)**, **Levin, Wieland e Williams (2003)**, **Muscattelli, Tirelli e Trecroci (2004)**, **Galí e Monacelli (2005)**, **Svensson e Woodford (2005)**, **Smets e Wouters (2007)** e **Lubik e Schorfheid (2007)**. Esses dois últimos já são

exemplos empíricos de modelos macroeconômicos DSGE novo-keynesianos, com estimações via abordagem Bayesiana.

Para o caso brasileiro, vários autores têm se dedicado à análise macroeconômica por intermédio de modelos DSGE, sejam calibrados ou estimados. Este é o caso dos trabalhos de [Silveira \(2008\)](#), [Divino \(2009\)](#), [Furlani, Laurini e Portugal \(2010\)](#), [Cavalcanti e Vereda \(2010\)](#), [Palma e Portugal \(2014\)](#), [Linardi \(2016\)](#) e [Aragon, Gonçalves e Portugal \(2016\)](#).

Acompanhando a evolução da literatura teórica e empírica relativa à condução da política monetária, as funções de reação presentes nos modelos macroeconômicos apresentam diferenças e nuances que buscam captar características exclusivas de cada país ou região. Para se ter uma ideia, [Taylor \(1993\)](#) não levou em conta a suavização da taxa de juros, como pode ser visto na Equação 4. Tal procedimento torna-se importante no processo decisório da autoridade monetária, dado que nenhuma decisão de um comitê de política monetária tem a intenção de propor fortes solavancos na taxa básica de juros, mas sim movimentos suaves de quedas/altas para que o mecanismo de transmissão da política monetária aconteça também de forma mais suave.

Sendo assim, o processo de suavização passou a ser comumente adotado em várias outras especificações, como pode ser visto nos trabalhos de [Christiano, Eichenbaum e Evans \(2005\)](#), [Smets e Wouters \(2007\)](#), [Coenen et al. \(2012\)](#) e [Orphanides e Wieland \(2013\)](#), cujas respectivas funções de reação podem ser vistas nas equações 5, 6, 7 e 8. Para o caso brasileiro, os trabalhos de [Silveira \(2008\)](#), [Divino \(2009\)](#), [Furlani, Laurini e Portugal \(2010\)](#), [Cavalcanti e Vereda \(2010\)](#), [Palma e Portugal \(2014\)](#), [Linardi \(2016\)](#) e [Aragon, Gonçalves e Portugal \(2016\)](#) também trazem especificações de funções de reação do banco central já levando em conta o chamado “*interest rate smoothing*”.

Outro ponto importante na condução da política monetária tem a ver com o grau de aversão do banco central aos movimentos na inflação e na atividade econômica. Nesse sentido, as autoridades monetárias podem apresentar 3 características básicas: i) “*hawkish*”: com maior rigidez no controle da inflação; ii) “*dovish*”: com certa leniência em relação à inflação, em favor de certa manutenção da atividade econômica e/ou desemprego; e iii) duplo mandato: com pesos semelhantes, mostrando busca pela estabilidade de preços sem negligenciar a meta de máximo emprego.

Novamente, ao refletir em cima das atribuições de duplo mandato do FED americano, [Taylor \(1993\)](#) propõe uma regra com pesos iguais (Equação 4), assim como [Orphanides e Wieland \(2013\)](#) na Equação 8. De fato, [Orphanides e Wieland \(2013\)](#) argumentam que o cenário da política monetária é fruto da má análise e da previsão resultante da complexidade e especificação incorreta de modelos. Seu trabalho analisa a Zona do Euro desde 1999, através da atualização de uma função de reação da autoridade monetária com uma base de dados com o valor corrigido do hiato do produto. No caso específico dessa função, os autores trabalham com uma regra de taxa de juros incorporando a suavização da taxa de juros, e com um parâmetro para o produto igual ao parâmetro para a taxa de inflação.

[Christiano, Eichenbaum e Evans \(2005\)](#) apresentam um modelo que mostra a inércia observada na inflação e sua relação com o nível de produto. O desenvolvimento estrutural de sua modelagem impede um aumento acentuado dos custos marginais após um choque expansionista da política. No caso específico da função de reação da autoridade monetária, os autores trabalham com uma regra de taxa de juros incorporando a suavização da taxa de juros e incorporam o caráter expectacional da inflação à regra, com um parâmetro da taxa de inflação superior ao parâmetro do produto. Isso dá claramente uma característica mais “*hawkish*” à regra.

Do mesmo modo, a regra de taxa de juros apresentada por [Coenen et al. \(2012\)](#) apresenta uma característica mais “*hawkish*”. Seu trabalho usa metodologia DSGE em que há sete instrumentos fiscais utilizados por agentes econômicos. Há a análise de choques discricionários de estímulos fiscais. E no caso específico da função de reação da autoridade monetária, os autores trabalham com uma regra de taxa de juros incorporando a suavização da taxa de juros e inutilizam a presença do produto, apresentando somente o parâmetro da taxa de inflação.

O trabalho de [Smets e Wouters \(2007\)](#) tem suma importância pelo fato dos autores estarem entre os pioneiros da incorporação da abordagem probabilística Bayesiana à metodologia DSGE. No que tange a

esse trabalho, utilizando a abordagem supramencionada, os autores estimam um modelo macroeconômico DSGE novo-keynesiano para a economia dos Estados Unidos com a incorporação de sete tipos de choques estruturais. O objetivo é explicar a correlação cruzada entre a inflação e o produto. No caso específico da função de reação da autoridade monetária, os autores trabalham com uma regra de taxa de juros incorporando a suavização da taxa de juros, e com um parâmetro do produto extremamente superior ao parâmetro da taxa de inflação. Isso dá uma característica mais “*dovish*” à regra.

A consequência natural da vasta pesquisa acadêmica acerca da condução da política monetária (e suas interfaces com a política fiscal, com as questões cambiais, com o setor externo, etc.) foi a aglutinação destes modelos nos mecanismos de decisão dos vários bancos centrais e organismos internacionais através de uma metodologia DSGE. Somente como exemplo, a Tabela 1, baseada em [Sergi \(2017\)](#), traz uma relação dos modelos mais conhecidos, cada um com as devidas idiosincrasias de cada país ou região.

Tabela 1: Modelos DSGE - Bancos Centrais e Organismos Internacionais Selecionados

Instituição	Modelo	Ano	Referências
Banco Central Europeu	EAGLE	2010	<a href="#">Gomes, Jacquinot e Pisani (2012)</a>
Fundo Monetário Internacional	GIMF	2007	<a href="#">Kumhof et al. (2010)</a>
Banco da Inglaterra	BEQM	2005	<a href="#">Harrison e Oomen (2010)</a>
Comissão Europeia	QUEST	2009	<a href="#">Ratto, Roeger e Veld (2009)</a>
Banco do Canadá	ToTEM	2006	<a href="#">Murchison e Rennison (2006)</a>
Banco Central da Noruega	NEMO	2006	<a href="#">Brubakk e Sveen (2009)</a>
Banco Central do Chile	MAS	2005	<a href="#">Medina e Soto (2005)</a>
Banco Central da Colômbia	PATACON	2008	<a href="#">Gonzalez et al. (2011)</a>
Banco de Portugal	PESSOA	2009	<a href="#">Almeida, Castro e Felix (2010)</a>
Banco Central da Nova Zelândia	NZSIM	2015	<a href="#">Kamber et al. (2015)</a>
Banco Central da Suécia	RAMSES	2007	<a href="#">Adolfson et al. (2007)</a>
Banco Central do Peru	MEGDE	2009	<a href="#">Castillo, Montoro e Tuesta (2009)</a>
Banco da Espanha	MEDEA	2009	<a href="#">Burriel, Fernandez-Villaverde e Rubio-Ramirez (2010)</a>
Banco do Japão	M-JEM	2010	<a href="#">Fueki et al. (2010)</a>
Banco de Israel	MOISE	2012	<a href="#">Argov et al. (2012)</a>
FED Chicago	—	2012	<a href="#">Brave et al. (2012)</a>
FED Nova York	—	2013	<a href="#">Negro et al. (2013)</a>

Fonte: [Sergi \(2017\)](#).

