

Este capítulo do Relatório de Inflação analisa as perspectivas para a inflação até 2023, cobrindo, portanto, a totalidade dos anos-calendário para os quais há definição das metas para a inflação, por parte do Conselho Monetário Nacional (CMN).

As projeções de inflação apresentadas representam a visão do Copom. As projeções são geradas utilizando-se um conjunto de modelos e de informações disponíveis, combinados com exercício de julgamento.

As projeções de inflação são condicionais em um conjunto de variáveis. Em particular, o cenário-base apresentado neste capítulo utiliza como condicionantes a trajetória da taxa Selic oriunda da pesquisa Focus, conduzida pelo BCB, e uma taxa de câmbio seguindo trajetória de acordo com a teoria da PPC.⁴⁰

As projeções dependem não apenas das hipóteses sobre as taxas de juros e de câmbio, mas também de um conjunto de pressupostos sobre o comportamento de outras variáveis exógenas. As projeções são apresentadas conjuntamente com intervalos de probabilidade que ressaltam o grau de incerteza envolvido.

Neste Relatório, as projeções utilizam o conjunto de informações disponíveis até a 237ª reunião do Copom, realizada em 16 e 17.3.2021. Para os condicionantes utilizados nas projeções, em especial os advindos da pesquisa Focus, a data de corte é 12.3.2021, a menos de indicação contrária.

40/ Para mais detalhes, ver boxe "Condicionantes de câmbio nas projeções do Banco Central do Brasil e a paridade do poder de compra", do Relatório de setembro de 2020.

2.1 Revisões e projeções de curto prazo

Tabela 2.1 – IPCA – Surpresa inflacionária

	Variação %				
	2020		2021		12 meses até fev.
	Dez	Jan	Fev	No trim.	
Cenário do Copom ^{1/}	1,09	0,27	0,36	1,73	4,43
IPCA observado	1,35	0,25	0,86	2,48	5,20
Surpresa	0,26	-0,02	0,50	0,75	0,77

Fontes: IBGE e BCB

1/ Cenário na data de corte do Relatório de Inflação de dezembro de 2020.

A inflação ao consumidor, medida pelo IPCA, surpreendeu no trimestre encerrado em fevereiro, situando-se 0,75 p.p. acima do cenário básico apresentado no Relatório de Inflação anterior (Tabela 2.1). Surpresa um pouco menor, mas também expressiva, é observada considerando as projeções coletadas pela pesquisa Focus.⁴¹

A surpresa inflacionária é em grande medida explicada pela depreciação do real e pela forte alta dos preços de diversas *commodities*.⁴² A alta dos preços de *commodities* agropecuárias contribuiu para que o arrefecimento da alta dos preços dos alimentos fosse menor do que o antecipado e a alta no preço do petróleo repercutiu nos preços ao consumidor rápida e intensamente, como usual. Houve também surpresa com a evolução dos preços de bens industriais, refletindo tanto o movimento do preço do etanol, influenciado pelos fatores já enumerados, como a pressão sobre preços de bens duráveis, que se revela mais persistente que o antecipado. Por outro lado, a inflação de serviços surpreendeu para baixo, em decorrência sobretudo do comportamento do grupo educação, mas também do recrudescimento da pandemia, que levou ao adiamento do processo de normalização de alguns preços ainda deprimidos.

Tabela 2.2 – IPCA – Projeção de curto prazo

	Variação %				
	2021				12 meses até maio
	Mar	Abr	Mai	No trim.	
Cenário do Copom ^{1/}	0,82	0,61	0,31	1,75	7,70

Fontes: IBGE e BCB

1/ Cenário na data de corte.

As projeções de curto prazo no cenário básico do Copom consideram variações de 0,82%, 0,61% e 0,31% para os meses de março, abril e maio, respectivamente (Tabela 2.2). A inflação ainda elevada projetada para esses três meses se deve, principalmente, à continuidade do repasse da alta dos condicionantes para os preços dos combustíveis. A projeção também incorpora persistência da pressão sobre preços de bens, considerando altas recentes de custos, o atraso na normalização das condições de oferta e a manutenção de demanda mais forte por bens em decorrência do recrudescimento da pandemia e da nova edição do auxílio emergencial. Em sentido contrário, o agravamento da pandemia deve contribuir para manter baixas as variações de preços de serviços.

41/ A mediana da inflação acumulada em dezembro, janeiro e fevereiro projetada pelos participantes do Focus em 4.12.2020 foi 1,87%.

A menor projeção para a inflação acumulada nesses meses situava-se em 1,03%; a maior, em 2,67%.

42/ Destaca-se a alta de 43% do preço do petróleo, considerando média das cotações observadas nos cinco dias encerrados nas respectivas datas de corte. Nessa mesma métrica, o real depreciou 8,6%.

Caso se concretize, a inflação de 1,75% no trimestre implicará aumento da inflação acumulada em doze meses, de 5,20% em fevereiro para 7,70% em maio. O significativo aumento da inflação acumulada em doze meses decorre da continuidade no curto prazo da pressão inflacionária observada desde setembro sobre combustíveis, alimentos e bens industriais e do descarte das variações atipicamente baixas observadas no trimestre encerrado em maio de 2020 (-0,62%). Como houve produtos cujos preços foram fortemente afetados pela pandemia com recuo no trimestre em questão e recuperação, ao menos parcial, nos meses seguintes, o intervalo de 12 meses findo em maio de 2021 inclui apenas a parte altista desse movimento.

Gráfico 2.1 – Taxa de câmbio utilizada nas projeções – trajetória PPC

Médias trimestrais

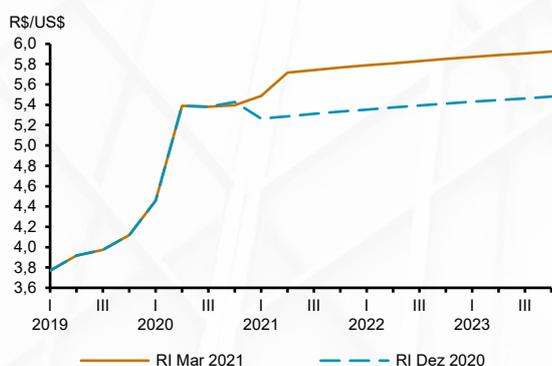
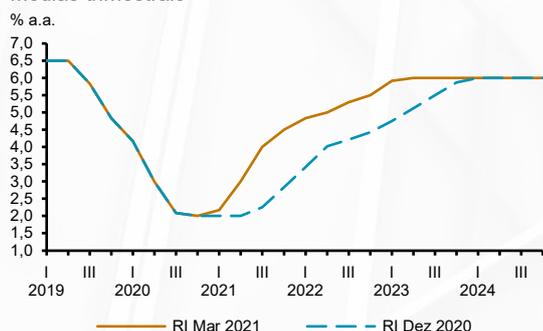


Gráfico 2.2 – Meta da taxa Selic utilizada nas projeções – expectativas da pesquisa Focus

Médias trimestrais



2.2 Projeções condicionais

Condicionantes

O cenário-base para a inflação é construído utilizando vários condicionantes. A taxa de câmbio parte de R\$5,70/US\$⁴³, bastante acima do valor de R\$5,25/US\$ do Relatório anterior, e segue trajetória de acordo com a PPC⁴⁴ (Gráfico 2.1). As médias dos últimos trimestres de 2021, 2022 e 2023 são de R\$5,77/US\$, R\$5,85/US\$ e R\$5,92/US\$, respectivamente.

No caso da taxa Selic, a mediana das expectativas extraídas da pesquisa Focus de 12.3.2021 é de aumento de 2,00% a.a. para 2,50% a.a. na reunião de março, seguido de elevações adicionais de 0,50 p.p. nas três reuniões seguintes, chegando a 4,50% a.a. na reunião de setembro, ficando nesse valor até o final do ano (Gráfico 2.2). Nessa trajetória, a taxa Selic para os finais de 2022, 2023 e 2024 é de 5,50%, 6,00% e 6,00% a.a., respectivamente.⁴⁵ Na comparação com a pesquisa utilizada no Relatório anterior, realizada em 4.12.2020, a taxa Selic considerada é mais alta na maior parte do horizonte considerado, igualando-se no final de 2023.⁴⁶

43/ Valor obtido pelo procedimento usual de arredondar a cotação média da taxa de câmbio R\$/US\$ observada nos cinco dias úteis encerrados no último dia da semana anterior à da reunião do Copom.

44/ Considerando facilidade no processo de formulação das projeções e simplicidade de comunicação, o diferencial de inflação considerado é a diferença, a cada ano, entre a meta para a inflação no Brasil e a inflação externa de longo prazo, considerada como de 2% a.a., em linha com a meta para a inflação da maioria dos países desenvolvidos.

45/ Como descrito nos boxes “Novo modelo agregado de pequeno porte com estimação Bayesiana” e “Resultados das estimções do novo modelo agregado de pequeno porte com estimação bayesiana”, dos relatórios de setembro e de dezembro de 2020, respectivamente, na curva IS, a taxa Selic utilizada refere-se à trajetória um ano à frente. Portanto, a taxa de juros utilizada ao longo de 2023 depende também da trajetória da Selic ao longo de 2024.

46/ A construção da trajetória da taxa Selic nesse cenário utiliza interpolação para os meses em que a pesquisa não coleta os respectivos dados, considerando os valores de final de cada ano.

O cenário-base considera ainda hipóteses para vários outros condicionantes. Considera-se que os elevados níveis atuais de incerteza econômica se reduzem ao longo do tempo. Do ponto de vista fiscal, supõe-se que o resultado primário do governo central corrigido pelo ciclo econômico e por *outliers*, no acumulado em doze meses, atinge um mínimo no primeiro trimestre de 2021 e aumenta rapidamente ao longo do ano. Supõe-se ainda que o preço de *commodities* sobe ao longo do tempo. A taxa de juros real neutra utilizada nas projeções é de 3,0% a.a. no horizonte considerado. O cenário também incorpora o fenômeno *La Niña* como fator inflacionário em 2021 e desinflacionário em 2022. Em termos de bandeira tarifária da energia elétrica, supõe-se bandeira amarela para os finais de 2021, 2022 e 2023.

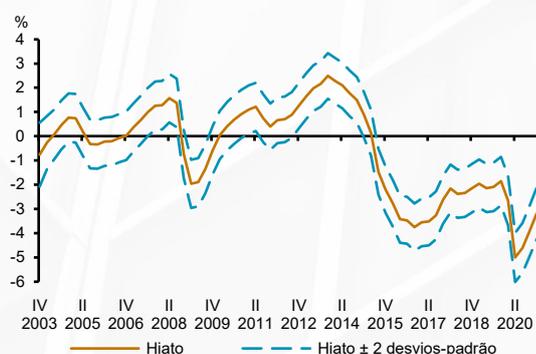
As projeções aqui apresentadas dependem ainda de considerações sobre a evolução das reformas e ajustes necessários na economia. Seus efeitos sobre as projeções são capturados por meio dos preços de ativos, do grau de incerteza, das expectativas apuradas pela pesquisa Focus e pelo seu efeito na taxa de juros estrutural da economia. Além desses canais, a política fiscal influencia as projeções condicionais de inflação por meio de impulsos sobre a demanda agregada.

Determinantes da inflação

A inflação recente tem sido particularmente afetada pelo significativo aumento dos preços de *commodities* e pela depreciação cambial. Nos dois primeiros meses de 2021, o IC-Br acumulou aumento de 18,3%. Na comparação com janeiro de 2020, mês imediatamente anterior ao do início do estresse associado à pandemia, o IC-Br cresceu 50,2%.

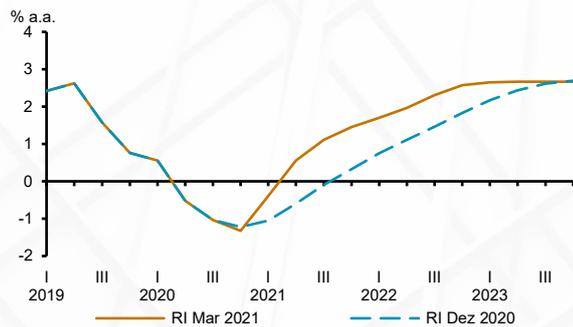
A atividade econômica tem se recuperado, após atingir um vale no segundo trimestre de 2020, refletindo-se em diferentes medidas do hiato do produto. O hiato do produto é uma variável não observável, sujeita a elevada incerteza na sua mensuração, e é medido pelo BCB utilizando-se diferentes metodologias. Utilizando metodologia baseada em estimação de modelo bayesiano, percebe-se que o hiato do produto, depois de atingir ponto de mínimo no segundo trimestre de 2020, segue em processo de fechamento (Gráfico 2.3), refletindo a recuperação do PIB, o aumento do Nuci e a melhora nos indicadores de emprego

Gráfico 2.3 – Estimativa do hiato do produto



Obs.: Dados do gráfico: 2003T4–2021T1.

