

2

Perspectivas para a inflação

Este capítulo analisa as perspectivas para a inflação até 2026. As projeções utilizam o conjunto de informações disponíveis até a 263ª reunião do Copom, realizada em 18 e 19.6.2024. Portanto, as projeções cobrem a totalidade dos anos-calendários para os quais havia meta fixada pelo CMN quando dessa reunião. Para os condicionantes utilizados nas projeções, em especial os advindos da pesquisa Focus, a data de corte é 14.6.2024, a menos de indicação contrária.

As projeções de inflação apresentadas representam a visão do Copom e são condicionais em um conjunto de variáveis. As projeções são geradas utilizando-se um conjunto de modelos e de informações disponíveis, combinados com exercício de julgamento.³⁵ Os cenários apresentados neste capítulo utilizam como condicionantes as trajetórias da taxa Selic oriunda da pesquisa Focus, conduzida pelo BC, e da taxa de câmbio baseada na teoria da PPC.³⁶ 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.

2.1 Revisões e projeções de curto prazo

A inflação ao consumidor no trimestre encerrado em maio foi modestamente mais alta do que a esperada, estando essa surpresa associada aos preços de alimentos. A inflação nos três meses revelou-se 0,14 p.p. maior do que a esperada (Tabela 2.1.1).³⁷ A surpresa de alta no trimestre deveu-se principalmente ao segmento de alimentação no domicílio, com destaque para variações maiores do que as esperadas em alimentos *in natura*, aves e ovos e bebidas. Os preços administrados ficaram em linha com o projetado, com a variação maior da gasolina sendo compensada por surpresa benigna em energia elétrica e em produtos farmacêuticos. A inflação de serviços também veio em linha com esperado, assim como seu componente subjacente. Por outro lado, bens industriais apresentaram variação abaixo da projetada e de forma disseminada entre seus

Tabela 2.1.1 – IPCA – Surpresa inflacionária

	Variação %				
	2024			No trim. até maio	12 meses até maio
	Mar	Abr	Mai		
Cenário do COPOM ^{1/}	0,24	0,35	0,27	0,86	3,78
IPCA observado	0,16	0,38	0,46	1,00	3,93
Surpresa (p.p.)	-0,08	0,03	0,19	0,14	0,14

Fontes: IBGE e BC

1/ Cenário na data de corte do Relatório de Inflação de março de 2024.

35/ Ver o boxe “[Sistema de análise e projeções do BC](#)”, do Relatório de Inflação de março de 2023.

36/ 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.

37/ A inflação divulgada no trimestre até maio foi superior à esperada por analistas de mercado, por margem maior do que na projeção do Copom. A mediana da inflação acumulada em março, abril e maio projetada pelos participantes do Focus em 15.03.2024 foi 0,78%.

itens, com a exceção do etanol. Além da surpresa no trimestre, a projeção de inflação de junho foi revista de 0,15% no Relatório anterior para 0,33% no atual, também em função dos preços de alimentos.³⁸

A inflação mensal deve ser menor nos próximos meses, com alguma contribuição da sazonalidade favorável do período, mas a inflação acumulada em doze meses não diminuirá (Tabela 2.1.2). Quanto à composição da inflação esperada, projeta-se que os preços de alimentos, que subiram acentuadamente nos três meses até maio, tenham variação menor nos próximos meses. Contudo, o segmento deve apresentar variação menos benigna do que a típica para o período, com impacto das enchentes no Rio Grande do Sul e do clima seco no Sudeste e no Centro-Oeste. A variação menor dos preços administrados terá contribuição do fim dos efeitos do reajuste de preços máximos de medicamentos, ocorrido em abril, variações menores previstas em energia elétrica^{39,40}, e da perspectiva da estabilidade do preço da gasolina, após alta nos trimestres anteriores. Os preços de bens industriais devem manter variações relativamente baixas, em linha com evolução recente ainda bem-comportada dos preços ao produtor. Por sua vez, os preços de serviços devem apresentar variações mais altas, com o fim das fortes reduções de preços de passagens aéreas, e sua inflação subjacente deve continuar pressionada. Esse cenário de curto prazo é compatível com os núcleos de inflação situando-se acima da meta de inflação, mas dentro do intervalo de tolerância.⁴¹

Tabela 2.1.2 – IPCA – Projeção de curto prazo^{1/}

	Variação %			
	2024			
	Jun	Jul	Ago	Set
Varição mensal	0,33	0,12	0,07	0,21
Varição trimestral	1,17	0,91	0,52	0,40
Varição em 12 meses	4,35	4,35	4,19	4,13

Fontes: IBGE e BC

1/ Cenário de referência do Copom na data de corte.

2.2 Projeções condicionais

Determinantes da inflação e condicionamentos

A trajetória considerada para a taxa Selic no cenário de referência, extraída da pesquisa Focus, subiu em todo o horizonte em relação ao Relatório anterior. A taxa Selic parte do valor de 10,50% a.a., estabelecido na 262ª reunião do Copom (7 e 8.5.2024), e segue a trajetória da mediana das expectativas extraídas da pesquisa Focus de 14.6.2024. Nessa trajetória, a taxa Selic começa a cair na primeira reunião de 2025, terminando o ano em 9,50%. Na terceira reunião de 2026, atinge 9,00% e permanece nesse valor em todo o restante do horizonte, até 2027 (Gráfico 2.2.1)⁴². Em todo o horizonte, a taxa Selic é superior à do Relatório anterior, que trazia valores de 9,00% para o final de 2024 e de 8,50% para os finais dos três anos seguintes. O aumento na expectativa da taxa de juros do Focus possivelmente está relacionado ao aumento das expectativas de

38/ A expectativa mediana dos analistas para junho também é maior do que a vigente na data de corte do Relatório anterior. A projeção mediana do Focus para junho era 0,19% em 15.03.2024 e foi aumentada para 0,31% na data de corte deste Relatório. A revisão se deu especialmente no segmento de alimentação no domicílio, no qual a mediana Focus passou de -0,27% para 0,80%.

39/ As projeções apresentadas na Tabela 2.1.2 não consideram o possível efeito do Bônus de Itaípu sobre as tarifas de energia elétrica. A devolução aos consumidores dos valores definidos no Despacho Aneel nº 1.405/2024 pode trazer volatilidade relevante à abertura mensal da inflação no curto prazo (queda em julho, com reversão integral em agosto). Contudo, o impacto na inflação tende a ser neutro para o trimestre e para o ano. O efeito não foi incorporado às projeções uma vez que os valores destinados a cada distribuidora não haviam sido definidos pela Aneel até a data de corte deste Relatório. Além disso, há incerteza quanto à possível destinação dos recursos (ou parte deles) para compensações às vítimas das enchentes no Rio Grande do Sul.

40/ A projeção considera bandeira verde para as tarifas de energia elétrica, mas o risco de bandeira com custo mais elevado aumentou recentemente.

41/ São considerados os núcleos Ex-0, Ex3,MS, DP e P55, discutidos no box “[Atualização do conjunto de núcleos de inflação comumente considerados pelo BCB para análise de conjuntura econômica](#)” do Relatório de Inflação de junho de 2020.

42/ Como descrito no box “[Atualização dos modelos de pequeno porte](#)”, deste Relatório, na curva IS, a taxa Selic utilizada refere-se à trajetória um ano à frente. Portanto, a taxa de juros utilizada ao longo de 2026 depende também da trajetória da Selic ao longo de 2027. Ressalta-se que 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.

inflação e dos seus riscos de alta, à elevação da taxa de juros real neutra avaliada pelos analistas e, em prazos mais curtos, também à comunicação da política monetária.⁴³

As expectativas de inflação da pesquisa Focus aumentaram, inclusive para prazos mais longos, ampliando a desancoragem. A mediana das expectativas, quando comparada com a do Relatório anterior, subiu de 3,79% para 3,96% para 2024, de 3,52% para 3,80% para 2025, e de 3,50% para 3,60% para 2026, ficando estável em 3,50% para 2027. Portanto, a diferença em relação à meta de 3,00%, fixada para 2024, 2025 e 2026, se ampliou. O Copom elenca como principais fatores dessa desancoragem recente: (i) a piora do cenário externo; (ii) os recentes anúncios de política fiscal; e (iii) percepção de agentes econômicos acerca do compromisso da autoridade monetária com o atingimento da meta ao longo dos anos.⁴⁴

A taxa Selic real *ex-ante* aumentou, refletindo a elevação das expectativas da taxa nominal de juros mais pronunciada do que o aumento das expectativas de inflação. A taxa Selic acumulada quatro trimestres à frente, descontada das expectativas de inflação para o mesmo período, ambas extraídas da pesquisa Focus e medidas em termos de médias trimestrais, aumentou em todo o horizonte em relação ao Relatório anterior (Gráfico 2.2.2). Essa medida de taxa de juros real *ex-ante* alcançou valor máximo de 7,8% no último trimestre de 2022 e depois entrou em declínio, atingindo 5,7% no primeiro trimestre de 2024. Enquanto no Relatório anterior a taxa Selic real continuava sua trajetória de declínio, agora a taxa sobe para 6,1% e 6,4% no segundo e terceiro trimestres de 2024, respectivamente, para então voltar a cair. Nessa trajetória, a taxa de juros real atinge 6,0%, 5,4% e 5,3% nos últimos trimestres de 2024, 2025 e 2026, respectivamente, acima dos valores do Relatório anterior, de 5,0%, 4,8% e 4,8%, respectivamente.