No caso brasileiro, o SAMBA tem raízes novo-keynesianas e é um típico modelo para uma pequena economia aberta. O modelo completo está detalhado em [Minella et al. \(2008\)](#) e [Castro et al. \(2011, 2015\)](#). Em [Minella et al. \(2008\)](#) há um detalhamento preliminar do modelo, com suas principais equações, em que as estimações feitas são com base de dados trimestrais do segundo trimestre de 1999 ao primeiro trimestre de 2008. Em [Castro et al. \(2011\)](#) há a apresentação mais completa e formalizada do modelo, em que o recorte temporal dos parâmetros estimados se estende do terceiro trimestre de 1999 ao segundo trimestre de 2010, com base de dados trimestrais e algumas diferenciações nos “*priors*” de algumas variáveis. Já [Castro et al. \(2015\)](#) é publicação em periódico de [Castro et al. \(2011\)](#) numa forma mais sucinta e sem a parte log-linearizada do modelo.



### 3 Metodologia Econométrica

Não é proposta deste trabalho, fazer o detalhamento completo das equações do modelo SAMBA, embora as mesmas sejam amplamente utilizadas na parte empírica deste artigo. Para isso, a sugestão é a consulta ao Apêndice C de [Castro et al. \(2011\)](#). Mas para dar uma visão geral da estrutura do modelo, ela pode ser resumida pela presença dos seguintes blocos principais:

- Famílias: com equações de otimização de ativos, a inclusão do prêmio de risco-país, a inclusão do prêmio de risco doméstico e uma equação para condições do mercado de trabalho;
- Firms: com equações que definem as escolhas dos produtores setoriais, equações de fixação de preços pelos importadores, a inclusão do custo real marginal dos bens intermediários setoriais, definições setoriais de inflação, a fixação de preços no setor de bens de consumo, a fixação de preço no setor de bens exportados e a versão estacionária da demanda internacional por exportações brasileiras;
- Governo: a política monetária objetiva estabilizar a inflação em torno de sua meta, em que seu instrumento é a taxa de juros nominal; e a política fiscal apresenta o superávit primário do setor público não financeiro como proporção do PIB respondendo a metas anunciadas, em que o objetivo final é a estabilização ou a redução da relação dívida líquida/PIB do setor público com o superávit se tornando uma meta intermediária;
- Resto do mundo: assume-se que variáveis estrangeiras seguem um processo autorregressivo de ordem 1, em que há a descrição da dinâmica da renda mundial, da inflação externa, da aversão ao risco por parte dos investidores estrangeiros, da taxa de juros externa e do preço relativo das importações em moeda estrangeira;
- Choques exógenos: choques que seguem um processo autorregressivo de ordem 1 e são relacionados às preferências das famílias, ao prêmio de risco-país, à tecnologia transitória, à tecnologia permanente (tendência da taxa de crescimento), à tecnologia de investimento, à demanda por importação, à demanda por exportação, ao diferencial por produtividade, ao *markup* do preço, ao *markup* dos salários, aos preços administrados, à política monetária e à política fiscal (consumo governamental); e
- Restrição de recursos e identidades: a Demanda Agregada se dá pela subtração da importação da soma do consumo privado, do investimento, do consumo governamental e da demanda mundial por exportações; o deflator do PIB é dado pela relação entre seu preço relativo corrente e seu preço relativo defasado; e há a apresentação das equações da relação entre exportações e PIB, da relação entre pagamentos totais de juros por empresas sobre empréstimos externos e PIB, e da relação entre o movimento dos ativos estrangeiros líquidos e PIB.

Como o foco é a parte da regra de taxa de juros presente no modelo macroeconômico DSGE novo-keynesiano da autoridade monetária brasileira, detalha-se aqui somente a Curva de Demanda Agregada, a Curva de Phillips e a Regra de Taylor, embora, como já reiterado, a estimação do modelo que virá a seguir requeira toda a estrutura de equações detalhadas em [Castro et al. \(2011\)](#).

A curva de Demanda Agregada será dada por:

$$y_t = C_t + I_t + G_t + S_t X_t - M_t \quad (1)$$

em que  $y_t$  é o PIB,  $C_t$  é o consumo privado,  $I_t$  é o investimento,  $G_t$  é o consumo governamental,  $S_t X_t$  é a demanda mundial por exportações dada em moeda local e  $M_t$  são as importações. A Curva de Phillips será dada por:

$$\pi_t = \omega A \pi_t^A + (1 - \omega A) \pi_t^F \quad (2)$$

em que  $\pi_t$  é o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA),  $\omega A$  é o parâmetro dos preços administrados ( $\omega A = 0,30$ ),  $\pi_t^A$  é a inflação dos preços administrados e  $\pi_t^F$  é a inflação dos preços livres. E a Regra de Taylor será dada por:

$$i_t = (i_{t-1})^{\gamma_i} \left[ \left( \frac{i_t^* \pi_t}{\pi_t^*} \right)^{\gamma_\pi} (y_t - y_t^*)^{\gamma_y} \right]^{1-\gamma_i} + \epsilon_t^i \quad (3)$$

em que  $i_t$  é a taxa Selic,  $i_{t-1}$  é a taxa Selic defasada,  $i_t^*$  é a taxa de juros natural,  $\pi_t$  é o IPCA,  $\pi_t^*$  é a meta para a inflação,  $y_t$  é o PIB,  $y_t^*$  é o PIB potencial,  $\epsilon_t^i$  captura os choques monetários,  $\gamma_i$  é o parâmetro de suavização da taxa de juros ( $\gamma_i = 0,60$ ),  $\gamma_\pi$  é o parâmetro da taxa de inflação ( $\gamma_\pi = 2,00$ ) e  $\gamma_y$  é o parâmetro do produto ( $\gamma_y = 0,25$ ).

## 4 Exercícios de Calibração

Esta seção apresenta os resultados das análises dos exercícios de calibração das equações do modelo macroeconômico DSGE novo-keynesiano, baseado no SAMBA. O objetivo é testar o comportamento do modelo quando se substitui a Equação 3 da Regra de Taylor por diferentes regras de taxa de juros, com características mais claras de comportamentos da autoridade monetária que se assemelham a características de duplo mandato, “hawkish” ou “dovish”.

Para estes exercícios de calibração, será utilizada a sintaxe da réplica do modelo SAMBA disposta na plataforma *Macroeconomic Model Data Base* (MMB, 2020b). O exercício consistirá em analisar as Funções de Resposta a Impulso referentes aos choques monetários advindos das seguintes regras de taxa de juros: Taylor (1993), Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), Smets e Wouters (2007), Coenen et al. (2012) e Orphanides e Wieland (2013).

A Regra de Taylor, em Taylor (1993), será dada por:

$$i_t = i_t^* + \gamma_\pi(\pi_t + \pi_t^*) + \gamma_y(y_t - y_t^*) + \epsilon_t^i \quad (4)$$

em que  $i_t$  é a taxa de juros nominal,  $i_t^*$  é a taxa de juros natural,  $\gamma_\pi$  é o parâmetro da taxa de inflação ( $\gamma_\pi = 0,50$ ),  $\pi_t + \pi_t^*$  é o desvio da inflação a sua meta,  $\gamma_y$  é o parâmetro do hiato do produto ( $\gamma_y = 0,50$ ),  $y_t - y_t^*$  é o desvio do produto ao seu valor potencial e  $\epsilon_t^i$  comporta os choques monetários. Como a Regra de Taylor preza pela estabilidade de preços sem negligenciar metas de máximo emprego, visto o parâmetro da taxa de inflação e o parâmetro do produto terem o mesmo valor, ela apresenta características típicas de duplo mandato.

