

## Revisão do modelo agregado de pequeno porte

Os modelos de projeção do Banco Central do Brasil (BCB) constituem importante insumo para auxiliar o processo de tomada de decisão do Comitê de Política Monetária (Copom) e estão em contínuo aprimoramento. Em linha com o procedimento de aperfeiçoar a comunicação e transparência do BCB, este boxe atualiza as informações sobre o modelo agregado de pequeno porte, publicadas nos Relatórios de Inflação de setembro e dezembro de 2020<sup>1</sup>.

A revisão não trouxe alterações significativas na estrutura do modelo e concentrou-se em aprimorar a estimação bayesiana dos parâmetros, bem como incorporar alguns aperfeiçoamentos já introduzidos no modelo desagregado, como, por exemplo, a assimetria na anomalia climática.

### Especificação do modelo agregado e novos parâmetros obtidos com a reestimação

O modelo mantém a abordagem de focar nas principais relações econômicas relevantes para análise da política monetária. A sua estrutura básica é definida por cinco equações comportamentais: (i) uma curva de Phillips, que determina a dinâmica da inflação de preços livres; (ii) uma curva IS, que determina a dinâmica do hiato do produto; (iii) a regra de Taylor, que representa a função de reação de um banco central; (iv) uma equação de paridade descoberta de juros (*Uncovered Interest Parity* – UIP, na sigla em inglês), que descreve a relação entre a variação da taxa de câmbio e o diferencial de juros internos e externos e um prêmio de risco; e (v) uma curva de expectativas de inflação, as quais reagem endogenamente no modelo.<sup>2</sup>

A curva de Phillips, representada pela equação abaixo, determina a dinâmica da inflação de preços livres como função da inércia inflacionária, das expectativas de inflação, da inflação externa, da taxa de câmbio, do hiato do produto doméstico e das anomalias climáticas:

$$(1) \pi_t^{L,sa} = \alpha_{1L}\pi_{t-1}^{L,sa} + \alpha_{1I} \frac{\sum_{i=1}^4 \pi_{t-i}^{IPCA,sa}}{4} + (1 - \alpha_{1L} - \alpha_{1I})\pi_{t,t+4|t}^e + \alpha_2 \hat{\pi}_t^* + \alpha_3 \widehat{\Delta e}_{t-2} + \alpha_4 h_t + \frac{\sum_{i=0}^2 (\alpha_5 d_{t-i}^{el} + \alpha_6 d_{t-i}^{la}) \text{Clima}_{t-i}^2}{3} - \frac{\sum_{i=3}^5 (\alpha_5 d_{t-i}^{el} + \alpha_6 d_{t-i}^{la}) \text{Clima}_{t-i}^2}{3} + \epsilon_t^{\pi^L}$$

onde: (1.1)  $\hat{\pi}_t^* = w_a \hat{\pi}_t^{*agri} + w_m \hat{\pi}_t^{*metal} + w_e \hat{\pi}_t^{*energia}$

onde  $\pi_t^{L,sa}$  representa a inflação de preços livres do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) com ajuste sazonal;  $\pi_t^{IPCA,sa}$  representa a inflação do IPCA com ajuste sazonal;  $\pi_{t,t+4|t}^e$  é a expectativa em t, apurada pela pesquisa Focus, acerca da inflação esperada para quatro trimestres à frente;  $\hat{\pi}_t^*$  é a inflação importada de *commodities*, medida pelo desvio da variação do Índice de *Commodities* – Brasil (IC-Br) em reais em relação à meta de inflação doméstica<sup>3</sup>;  $\hat{\pi}_t^{*agri}$  é a inflação importada de *commodities* agrícolas, medida

1/ Ver boxes “Novo modelo agregado de pequeno porte com estimação bayesiana” do Relatório de Inflação de setembro de 2020 e “Resultados das estimações do novo modelo agregado de pequeno porte com estimação bayesiana” do Relatório de Inflação de dezembro de 2020.

2/ Ressalta-se que os modelos utilizados para preços administrados seguem basicamente os apresentados em “Reformulação dos modelos de projeção de médio prazo dos preços administrados”, no Relatório de Inflação de setembro de 2017. Na elaboração de projeções, utilizam-se também as projeções de especialistas.