Gráfico 2.2.1 – Meta da taxa Selic utilizada nas projeções – Expectativas da pesquisa Focus

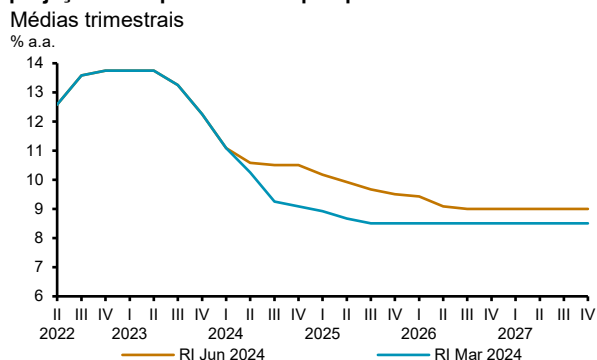
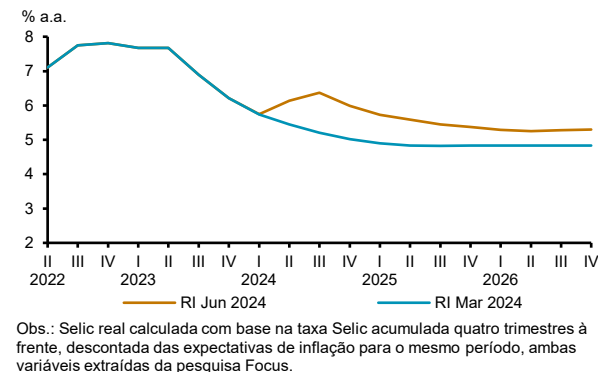


Gráfico 2.2.2 – Selic real acum. quatro trimestres à frente



A taxa de câmbio depreciou, refletindo tanto pressões externas, advindas das expectativas sobre a política monetária nos EUA, como internas. Nas projeções de inflação do cenário de referência, a taxa de câmbio parte de R\$5,30/US\$⁴⁵, valor 7,1% maior do que o considerado no Relatório anterior, de R\$4,95/US\$, e segue trajetória de acordo com a PPC⁴⁶ (Gráfico 2.2.3). As médias consideradas nos últimos trimestres de 2024, 2025 e 2026 são de 5,32, 5,37 e 5,43, respectivamente.

A trajetória trimestral utilizada para o preço do petróleo apresentou leve redução em relação ao Relatório anterior. O preço do petróleo oscilou desde o Relatório anterior. Subiu na segunda quinzena de março e início de abril, caiu até início de junho e cresceu na sequência. Para as projeções, a trajetória considerada parte de valor em torno da média dos preços vigentes no período de dez dias úteis encerrados no último dia da semana anterior à da reunião do Copom e utiliza a hipótese de que o preço do petróleo do tipo *Brent* segue aproximadamente a curva futura de mercado pelos próximos seis meses e depois cresce a 2% a.a. Nessa trajetória, o preço do petróleo alcança US\$78 no primeiro trimestre de 2025, cerca de 3% menor do que o

43/ Ver, por exemplo, o QPC de junho de 2024.

44/ Ver a ata da 262ª reunião do Copom (7 e 8.5.2024).

45/ Valor obtido pelo procedimento, que começou a ser adotado na 258ª reunião, de arredondar a cotação média da taxa de câmbio observada nos dez dias úteis encerrados no último dia da semana anterior à da reunião do Copom.

46/ Considerando facilidade no processo de formulação das projeções e simplicidade de comunicação, o diferencial de inflação considerado é a diferença entre a meta para a inflação no Brasil, de 3% a.a., 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.

considerado no Relatório anterior (Gráfico 2.2.4). Os preços de *commodities*, medidos pelo IC-Br em dólares, subiram desde o Relatório anterior, puxado pelas *commodities* metálicas.⁴⁷

Gráfico 2.2.3 – Taxa de câmbio utilizada nas projeções – Trajetória PPC

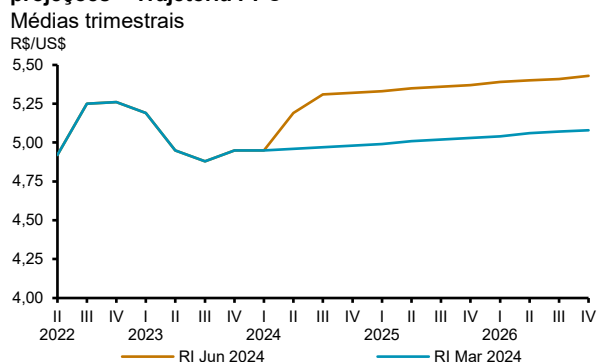
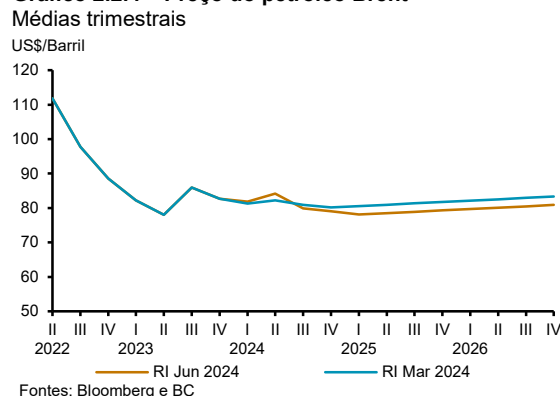


Gráfico 2.2.4 – Preço do petróleo Brent



A taxa de juros real neutra considerada para as projeções subiu para 4,75%. Este Relatório traz boxe com atualização de diferentes medidas de taxa de juros neutra acompanhadas pelo Copom.⁴⁸ Em sendo uma variável não observável sujeita a elevada incerteza na sua mensuração, é recomendável a utilização de várias metodologias. Considerando esse conjunto de medidas, o Copom decidiu elevar a taxa de juros real neutra utilizada nas projeções de 4,5% para 4,75% a.a. no horizonte considerado.

Do ponto de vista fiscal, supõe-se que os resultados melhoram ao longo do tempo. Para as projeções, a variável considerada é o resultado primário do governo central corrigido por *outliers* e ajustado pelo ciclo econômico, no acumulado em doze meses. Supõe-se que essa variável, depois de ter terminado 2023 com déficit significativo, em parte decorrente da incorporação do pagamento do estoque atrasado de precatórios, se recupera parcialmente ao longo do tempo. Ressalta-se que as projeções avaliadas pelo Copom dependem de considerações sobre a evolução das políticas fiscal e parafiscal e de seu arranjo institucional, das reformas e ajustes necessários na economia. Seus efeitos sobre as projeções são capturados por meio dos preços de ativos, 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.

As projeções consideram fatores de oferta relacionados ao clima, como as enchentes no Rio Grande do Sul e o fenômeno *La Niña*. Avaliação sobre as consequências econômicas da tragédia no Rio Grande do Sul também é incorporada nas projeções.⁴⁹ Os cenários também consideram a ocorrência do fenômeno *La Niña* a partir do segundo semestre deste ano. Em termos de bandeira tarifária de energia elétrica, mantém-se a hipótese de bandeira tarifária verde para dezembro de 2024, de 2025 e de 2026.