Gráfico 2.4 – Selic real acum. quatro trimestres à frente
Médias trimestrais



Obs.: Selic real calculada com base na taxa Selic acumulada quatro trimestres à frente, descontada das expectativas de inflação para o mesmo período, ambas variáveis extraídas da pesquisa Focus.

do Caged, embora compensados parcialmente por taxa de desemprego medida pela PNAD Contínua, que não tem ainda apresentado tendência de queda. No último trimestre de 2020 e no primeiro de 2021, os valores estimados do hiato usando essa metodologia são de -3,9% e -3,2%.⁴⁷ No cenário-base, o hiato vai fechando ao longo do tempo, chegando a níveis neutros em 2022, embora de forma mais lenta que no cenário do Relatório anterior em função principalmente do aumento na trajetória da taxa Selic da pesquisa Focus.

A taxa Selic abaixo do seu equilíbrio tem funcionado como importante fator de retomada da atividade e de fechamento do hiato do produto. Considerando a taxa Selic acumulada quatro trimestres à frente, descontada das expectativas de inflação, ambas extraídas da pesquisa Focus, observa-se que essa variável atingiu valores negativos entre o segundo e quarto trimestres de 2020, quando atingiu mínimo histórico (Gráfico 2.4). O deslocamento da curva de juros nominal da pesquisa Focus (Gráfico 2.2) também significou elevação da taxa de juros real. A taxa Selic real medida dessa forma entra em trajetória ascendente a partir do primeiro trimestre de 2021, assumindo valores positivos a partir do trimestre seguinte, embora ainda abaixo da taxa neutra considerada. Em outras palavras, a trajetória da taxa Selic oriunda da pesquisa Focus continua estimulativa para a atividade econômica, embora em menor grau do que no cenário do Relatório anterior.

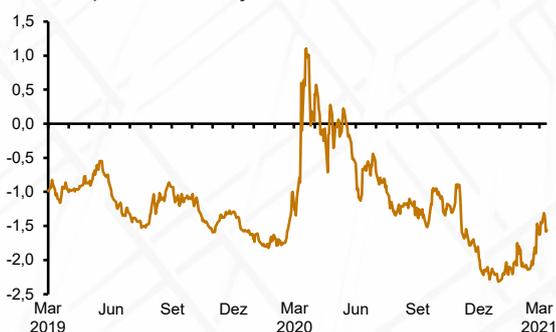
Os elevados níveis de incerteza na economia, impactados especialmente pela pandemia, ainda pesam negativamente sobre o hiato, embora em magnitude inferior ao do início da pandemia. A aplicação da vacina contra a Covid-19 na população ao longo de 2021 tende a reduzir a incerteza e impulsionar a demanda por serviços, especialmente atingidos pelo distanciamento social, mas, por outro lado, o ritmo da vacinação e o recrudescimento da pandemia surgem como fatores negativos para a atividade em prazos mais curtos. O comportamento da incerteza dependerá também da avaliação sobre a trajetória de variáveis fiscais, como o resultado primário e a evolução da dívida pública.

O Indicador de Condições Financeiras (ICF), calculado pelo BCB, depois de atingir mínimo histórico no final de 2020, apresentou elevação no período recente, indicando condições financeiras menos acomodáticas em relação ao Relatório anterior (Gráficos 2.5 e 2.6),

47/ Para o primeiro trimestre de 2021, utilizaram-se as projeções dessas variáveis de atividade quando os dados não estavam disponíveis.

Gráfico 2.5 – Indicador de Condições Financeiras

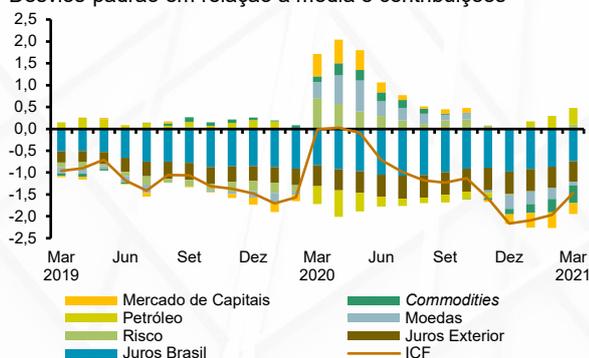
Desvios-padrão em relação à média – série diária



Obs.: Quanto maior o valor do indicador, mais restritivas são as condições financeiras. Dados do gráfico: 1.3.2019–12.3.2021.

Gráfico 2.6 – Indicador de Condições Financeiras

Desvios-padrão em relação à média e contribuições



Obs.: Quanto maior o valor do indicador, mais restritivas são as condições financeiras. Valores referem-se à média mensal. Valor de mar/2021 refere-se à média até o dia 12.

Tabela 2.3 – Projeções de inflação – cenário com Selic Focus e câmbio PPC

Variação do IPCA acumulada em quatro trimestres

Ano	Trim.	Meta	RI de dezembro	RI de março	Diferença (p.p.)
2021	I		4,4	6,0	1,6
2021	II		5,7	7,8	2,1
2021	III		5,0	7,0	2,0
2021	IV	3,75	3,4	5,0	1,6
2022	I		3,6	3,9	0,3
2022	II		3,6	3,4	-0,2
2022	III		3,6	3,5	-0,1
2022	IV	3,50	3,4	3,5	0,1
2023	I		3,4	3,5	0,1
2023	II		3,4	3,7	0,3
2023	III		3,3	3,5	0,2
2023	IV	3,25	3,3	3,5	0,2

48/ Por construção, o ICF é uma medida adimensional, com média zero e variância unitária na amostra considerada desde janeiro de 2006. Para descrição da metodologia empregada no cálculo do ICF, ver boxe “Indicador de Condições Financeiras”, do Relatório de março de 2020.

embora ainda em níveis historicamente baixos.⁴⁸ Contribuíram para a piora no indicador a elevação das curvas de juros doméstica e internacional, a elevação do preço do petróleo, o aumento do *Credit Default Swap* (CDS) Brasil e a depreciação do real. No sentido contrário, atuou a elevação dos preços de *commodities* agrícolas e metálicas. Ressalta-se que o ICF reflete uma série de elementos, não devendo ser interpretado como indicador de estímulo ou aperto monetário. Além disso, a relação do indicador com a inflação é ambígua, pois alguns dos seus componentes têm geralmente relação positiva com inflação e negativa com atividade, como os relacionados a prêmio de risco e taxa de câmbio. Portanto, condições financeiras mais restritivas apontam para menor atividade econômica futura, mas podem implicar tanto maior como menor inflação, dependendo dos fatores que condicionam seu movimento.

As expectativas de inflação coletadas na pesquisa Focus elevaram-se, embora de forma mais concentrada em prazos mais curtos, refletindo o movimento recente de surpresa inflacionária. Na comparação com o Relatório anterior, as expectativas de inflação da pesquisa Focus para 2021 passaram de abaixo para acima da meta e mantiveram-se na meta para 2022 e 2023.

Projeções de inflação

As projeções apresentadas representam a visão do Copom e 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 satélites e de modelos específicos para os itens de preços administrados; iii. emprego de determinadas trajetórias para os condicionantes; e iv. avaliação sobre o estado e perspectivas da economia.

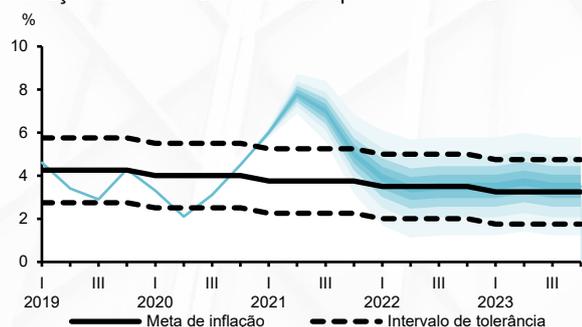
Na projeção central, que combina taxa Selic da pesquisa Focus e taxa de câmbio seguindo a PPC, a inflação acumulada em quatro trimestres atinge pico de 7,8% no segundo trimestre de 2021. Esse valor é particularmente afetado pelo efeito-base decorrente do forte movimento de preços ocorrido

Tabela 2.4 – Projeção de inflação e intervalos de probabilidade – cenário com Selic Focus e câmbio PPC
Variação do IPCA acumulada em quatro trimestres

Ano Trim.	%						
	50%		30%		10%		Central
2021 I	5,9	5,9	6,0	6,0	6,0	6,1	6,1
2021 II	7,4	7,6	7,7	7,8	7,9	8,0	8,2
2021 III	6,4	6,7	6,9	7,0	7,1	7,3	7,6
2021 IV	4,2	4,6	4,9	5,0	5,1	5,4	5,8
2022 I	3,0	3,4	3,7	3,9	4,1	4,4	4,8
2022 II	2,5	2,9	3,2	3,4	3,6	3,9	4,3
2022 III	2,6	3,0	3,3	3,5	3,7	4,0	4,4
2022 IV	2,6	3,0	3,3	3,5	3,7	4,0	4,4
2023 I	2,6	3,0	3,3	3,5	3,7	4,0	4,4
2023 II	2,8	3,2	3,5	3,7	3,9	4,2	4,6
2023 III	2,6	3,0	3,3	3,5	3,7	4,0	4,4
2023 IV	2,6	3,0	3,3	3,5	3,7	4,0	4,4

Gráfico 2.7 – Projeção e leque de inflação – cenário com Selic Focus e câmbio PPC

Variação do IPCA acumulada em quatro trimestres



Obs.: As linhas da meta de inflação e do intervalo de tolerância se referem apenas ao respectivo ano-calendário, mas, por questões visuais, são apresentadas para todos os trimestres.

Tabela 2.5 – Probabilidades estimadas de a inflação ultrapassar os limites do intervalo de tolerância da meta

Ano	Limite inferior	Probabilidade de ultrapassar o limite inferior	Limite superior	Probabilidade de ultrapassar o limite superior
2021	2,25	1	5,25	41
2022	2,00	14	5,00	14
2023	1,75	10	4,75	18

Obs.: Probabilidades estimadas arredondadas para o valor inteiro mais próximo.

em meados de 2020. No segundo trimestre de 2021, a inflação acumulada em quatro trimestres não considera mais a deflação do segundo trimestre de 2020, mas incorpora ainda a recuperação do trimestre seguinte. A inflação projetada se reduz nos trimestres seguintes, terminando 2021 em 5,0%, 1,25 p.p. acima da meta, dentro do intervalo de tolerância. A inflação projetada cai para 3,5% em 2022 e termina 2023 também em 3,5%, diante de metas para a inflação de 3,50% e 3,25%, respectivamente (tabelas 2.3 e 2.4 e Gráfico 2.7). A inflação projetada para 2023 é levemente superior à meta devido à hipótese de juros neutro e à taxa Selic utilizadas no cenário.

Em termos de probabilidades estimadas de a inflação ultrapassar os limites do intervalo de tolerância (Tabela 2.5), destaca-se o aumento da probabilidade de a inflação ultrapassar o limite superior em 2021, que passou de 8% no Relatório anterior para 41% neste Relatório, em função do aumento das projeções.

Na comparação com o Relatório de Inflação anterior, as projeções de inflação subiram para 2021, 2022 e 2023 (Tabela 2.3). Especificamente para 2021, destaca-se a inflação observada 0,48 p.p. maior do que a prevista para o período entre janeiro e fevereiro e a elevada projeção de inflação de curto prazo (ver Seção 2.1).

Os principais fatores que levaram à revisão das projeções de inflação são listados abaixo.

Principais fatores de revisão para cima:

- inflação observada recentemente maior do que a esperada;
- revisão das projeções de curto prazo, refletindo as pressões correntes;
- depreciação cambial;
- elevação dos preços de *commodities*, incluindo o preço do petróleo;
- crescimento das expectativas de inflação da pesquisa Focus;
- revisão para cima da projeção de itens de preços administrados.

Principais fatores de revisão para baixo:

- trajetória mais elevada da taxa Selic da pesquisa Focus, que representou um aumento da taxa real considerada;
- queda do indicador de incerteza econômica em ritmo inferior ao considerado.

Tabela 2.6 – Projeções de inflação de preços livres e administrados – cenário com Selic Focus e câmbio PPC
Variação do IPCA acumulada em quatro trimestres

Ano	IPCA	IPCA Livres	IPCA Administrados	%
2021	5,0	3,5	9,5	
2022	3,5	3,1	4,4	
2023	3,5	3,3	4,1	

Fator cujo efeito depende do ano-calendário de projeção:

- alteração da hipótese sobre a bandeira tarifária da energia elétrica para os finais de 2021 e 2022, reduzindo a projeção para o primeiro e aumentando para o segundo.