3/ As inflações importadas oriundas do IC-Br são representadas como variações do índice em BRL, ou seja, incorporam a variação cambial medida em USD.

pelo desvio do Índice de *Commodities* – Brasil – Agropecuária (IC-Br Agropecuária) em relação à meta de inflação doméstica;  $\hat{\pi}_t^{*metal}$  é a inflação importada de *commodities* metálicas, medida pelo desvio do Índice de *Commodities* – Brasil – Metal (IC-Br Metal) em relação à meta de inflação doméstica;  $\hat{\pi}_t^{*energia}$  é a inflação importada de *commodities* energéticas, medida pelo desvio do Índice de *Commodities* – Brasil – Energia (IC-Br Energia) em relação à meta de inflação doméstica<sup>4</sup>;  $w_a$ ,  $w_m$  e  $w_e$  são os respectivos pesos das inflações setoriais importadas, tais que  $w_a + w_m + w_e = 1$ ;  $\widehat{\Delta e}_t$  é o desvio da variação da taxa de câmbio (USD/BRL) em relação à sua variação de longo prazo previsto pela teoria da paridade do poder de compra<sup>5</sup>;  $h_t$  é o hiato do produto doméstico;  $Clima_t^2$  representa a variável que captura choques de oferta provenientes de anomalias climáticas<sup>6</sup>;  $d_t^{el}$  é uma *dummy* que assume valor 1 quando a anomalia climática é positiva (eventos *El Niño*);  $d_t^{la}$  é uma *dummy* que assume valor 1 quando a anomalia climática é negativa (eventos *La Niña*); e  $\epsilon_t^{\pi^L}$  é o termo de erro.

A curva IS descreve a dinâmica do hiato do produto doméstico como função de suas defasagens, do hiato de taxa de juros real *ex-ante*, de uma variável fiscal, da incerteza econômica e do hiato do produto mundial:

$$(2) \quad h_t = \beta_1 h_{t-1} - \beta_2 \hat{r}_{t-1} - \beta_3 \widehat{r\hat{p}}_t - \beta_4 \widehat{ie}_t + \beta_5 h_t^* + \epsilon_t^h$$

onde: (2.1)  $\hat{r}_t = i_{t,t+4|t}^e - \pi_{t,t+4|t}^e - r_t^{eq}$

$$(2.2) \quad i_{t,t+4|t}^e = (0,5i_t + E_t i_{t+1} + E_t i_{t+2} + E_t i_{t+3} + 0,5E_t i_{t+4})/4 + \epsilon_t^{i,e}$$

onde  $\hat{r}_t$  é uma medida de hiato de taxa de juros real, obtida pela diferença entre a expectativa da taxa Selic um ano à frente ( $i_{t,t+4|t}^e$ ) e a expectativa de inflação referente ao mesmo período ( $\pi_{t,t+4|t}^e$ ), ambas apuradas pela pesquisa Focus, e a taxa de juros real neutra ( $r_t^{eq}$ );  $\widehat{r\hat{p}}$  é uma medida do resultado primário do governo central corrigido pelo ciclo econômico e por *outliers*, e expresso como desvio de sua tendência;  $\widehat{ie}_t$  representa uma medida do grau de incerteza na economia, como desvio de sua média<sup>7</sup>;  $h_t^*$  é uma medida do hiato do produto mundial relevante para a economia brasileira<sup>8</sup>; e, por fim, tanto  $\epsilon_t^h$  quanto  $\epsilon_t^{i,e}$  são termos de erro.

A função de reação do banco central, representada aqui por uma regra de Taylor, é dada por:

$$(3) \quad i_t = \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 i_{t-2} + (1 - \theta_1 - \theta_2) * [r_t^{eq} + \pi_t^{meta} + \theta_3 (\pi_{t,t+4|t}^e - \pi_t^{meta})] + \epsilon_t^i$$

onde  $i_t$  representa a meta para a taxa Selic nominal, que é função de seu próprio valor no passado e de respostas do banco central aos desvios das expectativas de inflação em relação à meta ( $\pi_t^{meta}$ ), e  $\epsilon_t^i$  é um termo de erro.

A equação da paridade descoberta da taxa de juros (abaixo) relaciona a variação da taxa de câmbio ( $\Delta e_t$ ) com a variação do diferencial de juros ( $i_t^{dif}$ ) domésticos e externos (no caso, a *Fed Funds rate*), ajustados pelo prêmio de risco, medido nesta estimação pelo *Credit Default Swap* (CDS) de cinco anos para o Brasil. A variação esperada para o câmbio no longo prazo ( $\Delta e^{ppc}$ ) segue a Paridade do Poder de Compra (PPC) e é

4/ As três inflações importadas oriundas do IC-Br são representadas por variações do índice em BRL, ou seja, incorporam também a variação cambial medida em USD.