O hiato do produto estimado foi revisado para cima, refletindo principalmente as significativas surpresas na atividade econômica. O hiato do produto é uma variável não observável, sujeita a elevada incerteza na sua mensuração, sendo recomendável a utilização de várias metodologias. Parte-se de estimativas advindas dos diferentes modelos semiestruturais de pequeno porte e complementa-se com informações provenientes de outras metodologias. Portanto, o hiato apresentado neste capítulo incorpora informações de diferentes metodologias e julgamento do Copom. Em especial, este Relatório traz o boxe “Medidas de hiato do produto no Brasil”, onde são apresentadas várias dessas metodologias e estimativas. Entre as variáveis de atividade utilizadas, destacam-se o PIB, o Nível de utilização da capacidade instalada (Nuci), calculado pela FGV, a taxa de desocupação medida pelo IBGE e o estoque de empregos formais medido pelo Novo Caged do MTE.⁵⁰ Essas variáveis surpreenderam no sentido de uma atividade mais forte.

47/ Ver seção 1.2 deste Relatório.

48/ Boxe “Atualização de medidas de taxa de juros real neutra no Brasil”.

49/ Ver seções 1.2 e 2.1 e os boxes “Revisão da projeção do PIB para 2024” e “Impactos iniciais das enchentes na atividade econômica do RS”, deste Relatório.

50/ Utilizam-se séries ajustadas sazonalmente.

Os dados de PIB e mercado de trabalho vieram mais fortes que o esperado. O PIB, ajustado sazonalmente, cresceu 0,8% no primeiro trimestre de 2024 na comparação com o trimestre anterior, superando as expectativas, com destaque para o forte crescimento do consumo das famílias, de 1,5%, e da FBCF, de 4,1%. No acumulado em quatro trimestres, o consumo atingiu crescimento de 3,2%. Para 2024, a projeção de crescimento do PIB aumentou de 1,9% para 2,3%.⁵¹ O Nuci, apesar de movimento oscilatório, cresceu na comparação com o Relatório anterior. A taxa de desocupação caiu novamente, atingindo 7,2% no trimestre encerrado em abril (ajustado sazonalmente), 0,4 p.p. mais baixo do que em janeiro. É a menor taxa desde o final de 2014. Também se sobressai a velocidade da queda, maior da série histórica: depois do rápido aumento resultante da pandemia da Covid-19, a taxa de desocupação caiu 7,8 p.p. em cerca de três anos e meio (pico de 15,0% em setembro de 2020). No mesmo sentido, as contratações líquidas medidas pelo Novo Caged, que já estavam em patamares significativos, aumentaram.

O radar do mercado de trabalho também mostra maior aquecimento. Essa medida considera informações históricas de uma série de indicadores de mercado de trabalho até abril de 2024 (Gráfico 2.2.5).⁵² A maioria das variáveis encontra-se nos dois quartis mais elevados, isto é, estão acima da mediana histórica. Em destaque, o indicador de desligamentos voluntários no mercado formal, medido pelo Novo Caged, atingiu o máximo histórico. No mesmo sentido, a razão entre os salários de admissão e de desligamento encontra-se no quartil mais elevado. No comparativo com doze e três meses atrás, a maioria das séries mostrou maior aquecimento, com destaque para a taxa e o nível de desocupação. Embora o crescimento real anual de salários tenha diminuído, essa métrica ainda se mantém no último quartil da distribuição (entre os 25% maiores valores da série histórica). Adicionalmente, observa-se um aumento no aquecimento das medidas que têm apontado uma menor pressão no mercado de trabalho: o Indicador Antecedente de Emprego (IAEmp), calculado pela FGV, que é baseado em expectativas de consumidores e empresários, e a taxa de participação (pessoas na força de trabalho em relação à população em idade ativa, medida pelo IBGE).

Avalia-se que o hiato do produto passou de valores levemente negativos para valores em torno da neutralidade. O hiato do produto corrente é estimado em torno de 0,1% e 0,0% para o primeiro e segundo trimestres de 2024⁵³ (Gráfico 2.2.6), valores superiores aos utilizados no Relatório anterior, de -0,6% para os dois trimestres. O hiato do produto projetado é de -0,4% para o último trimestre de 2024, portanto, superior ao projetado no Relatório anterior, de -0,6%. As condições monetárias mais restritivas fazem com que a abertura do hiato seja mais pronunciada do que no Relatório anterior, com impactos relevantes para as projeções de inflação. Ressalta-se que, em virtude da elevada incerteza existente nas estimativas do hiato do produto, o Copom avalia projeções com diferentes estimativas e cenários para essa variável.

Gráfico 2.2.5 – Radar do mercado de trabalho

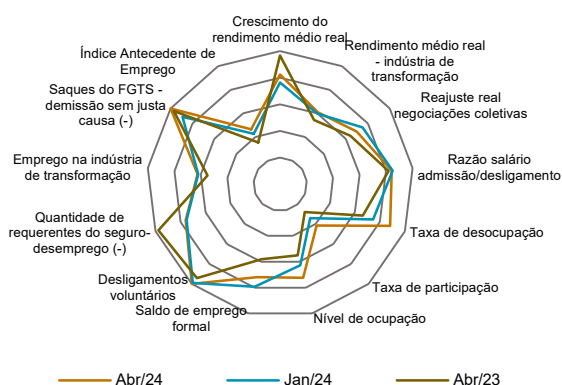
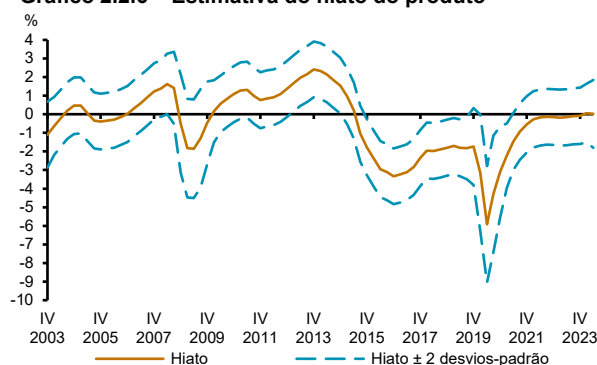


Gráfico 2.2.6 – Estimativa do hiato do produto



Obs.: Dados do gráfico: 2003T4–2024T2.

As condições financeiras ficaram mais restritivas, puxadas principalmente por fatores domésticos, com destaque para a forte depreciação do real e a significativa elevação dos juros futuros domésticos. As condições financeiras ficaram mais restritivas em abril, arrefeceram em maio, mas voltaram a piorar em

51/ Ver o boxe “Revisão da projeção do PIB para 2024”, deste Relatório.

52/ Ver o boxe “Mercado de trabalho no radar”, do Relatório de Inflação de setembro de 2022.

53/ Para o segundo trimestre de 2024, utilizaram-se projeções das variáveis de atividade quando os dados não estavam disponíveis.

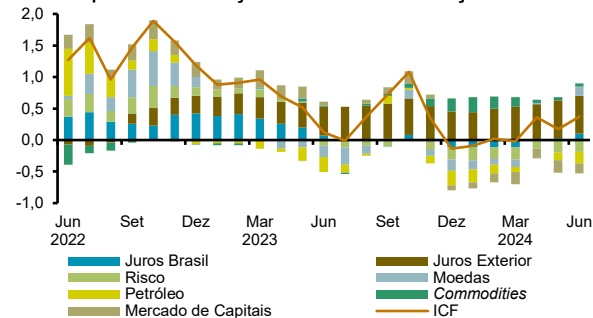
junho (dados até 14.6.2024), como medido pelo Indicador de Condições Financeiras (ICF), calculado pelo BC (Gráficos 2.2.7 e 2.2.8).⁵⁴ Os valores de abril e junho são os mais restritivos desde outubro do ano passado, apesar de a taxa Selic ter caído 2,25 p.p. nesse período. A piora nas condições financeiras foi puxada pela depreciação do real, em magnitude bastante superior à de outras economias emergentes, e pela elevação das taxas de juros futuras domésticas, complementada ainda pela elevação do prêmio de risco país, queda da bolsa de valores doméstica e aumento das taxas de juros futuras em economias avançadas. No sentido contrário, atuaram a queda do preço do petróleo, a elevação dos preços de *commodities* agrícolas e metálicas e a valorização das bolsas de valores externas. 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.

Gráfico 2.2.7 – 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: 01.06.2022–14.06.2024.

Gráfico 2.2.8 – 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 junho/2024 refere-se à média até o dia 14.