Na comparação com as projeções de inflação da reunião do Copom em janeiro (236ª reunião), houve aumento de 1,4 p.p. para 2021 e de 0,1 p.p. para 2022 (ver Ata da 236ª reunião). Os fatores principais foram basicamente os mesmos apontados na comparação com as projeções do Relatório de dezembro.

As projeções de inflação para 2021 aumentaram tanto para os preços livres como, de forma ainda mais significativa, para os preços administrados. As projeções para os preços administrados são de inflação de 9,5% (Tabela 2.6), que, se verificada, seria a mais alta desde 2015. As projeções foram especialmente afetadas pelo forte crescimento do preço do petróleo e pela depreciação cambial, impactando de forma substancial a projeção para os itens gasolina e gás de bujão. Para 2022, destaca-se a queda na projeção para preços livres, decorrente principalmente do aumento da trajetória da taxa Selic da pesquisa Focus, e o aumento na projeção para preços administrados, impactada pela mudança de hipótese de bandeiras de energia elétrica e pela inércia da maior inflação projetada para 2021.

Riscos ao redor do cenário central

As projeções centrais envolvem uma série de riscos. O Copom, em sua 237ª reunião, ressaltou os seguintes riscos:

- Por um lado, o agravamento da pandemia pode atrasar o processo de recuperação econômica, produzindo trajetória de inflação abaixo do esperado;
- Por outro lado, um prolongamento das políticas fiscais de resposta à pandemia que piore a trajetória fiscal do país, ou frustrações em relação à continuidade das reformas, podem elevar os prêmios de risco. O risco fiscal elevado segue criando uma assimetria altista no balanço de riscos, ou seja, com trajetórias para a inflação acima do projetado no horizonte relevante para a política monetária.

O boxe “Cenários alternativos de projeção de inflação: riscos fiscal e de agravamento adicional da pandemia”, deste Relatório, traz exercícios contemplando os riscos destacados acima.

Também podem ser mencionados outros fatores que podem alterar as projeções de inflação ao longo do tempo. Como risco para cima, pode ser mencionada uma percepção do mercado de que a normalização da política monetária nos EUA iniciaria mais cedo, o que poderia afetar o preço de ativos domésticos. Existe também o risco da propagação, via inércia inflacionária, das pressões correntes em magnitude superior à considerada, risco acentuado pela variação dos Índices Geral de Preços (IGPs) e do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) em magnitude superior à do IPCA.

Ressalta-se ainda as limitações das medidas de hiato no contexto atual em virtude de diferenças setoriais de recuperação (bens *versus* serviços) e de possível descompasso entre evolução da demanda agregada e do mercado de trabalho, principalmente quando este último é medido pela taxa de desemprego (PNAD Contínua).

Por outro lado, como risco baixista adicional, pode se citar uma redução dos preços de *commodities* em moeda nacional.

Por fim, ressalta-se que a alta volatilidade dos preços de *commodities* aumenta a incerteza sobre os cenários.

2.3 Condução da política monetária e balanço de riscos

No cenário externo, novos estímulos fiscais em alguns países desenvolvidos, unidos ao avanço da implementação dos programas de imunização contra a Covid-19, devem promover uma recuperação mais robusta da atividade ao longo do ano. A presença de ociosidade, assim como a comunicação dos principais bancos centrais, sugere que os estímulos monetários terão longa duração. Contudo, questionamentos dos mercados a respeito de riscos inflacionários nessas economias têm produzido uma reprecificação nos ativos financeiros, o que pode tornar o ambiente desafiador para economias emergentes.

Em relação à atividade econômica brasileira, indicadores recentes, em particular a divulgação do PIB do quarto trimestre, continuaram indicando recuperação consistente da economia, a despeito da redução dos programas de recomposição de renda. Em geral, os indicadores de maior frequência sugerem que esse movimento provavelmente se estendeu até fevereiro, mas essa interpretação exige cautela diante da maior dificuldade de aplicação de ajustes sazonais, em decorrência tanto da volatilidade recente das séries como da alteração do calendário de feriados em nível estadual. Além disso, as últimas leituras ainda não contemplam os possíveis efeitos do recente e agudo aumento no número de casos de Covid-19. Prospectivamente, a incerteza sobre o ritmo de crescimento da economia permanece acima da usual, sobretudo para o primeiro e segundo trimestres deste ano.

A continuidade da recente elevação no preço de *commodities* internacionais em moeda local tem afetado a inflação corrente e causou elevação adicional das projeções para os próximos meses, especialmente através de seus efeitos sobre os preços dos combustíveis. Apesar da pressão inflacionária de curto prazo se revelar mais forte e persistente que o esperado, o Comitê mantém o diagnóstico de que os choques atuais são temporários, mas segue atento à sua evolução.

As diversas medidas de inflação subjacente apresentam-se em níveis acima do intervalo compatível com o cumprimento da meta para a inflação.

As expectativas de inflação para 2021, 2022 e 2023 apuradas pela pesquisa Focus encontram-se em torno de 4,6%, 3,5% e 3,25%, respectivamente.

Em sua reunião mais recente (237ª reunião), o Copom decidiu, por unanimidade, elevar a taxa básica de juros em 0,75 ponto percentual, para 2,75% a.a. O Comitê entende que essa decisão reflete seu cenário básico e um balanço de riscos de variância maior do que a usual para a inflação prospectiva e é compatível com a convergência da inflação para a meta no horizonte relevante, que inclui o ano-calendário de 2021 e, principalmente, o de 2022.

Na ocasião, o Copom comunicou que seu cenário básico para a inflação envolve fatores de risco em ambas as direções. Por um lado, o agravamento da pandemia pode atrasar o processo de recuperação econômica, produzindo trajetória de inflação abaixo

do esperado. Por outro lado, um prolongamento das políticas fiscais de resposta à pandemia que piore a trajetória fiscal do país, ou frustrações em relação à continuidade das reformas, podem elevar os prêmios de risco. O risco fiscal elevado segue criando uma assimetria altista no balanço de riscos, ou seja, com trajetórias para a inflação acima do projetado no horizonte relevante para a política monetária.

O Copom avalia que perseverar no processo de reformas e ajustes necessários na economia brasileira é essencial para permitir a recuperação sustentável da economia. O Comitê ressalta, ainda, que questionamentos sobre a continuidade das reformas e alterações de caráter permanente no processo de ajuste das contas públicas podem elevar a taxa de juros estrutural da economia.

Os membros do Copom consideram que o cenário atual já não prescreve um grau de estímulo extraordinário. O PIB encerrou 2020 com crescimento forte na margem, recuperando a maior parte da queda observada no primeiro semestre, e as expectativas de inflação passaram a se situar acima da meta no horizonte relevante de política monetária. Adicionalmente, houve elevação das projeções de inflação para níveis próximos ao limite superior da meta em 2021.

Por conseguinte, o Copom decidiu iniciar um processo de normalização parcial, reduzindo o grau extraordinário do estímulo monetário. Por todos os fatores enumerados anteriormente, o Comitê julgou adequado um ajuste de 0,75 ponto percentual na taxa Selic. Na avaliação do Comitê, uma estratégia de ajuste mais célere do grau de estímulo tem como benefício reduzir a probabilidade de não cumprimento da meta para a inflação deste ano, assim como manter a ancoragem das expectativas para horizontes mais longos. Além disso, o amplo conjunto de informações disponíveis para o Copom sugere que essa estratégia é compatível com o cumprimento da meta em 2022, mesmo em um cenário de aumento temporário do isolamento social.

Para a próxima reunião, a menos de uma mudança significativa nas projeções de inflação ou no balanço de riscos, o Comitê antevê a continuação do processo de normalização parcial do estímulo monetário com outro ajuste da mesma magnitude. O Copom ressalta que essa visão para a próxima reunião continuará dependendo da evolução da atividade econômica, do balanço de riscos, e das projeções e expectativas de inflação.

Cenários alternativos de projeção de inflação: riscos fiscal e de agravamento adicional da pandemia

Em seu processo de tomada de decisão, o Comitê de Política Monetária (Copom) avalia um amplo conjunto de variáveis e modelos, em relação aos quais exerce julgamentos com base no conjunto de informações disponíveis, construindo assim projeções de inflação. Nesse processo, o Copom define um cenário básico e analisa seus riscos por meio de diversos cenários alternativos. Este boxe visa atualizar a discussão a respeito dos cenários alternativos publicados no Relatório de Inflação de dezembro de 2020¹, onde foram apresentadas projeções de inflação que incorporavam riscos de uma deterioração fiscal e de um prolongamento da pandemia. Neste boxe, três cenários alternativos são apresentados.

Um primeiro cenário simula novamente uma situação de significativa deterioração da percepção sobre a situação fiscal, enquanto um segundo incorpora os riscos de um agravamento adicional da pandemia da Covid-19 no Brasil e seus efeitos sobre a economia. Finalmente, um terceiro cenário combina parcialmente os efeitos desses dois cenários. Esses cenários buscam representar o potencial impacto de diferentes eventos de risco sobre as projeções de inflação. Em todos os cenários, a trajetória de taxa do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) assumida é a mesma do cenário central, que advém da pesquisa Focus realizada em 12.3.2021; portanto, não incorporam efeitos de possível reação do Banco Central do Brasil (BCB).

Risco fiscal

Na condução da política monetária, o Copom tem enfatizado a importância de o Brasil perseverar no processo de reformas e ajustes necessários na economia. Questionamentos sobre a continuidade das reformas e alterações de caráter permanente no processo de ajuste das contas públicas têm o potencial de aumentar a incerteza econômica, os prêmios de risco e a taxa de juros estrutural da economia e depreciar a taxa de câmbio.

Para construir esse cenário, utiliza-se como referência episódio passado de deterioração fiscal e incerteza econômica. Seguindo o processo de deterioração fiscal e inflexão da trajetória da dívida pública em 2014 (Gráfico 1), o Brasil perdeu o grau de investimento das três principais agências de risco: S&P em 9.9.2015, Fitch em 16.12.2015, e Moody's em 24.2.2016. Esses desenvolvimentos, associados a uma revisão das expectativas de crescimento para os anos seguintes, levaram a uma elevação da incerteza, do câmbio e dos prêmios de risco, conforme mostrado nos gráficos 2a-2d. A depreciação cambial, juntamente com forte realinhamento dos preços administrados, contribuiu para a elevação da inflação, medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), observada no período, de 6,41% em 2014 para 10,67% em 2015.

Para construção do cenário de risco fiscal, foram utilizadas como referência as variações da taxa de câmbio (R\$/US\$), da incerteza econômica (medida pelo Indicador de Incerteza da Economia Brasil – IIE-Br da Fundação Getúlio Vargas – FGV) e do prêmio de risco (medido pelo *Credit Default Swap* – CDS Brasil de cinco anos), ocorridas no período de julho de 2014 a janeiro de 2016 (Tabela 1). Deve-se levar em conta, contudo, que parte da depreciação cambial esteve associada à queda nos preços internacionais de *commodities* que ocorreu no período. Dessa forma, a Tabela 1 também apresenta a variação cambial descontada da parcela explicada pela variação dos preços de *commodities*, esta última medida pelo Índice de *Commodities* – Brasil

1/ Ver boxe "Cenários alternativos de projeção de inflação: riscos fiscal e de prolongamento dos efeitos da pandemia", do Relatório de Inflação de dezembro de 2020.

(IC-Br) em dólar². Entende-se que o sentido do movimento dessas variáveis capta o que aconteceria no caso de materialização do risco fiscal. Entretanto, as magnitudes envolvidas não representam nenhuma previsão de comportamento dessas variáveis.

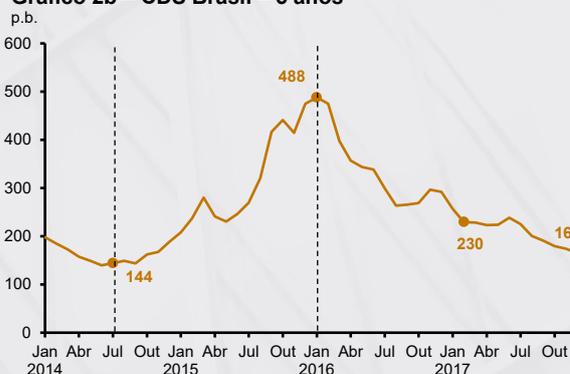
Gráfico 1 – Indicadores Fiscais – Brasil



Gráfico 2a – Taxa de câmbio nominal



Gráfico 2b – CDS Brasil – 5 anos



Fonte: Bloomberg

Gráfico 2c – Indicador de Incerteza da Economia Brasil



Fonte: FGV

Gráfico 2d – Índice de Commodities Brasil – em US\$ dólar



Tabela 1 – Condicionantes usados na construção do cenário de risco fiscal

Variável	Variação jul/2014 a jan/2016
IIE-Br (em pontos)	23
CDS (em pontos-base)	344
Taxa de Câmbio – R\$/US\$ (%)	82
Taxa de câmbio descontada do efeito de commodities – R\$/US\$ (%)	58

2/ A relação entre a variação da taxa de câmbio e o IC-Br foi estimada a partir de um modelo de regressão linear, utilizando o CDS como variável de controle. De posse dos coeficientes estimados, foi obtida a parcela da depreciação cambial ocorrida de julho de 2014 a janeiro de 2016 que seria explicada pela variação do IC-Br.

