

Novo modelo desagregado de pequeno porte

No modelo agregado de pequeno porte do Banco Central do Brasil (BCB), todos os preços livres do IPCA são incorporados em uma única curva de Phillips.¹ Essa abordagem apresenta a vantagem de disponibilizar ferramentas relevantes para organizar a discussão sobre atividade econômica e inflação, mantendo uma hipótese simples sobre a agregação dos preços livres. Dentro desses, contudo, existem grupos de preços que apresentam importantes diferenças em termos de nível médio de inflação, dinâmica e principais determinantes. Assim, abordagens mais desagregadas são úteis para estender o escopo da análise e ampliar o entendimento dos desenvolvimentos da inflação e de suas perspectivas futuras.

Este boxe apresenta um novo modelo de preços desagregados, que pertence à categoria de modelos semiestruturais de pequeno porte e pode ser entendido como uma importante evolução na classe de modelos desagregados do BCB. A estimação utiliza técnicas bayesianas, que oferecem maior flexibilidade em relação a métodos econométricos tradicionais. De forma similar ao modelo de preços agregados, o novo modelo incorpora (i) estimação endógena de variáveis econômicas não-observáveis, como o hiato do produto e a taxa de juros real neutra; (ii) uma representação endógena das expectativas de inflação; e (iii) uma equação para a taxa de câmbio, seguindo a paridade descoberta da taxa de juros.

Especificação do modelo desagregado e parâmetros obtidos com a estimação

Em linhas gerais, a especificação do novo modelo combina elementos da estratégia seguida pelo seu antecessor, que era estimado por meio de econometria clássica,² e do atual modelo agregado de pequeno porte do BCB, também estimado com técnicas bayesianas. O novo modelo mantém a abordagem de focar nas principais relações econômicas relevantes para análise da política monetária. A sua estrutura básica é definida por três curvas de Phillips setoriais: (i) bens industriais, (ii) alimentação no domicílio e (iii) serviços. As outras principais equações do novo modelo são as seguintes: (iv) curva IS, que determina a dinâmica do hiato do produto; (v) regra de Taylor, que representa a função de reação de um banco central; (vi) paridade descoberta de juros (*Uncovered Interest Parity* – UIP), 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 (vii) curva de expectativas de inflação, que reagem endogenamente ao modelo.³

As curvas de Phillips setoriais são dadas por:

$$(1) \quad \pi_t^{B,sa} = A_t^B + \alpha_2^B (\pi_{t-1}^{B,sa} - A_{t-1}^B) + (1 - \alpha_2^B) \pi_{t,t+4|t}^e + \sum_{i=0}^1 \alpha_{3,i}^B \hat{\pi}_{t-i}^{*metal} + \alpha_4^B \hat{\pi}_t^{*petro} + \alpha_5^B \widehat{\Delta e}_{t-1} + \alpha_6^B h_t + \epsilon_t^B$$

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/ Ver boxe “Modelo de preços desagregados de pequeno porte – 2018”, do Relatório de Inflação de junho de 2018. Naquele modelo, era usado o Método Generalizado de Momentos (GMM, na sigla em inglês).

3/ Ressalta-se que os modelos utilizados para preços administrados seguem basicamente os apresentados em “Reformulação dos modelos para 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.

$$(2) \pi_t^{A,sa} = A_t^A + \alpha_2^A (\pi_{t-1}^{A,sa} - A_{t-1}^A) + (1 - \alpha_2^A) \pi_{t,t+4|t}^e + \alpha_3^A \hat{\pi}_{t-1}^{*agri} + \alpha_6^A h_t +$$

$$\frac{\sum_{i=0}^2 (\alpha_7^A d_{t-i}^{el} + \alpha_8^A d_{t-i}^{la}) \text{Clima}_{t-i}^2}{3} - \frac{\sum_{i=3}^5 (\alpha_7^A d_{t-i}^{el} + \alpha_8^A d_{t-i}^{la}) \text{Clima}_{t-i}^2}{3} + \epsilon_t^A$$

$$(3) \pi_t^{S,sa} = -\frac{w^A A_t^A + w^B A_t^B}{w^S} + \alpha_1^S \left(\frac{\sum_{i=1}^4 \pi_{t-1}^{sa}}{4} \right) + \alpha_2^S \left(\frac{\sum_{i=1}^4 \pi_{t-1}^{S,sa}}{4} + \frac{w^A A_{t-1}^A + w^B A_{t-1}^B}{w^S} \right) +$$

$$(1 - \alpha_1^S - \alpha_2^S) \pi_{t,t+4|t}^e + \alpha_6^S h_t + \epsilon_t^S$$