5/ Esse termo procura captar possíveis efeitos da taxa de câmbio que não passam pelo preço de commodities.

6/ Em virtude do papel que os fenômenos El Niño e La Niña exercem para o comportamento da inflação de alimentos, utiliza-se variável de controle que reflete as temperaturas do Oceano Pacífico. A série utilizada é o *Oceanic Niño Index* (ONI), provida pelo *Climate Prediction Center*, vinculado ao *National Oceanic and Atmospheric Administration* (NOAA) dos Estados Unidos da América (EUA). Para mais detalhes, ver boxe “Modelo agregado de pequeno porte – 2017” (Relatório de Inflação de junho de 2017).

7/ Na presente estimação, foi utilizado o Indicador de Incerteza da Economia – Brasil (IIE-Br), produzido pela Fundação Getúlio Vargas.

8/ Calculado a partir da combinação do Produto Interno Bruto (PIB) de diversos países, onde o peso utilizado para cada país é baseado em sua participação nas exportações brasileiras.

dada pelo diferencial entre a meta de inflação doméstica de longo prazo ( $\pi^{meta_{ss}}$ ) e a inflação de equilíbrio externa ( $\pi^{*ss}$ )<sup>9</sup>:

$$(4) \Delta e_t = \Delta e^{ppc} - \delta (i_t^{dif} - i_{t-1}^{dif}) + \epsilon_t^e$$

onde (4.1)  $i_t^{dif} = i_t - (i_t^* + CDS_t)$

$$(4.2) \Delta e^{ppc} = \pi^{meta_{ss}} - \pi^{*ss}$$

A equação das expectativas de inflação busca manter a coerência e consistência entre as expectativas de inflação medidas pela pesquisa Focus e as demais variáveis do modelo, em especial quando se constroem cenários alternativos ao cenário-base, permitindo que alterações em condicionantes das projeções se traduzam em alterações nas expectativas. A equação é dada por:

$$(5) \hat{\pi}_{t,t+4|t}^e = \varphi_1 \hat{\pi}_{t-1,t+3|t-1}^e + \varphi_2 E_t \hat{\pi}_{t,t+4} + \varphi_3 \left( \frac{\sum_{i=1}^4 \hat{\pi}_{t-i}}{4} \right) + \epsilon_t^e$$

onde  $\hat{\pi}_{t,t+4|t}^e$  é o desvio de expectativa de inflação para os próximos quatro trimestres à frente apurada pela pesquisa Focus em relação à meta de inflação;  $E_t \hat{\pi}_{t,t+4}$  representa a expectativa de inflação consistente com o modelo (*model-consistent expectations*);  $\hat{\pi}_t$  é o desvio da inflação trimestral em relação à meta de inflação; e  $\epsilon_t^e$  é um termo de erro.

O modelo é implementado em representação de espaço de estados por meio de um filtro de Kalman, que permite a introdução de variáveis não observáveis. Em particular, o modelo trata o hiato do produto como uma variável não observável, cuja trajetória incorpora informação de quatro variáveis de atividade econômica, referentes ao produto na economia e à ociosidade dos fatores de produção. Especificamente, são utilizados o Produto Interno Bruto (PIB), o Nível de Utilização da Capacidade Instalada (Nuci, calculado pela Fundação Getúlio Vargas – FGV), a taxa de desocupação (medida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE) e o estoque de empregos formais medido pelo Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (Caged – Ministério do Trabalho e Previdência). A especificação das equações de observação dessas quatro variáveis procura captar o componente cíclico comum a essas medidas de atividade, normalizadas pela variância do PIB:

$$(6) f_{pib}_t = h_t + \sigma^h \epsilon_t^{pib}$$

$$(7) (fnuci_t / \gamma_{nuci}) = h_t + \sigma^h \epsilon_t^{nuci}$$

$$(8) (femp_t / \gamma_{emp}) = h_{t-1} + \sigma^h \epsilon_t^{emp}$$

$$(9) (fcaged_t / \gamma_{caged}) = h_{t-1} + \sigma^h \epsilon_t^{caged}$$

onde  $f_{x_t}$  representa o componente cíclico da variável  $x$  no período  $t$ ;  $\sigma^h$  é a variância do erro de mensuração, que, por suposição, é igual para todas as observáveis; e  $\epsilon_t^x$  representa os termos de erro. Ressalta-se que o modelo adiciona estrutura econômica à estimação do hiato do produto, ao condicioná-lo também à sua relação com a inflação de preços livres (via curva de Phillips), às expectativas de inflação (via equação de expectativas) e à própria curva IS. Assim, a trajetória do hiato será influenciada pelo comportamento das variáveis do modelo, como o da inflação de preços livres.