A regra de taxa de juros de Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) será dada por:

$$i_t = \gamma_i i_{t-1} + \gamma_\pi E_t \pi_{t+1} + \gamma_y y_t + \epsilon_t^i \quad (5)$$

em que  $i_t$  é a taxa de juros nominal,  $\gamma_i$  é o parâmetro de suavização da taxa de juros nominal ( $\gamma_i = 0,80$ ),  $i_{t-1}$  é a taxa de juros nominal defasada,  $\gamma_\pi$  é o parâmetro da taxa de inflação ( $\gamma_\pi = 0,30$ ),  $E_t \pi_{t+1}$  é a expectativa da inflação futura,  $\gamma_y$  é o parâmetro do produto ( $\gamma_y = 0,08$ ),  $y_t$  é o produto e  $\epsilon_t^i$  comporta os choques monetários. A regra de taxa de juros dada por Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) apresenta características mais “hawkish”, visto que sua maior preocupação é com a estabilidade de preços.

A regra de taxa de juros de Smets e Wouters (2007) será dada por:

$$i_t = \gamma_i i_{t-1} + \gamma_\pi \pi_t + \gamma_y (y_t - y_t^*) + \alpha (y_{t-1} + y_{t-1}^*) + \epsilon_t^i \quad (6)$$

em que  $i_t$  é a taxa de juros nominal,  $\gamma_i$  é o parâmetro de suavização da taxa de juros nominal ( $\gamma_i = 0,81$ ),  $i_{t-1}$  é a taxa de juros nominal defasada,  $\gamma_\pi$  é o parâmetro da taxa de inflação ( $\gamma_\pi = 0,39$ ),  $\pi_t$  é a inflação,  $\gamma_y$  é o parâmetro do hiato do produto ( $\gamma_y = 0,97$ ),  $y_t - y_t^*$  é a diferença entre o produto e seu valor potencial,  $\alpha$  é o parâmetro de suavização do hiato do produto ( $\alpha = 0,90$ ),  $y_{t-1} - y_{t-1}^*$  é a diferença entre o produto

defasado e seu valor potencial e  $\epsilon_t^i$  comporta os choques monetários. Como a regra de taxa de juros de **Smets e Wouters (2007)** apresenta uma maior preocupação com uma meta de máximo emprego do que com a estabilidade de preços, ela tem características mais “*dovish*”.

A regra de taxa de juros de **Coenen et al. (2012)** será dada por:

$$i_t = \gamma_i i_{t-1} + \gamma_\pi (\pi_t + E_t \pi_{t+4}) + \epsilon_t^i \quad (7)$$

em que  $i_t$  é a taxa de juros nominal,  $\gamma_i$  é o parâmetro de suavização da taxa de juros nominal ( $\gamma_i = 0,70$ ),  $i_{t-1}$  é a taxa de juros nominal defasada,  $\gamma_\pi$  é o parâmetro da taxa de inflação ( $\gamma_\pi = 1,25$ ),  $\pi_t + E_t \pi_{t+4}$  é a soma da inflação corrente com a inflação futura daqui a um ano e  $\epsilon_t^i$  comporta os choques monetários. A regra de taxa de juros de **Coenen et al. (2012)** apresenta características mais “*hawkish*”, visto que sua maior preocupação é com a estabilidade de preços.

E, por último, a regra de taxa de juros de **Orphanides e Wieland (2013)** será dada por:

$$i_t = \gamma_i i_{t-1} + \gamma_\pi (\pi - \pi^*) - \gamma_y (y_t - y_t^*) + \epsilon_t^i \quad (8)$$

em que  $i_t$  é a taxa de juros nominal,  $\gamma_i$  é o parâmetro de suavização da taxa de juros nominal ( $\gamma_i = 1,00$ ),  $i_{t-1}$  é a taxa de juros nominal defasada,  $\gamma_\pi$  é o parâmetro da taxa de inflação ( $\gamma_\pi = 0,50$ ),  $\pi - \pi^*$  é o desvio da inflação a sua meta,  $\gamma_y$  é o parâmetro do hiato do produto ( $\gamma_y = 0,50$ ),  $y_t - y_t^*$  é o desvio do produto ao seu valor potencial e  $\epsilon_t^i$  comporta os choques monetários. Como a regra de taxa de juros de **Orphanides e Wieland (2013)** preza pela estabilidade de preços sem negligenciar metas de máximo emprego, visto o parâmetro da taxa de inflação e o parâmetro do produto terem o mesmo valor, ela apresenta uma característica típica de duplo mandato.

A Tabela 2 apresenta a calibração dos parâmetros de suavização da taxa de juros ( $\gamma_i$ ), da taxa de inflação ( $\gamma_\pi$ ) e do produto ( $\gamma_y$ ). A calibração foi feita de acordo com **MMB (2020a)**, em que os valores de média dos parâmetros também são percebidos nas equações 3, 4, 5, 6, 7 e 8. As distribuições beta, normal e gamma são apresentadas conforme **Castro et al. (2015)**, com respectivos desvios de 0,15 (parâmetro de suavização da taxa de juros), 0,35 (parâmetro da taxa de inflação) e 0,10 (parâmetro do produto).

Os choques monetários de cada regra mencionada na Tabela 2 são alterações efetuadas na taxa de juros Selic ( $i_t$ ), com respostas do PIB ( $y_t$ ) e da inflação ( $\pi_t$ ). As Funções de Resposta a Impulso, resultantes dos exercícios de calibração, são reportadas nas Figuras 1 e 2. Os resultados são os usualmente esperados pela literatura macroeconômica: um choque positivo de taxa de juros básica da economia leva a um movimento inicial inversamente proporcional tanto da inflação quanto do produto.

A Figura 1 contempla as Funções de Respostas aos Impulsos relativas às regras de taxa de juros dadas por **Christiano, Eichenbaum e Evans (2005)** e por **Smets e Wouters (2007)**, além das respostas da Regra de Taylor tradicional (**TAYLOR, 1993**). Mesmo levando-se em consideração que os parâmetros definidos por cada autor são diferentes entre si, gerando distintas magnitudes das respostas, a dinâmica gráfica mostra similaridades e diferenças importantes. A primeira percepção clara, na comparação das respostas dadas pelos gráficos da Figura 1, é a importância da suavização da taxa de juros. Lembrem-se que a Regra de Taylor tradicional é a única que não leva em conta tal parâmetro de suavização e, por isso, possui uma resposta distinta das outras regras, tanto para a inflação quanto para o produto.

Mais um ponto em comum a ser destacado nestas 3 funções de reação é a dinâmica da resposta do produto. Ela inicia em território negativo, mas exhibe certa recuperação ao longo dos trimestres, passando ao território positivo por volta do sexto trimestre em todos os casos. Para o caso da resposta da taxa de inflação, o pico ocorre por volta do oitavo trimestre, em **Taylor (1993)**, e por volta do décimo trimestre nas outras regras. Pela literatura do mecanismo de transmissão da política monetária é comum a percepção de a diferença entre o pico máximo da resposta do produto e da inflação ser de 1 trimestre apenas. Esse não é o caso destes primeiros exercícios de calibração.