onde $\pi_t^{B,sa}$, $\pi_t^{A,sa}$ e $\pi_t^{S,sa}$ representam as inflações dos grupos de bens industriais, alimentação no domicílio e de serviços, respectivamente, todas com ajuste sazonal; w^B , w^A e w^S são os respectivos pesos das inflações setoriais na inflação de preços livres, tais que $w^B + w^A + w^S = 1$; A_t^B e A_t^A são variáveis não-observáveis responsáveis por capturar o ajuste de nível das inflações setoriais⁴; $\pi_{t,t+4|t}^e$ é a expectativa em t , apurada pela pesquisa Focus, acerca da inflação esperada para quatro trimestres à frente; π_t^{sa} é a inflação do IPCA, ajustada sazonalmente; $\hat{\pi}_t^{*metal}$ 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; $\hat{\pi}_t^{*agri}$ é a inflação importada de *commodities* agrícolas, medida pelo desvio do Índice de *Commodities* – Brasil – Agropecuária (IC-Br Agropecuária) em relação à meta de inflação doméstica⁵; $\hat{\pi}_t^{*petro}$ é a inflação importada de petróleo medida pelo desvio da variação do *Brent* (em R\$) em relação à meta de inflação doméstica; $\widehat{\Delta e}_t$ é o desvio da variação da taxa de câmbio (R\$/US\$) em relação à sua variação de longo prazo previsto pela teoria da paridade do poder de compra⁶; h_t é o hiato do produto; Clima_t^2 representa a variável que captura choques de oferta provenientes de anomalias climáticas⁷; d_t^{el} é uma *dummy* que assume valor 1 quando a anomalia climática é positiva (o que inclui eventos *El Niño*); d_t^{la} é uma *dummy* que assume valor 1 quando a anomalia climática é negativa (o que inclui eventos *La Niña*); e ϵ_t^B , ϵ_t^A e ϵ_t^S são termos de erro.

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

$$(4) h_t = \beta_1 h_{t-1} - \beta_2 \hat{r}_{t-1} - \beta_3 \widehat{r\bar{p}}_t - \beta_4 \widehat{ie}_t + \epsilon_t^h$$

onde: (4.1) $\hat{r}_t = i_{t,t+4|t}^e - \pi_{t,t+4|t}^e - r_t^{eq}$

$$(4.2) i_{t,t+4|t}^e = (0,5i_t + E_t i_{t+1} + E_t i_{t+2} + E_t i_{t+3} + 0,5E_t i_{t+4})/4 + \epsilon_t^{i,e}$$

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 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}); $\widehat{r\bar{p}}$ é uma medida do resultado primário do governo central corrigido pelo ciclo econômico e por *outliers*, e representado pelo desvio de sua tendência; \widehat{ie} representa uma medida do grau de incerteza na economia⁸; e, por fim, tanto, ϵ_t^h quanto $\epsilon_t^{i,e}$ são termos de erro.

4/ Essas variáveis, representadas no modelo como passeios aleatórios, procuram acomodar as variações de mais baixa frequência nas inflações setoriais.

5/ As inflações importadas oriundas do IC-Br são representadas como variações do índice em R\$, ou seja, incorporam a variação cambial medida em US\$.

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

7/ 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).

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

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

$$(5) \quad i_t = \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 i_{t-2} + (1 - \theta_1 - \theta_2) * [r_t^{eq} + \pi_t^{meta} + \theta_3(\pi_{t,t+4|t}^e - \pi_t^{meta})] + \epsilon_t^i$$

onde i_t representa a 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 (π_t^{meta}) e ϵ_t^i é um termo de erro.

A equação da paridade descoberta da taxa de juros, abaixo, relaciona a variação da taxa de câmbio (Δe_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 (Δe^{ppc}) segue a Paridade do Poder de Compra (PPC) e é dada pelo diferencial entre a meta de inflação doméstica de longo prazo (π^{meta_ss}) e a inflação de equilíbrio externa (π^{*ss})⁹:

$$(6) \quad \Delta e_t = \Delta e^{ppc} - \delta (i_t^{dif} - i_{t-1}^{dif}) + \epsilon_t^e$$

onde (6.1) $i_t^{dif} = i_t - (i_t^* + CDS_t)$

$$(6.2) \quad \Delta e^{ppc} = \pi^{meta_ss} - \pi^{*ss}$$

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, capturando, por exemplo, as alterações esperadas na pesquisa Focus caso haja modificações em condicionantes relevantes, como na taxa de câmbio, na Selic, nos preços de *commodities*, na atividade econômica entre outros. A equação é dada por:

$$(7) \quad \hat{\pi}_{t,t+4|t}^e = \varphi_1 \hat{\pi}_{t-1,t+3|t-1}^e + \varphi_2 E_t \hat{\pi}_{t,t+4} + \varphi_3 \left(\frac{\sum_{i=1}^4 \hat{\pi}_{t-i}}{4} \right) + \varphi_4 \widehat{\Delta e}_t + \varphi_5 h_t + \epsilon_t^e$$

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 ϵ_t^e é um termo de erro.

O novo 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 introduz 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 Getulio Vargas – FGV), a taxa de desocupação (medida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE) e estoque de empregos formais medido pelo Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (Caged – Ministério da Economia).¹⁰ 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:

$$(8) \quad f_{pib}_t = h_t + \sigma^h \epsilon_t^{pib}$$

$$(9) \quad (fnuci_t / \gamma_{nuci}) = h_t + \sigma^h \epsilon_t^{nuci}$$

$$(10) \quad (femp_t / \gamma_{emp}) = h_{t-1} + \sigma^h \epsilon_t^{emp}$$

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.