Utilizando esses números, foi concebido um cenário de risco fiscal que incorpora essas variações aos condicionantes respectivos do cenário-base do Copom. As variações foram adicionadas de forma igualmente distribuída entre o quarto trimestre de 2021 e o terceiro trimestre de 2022, o que simula uma deterioração relativamente gradual, mas um pouco mais rápida que a referência histórica, que ocorreu ao longo de seis trimestres. As trajetórias de câmbio e IIE-Br consideradas nesse cenário incorporam um incremento de 58% e 23,1 pontos respectivamente, em relação ao cenário-base. A variação do CDS é utilizada como uma *proxy* para a variação da taxa neutra, que é incrementada em 3,44 pontos percentuais (p.p.) ao longo de 2021, também em relação ao cenário-base.

A Tabela 2 apresenta as projeções de inflação do cenário de risco fiscal e compara com as do cenário-base. O descolamento das projeções inicia no quarto trimestre de 2021 e atinge um ápice no terceiro trimestre de 2022, com uma inflação 3,1 p.p. superior. O ano de 2022 encerra com uma projeção de inflação de 5,9%, 2,4 p.p. mais elevada do que no cenário-base e acima do limite superior do intervalo de tolerância da meta, de 5,00%. O aumento da inflação se dá pelo repasse cambial, tanto para preços livres como administrados, pelo aumento da taxa de juros real neutra e pelos efeitos nas expectativas de inflação. No sentido contrário, atua o efeito da atividade econômica de uma maior incerteza.

Tabela 2 – Projeções de inflação: cenário alternativo de risco fiscal
Variação do IPCA acumulada em quatro trimestres

				%
Ano	Trim.	Cenário-base	Cenário alternativo	Impacto (p.p.)
2021	I	6,0	6,0	0,0
2021	II	7,8	7,8	0,0
2021	III	7,0	7,0	0,0
2021	IV	5,0	5,7	0,7
2022	I	3,9	5,4	1,5
2022	II	3,4	5,7	2,3
2022	III	3,5	6,6	3,1
2022	IV	3,5	5,9	2,4

Agravamento adicional da pandemia da Covid-19 e de seus efeitos econômicos

A pandemia da Covid-19 continua causando importantes efeitos sociais e econômicos, constituindo-se em importante fator de risco sobre os desenvolvimentos da economia. A incerteza sobre a velocidade em que a vacinação se dará, assim como sobre a própria dinâmica de contágio do vírus, são questões relevantes dentro dos prognósticos da atividade econômica e da inflação.

O balanço de riscos do Copom reconhece que o agravamento da pandemia pode atrasar o processo de recuperação econômica, produzindo trajetória de inflação abaixo do esperado.

Neste box, o risco de um agravamento adicional da pandemia da Covid-19 é incorporado por meio de condicionantes de atividade econômica. No cenário-base, a projeção para o Produto Interno Bruto (PIB) é de recuo moderado ao longo do primeiro semestre, seguido de recuperação relevante nos últimos dois trimestres do ano.³ Nesse cenário de risco, o PIB apresenta um recuo mais acentuado no primeiro semestre, também com recuperação no semestre seguinte, embora atingindo níveis ainda inferiores aos do cenário-base (Gráfico 3a). Outras variáveis de atividade, como Nível de utilização da capacidade instalada (Nuci), taxa de desemprego e emprego do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (Caged), também apresentam desempenho inferior nesse cenário. Como resultado, o hiato do produto, que combina a informação dessas quatro variáveis, fica mais aberto do que no cenário-base, de forma mais acentuada no segundo trimestre do ano (Gráfico 3b).

3/ Ver box "Revisão da projeção do PIB para 2021", deste Relatório.

Gráfico 3a – Cenário de agravamento adicional da pandemia: efeito sobre o PIB

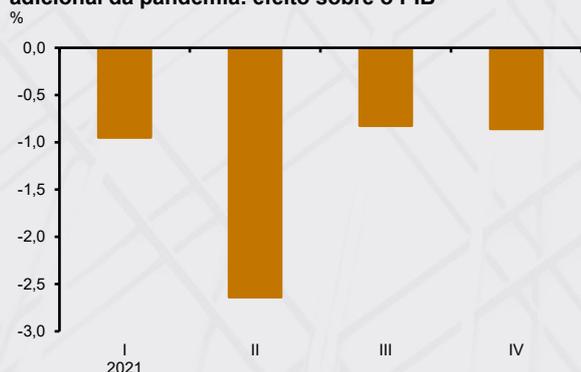
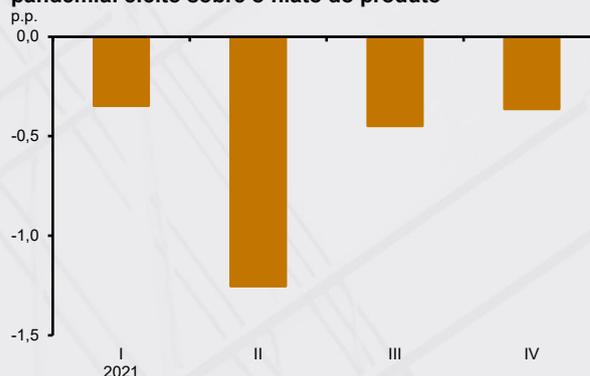


Gráfico 3b – Cenário de agravamento adicional da pandemia: efeito sobre o hiato do produto



Observando a Tabela 3, nota-se que o efeito máximo da redução da atividade econômica sobre a inflação, em relação ao cenário-base, ocorre durante o último trimestre de 2021 e o primeiro trimestre de 2022. Nesse cenário de agravamento adicional da pandemia, a inflação ficaria 0,5 p.p. e 0,3 p.p. abaixo do cenário-base para os anos-calandário de 2021 e 2022, respectivamente.

Tabela 3 – Projeções de inflação: cenário alternativo de agravamento adicional da pandemia da Covid-19 e de seus efeitos econômicos

Variação do IPCA acumulada em quatro trimestres

Ano	Trim.	Cenário-base	Cenário alternativo	Impacto (p.p.)
				%
2021	I	6,0	5,9	-0,1
2021	II	7,8	7,5	-0,3
2021	III	7,0	6,6	-0,4
2021	IV	5,0	4,5	-0,5
2022	I	3,9	3,4	-0,5
2022	II	3,4	3,0	-0,4
2022	III	3,5	3,1	-0,4
2022	IV	3,5	3,2	-0,3

Combinação de cenários

Ambos os cenários anteriores consideram os riscos fiscal e de agravamento adicional da pandemia em separado. Contudo, esses riscos não são mutuamente excludentes e podem se materializar conjuntamente. Além disso, os efeitos podem assumir diferentes intensidades. Por exemplo, é possível desenhar um cenário em que os riscos fiscal e de agravamento adicional da pandemia se materializem, respectivamente, com 15% e 50% das intensidades consideradas anteriormente.

As projeções de inflação dessa combinação particular de cenários são apresentadas na Tabela 4. Da mesma maneira que ocorre no cenário que considera separadamente o agravamento adicional da pandemia, as projeções de inflação de curto prazo desse cenário combinado são mais baixas do que no cenário-base, devido a uma atividade econômica mais fraca. Porém, os efeitos da materialização dos riscos fiscais começam a impactar a economia no final de 2021 e passam a predominar a partir do segundo trimestre de 2022. Assim, em comparação ao cenário-base, a projeção nesse cenário alternativo é 0,1 p.p. menor para 2021 e 0,2 p.p. maior para 2022.

Tabela 4 – Projeções de inflação: cenário combinado^{1/}
 Variação do IPCA acumulada em quatro trimestres

Ano	Trim.	Cenário-base	Cenário alternativo	Impacto (p.p.)	%
2021	I	6,0	6,0	0,0	
2021	II	7,8	7,6	-0,2	
2021	III	7,0	6,8	-0,2	
2021	IV	5,0	4,9	-0,1	
2022	I	3,9	3,9	0,0	
2022	II	3,4	3,5	0,1	
2022	III	3,5	3,8	0,3	
2022	IV	3,5	3,7	0,2	

^{1/} Incorpora 15% da intensidade do cenário de risco fiscal e 50% da intensidade do cenário de agravamento adicional da pandemia.

Esse exemplo ilustra que diferentes cenários podem ser construídos com base nos principais riscos considerados. Cabe enfatizar que as intensidades escolhidas acima para combinar os cenários são apenas um exemplo ilustrativo e não refletem algum julgamento do Copom.

Considerações finais

Este boxe apresentou três cenários alternativos de risco de inflação. O primeiro cenário procurou incorporar o risco inflacionário associado a uma situação de significativa deterioração da percepção sobre a situação fiscal. Utilizaram-se como referência as variações da incerteza, do câmbio e do prêmio de risco ocorridas em período recente da história brasileira e assumiu-se que tal deterioração teria início no último trimestre de 2021. O segundo cenário, por sua vez, buscou captar os efeitos desinflacionários de um cenário de risco de agravamento adicional da pandemia da Covid-19 no Brasil.

Finalmente, apresentou-se um terceiro cenário que incorpora 15% da intensidade do cenário de risco fiscal e 50% da intensidade do cenário de agravamento adicional da pandemia. Cabe ressaltar que essa combinação foi efetuada com o propósito de exemplificar a possibilidade de combinar cenários e as intensidades escolhidas não refletem julgamento do Copom.

Esses cenários procuram ilustrar, de forma quantitativa, possíveis efeitos de eventual materialização de riscos ressaltados pelo Copom. Ressalta-se que, como a trajetória Selic assumida é a mesma do cenário central, esses cenários não incorporam efeitos de possível reação do BCB.

Decomposição da inflação de 2020

Este boxe apresenta estimativa de decomposição do desvio da taxa de inflação de 2020, medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), em relação à meta estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN).¹ O objetivo é medir a contribuição dos principais fatores determinantes da inflação a partir de modelos semiestruturais do Banco Central do Brasil (BCB).

Em consonância com os esforços do BCB no sentido de aperfeiçoar sua comunicação e transparência com a sociedade, além da decomposição usual, este boxe apresenta uma estimativa do impacto da política monetária sobre a taxa de inflação em 2020, por meio da taxa básica de juros (taxa do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia – Selic) definida pelo Comitê de Política Monetária (Copom).

O desvio da inflação em relação à meta é decomposto em seis componentes: (i) inércia do ano anterior (desvio da inflação do ano anterior em relação à meta);² (ii) expectativas (diferença entre expectativas de inflação dos agentes e a meta para a inflação); (iii) inflação importada (diferença em relação à meta); (iv) hiato do produto; (v) choques de alimentos;³ e (vi) demais fatores.⁴ Vale ressaltar que essas estimativas são aproximações construídas com base em modelos e, portanto, estão sujeitas às incertezas inerentes ao processo de modelagem e estimação.

Para a estimativa dos componentes, parte-se de um cenário no qual todos os condicionantes são neutros, isto é, não apresentam impactos que levem a inflação a se desviar da meta.⁵ À medida que esses condicionantes neutros são substituídos pelos valores efetivamente observados, obtém-se a contribuição de cada fator para o desvio da taxa de inflação em relação à meta.^{6,7} Por meio desse procedimento, também é possível obter uma estimativa do impacto da política monetária sobre a inflação, uma vez que a taxa Selic é um dos condicionantes presentes nos modelos semiestruturais do BCB.⁸

- 1/ A decomposição da inflação baseada em modelos de projeção tem sido apresentada anualmente nos Relatórios de Inflação. Ver, por exemplo, boxe “Decomposição da Inflação de 2019”, do Relatório de Inflação de março de 2020. Para detalhes sobre procedimentos metodológicos, ver boxe “Decomposição da Inflação de 2017”, do Relatório de Inflação de março de 2018 e Cusinato et. al (2016).
- 2/ O componente “inércia do ano anterior” inclui os efeitos de todos os fatores que afetaram a inflação até o mês de dezembro de 2019.
- 3/ Neste Relatório, usa-se a denominação “choque de alimentos” em vez de “choque de oferta” em virtude da dificuldade em se caracterizar integralmente os valores decorrentes do procedimento utilizado como sendo apenas de oferta, especialmente quando se analisa a inflação de alimentação no domicílio de 2020.
- 4/ O item “demais fatores” inclui fatores específicos não considerados nos itens anteriores e termo de resíduo do modelo.
- 5/ No caso de variáveis que apresentam sazonalidade, os condicionantes neutros também incluem componente sazonal.
- 6/ As contribuições dos preços externos foram construídas assumindo-se desvios em relação a 2,0% a.a. para a variação do preço de *commodities* em US\$, coerente com a inflação externa de longo prazo no mesmo patamar, e 2,0% a.a. para a taxa de câmbio, dada pela diferença entre a meta para a inflação e a inflação externa de longo prazo considerada, consistente com condições de longo prazo de modelagem da curva de Phillips para os preços livres.
- 7/ A contribuição do hiato do produto é construída utilizando-se a trajetória do hiato obtida pela aplicação, sobre amostra de dados, de filtro de Kalman calibrado com parâmetros da estimação bayesiana do modelo. 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.
- 8/ Mais especificamente, a trajetória da taxa Selic um ano à frente. O desvio da taxa Selic é calculado em relação à taxa Selic real neutra estimada pela aplicação de filtro de Kalman calibrado com parâmetros da estimação bayesiana do modelo. Ver boxes citados na nota de rodapé anterior.