Destaca-se que a Regra de Taylor apresenta uma característica de duplo mandato, com similar ponderação para a estabilidade de preços e manutenção da atividade econômica e do emprego. Já a regra de taxa de juros dada por **Christiano, Eichenbaum e Evans (2005)** apresenta características mais



Tabela 2: Calibração dos Parâmetros de Política Monetária de Diferentes Regras de Taxa de Juros

Parâmetro	Definição	Distribuição	Média	Desvio
Regra de Taylor				
$\gamma_i$	Parâmetro de Suavização da Taxa de Juros	—	—	—
$\gamma_\pi$	Parâmetro da Taxa de Inflação	Normal	0,50	0,35
$\gamma_y$	Parâmetro do Produto	Gamma	0,50	0,10
Regra de taxa de juros dada por <b>Christiano, Eichenbaum e Evans (2005)</b>				
$\gamma_i$	Parâmetro de Suavização da Taxa de Juros	Beta	0,80	0,15
$\gamma_\pi$	Parâmetro da Taxa de Inflação	Normal	0,30	0,35
$\gamma_y$	Parâmetro do Produto	Gamma	0,08	0,10
Regra de taxa de juros dada por <b>Smets e Wouters (2007)</b>				
$\gamma_i$	Parâmetro de Suavização da Taxa de Juros	Beta	0,81	0,15
$\gamma_\pi$	Parâmetro da Taxa de Inflação	Normal	0,39	0,35
$\gamma_y$	Parâmetro do Produto	Gamma	0,97	0,10
Regra de taxa de juros dada por <b>Coenen et al. (2012)</b>				
$\gamma_i$	Parâmetro de Suavização da Taxa de Juros	Beta	0,70	0,15
$\gamma_\pi$	Parâmetro da Taxa de Inflação	Normal	1,25	0,35
$\gamma_y$	Parâmetro do Produto	—	—	—
Regra de taxa de juros dada pelo modelo SAMBA				
$\gamma_i$	Parâmetro de Suavização da Taxa de Juros	Beta	0,60	0,15
$\gamma_\pi$	Parâmetro da Taxa de Inflação	Normal	2,00	0,35
$\gamma_y$	Parâmetro do Produto	Gamma	0,25	0,10
Regra de taxa de juros dada por <b>Orphanides e Wieland (2013)</b>				
$\gamma_i$	Parâmetro de Suavização da Taxa de Juros	Beta	1,00	0,15
$\gamma_\pi$	Parâmetro da Taxa de Inflação	Normal	0,50	0,35
$\gamma_y$	Parâmetro do Produto	Gamma	0,50	0,10

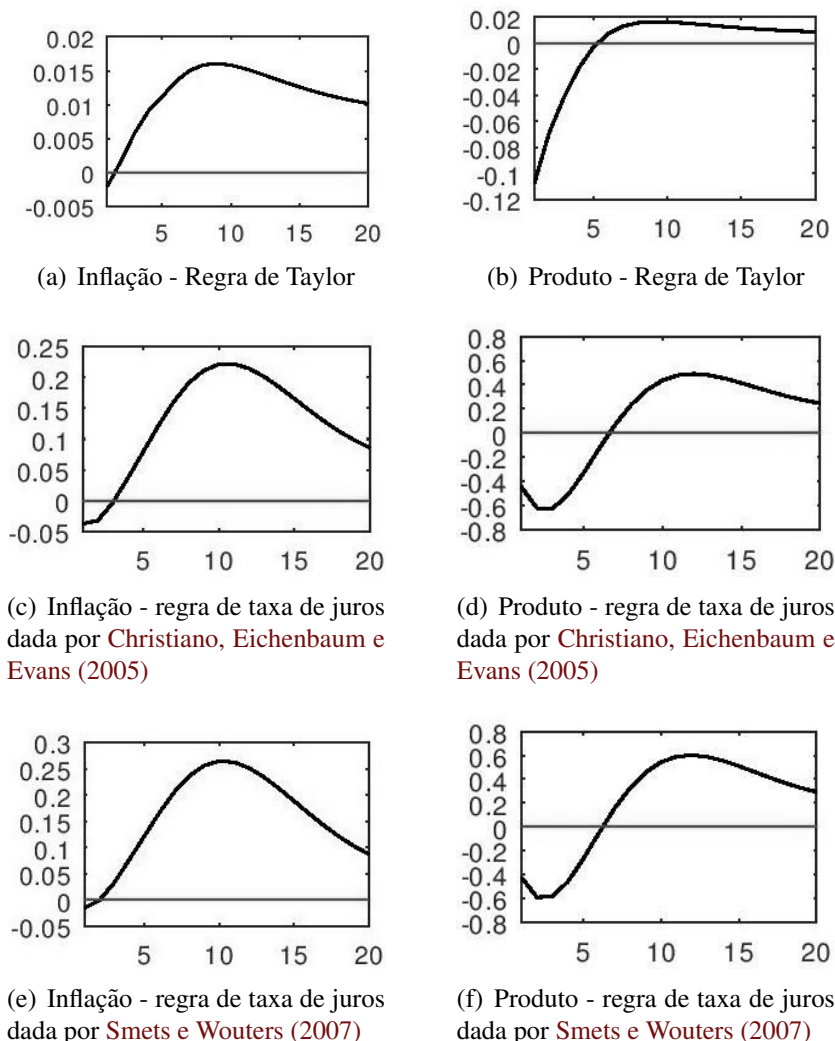
Fonte: Castro et al. (2015) e MMB (2020a).

“hawkish”, em que a preocupação maior da autoridade monetária gira em torno da estabilidade de preços. Por fim, a regra de taxa de juros dada por **Smets e Wouters (2007)** apresenta uma característica um pouco mais “dovish”, com certa preocupação do banco central com a manutenção de determinados níveis de emprego e atividade econômica.

A Figura 2 contempla as Funções de Respostas aos Impulsos relativas às regras de taxa de juros dadas por **Coenen et al. (2012)** e por **Orphanides e Wieland (2013)**, além da regra de taxa de juros incorporada na réplica do modelo SAMBA. Como já mencionado anteriormente, a regra estimada por **Coenen et al. (2012)** tem característica extremamente “hawkish”, dado que nem sequer apresenta parâmetro do produto, como reportado na Tabela 2. A regra de taxa de juros do modelo SAMBA também apresenta característica mais “hawkish”, embora leve em conta a questão da atividade econômica. Por fim, **Orphanides e Wieland (2013)** apresenta uma característica de duplo mandato, como em **Taylor (1993)**, mas considera o parâmetro de suavização da taxa de juros.

Novamente, parâmetros distintos levam naturalmente a respostas distintas, mas as diferenças entre os gráficos das figuras 1 e 2 são visíveis. No que tange às respostas da taxa de inflação, fica perceptível a considerável queda dos preços, de forma bem mais rápida que nos casos relatados na Figura 1. Embora nos 3 casos das regras, a dinâmica das respostas passe para território positivo, não há alta considerável da inflação, o que mostra certa preocupação destas funções com o controle inflacionário. No que tange às respostas do produto, o caráter mais “hawkish” das regras de taxa de juros dadas por **Coenen et al. (2012)** e pela réplica

Figura 1: Funções de Resposta a Impulso – Choque de Taxa de Juros

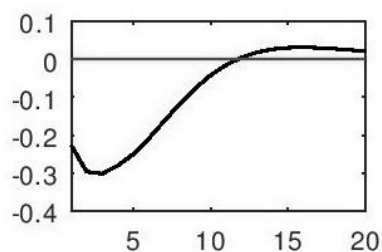


Fonte: Gráficos gerados a partir dos exercícios de calibração efetuados.

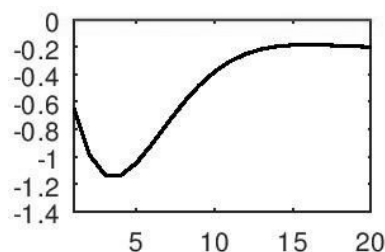
do modelo SAMBA, e a incorporação da suavização da taxa de juros com grande peso na determinação da regra de taxa de juros dada por [Orphanides e Wieland \(2013\)](#), coloca a dinâmica da atividade econômica das 3 regras sempre em território negativo.

Desta maneira, este exercício de calibração deixa lições importantes sobre o papel de diferentes regras de taxa de juros e suas respectivas ponderações de parâmetros. Primeiramente, o processo de suavização da taxa de juros é algo que contribui para que a condução da política monetária ocorra sem grandes solavancos em termos de inflação e de produto. Em segundo lugar, a opção por características mais “*hawkish*” parece contribuir para um controle mais rígido da taxa de inflação, embora resulte em dinâmicas de produto menos intensas e com respostas sempre em território negativo.