10/ Para mais detalhes, ver o boxe "Resultados das estimações do novo modelo agregado de pequeno porte com estimação bayesiana", do Relatório de dezembro de 2020.

$$(11) (fcaged_t/\gamma_{caged}) = h_{t-1} + \sigma^h \epsilon_t^{caged}$$

onde fx_t representa o componente cíclico da variável x no período t ; σ^h é a variância do erro de mensuração, que, por suposição, é igual para todas as observáveis; enquanto os termos de erro são dados por ϵ_t^x . Ressalta-se, porém, que o modelo adiciona estrutura econômica ao condicionar o hiato também à sua relação com a inflação de preços livres (via curva de Phillips), expectativas de inflação de mercado e a própria curva IS. Assim, a trajetória do hiato será influenciada pelo comportamento das variáveis do modelo, como o da inflação de preços livres.

A estimação 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. A estimação dessa versão do modelo teve como premissa básica trabalhar com distribuições *a priori* pouco restritivas, limitando apenas o suporte. Dessa forma, o resultado final da estimação reflete principalmente o ajustamento das equações aos dados observados.

Observando a Tabela 1, nota-se que, como esperado, o setor de serviços apresenta maior inércia. Parte desta é proveniente da inflação do IPCA e outra parte é decorrente da própria inflação de serviços. Em ambos os casos, a inércia resulta da inflação dos quatro trimestres anteriores. Pode-se perceber ainda que o setor de serviços não é diretamente afetado pela variação do câmbio ou dos preços de *commodities*. Por outro lado, esses fatores são relevantes no setor de bens industriais e no setor de alimentação no domicílio. Além disso, a anomalia climática aparece apenas no setor de alimentação no domicílio, enquanto o hiato do produto está presente em todos os segmentos.

Tabela 1 – Parâmetros estimados

Parâmetro	Descrição da variável ou do parâmetro	Priori	Posteriori	
		Distribuição*	Moda	Intervalo de credibilidade (90%)
Bens industriais				
α_2^B	Inércia da inflação setorial	Uniforme([0; 1])	0,40	[0,20 ; 0,62]
$\alpha_{3,0}^B$	Commodities metálicas em R\$, termo contemporâneo	Uniforme([0; 1])	0,011	[0 ; 0,028]
$\alpha_{3,1}^B$	Commodities metálicas em R\$, 1ª defasagem	Uniforme([0; 1])	0,017	[0 ; 0,030]
α_4^B	Petróleo em R\$	Uniforme([0; 1])	0,006	[0 ; 0,015]
α_5^B	Variação do câmbio	Uniforme([0; 1])	0,0034	[0 ; 0,0209]
α_6^B	Hiato do produto	Uniforme([0; 1])	0,083	[0,008 ; 0,150]
Alimentação no domicílio				
α_2^A	Inércia da inflação setorial	Uniforme([-1; 1])	0,51	[-0,08 ; 0,71]
α_3^A	Commodities agrícolas em R\$	Uniforme([0; 1])	0,07	[0,01 ; 0,12]
α_6^A	Hiato do produto	Uniforme([0; 1])	0,11	[0 ; 0,32]
α_8^A	Anomalia climática, <i>El Niño</i>	Uniforme([-0,02; 0,02])	0,0045	[0,0019 ; 0,0076]
α_8^A	Anomalia climática, <i>La Niña</i>	Uniforme([-0,02; 0,02])	0,0025	[-0,0024 ; 0,0087]
Serviços				
α_1^S	Inércia da inflação do IPCA	Uniforme([0; 1])	0,41	[0,21 ; 0,61]
α_2^S	Inércia da inflação setorial	Uniforme([0; 1])	0,23	[0,00 ; 0,43]
α_6^S	Hiato do produto	Uniforme([0; 1])	0,13	[0,08 ; 0,18]
Curva IS				
β_1	Autorregressivo da IS	Uniforme([-1; 1])	0,70	[0,62 ; 0,76]
β_2	Juro real	Uniforme([0; 2])	0,55	[0,40 ; 0,71]
β_3	Resultado primário	Uniforme([0; 1])	0,032	[0 ; 0,093]
β_4	Incerteza da economia	Uniforme([0; 1])	0,056	[0,045 ; 0,068]
Regra de Taylor				
θ_1	Suavização dos juros, 1ª defasagem	Uniforme([0; 2])	1,49	[1,42 ; 1,55]
θ_2	Suavização dos juros, 2ª defasagem	Uniforme([-1; 1])	-0,59	[-0,64 ; -0,52]
θ_3	Desvio da expectativa de inflação em relação à meta	Uniforme([0; 8])	1,78	[1,23 ; 2,39]
Expectativas de inflação 12m				
φ_1	Inércia das expectativas	Uniforme([0; 1])	0,71	[0,59 ; 0,80]
φ_2	Expectativa consistente com o modelo	Uniforme([0; 1])	0,12	[0,05 ; 0,15]
φ_3	Inflação passada	Uniforme([0; 1])	0,048	[0,018 ; 0,108]
φ_4	Variação do câmbio	Uniforme([0; 1])	0,0033	[0,0016 ; 0,0052]
φ_5	Hiato do produto	Uniforme([0; 1])	0,0052	[0 ; 0,0176]
Outras curvas				
δ	Diferencial de taxa de juros interna e externa	Uniforme([0; 10])	1,81	[0,44 ; 3,34]
γ_{nuci}	Coefficiente de proporcionalidade da Nuci	Uniforme([0; 3])	2,00	[1,77 ; 2,31]
γ_{emp}	Coefficiente de proporcionalidade do emprego	Uniforme([0; 3])	1,05	[0,93 ; 1,21]
γ_{caged}	Coefficiente de proporcionalidade do Caged	Uniforme([0; 3])	0,75	[0,66 ; 0,87]