O cálculo do choque de alimentos é baseado na combinação de dois elementos. O primeiro é computado a partir do termo que representa fatores climáticos na curva de Phillips do modelo agregado de pequeno porte.⁹ O segundo é baseado nos erros de previsão da curva de Phillips de alimentação no domicílio do modelo desagregado de pequeno porte¹⁰, utilizando condicionantes realizados.¹¹ Aos dois elementos, adiciona-se ainda o efeito da inércia desses componentes para os trimestres seguintes do mesmo ano. Portanto, essa definição de choque de alimentos não incorpora os efeitos estimados das variáveis incluídas nessa especificação da curva de Phillips, como, por exemplo, o efeito do preço de *commodities*.

A inflação em 2020 foi de 4,52%, 0,21 ponto percentual (p.p.) superior à verificada em 2019, de 4,31% (Gráfico 1 e Tabela 1). A inflação de preços livres se elevou de 3,89% em 2019 para 5,18% em 2020, ao passo que a inflação de preços administrados diminuiu de 5,54% para 2,61%. A inflação de 2020 situou-se 0,52 p.p. acima da meta para a inflação de 4,00%, estabelecida pelo CMN, dentro do intervalo de tolerância.

Gráfico 1 – Inflação: IPCA, preços livres e administrados

Acumulada em doze meses

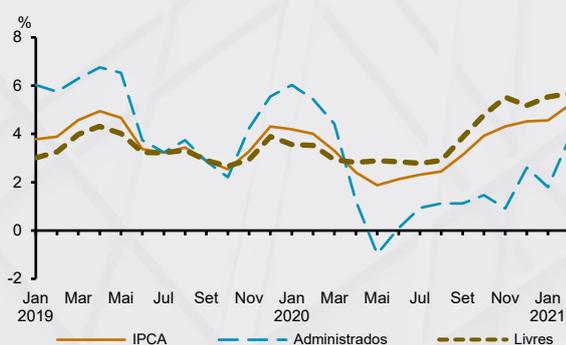
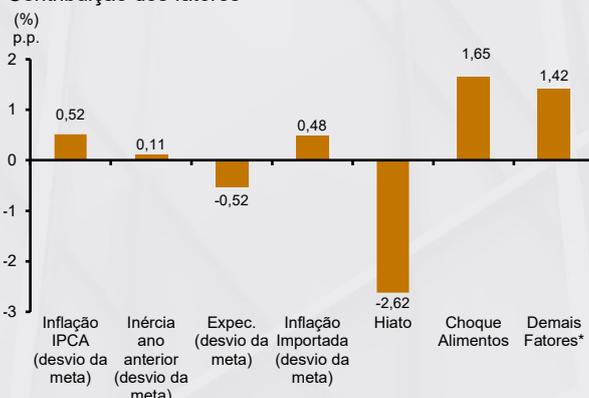


Tabela 1 – Inflação: IPCA, preços livres e administrados

Discriminação	Variação % no período				
	2020				Ano
	I	II	III	IV	
IPCA	0,53	-0,43	1,24	3,13	4,52
Preços livres	0,71	0,18	0,93	3,29	5,18
Preços administrados	0,01	-2,20	2,15	2,69	2,61

Gráfico 2 – Decomposição do desvio da taxa de inflação em relação à meta em 2020

Contribuição dos fatores



* Contribuição da inflação do IPCA como desvio da meta depois de excluídos os seguintes fatores: inércia associada à parcela da inflação do ano anterior que se desviou da meta; expectativas como desvio da meta; inflação importada como desvio da meta; hiato do produto; e choque de alimentos.

Os principais resultados da decomposição são os seguintes (Gráfico 2):

- i. A inércia advinda do ano anterior (como desvio da meta) contribuiu para a inflação ficar acima da meta (contribuição de 0,11 p.p.) em função da aceleração da inflação no último trimestre de 2019, decorrente principalmente dos efeitos da peste suína nos preços de proteínas;

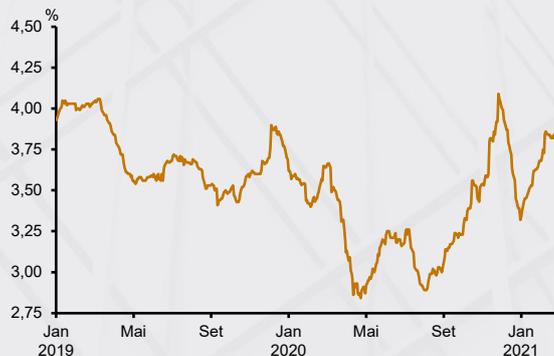
9/ Ver, por exemplo, o boxe “Novo modelo agregado de pequeno porte com estimação bayesiana”, do Relatório de Inflação de setembro de 2020.

10/ Ver o boxe “Novo modelo desagregado de pequeno porte”, deste Relatório.

11/ Essa metodologia passou a ser adotada a partir da decomposição feita para a inflação de 2018, como descrito no boxe “Decomposição da Inflação de 2018”, do Relatório de Inflação de março de 2019.

ii. As expectativas de inflação (como desvio da meta) contribuíram para a inflação ficar abaixo da meta (contribuição de -0,52 p.p.). Ao longo de 2020, as expectativas para a inflação doze meses à frente (suavizada) da pesquisa Focus (Gráfico 3), apesar de apresentarem flutuação, situaram-se abaixo da meta em todo o período considerado, exceto por um pequeno período em meados de dezembro de 2020. As expectativas de inflação para 2020 oscilaram no intervalo entre 1,5% e 4,4%, atingindo valores acima da meta de 4,00% apenas no mês de dezembro de 2020;

Gráfico 3 – Expectativas de inflação 12 meses à frente (suavizada) – Pesquisa Focus



iii. Em sentido contrário, a inflação importada (como desvio da meta) apresentou contribuição positiva para o desvio da inflação em relação à meta (contribuição de 0,48 p.p.). O fator responsável foi a depreciação cambial observada no primeiro semestre de 2020 (Gráfico 4), refletindo, principalmente, a eclosão da pandemia da Covid-19. Considerando o ano por completo, a variação cambial (como desvio em relação ao valor de 2,0%) contribuiu com 1,98 p.p. para o desvio da inflação em relação à meta. Por outro lado, as variações dos preços das *commodities* (como desvio para o valor de 2,0%), medidos pelo Índice de *Commodities* – Brasil (IC-Br) em dólares e pela cotação de petróleo, apresentaram contribuição de -1,50 p.p. para o desvio da inflação. Tanto o IC-Br quanto o preço do petróleo apresentaram queda no primeiro trimestre de 2020, com recuperação gradual nos demais trimestres do ano (Gráficos 5 e 6);

Gráfico 4 – Taxa nominal de câmbio

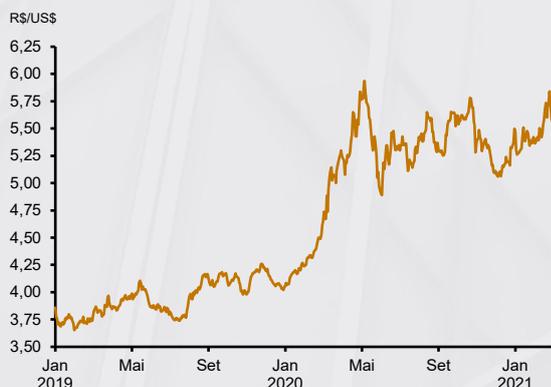
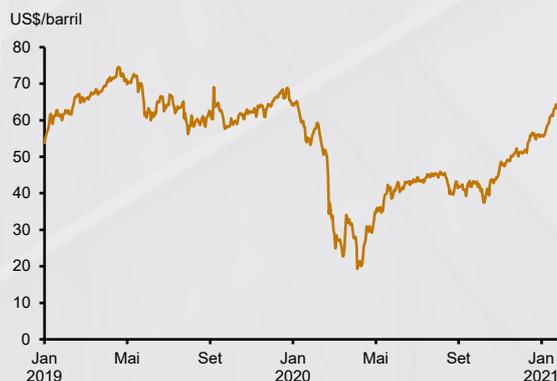


Gráfico 5 – IC-Br (índice em dólares)

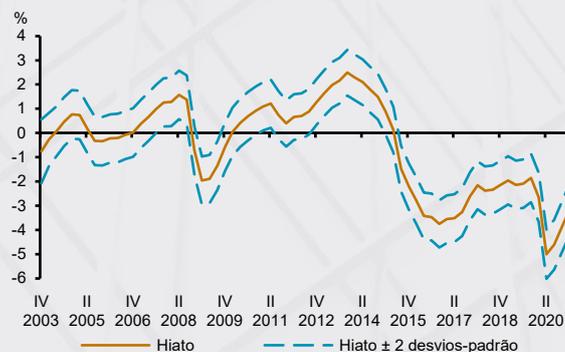


Gráfico 6 – Petróleo Brent



iv. O hiato do produto apresentou a principal contribuição negativa para o desvio da inflação em relação à meta (contribuição de -2,62 p.p.). O hiato do produto é uma variável não observável, sujeita a elevada incerteza na sua mensuração, e é medido pelo BCB utilizando-se diferentes metodologias. Utilizando a metodologia baseada em estimação de modelo bayesiano, no início de 2020, o hiato do produto negativo vinha em processo de fechamento, mas a pandemia da Covid-19 levou a uma abertura significativa no segundo trimestre do ano, a partir de quando a atividade econômica iniciou um processo de recuperação, reduzindo a abertura do hiato, mas ainda sem atingir os níveis prevalentes antes do início da crise da pandemia (Gráfico 7);

Gráfico 7 – Estimativa do hiato do produto



Obs.: Dados do gráfico: 2003T4–2021T1.

v. Os choques de alimentos foram o principal fator com contribuição positiva para o desvio da inflação em relação à meta em 2020, com contribuição de 1,65 p.p. Após registrar valor de 7,84% em 2019, a inflação dos preços de alimentação no domicílio encerrou 2020 em 18,15% (Gráfico 8). Ao contrário de 2019, quando houve a predominância do choque decorrente da peste suína na China, em 2020 a alta no preço dos alimentos foi disseminada, abrangendo os alimentos *in natura*, os semielaborados e os industrializados. Os produtos com altas mais relevantes no ano foram carnes (17,97%), arroz (76,01%), óleo de soja (103,79%), tomate (52,76%) e batata-inglesa (67,27%). Esses aumentos refletiram uma série de fatores. Na decomposição realizada neste box, os efeitos da depreciação cambial e da recuperação do preço de *commodities* aparecem no item inflação importada. Por outro lado, as transferências extraordinárias de renda, em virtude do perfil dos beneficiários, podem ter tido um efeito nos preços de alimentos via aumento setorial da demanda não captado integralmente pelo termo do hiato do produto da curva de Phillips dos preços de alimentação no domicílio, pois esse termo reflete um conjunto maior de fatores. Portanto, a contribuição calculada como choque de alimentos pode estar refletindo tanto elementos de oferta como de demanda;¹²

Gráfico 8 – Inflação: IPCA e Alimentação no domicílio
Acumulada em doze meses



vi. Por fim, os demais fatores apresentaram uma contribuição de 1,42 p.p. para o desvio da inflação em relação à meta em 2020. Para esse componente, contribuíram alguns fatores específicos de condicionamento dos modelos de preços administrados, como as bandeiras de energia elétrica (contribuição de 0,26 p.p.)¹³, o

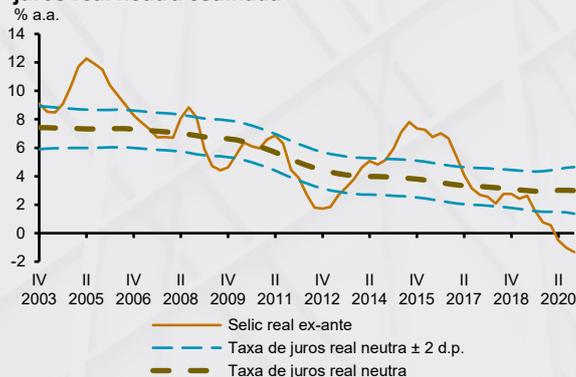
12/ Ver box “Inflação dos subitens mais consumidos pelas famílias com rendimento de 1 a 3 salários mínimos”, do Relatório de Inflação de dezembro de 2020.