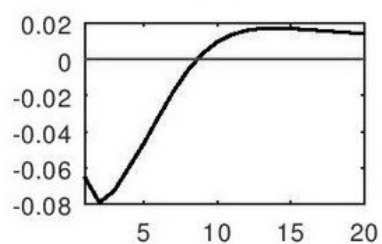
Figura 2: Funções de Resposta a Impulso – Choque de Taxa de Juros



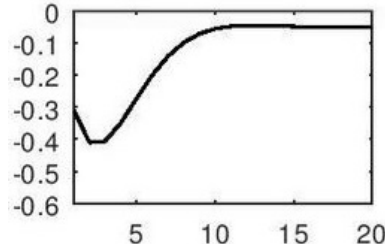
(a) Inflação - regra de taxa de juros dada por Coenen et al. (2012)



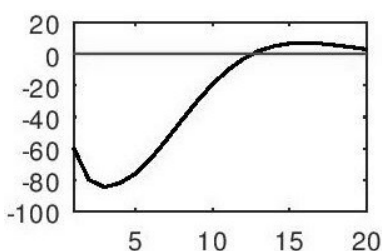
(b) Produto - regra de taxa de juros dada por Coenen et al. (2012)



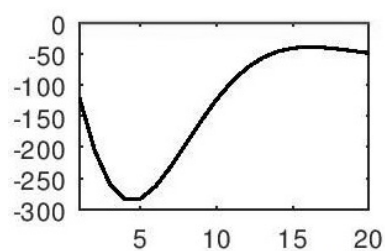
(c) Inflação - regra de taxa de juros dada pelo modelo SAMBA



(d) Produto - regra de taxa de juros dada pelo modelo SAMBA



(e) Inflação - regra de juros dada por Orphanides e Wieland (2013)



(f) Produto - regra de taxa de juros dada por Orphanides e Wieland (2013)

Fonte: Gráficos gerados a partir dos exercícios de calibração efetuados.

## 5 Estimções Bayesianas do Modelo DSGE

Modelos macroeconômicos DSGE novos-keynesianos possibilitam uma ampliação no leque de análises econômicas com um arcabouço de teoria econômica mais aprofundado. No caso específico das estimções a serem realizadas com base na réplica do modelo SAMBA, já log-linearizado, será aplicada a abordagem Bayesiana, como de praxe. Para tal, será utilizado o pacote Dynare/Matlab.

Em linhas gerais, a metodologia Bayesiana tem a vantagem de permitir o uso de uma distribuição *a priori* capaz de trazer informações adicionais na estimção do processo. As “*prior distributions*” são atribuídas aos parâmetros estruturais e a base de dados é, então, utilizada para atualizar os “*priors*”, via função de verossimilhança. Os “*posteriors*” são, então, gerados por intermédio de técnicas de simulação Bayesiana (via *Metropolitan Hastings*). Assim, é possível estimar os parâmetros de interesse da regra de política monetária, além de analisar a propagação e a importância relativa de choques estruturais pelas Funções de Resposta a Impulso.

As estimções utilizarão variáveis trimestrais do terceiro trimestre de 1999 ao primeiro trimestre de 2020 e serão espelhadas no modelo macroeconômico DSGE novo-keynesiano do BCB. Mas vale ressaltar que Minella et al. (2008) e Castro et al. (2011, 2015) estimam muito mais parâmetros, com períodos distintos de bases de dados. O intuito deste trabalho é menos ambicioso. A meta é estimar somente os 3 parâmetros

da Regra de Taylor e tratar os demais como dados. O conjunto de variáveis utilizadas no trabalho para fins de estimação é descrito a seguir:

- Taxa Selic ( $i_t$ ): desvio da taxa diária anualizada e trimestralizada (% a.a), obtida no último dia útil de cada trimestre (dessazonalizada pelo método Census X-12). Fonte: BCB;
- PIB ( $y_t$ ): primeira diferença do logaritmo do índice do PIB trimestral a preços de mercado, ano base, 1995, dessazonalizado - Fonte: IBGE; e
- IPCA ( $\pi_t$ ): desvio da taxa mensal acumulada em 3 meses (% a.t.), obtida no último mês de cada trimestre (dessazonalizada pelo método Census X-12). Fonte: IBGE.

Tabela 3: Estatística Descritiva

Estatística	Taxa Selic ( $i_t$ )	PIB ( $y_t$ )	Hiato do PIB	IPCA ( $\pi_t$ )
Média	13,02	147,34	$1,05 \cdot 10^{-11}$	1,52
Mediana	12,31	153,80	0,32	1,46
Máximo	26,05	176,40	5,39	5,24
Mínimo	3,65	106,62	-7,19	0,12
Desvio Padrão	4,89	23,07	2,62	0,82

Fonte: BCB e IBGE.

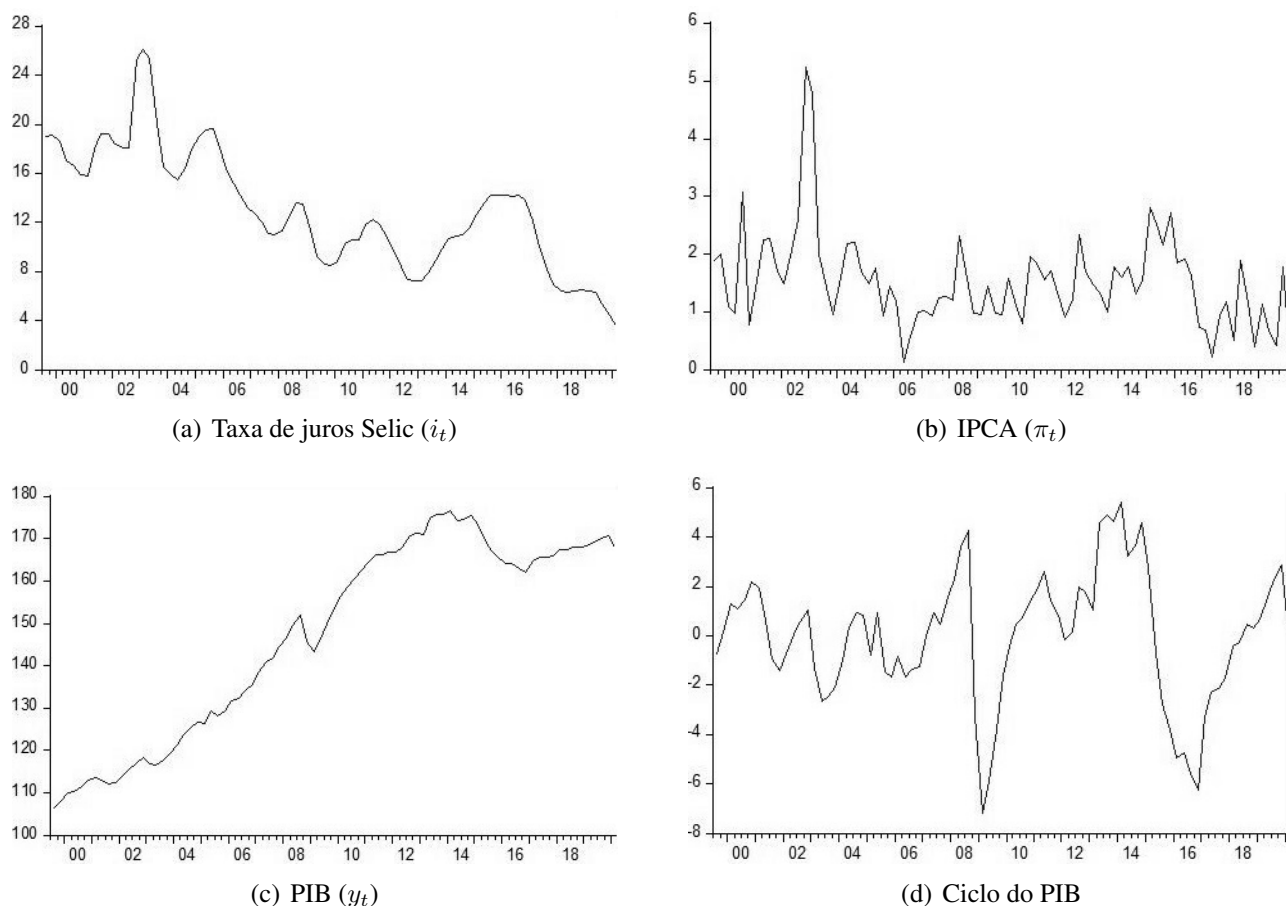
A Tabela 3 reporta a estatística descritiva das variáveis. O que mais se chama a atenção são os valores mínimos da taxa Selic e da taxa de inflação IPCA, além do máximo da taxa Selic. Sem dúvida, a taxa de juros básica da economia já foi extremamente elevada e, atualmente, está em valores mínimos históricos. A dinâmica das séries pode ser bem percebida na Figura 3. Em relação à taxa de juros Selic ( $i_t$ ), percebe-se clara tendência de queda ao longo do tempo, chegando a patamares mínimos históricos recentemente. Já o IPCA ( $\pi_t$ ) mostra controle inflacionário com o claro pico referente ao efeito da eleição do primeiro mandato do Presidente Lula, em 2003, enquanto o ciclo do PIB mostra quedas bem pronunciadas, principalmente na crise mundial de 2008 e recentemente com o fim da “nova matriz econômica”.