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

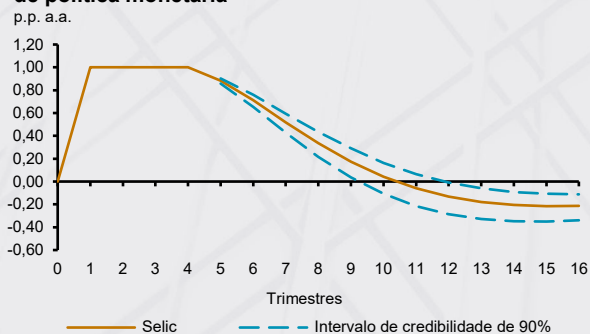
Funções de resposta ao impulso

As propriedades do modelo são ilustradas nos Gráficos 1 a 6 pelas funções de resposta ao impulso de diferentes choques nas variáveis econômicas. As trajetórias de resposta ao impulso são apresentadas com intervalos de credibilidade de 90%, construídos a partir da distribuição a posteriori dos parâmetros obtida por estimação bayesiana. Para se chegar às respostas de inflação, as simulações são realizadas incorporando também o modelo de preços administrados¹¹.

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

Nos Gráficos 1a a 1c, 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 Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), acumulada em quatro trimestres, de 0,26 p.p. Nota-se que, inicialmente, o efeito é mais elevado no setor de alimentação no domicílio e mais baixo no setor de serviços. Contudo, a partir do sétimo trimestre, o efeito torna-se mais forte no segmento de serviços.

Gráfico 1a – Taxa de juros Selic após choque de política monetária^{1/}



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

Gráfico 1b – Resposta da inflação ao choque na taxa de juros

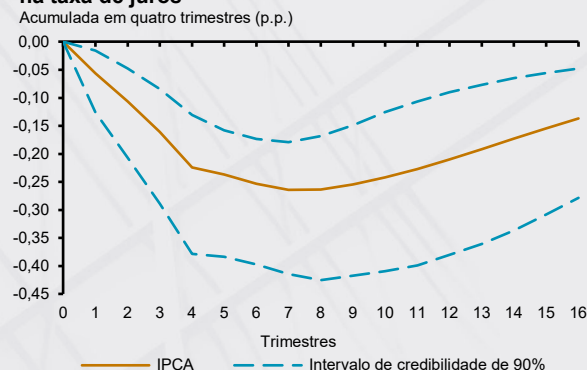
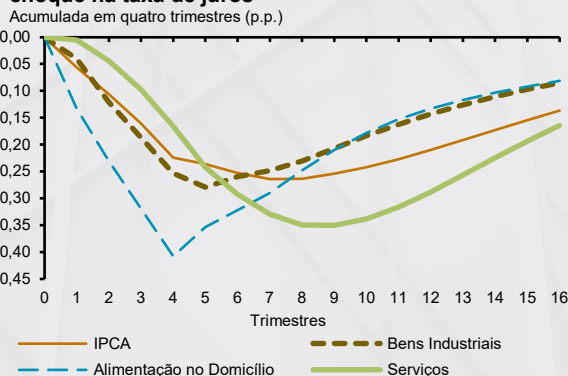
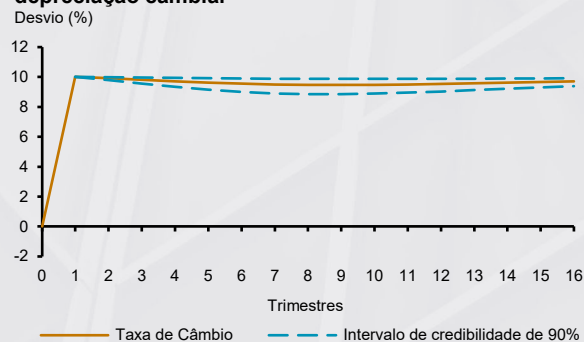


Gráfico 1c – Resposta da inflação desagregada ao choque na taxa de juros



Uma depreciação do câmbio de 10%, por sua vez, produz um efeito máximo de aproximadamente 0,7 p.p. no IPCA (Gráficos 2a a 2c) e impacta mais fortemente a inflação de alimentação no domicílio, gerando um efeito máximo de cerca de 1,4 p.p. Enquanto o setor de bens industriais também apresenta uma resposta importante ao câmbio, o setor de serviços é o menos afetado. Cabe notar que, embora a inflação de serviços não seja diretamente impactada pelo câmbio, é influenciada indiretamente pela inércia da inflação do IPCA e pelas expectativas de inflação.