9/ Sobre a utilização da PPC em projeções, ver boxe “Condicionantes de câmbio nas projeções do Banco Central do Brasil e a paridade do poder de compra”, do Relatório de Inflação de setembro de 2020.

A estimação dos parâmetros do modelo foi realizada com dados trimestrais, considerando o período de 2003T4 a 2019T4. Excluiu-se assim o período inicial do regime de metas, caracterizado por elevada volatilidade, e o período atípico recente, afetado pela pandemia da Covid-19. A Tabela 1 detalha a construção das distribuições *a priori* de cada parâmetro estimado por meio de técnicas bayesianas, bem como apresenta a moda e o intervalo de credibilidade de 90% das distribuições *a posteriori* estimadas. Em geral, a estimação dessa versão do modelo teve como premissa básica trabalhar com *priori* pouco restritivas, limitando apenas o suporte. Dessa forma, o resultado da estimação reflete principalmente o ajustamento das equações aos dados observados.

**Tabela 1 – Parâmetros estimados**

Parâmetros	Descrição da variável ou do parâmetro	<i>Priori</i>	<i>Posteriori</i>	
		Distribuição*	Moda	Intervalo de credibilidade (90%)
<b>Curva de Phillips</b>				
$\alpha_{1L}$	Inércia da inflação de livres	Uniforme ([0;1])	0,23756	[0,0057;0,3739]
$\alpha_{1I}$	Inércia da inflação IPCA	Uniforme ([0;1])	0,25568	[0,0067;0,5743]
$\alpha_2$	Inflação importada	Uniforme ([0;1])	0,01826	[0,0008;0,0332]
$\alpha_3$	Varição do câmbio	Uniforme ([0;1])	0,01727	[0,0044;0,0312]
$\alpha_4$	Hiato do produto	Uniforme ([0;1])	0,13866	[0,0865;0,2127]
$\alpha_5$	El Niño	Uniforme ([0;0,01])	0,00119	[0,000461;0,001984]
$\alpha_6$	La Niña	Uniforme ([0;0,01])	0,00104	[0;0,002319]
<b>Curva IS</b>				
$\beta_1$	Autorregressivo da IS	Uniforme ([-2;2])	0,73897	[0,6773;0,7959]
$\beta_2$	Juro real	Uniforme ([0;2])	0,54876	[0,3903;0,7204]
$\beta_3$	Resultado primário	Beta ([0,03;0,002])	0,02985	[0,0267;0,0332]
$\beta_4$	Incerteza da economia	Beta ([0,03;0,005])	0,04073	[0,0321;0,0477]
$\beta_5$	Hiato mundial	Uniforme ([0;1])	0,04342	[0;0,0957]
<b>Regra de Taylor</b>				
$\theta_1$	Suavização dos juros, 1ª defasagem	Uniforme ([0;2])	1,45688	[1,3873;1,5133]
$\theta_2$	Suavização dos juros, 2ª defasagem	Uniforme ([-1;1])	-0,54402	[-0,5987;-0,481]
$\theta_3$	Desvio da expectativa de inflação em relação à meta	Uniforme ([0;8])	1,29981	[0,8121;1,9078]
<b>Expectativas de inflação</b>				
$\varphi_1$	Inércia das expectativas	Uniforme ([0;1])	0,73260	[0,629;0,8277]
$\varphi_2$	Expectativa consistente com o modelo	Uniforme ([0;1])	0,12271	[0,0749;0,1529]
$\varphi_3$	Inflação passada	Uniforme ([0;1])	0,04370	[0,0019;0,0828]
<b>Outras curvas</b>				
$\delta$	Diferencial de taxa de juros interna e externa	Uniforme ([0;10])	1,71813	[0,397;3,196]
$\gamma_{nuci}$	Coefficiente de proporcionalidade da Nuci	Uniforme ([0;3])	2,08871	[1,8233;2,3782]
$\gamma_{emp}$	Coefficiente de proporcionalidade do emprego	Uniforme ([0;3])	1,08412	[0,953;1,2412]
$\gamma_{caged}$	Coefficiente de proporcionalidade do Caged	Uniforme ([0;3])	0,77959	[0,6842;0,8809]

\* As distribuições uniformes são definidas com os limites dos intervalos da distribuição.