Projeções de inflação

As projeções de inflação apresentadas representam a visão do Copom e são resultado da combinação da análise de conjuntura, da utilização de modelos e condicionamentos e da avaliação sobre o estado e perspectivas da economia. Mais especificamente, as projeções envolvem os seguintes elementos: i. análise de conjuntura e 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, de modelos específicos para os itens de preços administrados e de estudos; iii. construção de trajetórias e hipóteses sobre os condicionantes; e iv. avaliação sobre o estado e perspectivas da economia.⁵⁵

Na projeção do cenário de referência, a inflação sobe no segundo trimestre de 2024 e depois retoma trajetória de declínio, mas ainda permanece acima da meta. Nesse cenário, que utiliza taxa Selic da pesquisa Focus e taxa de câmbio seguindo a PPC, a inflação acumulada em quatro trimestres, depois de ter terminado 2023 em 4,6%, cai para 4,0% em 2024, 3,4% em 2025 e 3,2% em 2026, diante de meta de 3,00% (Tabela 2.2.1 e Gráfico 2.2.9).

Na comparação com o Relatório anterior, a projeção de inflação para 2024 e 2025 aumentou. A elevação para 2024 atingiu 0,5 p.p. e para 2025 alcançou 0,2 p.p. (Tabela 2.2.1). No caso de 2024, a elevação refletiu o aumento da projeção para o grupo de preços livres, enquanto para 2025 ambos os grupos pressionaram

54/ 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, e para decomposição em fatores domésticos e externos, ver boxe “[Decomposição do Indicador de Condições Financeiras em fatores domésticos e externos](#)”, do Relatório de dezembro de 2022.

55/ Ver o boxe “[Sistema de análise e projeções do BC](#)”, do Relatório de março de 2023.

a projeção (Tabela 2.2.2). Na comparação com a projeção de inflação da reunião do Copom em maio (262ª reunião), houve aumento de 0,2 p.p. para 2024 e de 0,1 p.p. para 2025 (ver Ata da 262ª reunião).

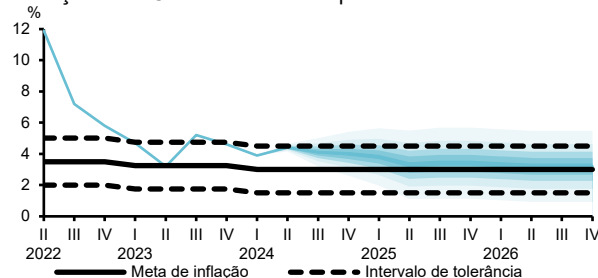
Tabela 2.2.1 – Projeções de inflação – Cenário com Selic Focus e câmbio PPC

Variação do IPCA acumulada em quatro trimestres

Ano	Trim.	Meta	RI de março	RI de junho	Diferença (p.p.)
2024	II		4,0	4,4	0,4
2024	III		3,7	4,1	0,4
2024	IV	3,00	3,5	4,0	0,5
2025	I		3,1	3,8	0,7
2025	II		3,1	3,3	0,2
2025	III		3,1	3,4	0,3
2025	IV	3,00	3,2	3,4	0,2
2026	I		3,2	3,3	0,1
2026	II		3,2	3,2	0,0
2026	III		3,2	3,2	0,0
2026	IV	3,00	3,2	3,2	0,0

Gráfico 2.2.9 – Projeção e leque de inflação – Cenário com Selic Focus e câmbio PPC

Varição 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 2.2.2 – Projeções de inflação de preços livres e administrados – Cenário com Selic Focus e câmbio PPC

Varição do IPCA acumulada em quatro trimestres

Ano	IPCA		IPCA Livres		IPCA Administrados	
	RI de março	RI de junho	RI de março	RI de junho	RI de março	RI de junho
2024	3,5	4,0	3,2	3,9	4,4	4,4
2025	3,2	3,4	3,0	3,2	3,9	4,0
2026	3,2	3,2	3,1	3,1	3,4	3,5

Obs: Os valores apresentados são arredondamentos. Portanto, os valores agregados podem não coincidir com a simples combinação dos valores desagregados arredondados.

O aumento da projeção de inflação no horizonte relevante resultou principalmente da atividade econômica mais forte que o esperado, que levou a uma elevação no hiato do produto estimado, mas foi contido pela subida da taxa de juros real. Contribuíram ainda para a elevação da projeção o aumento das expectativas de inflação, a depreciação cambial, a inércia do aumento da projeção de curto prazo e a utilização de taxa de juros neutra maior. Por outro lado, o aumento da taxa de juros real foi fundamental para evitar um aumento mais significativo na projeção. Na comparação com a projeção da reunião do Copom de maio, atuaram os mesmos fatores, com a adição da queda do preço do petróleo evitando uma elevação mais significativa da projeção.

Em função do cenário mais desafiador, o Comitê analisou e comunicou um cenário alternativo com taxa Selic constante ao longo do horizonte relevante e antecipada pelos agentes. Em tal cenário, as projeções para a inflação situam-se em 4,0% e 3,1% para 2024 e 2025, respectivamente. Na construção de cenários alternativos, procura-se captar o efeito do novo condicionamento sobre as trajetórias de outras variáveis, mesmo quando essas foram utilizadas originalmente como condicionamentos no cenário de referência. Assim, variáveis como expectativas de inflação, taxa de câmbio e taxa de juros real *ex-ante* são também afetadas em tais cenários. Em particular, nesse cenário, foi pressuposto que os agentes antecipam a trajetória da taxa Selic para os quatro trimestres seguintes.⁵⁶

56/ Nos modelos semiestruturais de pequeno porte, a taxa de juros real *ex-ante* depende das expectativas sobre a taxa Selic e a inflação ao longo de quatro trimestres. Para a construção da trajetória da taxa Selic para os próximos quatro trimestres, pode-se pressupor que os agentes utilizam a trajetória futura da taxa Selic consistente com o modelo, incorporando informação da regra de Taylor, ou alternativamente que os agentes utilizam uma trajetória predeterminada de juros para construir a taxa *ex-ante*. Neste último caso, se a trajetória de juros considerada for maior do que a endógena do modelo, o efeito sobre a inflação será de maior magnitude.

Refletindo a elevação da projeção, a probabilidade de a inflação ultrapassar o limite superior do intervalo de tolerância aumentou para 2024 e 2025. A probabilidade estimada, construída a partir dos intervalos de probabilidade (Tabela 2.2.3), passou de 19% para 28% no caso de 2024 e de 17% para 21% no caso de 2025 (Tabela 2.2.4). Como as projeções são superiores à meta, as probabilidades de ultrapassar o limite superior são maiores do que as de ultrapassar o limite inferior.

Tabela 2.2.3 – 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	10%	30%	50%
2024	II	4,3	4,3	4,4	4,4	4,4	4,5	4,5
2024	III	3,7	3,9	4,0	4,1	4,2	4,3	4,5
2024	IV	3,4	3,7	3,9	4,0	4,1	4,3	4,6
2025	I	3,1	3,4	3,7	3,8	3,9	4,2	4,6
2025	II	2,4	2,8	3,1	3,3	3,5	3,8	4,2
2025	III	2,5	2,9	3,2	3,4	3,6	3,9	4,3
2025	IV	2,5	2,9	3,2	3,4	3,6	3,9	4,3
2026	I	2,4	2,8	3,1	3,3	3,5	3,8	4,2
2026	II	2,3	2,7	3,0	3,2	3,4	3,7	4,1
2026	III	2,3	2,7	3,0	3,2	3,4	3,7	4,1
2026	IV	2,3	2,7	3,0	3,2	3,4	3,7	4,1

Tabela 2.2.4 – 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
2024	1,50	0	4,50	28
2025	1,50	9	4,50	21
2026	1,50	11	4,50	17

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

2.3 Condução da política monetária e balanço de riscos

O ambiente externo mantém-se adverso, em função da incerteza elevada e persistente sobre a flexibilização da política monetária nos Estados Unidos e quanto à velocidade com que se observará a queda da inflação de forma sustentada em diversos países. Os bancos centrais das principais economias permanecem determinados em promover a convergência das taxas de inflação para suas metas em um ambiente marcado por pressões nos mercados de trabalho. O Comitê avalia que o cenário segue exigindo cautela por parte de países emergentes.

Em relação ao cenário doméstico, o conjunto dos indicadores de atividade econômica e do mercado de trabalho segue apresentando dinamismo maior do que o esperado. A inflação cheia ao consumidor tem apresentado trajetória de desinflação, enquanto medidas de inflação subjacente se situaram acima da meta para a inflação nas divulgações mais recentes.