Gráfico 2a – Taxa de câmbio após choque de depreciação cambial^{1/}



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

Gráfico 2b – Resposta da inflação ao choque de depreciação cambial

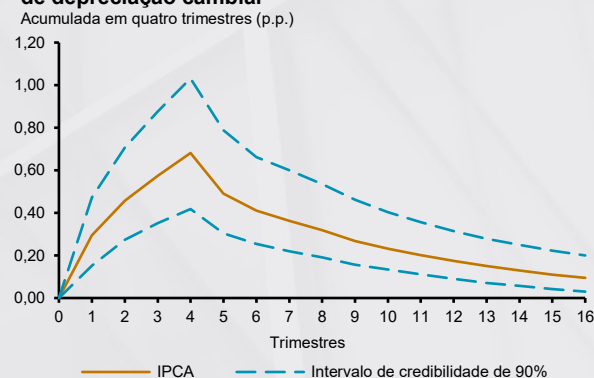
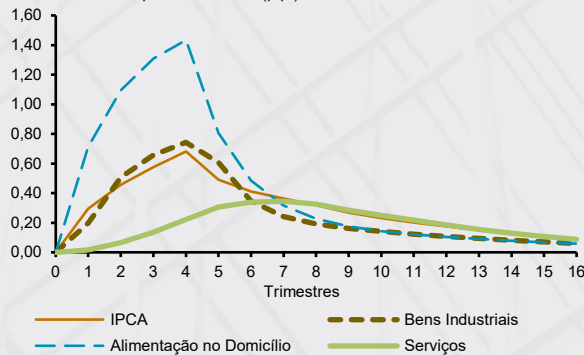


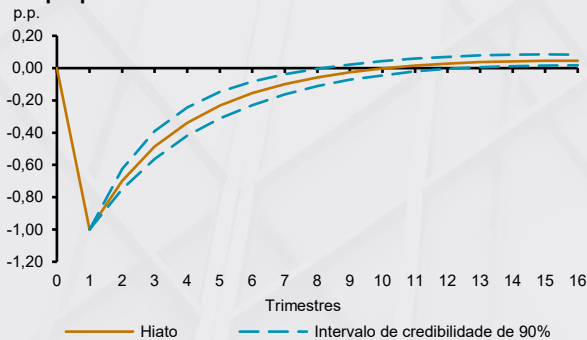
Gráfico 2c – Resposta da inflação desagregada ao choque de depreciação cambial

Acumulada em quatro trimestres (p.p.)



Um choque adverso de 1 p.p. no hiato do produto ocasiona redução de 0,35 p.p. na inflação do IPCA após quatro trimestres. O impacto sobre as componentes dos preços livres é ligeiramente heterogêneo (Gráficos 3a a 3c), com resposta inicial maior nos preços de alimentação e menor em produtos industriais, e efeito mais persistente na inflação de serviços.

Gráfico 3a – Hiato do produto após choque no próprio hiato^{1/}



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

Gráfico 3b – Resposta da inflação ao choque de hiato no produto

Acumulada em quatro trimestres (p.p.)

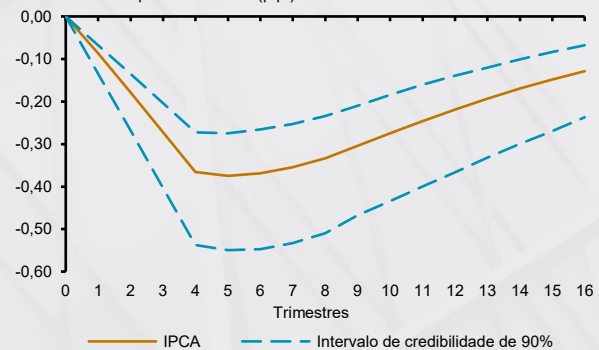
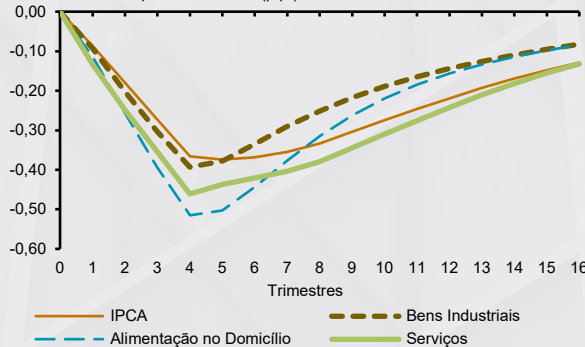