## Estimativa da taxa de juros real neutra

Por meio dessa metodologia é possível estimar a trajetória da taxa de juros real neutra internamente e de forma consistente com a estrutura do modelo. A trajetória estimada com a especificação utilizada neste box é apresentada no Gráfico 1, juntamente com a taxa de juros real *ex-ante*, nesse caso, medida pela expectativa da taxa Selic ao longo de quatro trimestres à frente, desinflacionada pela expectativa de variação do IPCA para o mesmo período, ambas obtidas pela pesquisa Focus. Como indicativo de sensibilidade, o gráfico ainda apresenta o intervalo de mais ou menos dois desvios-padrão, obtido também por meio do filtro de Kalman.

Essa estimativa indica um processo de queda da taxa de juros real neutra ao longo do tempo, embora com leve aumento na margem, com estimativa pontual de taxa neutra de 3,6% a.a. no quarto trimestre de 2021<sup>10</sup>.

**Gráfico 1 – Taxa Selic real ex-ante e taxa de juros real neutra estimada**

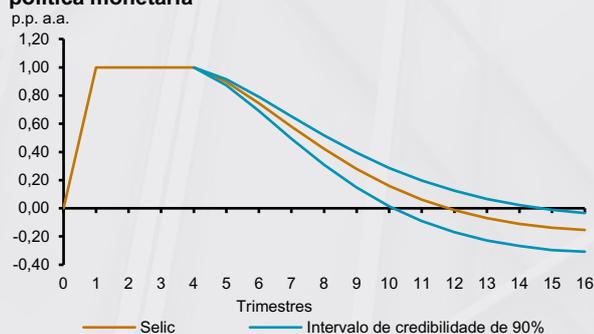


## Funções de resposta ao impulso

As propriedades do modelo são ilustradas nos Gráficos 2 a 7 pelas funções de resposta ao impulso de diferentes choques nas variáveis econômicas e seu impacto na inflação, medida pela variação do IPCA. Os gráficos à esquerda apresentam o comportamento da variável em que o choque é aplicado e os da direita o comportamento da inflação acumulada em quatro trimestres. Para se chegar às respostas de inflação, as simulações são realizadas incorporando também o modelo de preços administrados<sup>11</sup>.

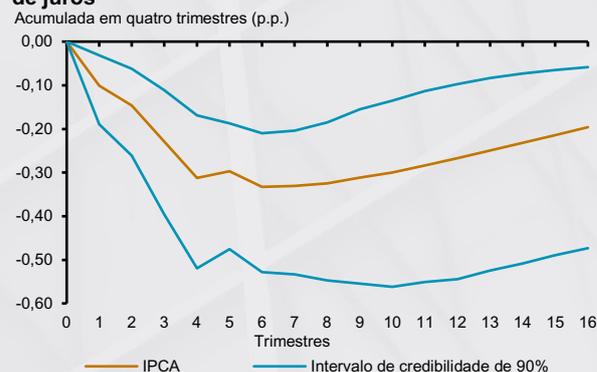
Nos Gráficos 2a e 2b, observa-se que um aumento temporário de 1 p.p. na taxa Selic, com duração de quatro trimestres, gera um efeito máximo de redução na inflação do IPCA, acumulada em quatro trimestres, de aproximadamente 0,33 p.p., alcançado no sexto trimestre após o choque inicial.

**Gráfico 2a – Taxa de juros Selic após choque de política monetária<sup>1</sup>**



1/ Taxa Selic mais alta em 1 p.p. durante quatro trimestres consecutivos e depois segue a regra de Taylor.

**Gráfico 2b – Resposta da inflação ao choque na taxa de juros**

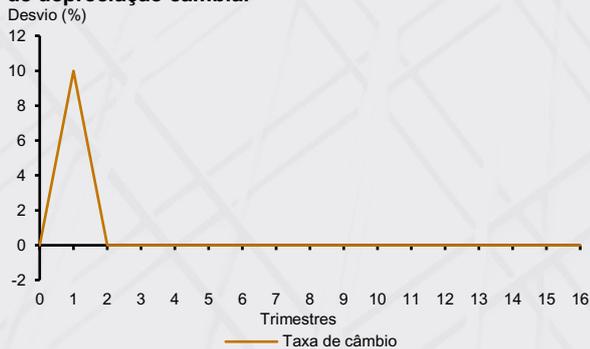


Uma depreciação do câmbio de 10%, por sua vez, produz um efeito máximo de aproximadamente 1,10 p.p. no IPCA (Gráficos 3a e 3b). Nesse caso, a inflação de preços livres aumenta em torno de 0,7 p.p. e a de preços administrados cerca de 2,1 p.p. Em comparação com a estimativa do modelo apresentada nos Relatórios de Inflação de setembro e dezembro de 2020, observa-se uma elevação do repasse cambial, explicado em boa medida pelo aumento do peso dos derivados de petróleo no IPCA, sobretudo da gasolina.