Para a estimativa Bayesiana do modelo macroeconômico DSGE novo-keynesiano foram definidas distribuições iniciais independentes para cada parâmetro, com restrições de não-negatividade, baseadas em Castro et al. (2015). A Tabela 4 reporta os parâmetros iniciais a serem utilizados nas estimações. Assume-se distribuição prévia beta para o parâmetro de suavização da taxa de juros ( $\gamma_i$ ), com média de 0,60 e desvio-padrão de 0,15, enquanto o parâmetro da taxa de inflação ( $\gamma_\pi$ ) tem distribuição normal, centrada em 2,00 e com desvio-padrão de 0,35 e o parâmetro do produto ( $\gamma_y$ ) tem distribuição gamma com valor relativamente difuso de média de 0,25 e desvio-padrão de 0,10.

Como a média do parâmetro da taxa de inflação ( $\gamma_\pi = 2,00$ ) é bem superior à média do parâmetro do produto ( $\gamma_y = 0,25$ ), pode-se inferir que, em princípio, a autoridade monetária brasileira possui características mais “hawkish”. Desta maneira, as Funções de Resposta a Impulso tenderão a se assemelhar àquelas da Figura 2.

A Tabela 4 também mostra os “posteriors”. Nota-se que o parâmetro de suavização da taxa de juros ( $\gamma_i$ ), o parâmetro da taxa de inflação ( $\gamma_\pi$ ) e o parâmetro do produto ( $\gamma_y$ ) tem médias respectivas de 0,36, 3,86 e 0,35. O desvio do parâmetro de suavização da taxa de juros ( $\gamma_i$ ) é de 0,26 a 0,46, enquanto o desvio do parâmetro da taxa de inflação ( $\gamma_\pi$ ) é de 3,58 a 4,19 e do parâmetro do produto ( $\gamma_y$ ) é de 0,11 a 0,58. É importante ressaltar que a estimativa é feita em um intervalo de confiança de 90%. Por fim, similarmente à Tabela 4, a Figura 4 mostra o conjunto dos “priors” dos parâmetros estruturais e suas correspondentes distribuições a posteriori.

Figura 3: Taxa Selic (% a.a), Taxa de Inflação IPCA (% a.t.) e PIB (Índice e Hiato)



Fonte: BCB e IBGE.

A Figura 5 reporta as Funções de Resposta a Impulso, geradas a partir das estimações Bayesianas do modelo macroeconômico DSGE novo-keynesiano. O período de estimação se estende do terceiro trimestre de 1999 ao primeiro trimestre de 2020. Novamente, os choques monetários se apresentam como alterações efetuadas na taxa de juros Selic ( $i_t$ ), com respostas advindas do PIB ( $y_t$ ) e da taxa de inflação IPCA ( $\pi_t$ ).

Tabela 4: Parâmetros da Regra de Taylor do Modelo DSGE Estimado

Parâmetro	Definição	“Priors”			“Posteriors”		
		Distribuição	Média	Desvio	Média	10%	90%
$\gamma_i$	Parâmetro de Suavização da Taxa de Juros	Beta	0,60	0,15	0,36	0,26	0,46
$\gamma_\pi$	Parâmetro da Taxa de Inflação	Normal	2,00	0,35	3,86	3,58	4,19
$\gamma_y$	Parâmetro do Produto	Gamma	0,25	0,10	0,35	0,11	0,58

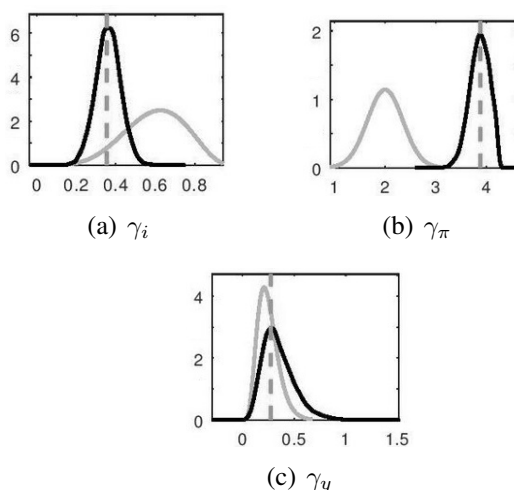
Fonte: Castro et al. (2015) e MMB, 2020b.

Tal como nas Figuras 1 e 2, os resultados são os usualmente esperados pela literatura macroeconômica, com choques positivos de taxa de juros resultando em um movimento inicial inversamente proporcional tanto da inflação quanto do produto. Ambas as variáveis, taxa de inflação e PIB, respondem com quedas e ficam, inicialmente, em território negativo, mas exibindo certa recuperação após dois trimestres. No entanto, somente a taxa de inflação passa para território positivo.

Quanto ao modelo calibrado, baseado na regra de taxa de juros da própria réplica do SAMBA (Figura 2: Gráficos “c” e “d”), a comparação fica mais plausível uma vez que há semelhanças nos parâmetros



Figura 4: Distribuições dos “Priors” and “Posteriors” dos Parâmetros

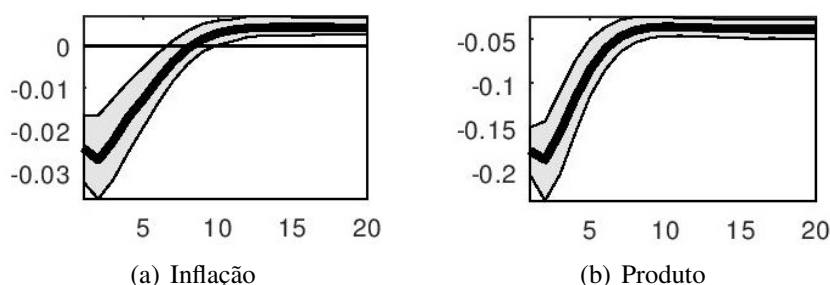


Fonte: Castro et al. (2011).

Nota: Em cinza estão os “priors” e em preto estão os “posteriors”. Gráficos gerados a partir das estimações efetuadas.