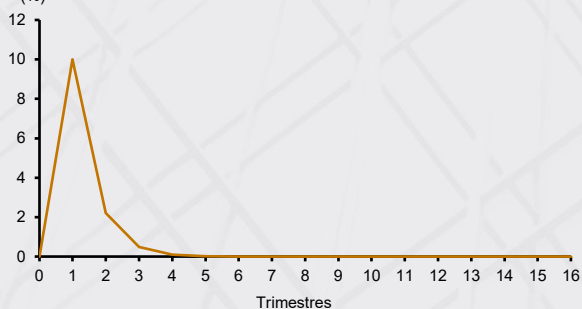
Gráfico 3c – Resposta da inflação desagregada ao choque de hiato no produto

Acumulada em quatro trimestres (p.p.)



No modelo desagregado, cada componente sofre impacto distinto de variações de preços de *commodities*. Por exemplo, uma elevação de 10% no preço das *commodities* agrícolas, medida pelo Índice de *Commodities* – Brasil (IC-Br) Agropecuárias, tem um impacto máximo de 1,7 p.p. na inflação de alimentos no domicílio (Gráficos 4a e 4b), mas impacto inferior a 0,2 p.p. em serviços e bens industriais. Por sua vez, um choque de 10% no preço de *commodities* metálicas tem efeito mais forte em produtos industriais (0,7 p.p.) e impacto reduzido em serviços e alimentação no domicílio, inferior a 0,1 p.p. (Gráficos 5a e 5b). Por fim, um choque de 10% no preço do *Brent* tem impacto imediato no IPCA por meio dos derivados de petróleo (gasolina, gás de bujão e diesel) e impacto indireto por meio do repasse para os três grupos de preços livres sobretudo via inércia (Gráficos 6a e 6b).

Gráfico 4a – Variação do IC-Br Agropecuárias após choque de commodities^{1/}
(%)



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

Gráfico 4b – Resposta da inflação desagregada ao choque de IC-Br Agropecuárias
Acumulada em quatro trimestres (p.p.)

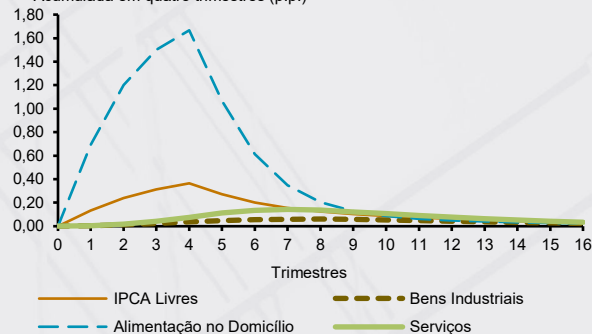
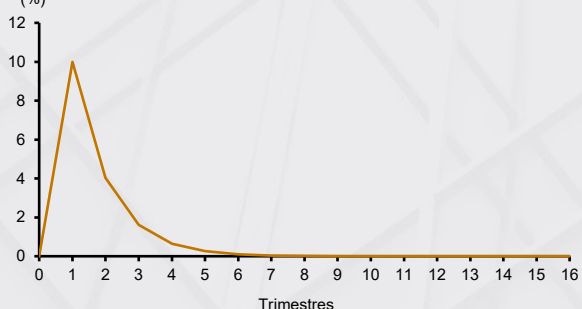


Gráfico 5a – Variação do IC-Br Metálicas após choque de commodities^{1/}
(%)



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

Gráfico 5b – Resposta da inflação desagregada ao choque de IC-Br Metálicas
Acumulada em quatro trimestres (p.p.)

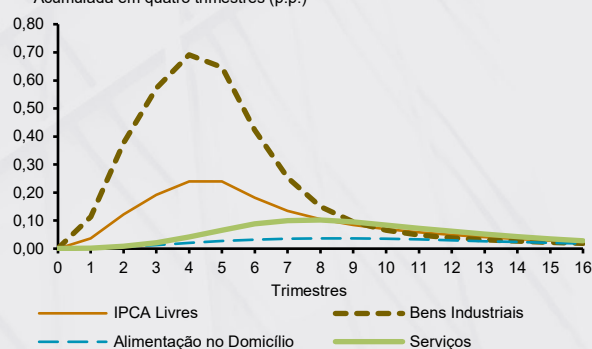
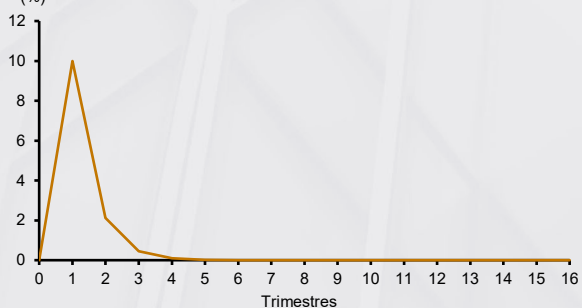
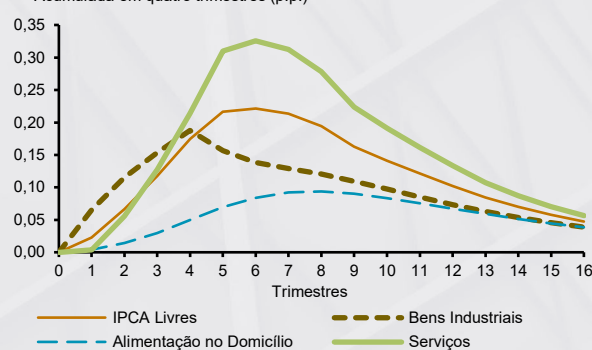