10/ Para esse trimestre, utilizaram-se projeções para completar os dados não disponíveis.

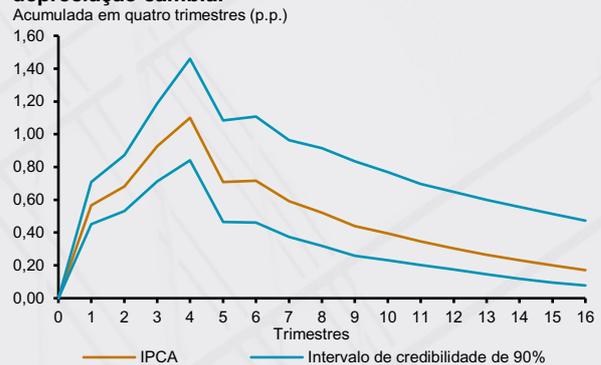
11/ Ver boxe “Reformulação dos modelos de projeção de médio prazo dos preços administrados”, no Relatório de Inflação de setembro de 2017.

**Gráfico 3a – Variação da taxa de câmbio após choque de depreciação cambial<sup>1</sup>**



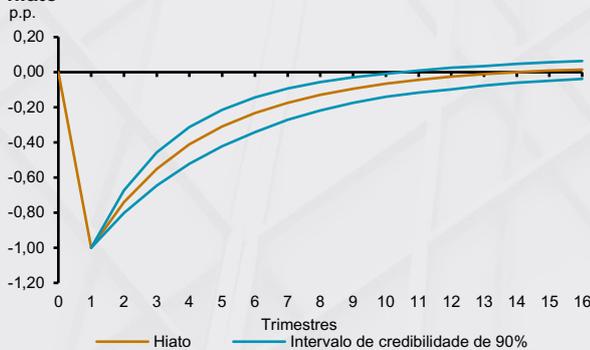
1/ Depreciação de 10% na taxa de câmbio em um trimestre.

**Gráfico 3b – Resposta da inflação ao choque de depreciação cambial**



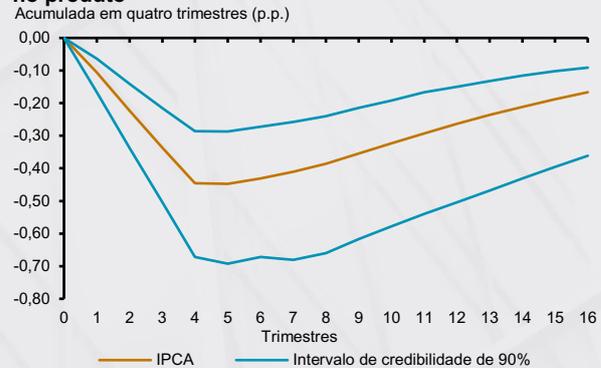
No caso da curva IS, um choque negativo de 1 p.p. no hiato do produto (que pode ser entendido como um choque de demanda) ocasiona redução de 0,45 p.p. na inflação do IPCA após quatro trimestres (Gráficos 4a e 4b).

**Gráfico 4a – Hiato do produto após choque no próprio hiato<sup>1</sup>**



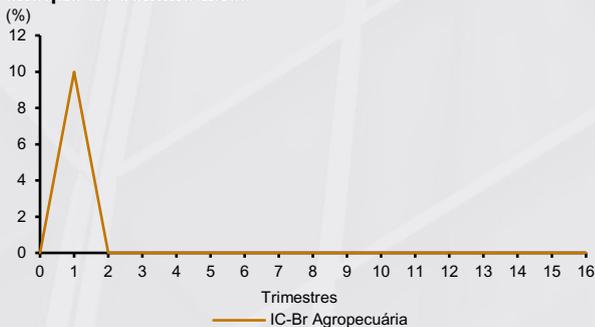
1/ Queda de 1 p.p. no hiato do produto doméstico durante um trimestre.