Em sua reunião mais recente (263ª reunião), o Comitê ressaltou que, em seus cenários para a inflação, permanecem fatores de risco em ambas as direções. Entre os riscos de alta para o cenário inflacionário e as expectativas de inflação, destacam-se (i) uma maior persistência das pressões inflacionárias globais; e (ii) uma maior resiliência na inflação de serviços do que a projetada em função de um hiato do produto mais apertado. Entre os riscos de baixa, ressaltam-se (i) uma desaceleração da atividade econômica global mais acentuada do que a projetada; e (ii) os impactos do aperto monetário sincronizado sobre a desinflação global se mostrarem mais fortes do que o esperado. O Comitê avalia que as conjunturas doméstica e internacional seguem mais incertas, exigindo maior cautela na condução da política monetária.

O Comitê monitora com atenção como os desenvolvimentos recentes da política fiscal impactam a política monetária e os ativos financeiros. O Comitê reafirma que uma política fiscal crível e comprometida com a sustentabilidade da dívida contribui para a ancoragem das expectativas de inflação e para a redução dos prêmios de risco dos ativos financeiros, consequentemente impactando a política monetária.

Na ocasião, considerando a evolução do processo de desinflação, os cenários avaliados, o balanço de riscos e o amplo conjunto de informações disponíveis, o Copom decidiu manter a taxa básica de juros em 10,50% a.a. e entende que essa decisão é compatível com a estratégia de convergência da inflação para o redor da meta ao longo do horizonte relevante, que inclui o ano de 2025. Sem prejuízo de seu objetivo fundamental de assegurar a estabilidade de preços, essa decisão também implica suavização das flutuações do nível de atividade econômica e fomento do pleno emprego.

A conjuntura atual, caracterizada por um estágio do processo desinflacionário que tende a ser mais lento, ampliação da desancoragem das expectativas de inflação e um cenário global desafiador, demanda serenidade e moderação na condução da política monetária.

O Comitê, unanimemente, optou por interromper o ciclo de queda de juros, destacando que o cenário global incerto e o cenário doméstico marcado por resiliência na atividade, elevação das projeções de inflação e expectativas desancoradas demandam maior cautela. Ressalta, ademais, que a política monetária deve se manter contracionista por tempo suficiente em patamar que consolide não apenas o processo de desinflação como também a ancoragem das expectativas em torno de suas metas. O Comitê se manterá vigilante e relembra, como usual, que eventuais ajustes futuros na taxa de juros serão ditados pelo firme compromisso de convergência da inflação à meta.

Medidas de hiato do produto no Brasil

O hiato do produto é um conceito-chave para os formuladores de política monetária, pois é uma variável que procura captar se as condições de atividade econômica estão exercendo pressão para aumentar ou reduzir a inflação. É definido pela diferença percentual entre os níveis reais do produto efetivo e do produto potencial, sendo este último definido como o nível que não gera pressões inflacionárias ou desinflacionárias na economia.

Entretanto, o produto potencial é uma variável não observável, de forma que o hiato do produto tem elevada incerteza na sua mensuração, não existindo consenso na literatura e nos bancos centrais sobre a melhor forma de sua estimação. Como resultado, o que os bancos centrais normalmente fazem é estimar o hiato do produto utilizando diferentes metodologias, o que tem sido feito também pelo Banco Central do Brasil (BC). Com isso, os formuladores de política monetária têm melhor dimensão da incerteza envolvida na mensuração do hiato do produto. De fato, distintas metodologias estatísticas podem sinalizar, por meio do hiato do produto estimado, diferentes estados da economia em um mesmo período. Ademais, usando uma mesma metodologia, os resultados podem ser revisados devido à revisão de dados ou alteração do tamanho da amostra. A informação trazida pela utilização de diversas metodologias é utilizada pelo Comitê de Política Monetária (Copom) para a avaliação do nível do hiato do produto, em complementação às advindas dos modelos semiestruturais de pequeno porte. Além disso, permite a construção de cenários contrafactuais utilizando avaliações de hiato do produto diferentes da utilizada no cenário de referência, permitindo uma melhor avaliação de riscos.¹

Neste box são apresentadas as estimativas de hiato do produto decorrentes das seguintes metodologias (ver o Apêndice 1 para uma breve descrição das metodologias):²

Grupo I – Hiato univariados estatísticos

- I. Tendência quadrática com quebras;
- II. Tendência não-paramétrica;
- III. Tendência HP (Hodrick-Prescott);
- IV. Tendência ℓ_1 ;
- V. Tendência HP modificada;
- VI. Filtro do tipo passa-banda (*band-pass*) – aproximação de Christiano e Fitzgerald;
- VII. Beveridge e Nelson – variante de Kamber et al. (2018).

Grupo II – Hiato multivariados

- I. Função da produção com combinação simples;
- II. Função de produção com abordagem de Areosa (2008);
- III. Função de produção baseada no modelo do Escritório de Orçamento do Congresso dos Estados Unidos (CBO – EUA);
- IV. Estimação baseada em modelo de Jarocinski e Lenza (2018);
- V. Estimação baseada em componentes principais.

1/ Por exemplo, no Relatório de Inflação de setembro de 2022, foram apresentadas projeções de inflação pressupondo nível do hiato do produto diferente do usado no cenário de referência.

2/ Ressalta-se que, em modelos estruturais novo-keynesianos de equilíbrio geral, o produto potencial, tipicamente nesse arcabouço, é o produto que prevaleceria em uma situação contrafactual de ausência de fricções nominais e de choques monetários e de markups. Diferentes modelos com diferentes tipos de fricção e choques podem ser aplicados, o que torna difícil um consenso sobre o produto potencial.

Hiatos univariados estatísticos

As metodologias univariadas realizam a decomposição tendência-ciclo e em geral compartilham a hipótese de que as tendências são não-correlacionadas com o ciclo, sendo o hiato a diferença entre o nível da variável de atividade observada e a tendência. A seguir, sete métodos univariados tradicionais de decomposição do produto são apresentados como exemplos, ressaltando que esse conjunto é não exaustivo das metodologias univariadas disponíveis na literatura relacionada.³ A primeira metodologia deriva a tendência por suavizações parciais usando parcelas da amostra, com a hipótese de que cada parte da tendência é determinística, calculada utilizando regressão com **tendência quadrática com quebras**. Os pontos de quebra da amostra são determinados por teste estatístico de múltiplas quebras estruturais de Bai e Perron (2003). Desse modo, cada informação adicional pode alterar consideravelmente o ajustamento da tendência após a última quebra, bem como levar a alteração nos pontos de quebra selecionados anteriormente. A segunda metodologia, “**não-paramétrica**”, baseada em Cleveland (1979), deriva a tendência por suavização local utilizando regressões localmente ponderadas, de modo que a alteração da tendência com acréscimo de observações é localizada.

O terceiro tipo de medida de hiato é o **método HP**, de Hodrick and Prescott (1997), cuja tendência é estocástica e suave, obtida via regressão Ridge, com parâmetro de suavização usual para dados trimestrais. A quarta metodologia é o **filtro de tendência ℓ_1** , proposto por Kim et al (2009), que se trata de uma modificação do método HP, o qual substitui a soma de quadrados usada nesse filtro para penalização das variações da tendência por uma soma de valores absolutos (ou seja, uma norma ℓ_1). A tendência resultante é linear por partes, sem que haja a necessidade de especificar *a priori* a quantidade ou localização dos pontos de quebra. O quinto hiato estimado também realiza **modificação no filtro HP**, baseada em Andrle (2013), onde se pressupõe que a taxa de crescimento de longo prazo da produtividade da economia possui um estado estacionário definido.⁴ O sexto hiato estimado é o do tipo **passa-banda (Band-Pass – “bp”)**, utilizando a abordagem de Christiano e Fitzgerald (2003), que tipicamente representa frequências entre 8 e 32 trimestres para o componente cíclico do produto.

A sétima metodologia emprega uma **alteração na decomposição de Beveridge-Nelson (BN)** realizada por Kamber et al. (2018), impondo uma razão sinal-ruído mais baixa. A decomposição de BN define a tendência do Produto Interno Bruto (PIB) como o limite da esperança condicional em horizontes longos de previsão. Seguindo a abordagem de Kamber et al. (2018), utiliza-se um modelo autorregressivo para a esperança condicional da taxa de crescimento do PIB, impondo defasagens longas e restrições aos coeficientes de maneira a maximizar a amplitude do hiato resultante.⁵

Essas metodologias são aplicadas inicialmente sobre o logaritmo da série trimestral do PIB a preços de mercado dessazonalizada, calculada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O Gráfico 1A apresenta as estimativas utilizando amostra que parte do primeiro trimestre de 1996 e termina no primeiro trimestre de 2024, último dado publicado.⁶ Há considerável dispersão de medidas de hiatos, evidenciando o elevado grau de incerteza nas estimativas dessa variável. Diferentes tipos de hiato podem sinalizar diferentes estados da economia em um mesmo período, como, por exemplo, no período entre 2010 e 2013, caracterizado por elevadas taxas de crescimento do PIB, no período imediatamente anterior à eclosão da pandemia da Covid-19 ou especialmente no primeiro trimestre de 2024, refletindo a maior incerteza no final da amostra.