Gráfico 6a – Variação do Petróleo tipo Brent (em US\$ por barril) após choque de commodities^{1/}
(%)



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

Gráfico 6b – Resposta da inflação desagregada ao choque nos preços do petróleo Brent
Acumulada em quatro trimestres (p.p.)

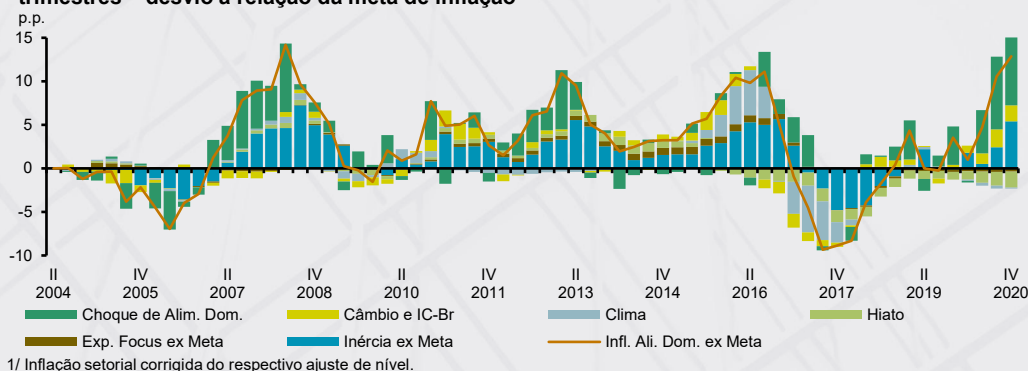


Decomposição da inflação

Por meio do procedimento de decomposição, é possível identificar os fatores mais relevantes para o comportamento da inflação em cada período. A linha representa o desvio da inflação acumulada em quatro trimestres corrigida pelo ajuste de nível das inflações setoriais, em relação à meta de inflação para o respectivo período. As barras coloridas detalham a contribuição de cada parcela da equação de Phillips.

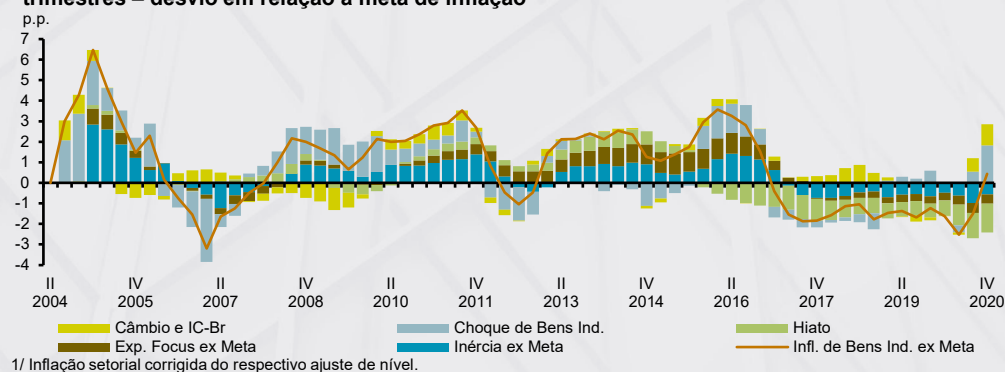
O Gráfico 7 mostra a decomposição da inflação de alimentação no domicílio, onde se destacam o papel do clima (*El Niño* 2015-2016), bem como o do choque em 2020, que poderia ser atribuído em alguma medida ao papel que os auxílios emergenciais exerceram na demanda desses bens, não captado pelo modelo.

Gráfico 7 – Decomposição da inflação de alimentação no domicílio^{1/} acumulada em quatro trimestres – desvio à relação da meta de inflação