**Gráfico 4b – Resposta da inflação ao choque de hiato no produto**



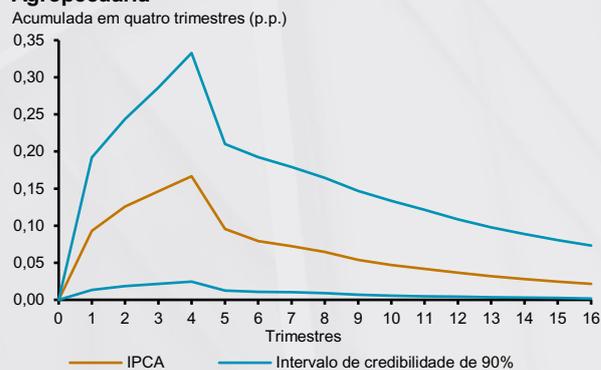
A variação nos preços das *commodities* internacionais produz impactos de tamanhos distintos na inflação doméstica. Os cenários a seguir representam os efeitos da variação dos preços de *commodities* em dólares, assumindo que não há reflexos na taxa de câmbio. Nesse caso, uma elevação de 10% no preço das *commodities* agrícolas, medida pelo IC-Br Agropecuária em dólares, tem um impacto máximo de 0,17 p.p. na inflação (Gráficos 5a e 5b), enquanto um choque de mesma magnitude no preço de *commodities* metálicas tem efeito máximo de 0,04 p.p. (Gráficos 6a e 6b). A diferença, nesse caso, advém dos pesos diferentes dos dois grupos no IC-Br. Por sua vez, uma elevação de 10% no preço do petróleo, medido pelo *Brent*, tem impacto da ordem de 0,66 p.p. na inflação após quatro trimestres (Gráficos 7a e 7b), com efeito significativo nos preços administrados, já no primeiro trimestre por meio dos derivados de petróleo (gasolina, gás de bujão e diesel), e nos preços livres por meio da elevação do IC-Br Energia, captado por uma equação auxiliar. Portanto, o petróleo é a *commodity* que tem mais efeito sobre a inflação, seguido pelas *commodities* agrícolas.

**Gráfico 5a – Variação do IC-Br Agropecuária após choque de *commodities*<sup>1</sup>**

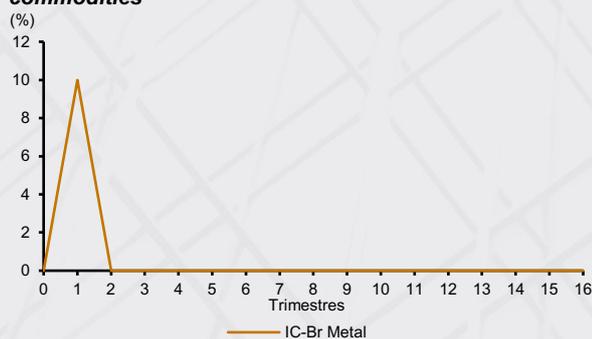


1/ Aumento de 10% nos preços das *commodities*, medido pelo IC-Br Agropecuárias, em um trimestre.

**Gráfico 5b – Resposta da inflação ao choque de IC-Br Agropecuária**



**Gráfico 6a – Variação do IC-Br Metal após choque de commodities<sup>1</sup>**



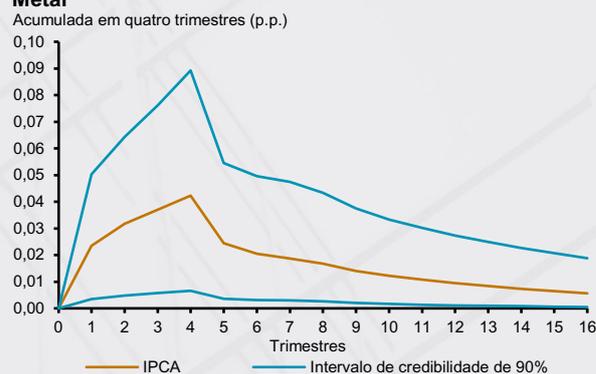
1/ Aumento de 10% nos preços das *commodities*, medido pelo IC-Br Metal, em um trimestre.

**Gráfico 7a – Variação do petróleo tipo Brent (em USD por barril) após choque de commodities<sup>1</sup>**

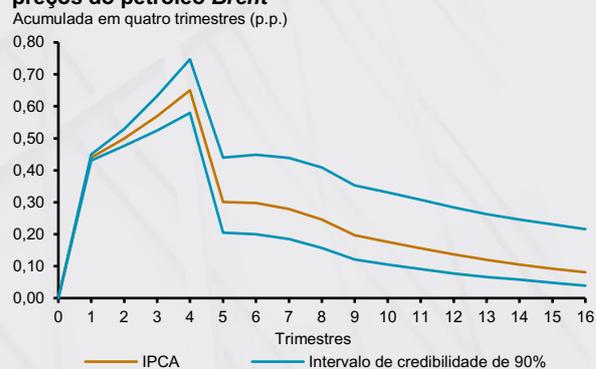


1/ Aumento de 10% no preço do petróleo tipo Brent (em dólares por barril) em um trimestre.