3/ Canova (2020) ressalta que decomposições estatísticas entre componentes transitório e permanente do produto podem não recuperar o hiato e o produto potencial quando se pressupõe que o processo gerador de dados advém de modelos de equilíbrio geral novo-keynesianos canônicos. Por exemplo, nesses modelos canônicos que são referência de análise de política econômica, o hiato e o produto potencial têm características espectrais – oscilações de curta e longa frequências no tempo – correlacionadas, enquanto diversos filtros estatísticos têm a tendência não correlacionada com o ciclo como hipótese básica. Esses tipos de distorções espectrais de hiatos estatísticos em relação a hiatos de modelos de equilíbrio geral canônicos requerem cautela de analistas quanto a considerar um hiato do produto específico e corrobora a motivação central deste box.

4/ Essa metodologia é utilizada no modelo Samba. Para mais detalhes, ver Fasolo et al. (2023). Andrle (2013) usa um termo autorregressivo AR(1) para caracterizar o componente cíclico. Para oferecer maior riqueza na dinâmica do hiato, optou-se por adicionar um AR(2) na estimação para o Brasil.

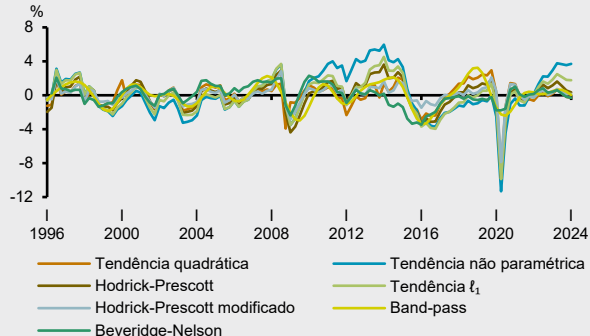
5/ Como sugerido pelos autores, modela-se a taxa média de crescimento no período como uma constante. Além disso, seguindo Morley et al. (2023), calibra-se a variância relativa dos choques durante a pandemia.

6/ Para essa amostra, as quebras selecionadas para a tendência quadrática foram 2000T1, 2008T4, 2013T3 e 2020T2. Já para a tendência ℓ_1 , foram obtidas quebras em 2003T3, 2012T1, 2012T4 e 2020T3.

Essa característica torna ainda mais desafiadora a condução da política monetária, pois a estimação do hiato corrente recebe uma atenção especial, não só por revelar o estado corrente da economia, como também por ser o ponto de partida das projeções do hiato do produto à frente. Por outro lado, em que pesem as diferenças em termos de nível do hiato, observa-se a elevada correlação entre as medidas, isto é, as medidas tendem a se mover na mesma direção.

Gráfico 1A – Hiatos univariados estatísticos do PIB

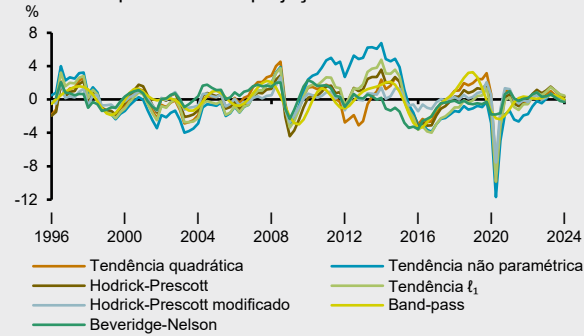
Dados observados até 2024T1



Obs.: Dados do gráfico: 1996T1–2024T1.

Gráfico 1B – Hiatos univariados estatísticos do PIB

Dados completados com projeções Focus até 2028T4



Obs.: Dados do gráfico: 1996T1–2024T1.

Com o objetivo de mitigar o problema de final de amostra, a literatura e experiência têm destacado os benefícios de, antes de se fazer a estimativa do hiato, estender a amostra utilizando alguma fonte de previsão.⁷ Com isso, reduz-se o problema usual de final de amostra, embora torne os resultados dependentes, em alguma medida, das previsões utilizadas. Neste boxe, a amostra do PIB foi estendida até o quarto trimestre de 2028, utilizando para isso a mediana das expectativas da pesquisa Focus de 14.6.2024, com interpolação a partir do segundo trimestre de 2026 para se chegar a valores trimestrais.⁸ Os resultados são apresentados no Gráfico 1B e um comparativo para o primeiro trimestre de 2024 é apresentado na Tabela 1. Nota-se que os valores para esse trimestre tiveram variações significativas em algumas especificações.⁹

Tabela 1 – Hiatos univariados estatísticos do PIB

Comparação entre os hiatos obtidos para 2024T1 usando apenas dados observados ou completando com projeções Focus

Método	%		
	Hiato com dados observados (A)	Hiato com projeções Focus (B)	Diferença (p.p.) (B) - (A)
Tendência quadrática	-0,31	-0,21	0,10
Tendência não paramétrica	3,67	-0,04	-3,71
Hodrick-Prescott	0,33	0,33	0,00
Tendência ℓ_1	1,75	0,47	-1,27
Hodrick-Prescott modificado	0,12	-0,17	-0,30
Band-pass	0,03	0,02	-0,01
Beveridge-Nelson	-0,30	-0,28	0,02

7/ Outra abordagem é utilizar metodologias unilaterais, cuja estimativa do hiato não é revisada com o aumento do tamanho da amostra, como, por exemplo, o filtro HP unilateral (*one-sided HP-filter*), a utilização da variação do PIB interanual ou a utilização de projeções locais. Ver Stock e Watson (1999) e Hamilton (2018). Dentre os hiatos univariados apresentados, apenas o hiato Beveridge-Nelson é um hiato unilateral.

8/ Para essa amostra, as quebras selecionadas para a tendência quadrática foram 2012T4 e 2020T2. Já para a tendência ℓ_1 , foram obtidas quebras em 2003T2, 2012T1, 2012T4 e 2020T3.

9/ O Apêndice 2 apresenta outro exercício ilustrando o problema de final de amostra, utilizando estimativas em tempo quase real (*pseudo-real time*).

Hiatos multivariados

O grupo de hiatos multivariados envolve diferentes metodologias e abordagens. O hiato do produto pode ser resultado de uma combinação de variáveis observáveis ou ser tratado como uma variável não observável estimada utilizando o filtro de Kalman. Relações macroeconômicas, em particular a curva de Phillips, podem ser utilizadas para trazer informação sobre a estimativa do hiato.

Algumas estimativas multivariadas têm como peça-chave a utilização de uma função de produção que combina capital e trabalho por meio de uma tecnologia Cobb-Douglas. A ideia principal é captar possíveis pressões inflacionárias ou desinflacionárias a partir de estimativas de pressão nos mercados de fatores de produção. As estimativas, entretanto, podem variar de acordo com as técnicas utilizadas para medir o grau de ociosidade dos fatores.

Na primeira estimativa usando uma **função produção**, faz-se uma combinação linear dos hiatos de trabalho e capital, obtidos pelo método HP aplicado na taxa de ocupação da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua) trimestral do IBGE e no nível de utilização da capacidade instalada da indústria (Nuci) da Fundação Getúlio Vargas (FGV), ambos dessazonalizados.¹⁰ Os pesos utilizados correspondem à participação estimada na renda nacional desses fatores.¹¹

A segunda metodologia, baseada em **Areosa** (2008), também combina dois métodos comumente utilizados para estimar o produto potencial – a função de produção e o filtro de HP. Por meio da função de produção Cobb-Douglas, é possível escrever o hiato do produto como uma combinação linear de dois outros hiatos: o hiato de emprego e o hiato de utilização da capacidade instalada. Essa relação evidencia que, quando o emprego e a utilização da capacidade instalada se desviam de seus níveis naturais, o produto se desvia de seu nível potencial. A metodologia faz uso dessa relação para criar um filtro que estima simultaneamente os três hiatos através da resolução de um único problema de otimização que representa três filtros HPs interligados pela restrição derivada da função de produção.