13/ Como condicionante neutro para as bandeiras, assume-se bandeira verde em todo o horizonte relevante.

Índice de Valor das Despesas Assistenciais (IVDA) dos planos de saúde privados (0,05 p.p.)¹⁴ e o Índice Geral de Preços – Mercado (IGP-M), que é utilizado como indexador de alguns itens de preços administrados (0,08 p.p.).¹⁵

No que diz respeito à contribuição da política monetária, destaca-se que a taxa Selic abaixo de seu equilíbrio tem exercido importante papel na retomada da atividade e no fechamento do hiato do produto, apresentando uma contribuição altista sobre a inflação por esse canal. Além disso, a taxa Selic também afeta a inflação por outros canais, como a taxa de câmbio e as expectativas de inflação. Considerando a taxa Selic acumulada quatro trimestres à frente, descontada das expectativas de inflação, ambas extraídas da pesquisa Focus, observa-se que essa variável atingiu valores negativos a partir do segundo trimestre de 2020 (Gráfico 9). Estima-se que a permanência dessa medida da taxa Selic real abaixo da taxa de juros real neutra estimada teve uma contribuição altista total de 1,04 p.p. na inflação de 2020.¹⁶

Gráfico 9 – Taxa Selic real ex-ante e taxa de juros real neutra estimada



Em suma, este boxe apresentou estimativas da decomposição do desvio da taxa de inflação em 2020 em relação à meta. De acordo com essa decomposição, dentre os fatores que explicaram o desvio positivo da inflação para a meta, destacam-se principalmente os choques de alimentos e, em menor medida, a inflação importada e a inércia do ano anterior. Em sentido contrário, atuaram o hiato do produto e as expectativas de inflação. Além disso, este boxe apresentou uma estimativa do efeito da taxa Selic sobre a inflação de 2020.

Referência

CUSINATO, R. T., FIGUEIREDO, F. M. R., MACHADO, V. G., MELLO, E. P. G. e PEREZ, L. P. (2016). “Decomposição de Inflação: revisão da metodologia e resultados para 2012 a 2014”, Banco Central do Brasil, Trabalhos para Discussão nº 440.

14/ Assume-se IVDA igual à meta de inflação como condicionante neutro. O IVDA utilizado pela Agência Nacional de Saúde (ANS) para determinação do reajuste máximo anual dos planos de saúde privados entre maio de 2019 e abril de 2020 foi 8,33%. Em agosto de 2020, a Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) suspendeu a aplicação de reajustes até o final de 2020, e o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) descontou no IPCA de setembro de 2020 os fatores apropriados antecipadamente entre maio e agosto para o item plano de saúde. Assim, a contribuição do IVDA foi calculada considerando apenas o período de janeiro a abril de 2020.

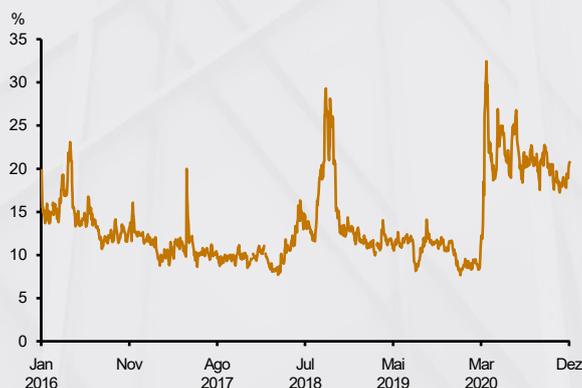
15/ Assume-se variação do IGP-M igual à meta de inflação como condicionante neutro. Essa contribuição não inclui impactos do IGP-M sobre preços livres, como aluguel residencial.

16/ Assim como no caso dos componentes da decomposição da inflação, o efeito estimado da Selic sobre a inflação de 2020 não considera o seu efeito sobre a inflação de 2019 que foi propagado para o ano seguinte por meio da inércia inflacionária. Este último está incorporado no componente “inércia do ano anterior”.

Volatilidade do câmbio no Brasil

Desde 2020, a volatilidade da taxa de câmbio BRL-USD está num patamar maior do que o seu nível histórico. O Gráfico 1 mostra a volatilidade implícita *model-free* extraída de opções de câmbio com 1 mês de prazo.¹ Pode-se notar um significativo aumento da volatilidade a partir de março de 2020, começo da pandemia da Covid-19 no Brasil. A volatilidade permanece bastante elevada até meados de 2020 e depois cai, mas não retorna aos valores pré-pandemia. Para ilustrar, a média diária da volatilidade entre outubro e dezembro de 2019 foi 10,33% a.a., enquanto nos mesmos meses de 2020 foi 19,42% a.a., quase o seu dobro. Aumentos na volatilidade da taxa de câmbio contribuem para maior incerteza macroeconômica, prejudicando a formação de expectativas dos agentes econômicos em relação ao futuro da economia e a condução apropriada de políticas públicas. Por exemplo, um câmbio volátil desincentiva investimentos externos e prejudica importadores e exportadores ao dificultar o planejamento dos agentes econômicos. O objetivo deste box é investigar os principais fatores que se relacionam à volatilidade do câmbio BRL-USD.

Gráfico 1 – Volatilidade implícita da taxa de câmbio



É importante observar que, diferentemente do nível da taxa de câmbio, não há na literatura um modelo estrutural consagrado para explicar a sua volatilidade. Usualmente, modela-se a volatilidade cambial por meio de modelos econométricos da família GARCH (*generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*), que reproduzem alguns fatos estilizados observados.² No entanto, uma das características dessa abordagem é o uso de termos autorregressivos na equação do segundo momento do câmbio. Esses termos geralmente dominam o ajuste do modelo e não deixam espaço para outras variáveis explicativas. Isso motiva o presente estudo a investigar os determinantes da volatilidade da taxa de câmbio por meio de uma metodologia puramente empírica, do tipo *kitchen sink*, e que não inclui os termos autorregressivos. Será portanto testado um grupo de variáveis potencialmente relevantes e escolhidas *ad hoc*. Dessa forma, esse box deve ser visto apenas como uma primeira etapa da investigação das variáveis relacionadas à volatilidade do câmbio BRL-USD.

Há vários candidatos a explicar os movimentos da volatilidade, desde fatores sistêmicos, como a própria pandemia, que podem ser capturados, por exemplo, por índices de volatilidade de mercados de moedas, juros ou ações, até fatores idiossincráticos domésticos, como a situação fiscal brasileira ou a estrutura do mercado cambial brasileiro.

1/ Diferentemente da volatilidade implícita extraída de modelos de apreçamento de opções, utiliza-se aqui o conceito de volatilidade implícita *model-free* por não assumirem uma distribuição de probabilidade específica para o preço do ativo-objeto, sendo extraídas diretamente do preço das opções. O conceito de volatilidade *model-free* aqui empregado foi proposto por Bakshi, Kapadia e Madan (2003).

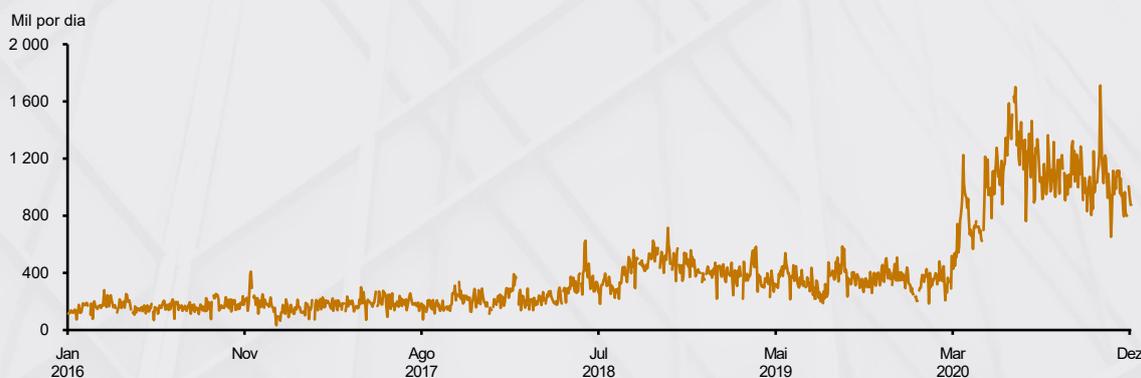
2/ Por exemplo, uma variação expressiva da taxa de câmbio tem forte impacto na sua volatilidade, que demora para ser dissipado, uma vez que a volatilidade é predominantemente inercial.

A estratégia empírica utiliza para variáveis sistêmicas o VIX,³ o Dólar Index de moedas emergentes (DXY_EME),⁴ que é uma cesta de moedas de países emergentes contra o dólar norte-americano, o índice de preço de *commodities* CRB e o primeiro componente principal da volatilidade implícita *model-free* extraído de uma cesta de moedas de países emergentes (VOL_IMP_CP_EME).⁵ Para variáveis locais, utilizam-se o CDS-Brasil de 5 anos (CDS), o diferencial de juros de 1 ano entre títulos brasileiros (em reais) e norte-americanos (DIF_JUROS), e a quantidade de minicontratos de dólar futuro negociados na bolsa brasileira B3 (MINI_DOLAR).

Além dessas variáveis, utiliza-se também a taxa de juros a termo entre 3 e 5 anos, extraída de títulos públicos do Tesouro Nacional negociados no Brasil (TERMO 3_5), que, assim como o CDS, tenta capturar o risco fiscal. Supostamente, em períodos com maior risco fiscal, haveria um aumento da volatilidade do câmbio.

A utilização de uma variável de liquidez do mercado futuro de minicontratos de dólar torna-se potencialmente relevante em função do aumento súbito de negócios nesse mercado a partir de 2020 (Gráfico 2), devido à grande entrada de pessoas físicas nesse mercado. Esse aumento acaba por atrair fundos de *high frequency*, e esses fundos podem, em tese, aumentar volatilidade do câmbio devido à sua forma de operação.⁶

Gráfico 2 – Quantidade de minicontratos de dólar futuro negociados na B3



A Tabela 1 mostra diversas especificações do modelo de volatilidade cambial, estimadas por MQO – Mínimos Quadrados Ordinários, em que a volatilidade implícita de 1 mês é a variável dependente. Os modelos foram estimados utilizando amostra de 2011 a 2020, com dados em frequência diária.⁷

3/ Índice de volatilidade baseado em opções, negociadas na bolsa de Chicago (CBOE), sobre ações pertencentes ao índice S&P500. Para mais detalhes, vide o sítio: https://www.cboe.com/tradable_products/vix/.

4/ Disponível no sítio do *Federal Reserve Bank of St. Louis*: <https://fred.stlouisfed.org/series/DTWEXEMEGS>.

5/ As moedas são as dos seguintes países: Índia, México, Rússia, Chile, Singapura, África do Sul, Colômbia, Malásia, Israel, Filipinas e Tailândia. O componente principal é padronizado para ter média 0 e desvio-padrão 1.

6/ Apesar do grande aumento de pessoas físicas no mercado futuro de minicontratos de dólar, cerca de 80% do volume desse mercado é formado por investidores institucionais, como fundos de investimentos e bancos. Além disso, mais de 95% dos negócios são operações de *day trade* (dados de junho de 2020), o que evidencia o grande número de operações de alta frequência.

7/ Nossa amostra começa em 2011, uma vez que nesse ano os minicontratos de dólar futuro começaram a ser negociados.

Tabela 1 – Resultados da estimação de modelos da volatilidade do câmbio no Brasil

Variável Dependente: Volatilidade BRL-USD								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
C	9,511 ** (4,751)	3,020 *** (0,801)	0,515 (1,596)	6,486 *** (1,374)	2,947 ** (1,460)	3,082 ** (1,323)	-3,060 (2,032)	-3,047 (2,022)
VIX	0,285 *** (0,034)	0,230 *** (0,032)	0,203 *** (0,034)	0,165 *** (0,034)	0,142 *** (0,036)	0,148 *** (0,036)	0,134 *** (0,034)	0,137 *** (0,032)
DXY_EME	-0,012 (0,024)							
VOL_DXY_EME		4,260 * (2,432)	14,836 *** (2,143)	1,720 (2,263)	1,173 (1,708)			
CRB	-0,010 (0,007)							
VOL_CRB		0,395 (0,437)	-1,296 *** (0,372)	0,695 (0,447)	1,387 ** (0,592)	1,525 ** (0,595)	1,730 *** (0,584)	1,715 *** (0,583)
VOL_IMP_CP_EME				16,145 *** (4,897)	12,438 *** (4,420)	13,071 *** (4,008)	15,297 *** (4,398)	14,715 *** (3,714)
CDS	0,030 *** (0,005)	0,029 *** (0,004)		0,024 *** (0,004)	0,014 *** (0,004)	0,015 *** (0,003)		
TERMO_3_5			0,644 *** (0,208)				0,794 *** (0,165)	0,753 *** (0,129)
DIF_JUROS	-0,307 *** (0,103)	-0,313 *** (0,074)	-0,215 * (0,111)	-0,422 *** (0,079)	0,038 (0,1)		-0,045 (0,106)	
MINI_DOLAR					6,3E-06 *** (0)	6,2E-06 *** (0)	8,9E-06 *** (0)	9,1E-06 *** (0)
R ² Ajustado	0,61	0,62	0,54	0,65	0,68	0,68	0,69	0,69
Critério SIC	4,98	5,01	5,18	4,91	4,82	4,81	4,78	4,77
Observações	2578	2578	2502	2 430	2 231	2 231	2 222	2 222

Erros-padrão entre parênteses.