“priors”. Sendo assim, comparando-se as Funções de Resposta a Impulso do modelo estimado (Figura 5), com o modelo calibrado (Figura 2: Gráficos “c” e “d”), a dinâmica gráfica é parecida, com ambas as respostas iniciando em território negativo, mas somente a taxa de inflação passando para território positivo. No entanto, as respostas aos choques monetários do modelo estimado (Figura 5) são menos pronunciadas, revelando a importância de se adicionar um processo de estimação de parâmetros importantes para o caso brasileiro.

Figura 5: Funções de Resposta a Impulso – Choque de Taxa de Juros



Fonte: Gráficos gerados a partir das estimações efetuadas.

Outra comparação importante deve ser feita entre o modelo simplificado e o modelo original do BCB. Enfatiza-se aqui o trabalho de Castro et al. (2015). Reiterando, novamente, que a diferença básica entre este artigo e Castro et al. (2015) está no recorte temporal das variáveis relativas à regra de taxa de juros. Este artigo possui base de dados que se estende indo do terceiro trimestre de 1999 até o primeiro trimestre de 2020, mas estima somente os 3 parâmetros da Regra de Taylor. Já Castro et al. (2015) utiliza uma base de dados indo do terceiro trimestre de 1999 até o segundo trimestre de 2010, com a estimação de muito mais parâmetros.

Assim, podem ser comparadas as Funções de Resposta a Impulso, do produto e da inflação, relatadas na Figura 3 de Castro et al. (2015), com os resultados reportados na Figura 5 deste trabalho. Fica claro que as respostas advindas do PIB e da inflação, frente aos choques monetários na taxa Selic, são menos pronunciadas do que aquelas relatadas pelo BCB em suas estimações com dados até 2010. Este é um resultado interessante e, provavelmente, está ligado ao maior recorte temporal, com taxas de inflação mais controladas, mas por outro lado, refletindo certa letargia da atividade econômica brasileira nos últimos anos.

## 6 Considerações Finais

Este trabalho visou explorar diferentes formas de condução da política monetária brasileira com a utilização de distintas regras de taxa de juros. Nesse sentido, a Regra de Taylor é a mais tradicional regra de taxa de juros. Sua preocupação com a estabilidade de preços diante do não negligenciamento de uma meta de máximo emprego deu a ela a caracterização de uma regra do tipo duplo mandato. Com um debruçamento mais robusto sobre o debate da leniência das autoridades monetárias com a estabilidade de preços, percebe-se que esse não é o único cenário factível. Autoridades com regras mais lenientes ao controle inflacionário tem características, denominadas, mais “*dovish*”, e autoridades, tais como o BCB, com regras mais rígidas ao controle inflacionário tem características, denominadas, mais “*hawkish*”.

Para os exercícios de calibração e a estimação do modelo simplificado, a metodologia foi pautada em modelos macroeconômicos DSGE novos-keynesianos com abordagem Bayesiana, espelhados no modelo SAMBA do BCB. A base de dados utilizada para fins de estimação foi trimestral, do segundo trimestre de 1999 ao primeiro trimestre de 2020. Os exercícios de calibração das regras relataram a importância da suavização da taxa de juros para a dinâmica econômica, além da percepção que diferentes graus de aversão à inflação trazem diferentes trajetórias e dinâmicas das respostas da inflação e do produto diante de choques de taxa de juros. Nesse sentido, características mais “*hawkish*” por parte da autoridade monetária parecem contribuir para uma rigidez maior no controle inflacionário, com dinâmica da atividade econômica sempre em território negativo.

Destarte, comparando o modelo do BCB com o modelo estimado simplificado, percebe-se respostas do produto e da inflação diante de choques monetários na taxa Selic mais pronunciadas no caso do SAMBA. Essa diferença provavelmente resulta do maior recorte temporal feito pelo modelo estimado simplificado, além de indicar certa dificuldade da economia brasileira em responder estímulos dados por choques monetários. Destaca-se que outra diferença entre os modelos é que o modelo simplificado estima apenas 3 parâmetros da Regra de Taylor, enquanto o modelo original estima vários parâmetros. Em suma, pode ser que ao longo do tempo, as autoridades monetárias percebam a importância da definição de um parâmetro da taxa de inflação para a dinâmica econômica.

## Referências

- ADOLFSON, M.; LASEEN, L.; LINDE, J.; VILLANI, M. RAMSES: A New General Equilibrium Model for Monetary Policy Analysis. **Sveriges Riksbank Economic Review**, v. 2, p.5-40. 2007.
- ALMEIDA, V.; CASTRO, G.; FELIX, R. M. Improving Competition in the Non-Tradable Goods and Labour Markets: The Portuguese Case. **Portuguese Economic Journal**, Lisboa, v. 9, n. 3, p.163-193, set. 2010. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10258-010-0062-8>.
- ARAGON, E.; GONCALVES, C.C.; PORTUGAL, M. Assessing Brazilian Macroeconomic Dynamics Using a Markov-Switching DSGE Model. **EconomiA**, v. 17, n. 1, p.23-42, mar. 2016.
- ARGOV, E.; BARNEA, E.; BINYAMINI, A.; BORENSTEIN, E.; ELKAYAM, D.; ROZENSHTROM, I. MOISE: A DSGE Model for the Israeli Economy. **Bank of Israel**, Discussion Paper 2012-06, p.1-144, abr. 2012.
- BARRO, R. J.; GORDON, D. B. A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural-Rate Model. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 91, n. 4, p.589-610, ago. 1983a. DOI: <https://doi.org/10.1086/261167>.
- BARRO, R. J.; GORDON, D. B. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdã, v. 12, n. 1, p.101-121, jul. 1983b. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90051-X](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90051-X).
- BRAVE, S. A.; CAMPBELL, J. R.; FISHER, J. D.M.; L. JUSTINIANO. The Chicago FED DSGE Model. **Federal Reserve Bank of Chicago**, Working Paper 2012-02, p.1-35, ago. 2012.
- BRUBAKK, L.; SVEEN, T. NEMO. A New Macro Model for Forecasting and Monetary Policy Analysis. **Economic Bulletin**, Banco Central Europeu, v. 80 n. 1, p.39-47, jan. 2009.
- BURRIEL, P.; FERNANDEZ-VILLAVERDE, J.; RUBIO-RAMIREZ, J. F. MEDEA: A DSGE Model for the Spanish Economy. **SERIEs**, v. 1, p.175-243, fev. 2010. DOI: <https://doi.org/10.1007/s13209-009-0011-x>.
- CASTILLO, P.; MONTORO, C.; TUESTA, V. Un Modelo de Equilibrio General con Dolarización para la Economía Peruana. **Revista Estudios Económicos**, Banco Central de Reservas do Perú, v. 17, p.9-50, jun. 2009.
- CASTRO, M. R. ; GOUVEA, S. N.; MINELLA, A.; SANTOS, R. C.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. Samba: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach. **Banco Central do Brasil**, Working Paper n. 239, abr. 2011.
- CASTRO, M. R.; GOUVEA, S. N.; MINELLA, A.; SANTOS, R. C.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach. **Brazilian Review of Econometrics**, Rio de Janeiro, n. 1, p.103-170, nov. 2015.
- CAVALCANTI, M. A.; VEREDA, L. Modelo Dinamico Estocastico de Equilibrio Geral (DSGE) para a Economia Brasileira. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**, Discussion Paper n. 1479, mar. 2010.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. **Journal of Political Economy**, Amsterdã, v. 113, n. 1, p.1-45, fev. 2005. DOI: <https://doi.org/10.1086/426038>.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. **Journal of Economic Literature**, American Economic Association, v. 37, n. 4, p. 1661-1707, dez. 1999. DOI: <https://doi.org/10.1257/jel.37.4.1661>.

COENEN, G.; ERCEG, C.; FREEDMAN, C.; FURCERI, D.; KUMHOF, M.; LALONDE, R.; LAXTON, D.; LINDE, J.; MOUROUGANE, A.; MUIR, D.; MURSULA, S.; RESENDE, C.; ROBERTS, J.; ROEGER, W.; SNUDDEN, S.; TRABANDT, M.; VELD, J. T. Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 4, n. 1, p.22-68, jan. 2012. DOI: <https://doi.org/10.1257/mac.4.1.22>.