O terceiro método **baseia-se no modelo utilizado pelo Escritório de Orçamento do Congresso dos Estados Unidos** (CBO – EUA), apresentado em Shackleton (2018), mas utilizando dados agregados.¹² A estimação é baseada na função de produção, cujo níveis potenciais são decompostos em três componentes: contribuição do trabalho, obtida pela ocupação potencial; contribuição do capital, obtida pelo estoque de capital potencial; e o resíduo, que representaria a produtividade total dos fatores potencial. Para a estimação desses valores são utilizadas regressões lineares por partes (*piecewise linear regressions*) que incluem também termos que captam o componente cíclico. Esses termos são então zerados para se encontrar os valores não cíclicos. Cada parte da tendência é construída baseando-se na classificação de ciclos do Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (Codace) e a série de capital utilizada é a estimada em Souza Júnior e Cornelio (2020).

A abordagem seguinte é uma aplicação do modelo desenvolvido por **Jarocinski e Lenza** (2018) (JL) para o Brasil. Trata-se de um modelo de fator dinâmico bayesiano em que as estimativas de hiato do produto são consistentes com o comportamento da inflação. O hiato é uma variável não observável e um fator comum às variáveis de atividade e à inflação. Como medida desta última é utilizado o núcleo de inflação Ex-0 (combinação da inflação de serviços e de bens industriais), modelado como desvio de uma tendência e função de seus valores passados, do hiato do produto e da inflação importada. Permite-se ainda que a variância de choques possa se alterar ao longo do tempo (volatilidade estocástica). As variáveis de atividade empregadas nessa abordagem são as mesmas utilizadas no modelo semiestrutural de pequeno porte: PIB, taxa de desocupação calculada pelo IBGE, estoque de empregos formais medidos pelo Novo Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (Novo Caged) do Ministério do Trabalho e Emprego e Nuci calculado pela FGV.

10/ Para detalhes, vide Alves e Correia (2013).

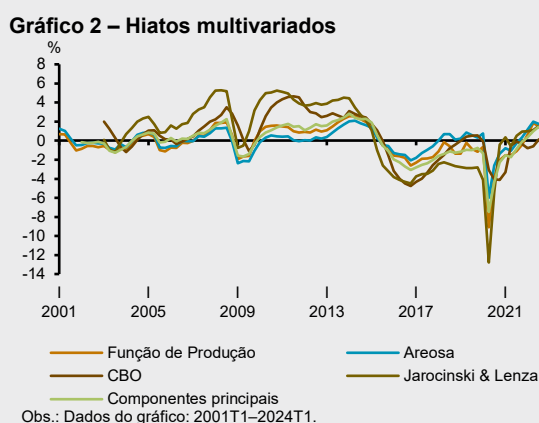
11/ Foram utilizados os pesos de 0,4 e 0,6 para capital e trabalho, respectivamente, obtidos pela estimativa de participação média desses fatores de produção no PIB entre 1999 e 2019.

12/ O trabalho do Congressional Budget Office (CBO) envolve a utilização de séries desagregadas tanto para trabalho como para capital e assim consegue captar melhor diferenças decorrentes de heterogeneidades desses fatores.

Por fim, apresenta-se o método de **componentes principais** para obter uma série comum que explique simultaneamente as variações nas dinâmicas cíclicas de atividade e mercado de trabalho. O primeiro componente principal estimado é capaz de sumarizar 71,9% da variância total da base de dados que contém séries padronizadas de PIB, estoque de empregos formais medidos pelo Novo Caged, Nuci calculado pela FGV e taxa de ocupação calculada pelo IBGE, as quais apresentam correlação positiva com a inflação de bens livres.

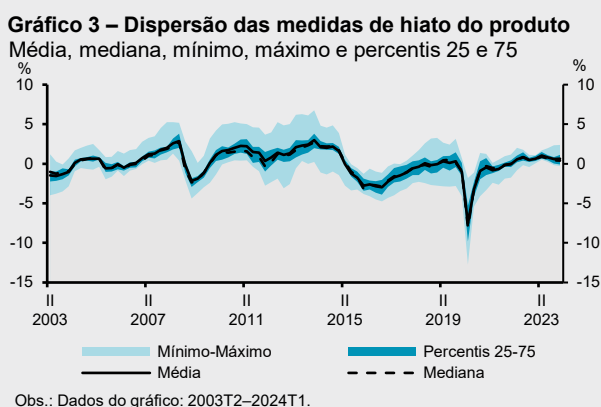
Apesar de os modelos multivariados incluírem mais informações sobre a atividade econômica e terem referência em teoria, os hiatos são sensíveis à especificação, como, por exemplo, às equações do modelo, o número de defasagens, o número e o tipo de variáveis, o tamanho da amostra, etc.¹³

Os hiatos estimados pelos métodos multivariados são apresentados no Gráfico 2. Da mesma forma que no caso dos hiatos univariados, nota-se elevada correlação entre as medidas e diferenças significativas entre os níveis.



Conjunto de medidas

O Gráfico 3 apresenta a área coberta por todos os hiatos univariados e multivariados e as curvas com a média simples desses hiatos, a mediana, os percentis 25 e 75 e os valores mínimo e máximo. A amplitude da área dá uma dimensão da incerteza envolvidas nessas medidas. No período entre o segundo trimestre de 2003 e o primeiro trimestre de 2024, em média, a diferença entre as medidas mais extremas foi de 4,25 p.p. e entre os percentis 25 e 75 foi de 1,31 p.p. Por outro lado, destaca-se, em geral, a elevada correlação entre as medidas, mostrada na Tabela 2.



13/ Hiatos derivados desses tipos de modelos também não estão isentos de potenciais distorções espectrais ao se ter modelos de equilíbrio geral canônicos como referência do processo gerador de dados.

Tabela 2 – Correlações entre as medidas de hiato do produto

Amostra 2003T2–2024T1.

	Tendência quadrática	Tendência não paramétrica	Hodrick-Prescott	Tendência ℓ_1	Hodrick-Prescott modificado	Band-pass	Beveridge-Nelson	Função de Produção	Areosa	CBO	Jarocinski & Lenza	Componentes principais
Tendência quadrática	1,00											
Tendência não paramétrica	0,53	1,00										
Hodrick-Prescott	0,81	0,81	1,00									
Tendência ℓ_1	0,77	0,92	0,94	1,00								
Hodrick-Prescott modificado	0,85	0,65	0,91	0,82	1,00							
Band-pass	0,67	0,50	0,74	0,64	0,50	1,00						
Beveridge-Nelson	0,52	0,40	0,52	0,51	0,47	0,44	1,00					
Função de Produção	0,60	0,85	0,83	0,89	0,70	0,52	0,42	1,00				
Areosa	0,73	0,72	0,90	0,85	0,77	0,71	0,38	0,90	1,00			
CBO	0,36	0,77	0,57	0,72	0,33	0,48	0,41	0,75	0,60	1,00		
Jarocinski & Lenza	0,48	0,83	0,69	0,80	0,56	0,40	0,68	0,85	0,65	0,78	1,00	
Componentes principais	0,55	0,89	0,82	0,89	0,63	0,54	0,47	0,96	0,86	0,83	0,89	1,00

A Tabela 3 mostra os níveis dos hiatos em 2023 e no primeiro trimestre de 2024 para todas as metodologias abordadas. Considerando o primeiro trimestre de 2024, verifica-se que o intervalo estimado está entre -0,28% e 2,37%, com média de 0,63%, mediana de 0,40% e percentis 25 e 75 em -0,08% e 1,13%, respectivamente. Por fim, o Questionário Pré-Copom (QPC), enviado aos participantes do Sistema Expectativas de Mercado antes de cada reunião do Copom, periodicamente inclui questão sobre as estimativas para o hiato do produto dos participantes. No QPC do Copom de junho de 2024, a mediana da estimativa do hiato para o primeiro trimestre de 2024 foi 0,3%, com percentis 25 e 75 em -0,1% e 0,7%, respectivamente.