*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,10.

No modelo 1, utilizam-se as variáveis sistêmicas VIX, DXY_EME e CRB e as variáveis locais CDS e DIF_JUROS. No modelo 2, as variáveis DXY_EME e CRB são consideradas em volatilidade em vez de em nível.⁸ No modelo 3, troca-se a variável CDS por Termo_3_5, o que gera uma diminuição no R² ajustado da regressão.

Os modelos 4, 5 e 6 incorporam a volatilidade dos países emergentes (VOL_IMP_CP_EME), que eleva o R² ajustado e reduz o critério de informação de Schwarz (SIC). Os modelos 5 e 6, por sua vez, acrescentam o MINI_DOLAR no conjunto de variáveis explicativas, sendo que a diferença entre eles é que o modelo 6 exclui o diferencial de juros interno e externo (DIF_JUROS), uma vez que, no modelo 5, a variável MINI_DOLAR substitui a significância estatística dessa variável.⁹ Por fim, os modelos 7 e 8 são similares aos modelos 5 e 6, respectivamente, com a diferença da troca do CDS por Termo_3_5.¹⁰

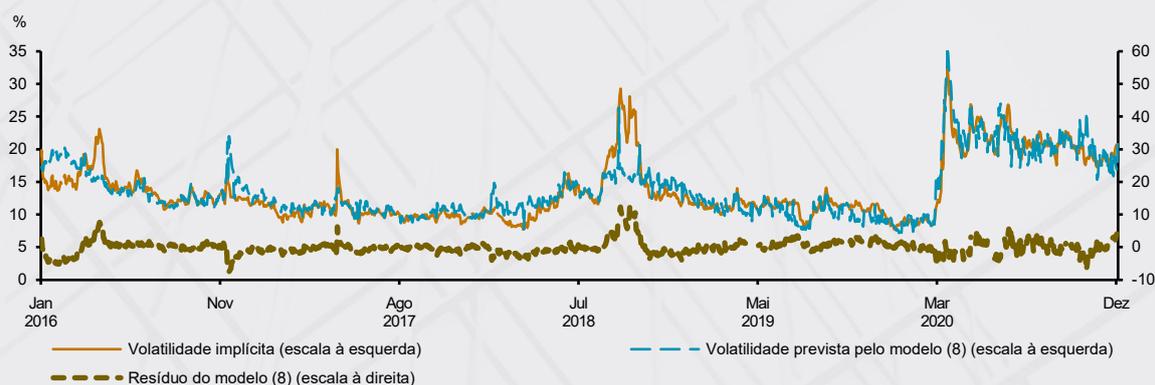
Dentre essas especificações, destaca-se a especificação (8), que possui maior R² ajustado (empatada com a especificação 7) e menor critério de informação de Schwarz (SIC), a fim de investigar a contribuição de cada variável nas mudanças da volatilidade implícita de 1 mês da taxa de câmbio. O Gráfico 3 mostra a adequação do modelo (8) à volatilidade implícita. Pode-se observar que o modelo se ajusta bem aos movimentos da volatilidade do câmbio.

8/ Ambas estimadas por meio de modelos econométricos da família GARCH.

9/ Todas as variáveis nas regressões são contemporâneas à variável dependente. Por questões de potencial endogeneidade, foram testados também os modelos com as variáveis independentes defasadas de um dia e não há mudanças significativas nos resultados.

10/ Outros modelos também foram testados (como, por exemplo, modelos com *threshold* e modelos com interações de variáveis), mas não obtiveram bons resultados.

Gráfico 3 – Volatilidade implícita observada e prevista pelo modelo (8)



As variáveis com maior relevância para a volatilidade de câmbio são as variáveis locais, MINI_DOLAR e Termo_3_5: um desvio-padrão a mais no número de negócios de minicontratos de câmbio (303 negócios) e na taxa de juros a termo (1,99 p.p.) gera, respectivamente, 2,76 p.p. e 1,50 p.p. a mais na volatilidade. Um desvio-padrão a mais nas variáveis sistêmicas – volatilidade implícita de outros emergentes, VIX, volatilidade do índice de *commodities* – gera, respectivamente, mudanças positivas de 1,30 p.p., 1 p.p. e 0,59 p.p. na volatilidade do câmbio.

Com essa mesma especificação, realizou-se um pequeno exercício para estimar o peso de cada variável no aumento da volatilidade na pandemia. Calculam-se as médias das variáveis durante o período considerado da pandemia (de 2.3.2020 a 30.12.2020 – 218 observações) e imediatamente antes da pandemia (com o mesmo tamanho de amostra). A Tabela 2 apresenta essas médias.

Tabela 2 – Média das variáveis antes e durante a pandemia

Variável	Antes da Pandemia	Durante a Pandemia
Volatilidade do Câmbio BRL-USD (% a.a.)	10,53	21,02
VIX (% a.a.)	15,50	31,57
VOL_CRB (% a.a.)	1,47	1,76
VOL_IMP_CP_EME (d.p. em rel. à média)	- 0,07	0,07
TERMO_3_5 (% a.a.)	7,50	8,16
MINI_DOLAR (nº de negócios - em mil)	344,11	1 009,51

Com a diferença das variáveis antes e durante a pandemia e com os coeficientes da regressão (8), calcula-se o valor esperado do aumento da volatilidade do câmbio por meio da equação a seguir:

$$\begin{aligned}
 E[\Delta \text{Volatilidade do Câmbio BRL} - \text{USD}] \\
 &= 0,137(\Delta VIX) + 1,715(\Delta VOL_{CRB}) + 14,715(\Delta VOL_{IMP_CP_EME}) + 0,753(\Delta \text{TERMO}_{3_5}) + 9,12 \\
 &\times 10^{-6}(\Delta \text{MINI_DOLAR}) = 11,29
 \end{aligned}$$

Como o aumento na média da volatilidade foi 10,54 p.p. o erro da especificação (8) neste exercício foi de apenas 0,75 p.p. De fato, o Gráfico 3 mostra uma menor magnitude do resíduo do modelo (8) no período mais recente, em comparação com a sua série histórica, indicando que o referido modelo econométrico estimado apresenta um bom ajuste em relação aos dados observados recentemente. Por fim, dividindo-se cada termo da equação pela variação do valor esperado da volatilidade do dólar, temos a estimativa do peso de cada variável no aumento da volatilidade.

Tabela 3 – Peso de cada variável no aumento da volatilidade na pandemia

Variável	Peso
VIX	19%
VOL_CRB	4%
VOL_IMP_CP_EME	18%
TERMO_3_5	5%
MINI_DOLAR	54%

Portanto, conclui-se que a maior volatilidade na taxa de câmbio observada no Brasil desde o final do primeiro bimestre de 2020 deve-se, em grande parte, tanto a fatores domésticos (tais como o expressivo aumento de negócios de minicontratos de dólar), como também a fatores externos (por exemplo, o aumento do VIX e a maior volatilidade cambial observada em países emergentes).

O diferencial de juros, em algumas especificações, é estatisticamente significativo, mas explica uma parte relativamente pequena do aumento na volatilidade. Quando a variável MINI_DOLAR é colocada na regressão, o diferencial de juros não é estatisticamente diferente de zero e muda de sinal, dependendo da especificação. Ao analisar o modelo (4), o qual não possui a variável MINI_DOLAR, um desvio-padrão a menos do diferencial de juros (3,81 p.p.) gera um aumento de volatilidade de 1,61 p.p. Ao considerar apenas o período da pandemia, utilizando essa mesma especificação, a participação do diferencial de juros na alta da volatilidade é pequena. Da véspera da pandemia (28.2.2020) ao final da nossa amostra (30.12.2020), período em que a meta da taxa Selic foi de 4,25% a 2,00% a.a., a queda do diferencial de juros de 1 ano foi de 0,32 p.p. (de 3,03% para 2,71%), o que geraria um aumento de apenas 0,13 p.p. na volatilidade. Entretanto, nesse período, a volatilidade do câmbio aumentou 9,77 p.p., de 10,98% para 20,75%.

Referências

BAKSHI, G., KAPADIA, N.; MADAN, D. (2003). "Stock return characteristics, skew laws and the differential pricing of individual equity options". *The Review of Financial Studies*, 16, 101-143.

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:

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

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

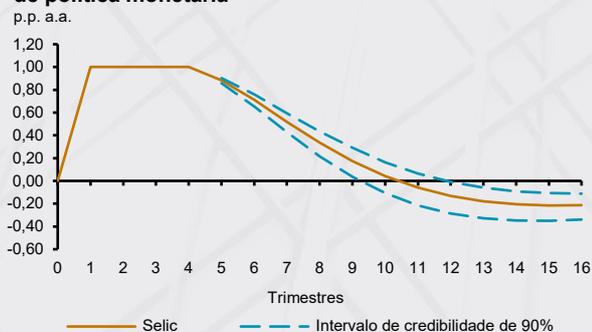
Funções de resposta ao impulso

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

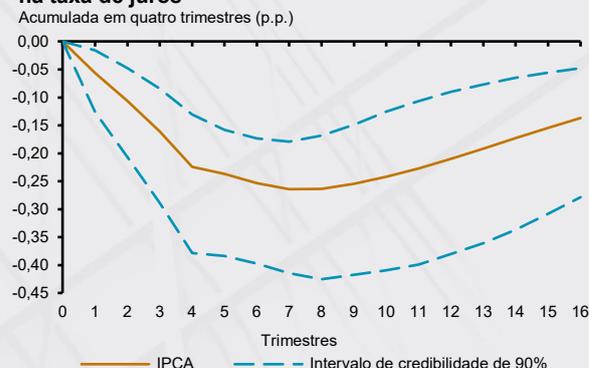
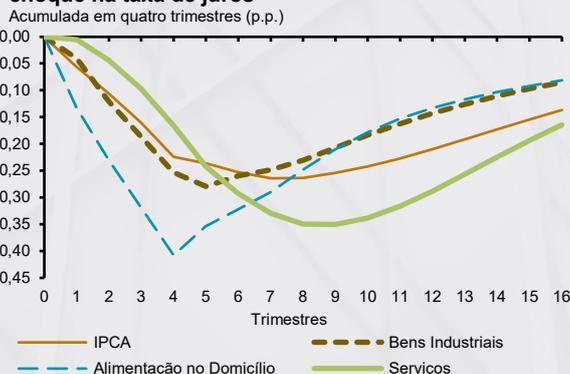
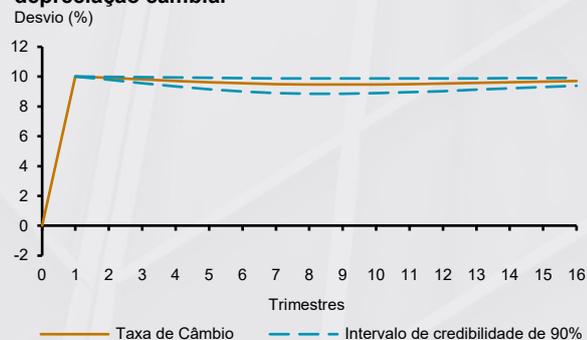


Gráfico 1c – Resposta da inflação desagregada ao choque na taxa de juros



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

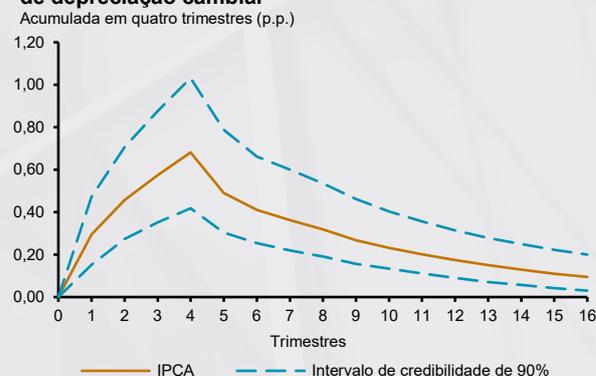
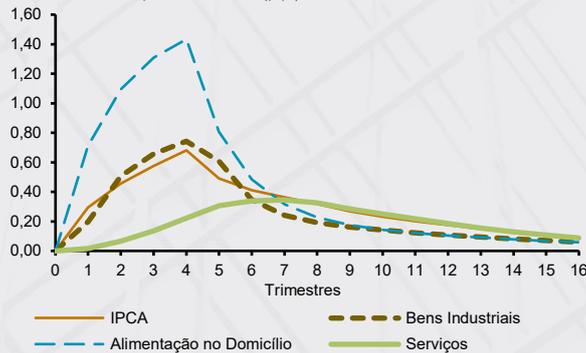


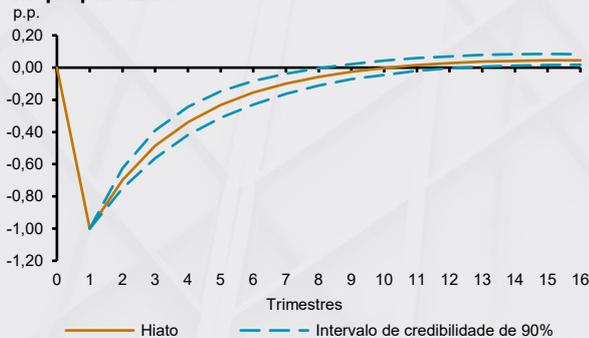
Gráfico 2c – Resposta da inflação desagregada ao choque de depreciação cambial

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.)