DIVINO, J.A. Optimal Monetary Policy for a Small Open Economy. **Economic Modelling**, Amsterdã, v. 26, n. 2, p.352-358, mar. 2009.

FEIJO, F. T.; TRICHES, D. Uma Estimaco da Curva de Phillips Hbrida para o Brasil no Regime de Metas de Inflaco. **Economia Aplicada**, So Paulo, v. 21, n. 1, p.29-43, mar. 2017. DOI: <https://doi.org/10.11606/1413-8050/ea150953>.

FUEKI, T.; FUKUNAGA, I.; ICHIUE, H.; SHIROTA, T. Measuring Potential Growth with an Estimated DSGE Model of Japan's Economy. **International Journal of Central Banking**, v. 12, n. 1, p.1-32, mar. 2016.

FURLANI, L. G. S.; LAURINI, M. P.; PORTUGAL, M. S. Exchange Rate Movements and Monetary Policy in Brazil: Econometric and Simulation Evidence. **Economic Modelling**, Amsterdã, v. 27, n. 1, p.284-295, jan. 2010. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2009.09.008>.

GALI, J.; MONACELLI, T. Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. **The Review of Economic Studies**, Londres, v. 72, n. 3, p.707-734, jul. 2005. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00349.x>.

GOMES, S.; JACQUINOT, P.; PISANI, M. The EAGLE. A Model for Policy Analysis of Macroeconomic Interdependence in the Euro Area. **Economic Modelling**, Elsevier, v. 29, n. 5, p.1686-1714, set. 2012. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.04.002>.

GONZALEZ, A.; MAHADEVA, L.; PRADA, J. D.; RODRIGUEZ, D. Policy Analysis Tool Applied to Colombian Needs: PATACON Model Description. **Ensayos sobre Poltica Econmica**, v. 29, n. 66, p.222-245, dez. 2011.

GREENWALD, B. C.; STIGLITZ, J. E. Keynesian, New Keynesian and New Classical Economics. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v. 39, n. 1, p.119-132, mar. 1987. DOI: <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.oep.a041773>.

HARRISON, R.; OOMEN, O. Evaluating and Estimating a DSGE Model for the United Kingdom. **Banco da Inglaterra**, Relatório Tcnico 380, p.1-64, mar. 2010.

KAMBER, G.; McDONALD, C.; SANDER, N.; THEODORIDIS, K. A Structural Forecasting Model for New Zealand: NZSIM. **Banco de Reservas da Nova Zelndia**, Relatório Tcnico 2015/05, p.1-41, nov. 2015.

KUMHOF, M.; LAXTON, D.; MUIR, D.; MURSULA, S. The Global Integrated Monetary and Fiscal Model (GIMF). **Fundo Monetrio Internacional**, Relatório Tcnico 10/34, p.1-74, fev. 2010.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 85, n. 3, p.473-492, jun. 1977. DOI: <https://doi.org/10.1086/260580>.

LEVEIN, A.; WIELAND, V.; WILLIAMS, J. C. The Performance of Forecast-Based Monetary Policy Rules Under Model Uncertainty. **American Economic Review**, v. 93, n. 3, p.622-645, jun. 2003. DOI: <https://doi.org/10.1257/000282803322157016>.

- LINARDI, F. M. Assessing the Fit of a Small Open-Economy DSGE Model for the Brazilian Economy. **Banco Central do Brasil**, Working Papers n. 424, abr. 2016.
- LUBIK, T. O.; SCHORFHEIDE, F. Do Central Banks Respond to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdã, v. 54, n. 4, p.1069-1087, mai. 2007. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2006.01.009>.
- MEDINA, J. P.; SOTO, C. Model for Analysis and Simulations (MAS): A New DSGE for the Chilean Economy. **Banco Central de Chile**, Relatório Técnico, p.1-56, ago. 2005.
- MINELLA, A.; GOUVEA, S. N.; SANTOS, R. C.; SOUZA-SOBRINHO, N. F.; SUGAHARA, T. Samba: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach. **Seminar on Inflation Targeting**, Banco Central do Brasil, ago. 2008.
- MMB. **Online Comparison Platform**. 2020a. Disponível em: <<http://www.macromodelbase.com/files/mmb-mprule-description.pdf>>.
- MMB. **Replication Package**. 2020b. Disponível em: <<https://github.com/IMFS-MMB/mmb-rep/archive/master.zip>>.
- MURCHISON, S.; RENNISON, A. ToTEM: The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model. **Banco do Canadá**, Departamento de Pesquisa, Relatório Técnico n. 97, p.1-132, dez. 2006.
- MUSCATELLI, V. A.; TIRELLI, P.; TRECROCI, C. The Interaction of Fiscal and Monetary Policies: Some Evidence Using Structural Econometric Models. **Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference**. 2004.
- NEGRO, M.; EUSEPI, S.; GIANNONI, M.; SBORDONE, A.; TAMBALOTTI, A.; COCCI, M.; HASEGAWA, R.; LINDER, M. H. The FRBNY DSGE Model. **Federal Reserve Bank of New York**, Staff Report 647, p.1-56, out. 2013.
- ORPHANIDES, A.; WIELAND, V. Complexity and Monetary Policy. **International Journal of Central Banking**, Cleveland, v. 9, n. 1, p.167-203, jan. 2013.
- PALMA, A. A.; PORTUGAL, M. S. Preferences of the Central Bank of Brazil Under the Inflation Targeting Regime: Estimation Using a DSGE Model for a Small Open Economy. **Journal of Policy Modelling**, Elsevier, v. 36, n. 5, p.824-839, out. 2014. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2014.08.004>.
- RATTO, M.; ROEGER, W.; VELD, J. 'T. QUEST III: An Estimated Open Economy DSGE Model of the Euro Area with Fiscal and Monetary Policy. **Economic Modelling**, Elsevier, v. 26, n. 1, p.222-233, jan. 2009. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2008.06.014>.
- ROGOFF, K. The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 100, n. 4, p.1169-1189, nov. 1985. DOI: <https://doi.org/10.2307/1885679>.
- SERGI, F. The Standard Narrative on History of Macroeconomics: Central Banks and DSGE Models. **Annual Meeting of the History of Economic Society**, Toronto, jun. 2017.
- SILVEIRA, M. A. C. Using a Bayesian Approach to Estimate and Compare New Keynesian DSGE Models for the Brazilian Economy: The Role for Endogenous Persistence. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 62, n. 3, p.333-357, set. 2008.
- 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, jun. 2007. DOI: <https://doi.org/10.1257/aer.97.3.586>.



STIGLITZ, J. E. The Contributions of the Economics of Information to Twentieth Century Economics. **The Quarterly Journal of Economics**, Oxford, v. 115, n. 4, p.1441-1478, nov. 2000. DOI: <https://doi.org/10.1162/003355300555015>.

STIGLITZ, J. E. Information and the Change in the Paradigm in Economics. **American Economic Review**, American Economic Association, v. 92, n. 3, p.460-501, jun. 2002. DOI: <https://doi.org/10.1257/00028280260136363>.

SVENSSON, L. E. O.; WOODFORD, M. D. Implementing Optimal Policy Through Inflation-Forecast Targeting. In: BERNANKE, B. S; WOODFORD, M. D. **The Inflation-Targeting debate**. Chicago: The University of Chicago Press, 458 p. 2005.

TAYLOR, J. B. Discretion Versus Policy Rules in Practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39. p.195-214, dez. 1993. DOI: [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L).

WOODFORD, M. D. Optimal Monetary Policy Inertia. **The Manchester School**, Manchester, v. 67, n. 1, p.1-35, dez. 2002. DOI: <https://doi.org/10.1111/1467-9957.67.s1.1>.