**Gráfico 6b – Resposta da inflação ao choque de IC-Br Metal**



**Gráfico 7b – Resposta da inflação ao choque nos preços do petróleo Brent**



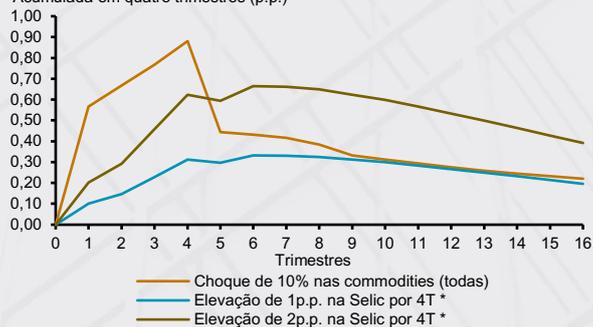
## Choques de *commodities* e política monetária

A dinâmica da resposta da inflação a choques de custos e à política monetária é de grande importância para a calibragem da condução da política monetária. O Gráfico 8 apresenta a resposta da inflação acumulada em quatro trimestres a dois choques. No primeiro, há uma elevação dos preços das *commodities* em 10% (IC-Br e petróleo, conjuntamente), sem reação da política monetária. No segundo, simula-se um aumento da taxa Selic pelo período de quatro trimestres, considerando duas magnitudes: 1 p.p. e 2 p.p. Nesse caso, o efeito (negativo) na inflação é apresentado em valores absolutos para facilitar a comparação.

Comparando as funções respostas, nota-se o descasamento entre o impacto imediato do choque de *commodities* na inflação e a resposta mais lenta desta à política monetária. O efeito do choque de *commodities* é mais intenso nos primeiros quatro trimestres, enquanto o da política monetária torna-se mais significativo a partir do quarto trimestre. Enquanto o choque de *commodities* gera alta na inflação na ordem de 0,6 p.p. logo no primeiro trimestre e 0,9 p.p. após quatro trimestres, as elevações da Selic em 1 p.p. e 2 p.p. mitigam apenas cerca de 0,3 p.p. e 0,6 p.p., respectivamente, após um ano. Contudo, após esse período, a reação da política monetária, que gera respostas mais persistentes, supera, no caso de aumento em 2 p.p., os efeitos do choque de *commodities*, fazendo com que o efeito líquido sobre o nível de preços seja negativo. Portanto, fica evidente que: i. mesmo com reação imediata da política monetária, tende a prevalecer no curto prazo o impacto inflacionário do choque de custos; e ii. reações da taxa de juros que contrabalançam com maior intensidade os efeitos de curto prazo do choque de custos podem gerar efeitos excessivos sobre a inflação em um segundo momento.

**Gráfico 8 – Resposta da inflação a choques de commodities e de política monetária**

Acumulada em quatro trimestres (p.p.)



\* Resposta em valores absolutos.

## Considerações finais

Visando manter o nível de transparência que caracteriza as ações de política monetária, este box apresenta informações sobre a revisão do modelo semiestrutural agregado de pequeno porte utilizado pelo BCB.

Essa revisão não alterou significativamente a estrutura do modelo e concentrou-se em aperfeiçoar pontos específicos da estimação. Além de funções de resposta ao impulso usuais, fez-se exercício que procura mostrar o descasamento temporal entre os efeitos de choques de custos, no caso preço de *commodities*, e os da reação de política monetária.

Cabe enfatizar que, assim como em outros modelos utilizados pelo BCB para efetuar análises de cenários e projeções, as especificações do modelo e estimação são continuamente reavaliadas e revisadas.

Ressalta-se ainda que as projeções apresentadas nos documentos oficiais do Copom são resultado da combinação dos seguintes elementos: i. projeções de especialistas para preços livres para horizontes mais curtos e para preços administrados até determinado horizonte; ii. utilização de modelos macroeconômicos, de modelos específicos para os itens de preços administrados e de modelos satélites; iii. emprego de determinadas trajetórias para os condicionantes; e iv. avaliação sobre o estado e perspectivas da economia.