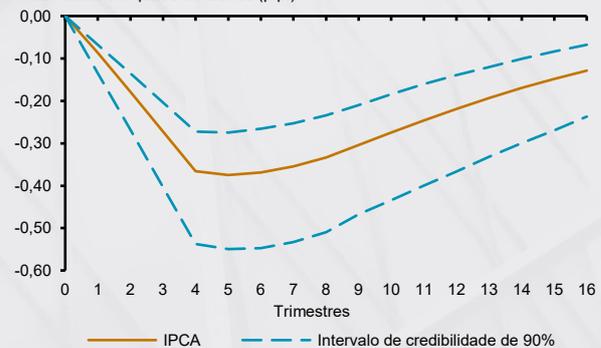
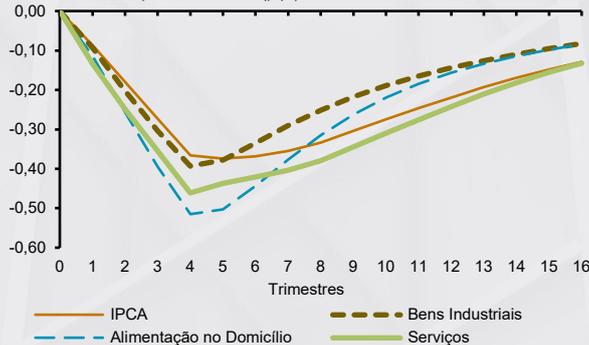


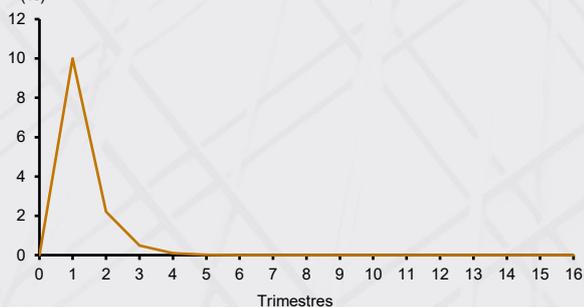
Gráfico 3c – Resposta da inflação desagregada ao choque de hiato no produto

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.)

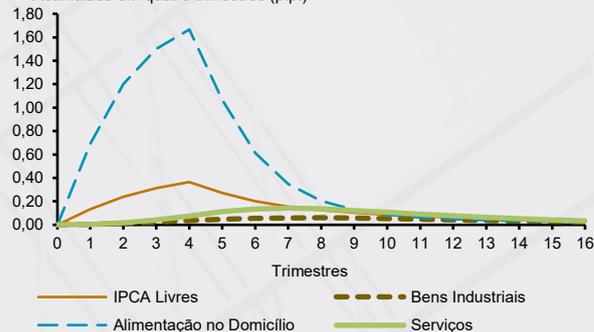
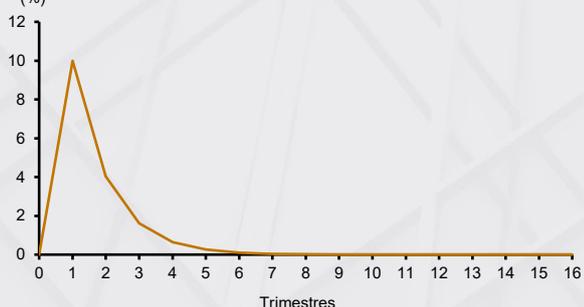


Gráfico 5a – Variação do IC-Br Metálicas após choque de commodities^{1/}
(%)



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.)

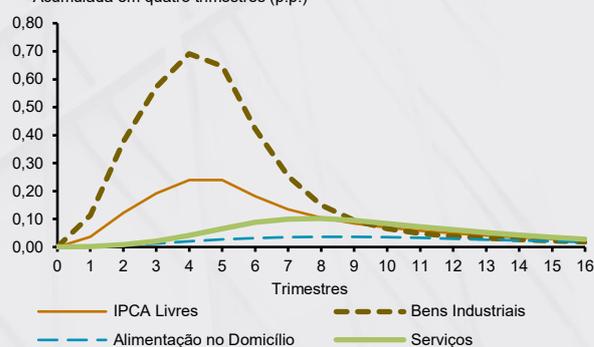
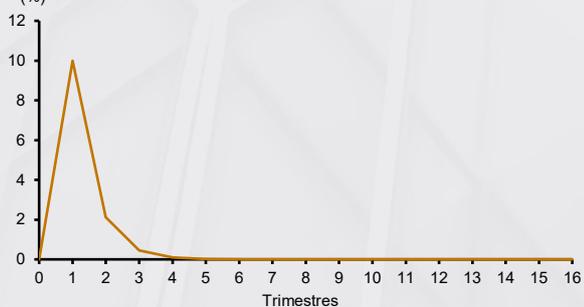
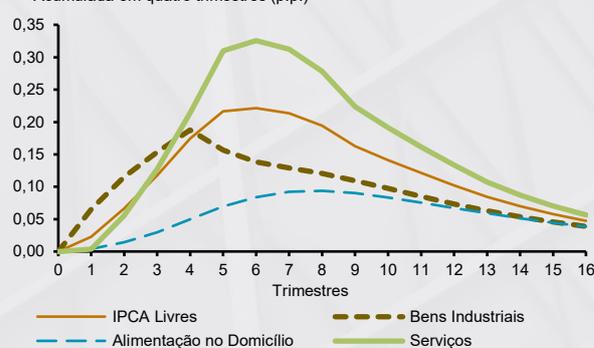


Gráfico 6a – Variação do Petróleo tipo Brent (em US\$ por barril) após choque de commodities^{1/}
(%)



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.)

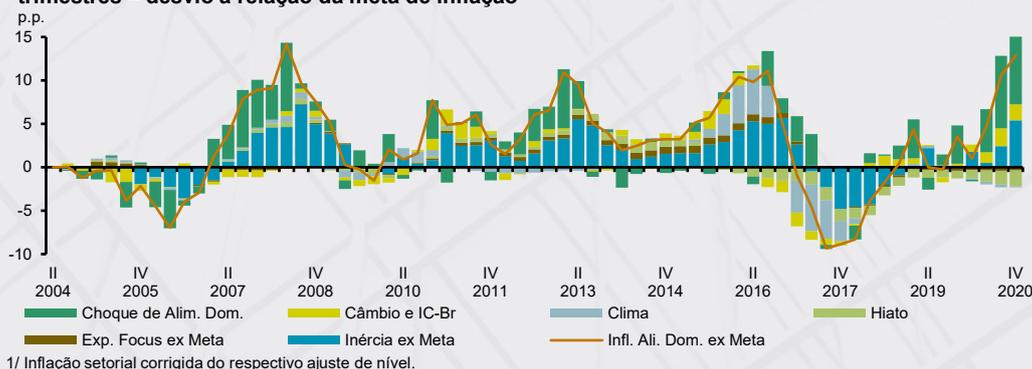


Decomposição da inflação

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.

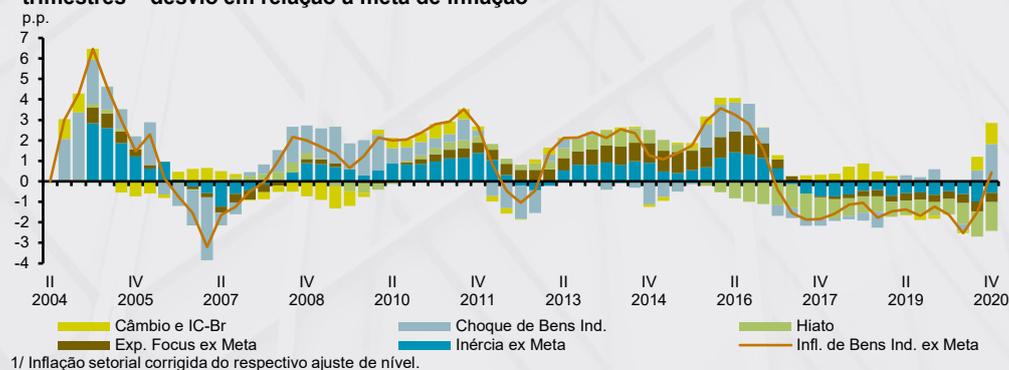
O Gráfico 7 mostra a decomposição da inflação de alimentação no domicílio, onde se destacam o papel do clima (*El Niño* 2015-2016), bem como o do choque em 2020, que poderia ser atribuído em alguma medida ao papel que os auxílios emergenciais exerceram na demanda desses bens, não captado pelo modelo.

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



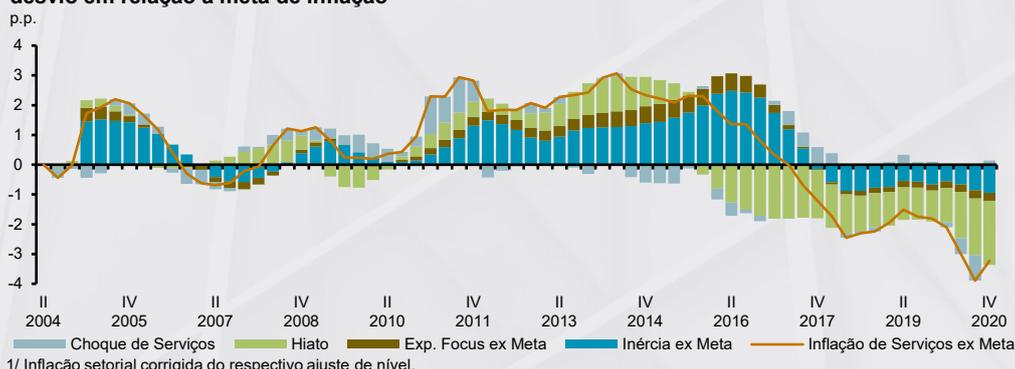
Já a inflação de bens industriais sofre influência importante do hiato e da inflação importada (Gráfico 8).

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



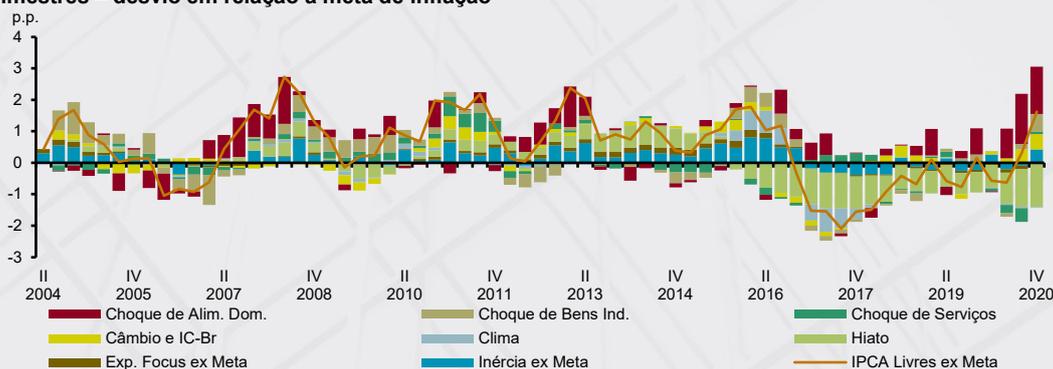
Finalmente, a inflação de serviços é determinada sobretudo por inércia (resultado em parte da indexação formal e informal de contratos) e pela evolução do hiato do produto. A decomposição no Gráfico 9 indica a contribuição da demanda aquecida para a alta inflação de serviços até 2014 e o impacto subsequente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