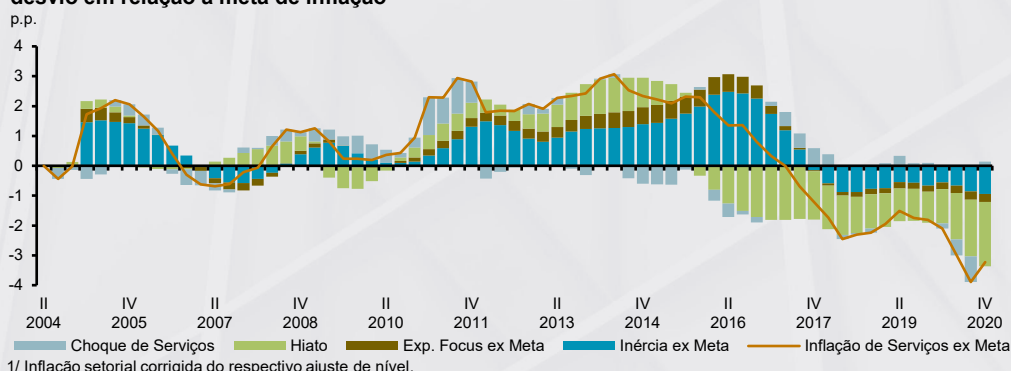
Já a inflação de bens industriais sofre influência importante do hiato e da inflação importada (Gráfico 8).

Gráfico 8 – Decomposição da inflação de bens industriais^{1/} acumulada em quatro trimestres – desvio em relação à meta de inflação



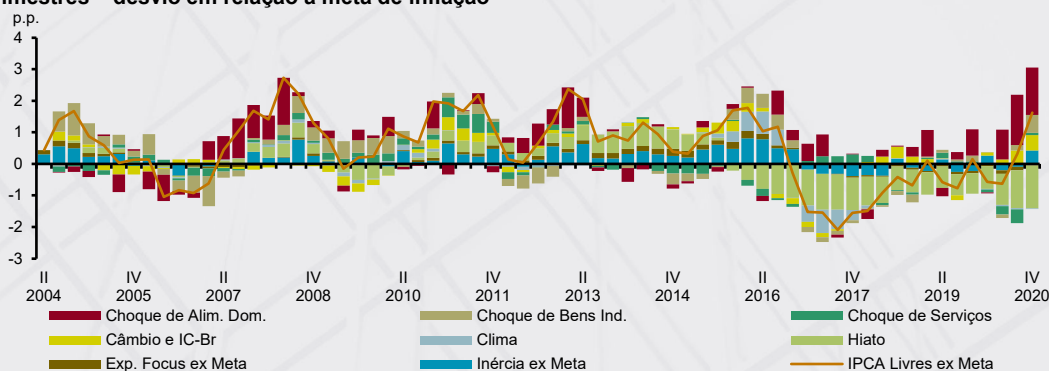
Finalmente, a inflação de serviços é determinada sobretudo por inércia (resultado em parte da indexação formal e informal de contratos) e pela evolução do hiato do produto. A decomposição no Gráfico 9 indica a contribuição da demanda aquecida para a alta inflação de serviços até 2014 e o impacto subsequente da retração econômica sobre esses preços a partir de 2016.

Gráfico 9 – Decomposição da inflação de serviços^{1/} acumulada em quatro trimestres – desvio em relação à meta de inflação



Ao agregar as decomposições das componentes para explicar a inflação de preços livres, o modelo torna mais fácil a interpretação da série histórica. No Gráfico 10, que representa os preços livres como a agregação ponderadas das componentes, pode-se ver a contribuição dos determinantes da inflação do IPCA medida como desvio em relação à meta. O hiato do produto contribuiu para a inflação ficar acima da meta até 2015 e depois passou a contribuir para uma inflação mais baixa a partir de 2016. O papel da inércia também fica evidente no gráfico. Além disso, pode-se aferir o papel dos choques das inflações setoriais em cada momento, como, por exemplo, o choque de preços de alimentos em 2020 e o impacto do *El Niño* em 2016.

Gráfico 10 – Decomposição da inflação de preços livres acumulada em quatro trimestres – desvio em relação à meta de inflação



Considerações finais

O novo modelo de preços desagregados com estimação bayesiana pode ser entendido como uma evolução do modelo desagregado estimado com econometria tradicional. As técnicas bayesianas permitem que variáveis não-observáveis como hiato do produto e taxa neutra sejam estimadas simultaneamente com o restante do modelo¹².

Em comparação a abordagens mais agregadas, uma vantagem da desagregação de preços em curvas de Phillips distintas é possibilitar o estudo dos efeitos de variáveis econômicas em diferentes setores da economia e o seu papel para a inflação agregada.

O modelo consegue reproduzir fatos estilizados importantes sobre o comportamento das inflações setoriais. A inflação do setor de serviços apresenta uma inércia mais elevada, é a mais afetada pelo hiato do produto e não é impactada diretamente pela inflação importada. Os setores de bens industriais e de alimentação no domicílio são sensíveis ao hiato do produto, mas são também afetados por variações cambiais e/ou de preços externos. Além disso, a anomalia climática tem um importante efeito sobre o setor de alimentação no domicílio. Modelar essas diferenças melhora o entendimento da evolução da inflação e de suas perspectivas futuras.

12/ Cabe ressaltar que a taxa neutra também era estabelecida simultaneamente no modelo desagregado estimado por econometria tradicional. A diferença é que, enquanto no novo modelo a taxa neutra é estimada como uma variável não-observável, no modelo anterior era capturada pela constante da regressão e por variáveis *dummies* de intercepto.