Tabela 3 – Níveis do hiato do produto de 2023T1 a 2024T1 por tipo de metodologia

	2023				2024
	T1	T2	T3	T4	T1
Hiatos univariados estatísticos					
Tendência quadrática	0,57	1,00	0,49	0,00	-0,21
Tendência não paramétrica	0,07	0,69	0,35	0,02	-0,04
Hodrick-Prescott	1,07	1,53	1,03	0,54	0,33
Tendência ℓ_1	0,93	1,47	1,04	0,62	0,47
Hodrick-Prescott modificado	0,23	0,64	0,24	-0,09	-0,17
Band-pass	0,38	0,53	0,52	0,33	0,02
Beveridge-Nelson	0,41	0,63	0,22	-0,18	-0,28
Hiatos multivariados					
Função de Produção	0,97	1,67	1,35	1,49	2,31
Areosa	0,70	0,79	0,47	0,24	0,48
CBO	1,07	1,65	1,96	2,33	2,37
Jarocinski & Lenza	0,15	0,74	0,79	0,82	1,22
Componentes principais	1,06	1,31	1,16	0,89	1,10
Sumário					
Média	0,63	1,06	0,80	0,58	0,63
Mediana	0,63	0,90	0,66	0,43	0,40
Percentil 25	0,34	0,68	0,44	0,01	-0,08
Percentil 75	1,00	1,49	1,07	0,84	1,13

Considerações finais

Este boxe apresentou um conjunto de medidas de hiatos do produto, ressaltando assim a elevada incerteza na mensuração dessa variável. Por meio deste boxe, contribui-se para a transparência que permeia os processos decisórios do BC.¹⁴ O BC procura acompanhar diferentes medidas de hiato e tem feito esforços no sentido de aprimorar as metodologias empregadas.

Referências bibliográficas

ALVES, S. A. L.; e CORREA, A. S. A. (2013). A Tale of Three Gaps: Unemployment, Capacity Utilization and Output. Banco Central do Brasil, Working Paper 339.

ALVES, S. A. L.; e FASOLO, A. M. (2015). Not Just Another Mixed Frequency Paper. Banco Central do Brasil, Working Paper 400.

ANDRLE, M. (2013). "What Is in Your Output Gap? Unified Framework & Decomposition into Observables". International Monetary Fund, IMF Working Papers 2013/105, May.

AREOSA, M. (2008). Combining Hodrick-Prescott Filtering with a Production Function Approach to Estimate Output Gap. Banco Central do Brasil, Working Paper 172.

BAI, J.; e PERRON, P. (2003). "Computation and analysis of multiple structural change models". *Journal of Applied Econometrics*, 18:1-22.

BEVERIDGE, S.; e NELSON, C.R. (1981). "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle". *Journal of Monetary Economics*, 7: 151-174.

CANOVA, F. (2020). "FAQ: How do I extract the output gap?". Sveriges Riksbank, Working paper 386.

CHRISTIANO, L. J.; e FITZGERALD, T. J. (2003). "The band pass filter". *International Economic Review*, 44:435-465.

CLEVELAND, W. S. (1979). "Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots". *Journal of the American Statistical Association*, 74:829-836.

CUSINATO, R.T.; MINELLA, A.; e PÔRTO Júnior, S. da S. (2013). "Output gap in Brazil: a real-time data analysis". *Empirical Economics*, 44(3):1113-1127, June.

FASOLO, A. M.; ARAÚJO, E.; VALLI JORGE, M.; KORNELIUS, A.; e MARINHO, L. S. G. (2023). "Brazilian Macroeconomic Dynamics Redux: Shocks, Frictions, and Unemployment in SAMBA Model". Banco Central do Brasil, Trabalhos para Discussão 578, março.

HAMILTON, J. (2018). "Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter". *Review of Economics and Statistics*, 100(5):831-843, Dec.

14/ Sobre o sistema de análise e projeções que apoia o processo decisório do Copom, ver o boxe "[Sistema de Análise e Projeções do BC](#)", do Relatório de Inflação de março de 2023.

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. C. (1997). "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29 (1): 1-16.

JAROCINSKI, M.; e LENZA, M. (2018). "An inflation-predicting measure of the output gap in the euro area". *Journal of Money, Credit and Banking*, 50(6):1189-1224.

KAMBER, G.; MORLEY, J.; e WONG, B. (2018). "Intuitive and reliable estimates of the output gap from a Beveridge-Nelson filter". *Review of Economics and Statistics*, 100(3): 550-566.

KIM, S.; KOH, K.; BOYD, S.; e GORINEVSKY, D. (2009). "ℓ1 Trend Filtering." *SIAM Review*, 51(2): 339-360.

MORLEY, J.; RODRÍGUEZ-PALENZUELA, D.; SUN, Y.; e WONG, B. (2023). "Estimating the euro area output gap using multivariate information and addressing the COVID-19 pandemic". *European Economic Review*, 153, 104385.

ORPHANIDES, A.; e van NORDEN, S. (2002). "The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time". *Review of Economics and Statistics*, 84(4): 569-583.

SHACKLETON, R. (2018), "Estimating and projecting potential output using CBO's forecasting growth model", Congressional Budget Office, Working Paper 2018-03, Feb.

SOUZA JÚNIOR, J. R. de C.; e CORNELIO, F.M. (2020). "Estoque de capital fixo no Brasil: séries desagregadas anuais, trimestrais e mensais". Ipea, Texto para Discussão 2580, ago.

STOCK, J. H.; e WATSON, M. W. (1999). "Forecasting inflation". *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 293-335.

Apêndice 1 – Breve descrição das metodologias

1. Hiatos univariados

- a) Tendência quadrática com quebras: determinística e não correlacionada com ciclo $y_t = a + bt + ct^2 + \epsilon_t$; onde y : variável observável; ϵ_t : ciclo.
- b) Tendência não-paramétrica: suavização por regressão localmente ponderada. Para cada t , a tendência suavizada y_t^s é a seguinte previsão ponderada: O subconjunto para calcular y_t^s é formado pelos índices $t_- = \max(1, t - k)$ até $t_+ = \min(t + k, T)$, onde $k = \lfloor (T \times \text{bwidth} - 0.5)/2 \rfloor$; $\text{bwidth} = 0.4$. Os pesos para cada observação $j = t_-, \dots, t_+$ seguem o tricubo:
- $$w_j = \left\{ 1 - \left(\frac{|t_j - t_t|}{\Delta} \right)^3 \right\}, \text{ onde } \Delta = 1,0001 \max(t_+ - t, t - t_-); \text{ ciclo} = y_t - y_t^s.$$
- c) Tendência de Hodrick e Prescott: estocástica e suave – não correlacionada com o ciclo: tendência via estimador Ridge: $\tilde{y} = (H'H + \lambda Q'Q)^{-1} + H'y$; onde: y : variável observável; \tilde{y} : tendência; $H = (I_{t \times t} \ 0_{t \times 2})$; $Q_{t \times (t+2)}$; λ : parâmetro de suavização (1600 – dados trimestrais); $y - \tilde{y}$: ciclo.
- d) Tendência ℓ_1 (Kim et al. (2009)): tendência linear por partes

A tendência ℓ_1 é obtida pela solução do seguinte problema de minimização:

$$\tilde{y} = \underset{\mu \in \mathbb{R}^t}{\operatorname{argmin}} \left\{ \sum_{i=1}^t (y_i - \mu_i)^2 + \lambda \sum_{i=3}^t |\Delta^2 \mu_i| \right\}; \text{ onde: } y : \text{variável observável; } \tilde{y} : \text{tendência;}$$

λ : parâmetro de suavização; $\Delta^2 \mu_i = \Delta \mu_i - \Delta \mu_{i-1} = \mu_i - 2\mu_{i-1} + \mu_{i-2}$.

Diferentemente do filtro HP, no qual a tendência converge para uma tendência linear quando $\lambda \rightarrow \infty$, no filtro ℓ_1 a tendência se torna linear sem quebras quando $\lambda \geq \lambda_{max}$, onde $\lambda_{max} = \|(DD^T)^{-1}Dy\|_\infty$ e, sendo D a matriz de diferença de segunda ordem:

$$D = \begin{bmatrix} 1 & -2 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -2 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \ddots & \ddots & \ddots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -2 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -2 & 1 \end{bmatrix}$$

Para este boxe, a tendência ℓ_1 foi obtida utilizando-se $\lambda = (1/2)^5 \times \lambda_{max}$, o que resultou em quatro quebras para ambas as amostras apresentadas na seção "Hiatos univariados estatísticos", conforme notas de rodapé 6 e 8.

- e) Tendência HP modificada por Andrieu (2013): taxa de crescimento de longo prazo da produtividade da economia com estado estacionário definido. A estimação é utilizada a seguinte forma de espaço de estado:

$$\begin{aligned} Y_t^{obs} &= y_t + \log Z_t \\ y_t &= \alpha_1 y_{t-1} + (\alpha_2 - \alpha_1) y_{t-2} + \sigma_y \epsilon_t^y \\ \log \left(\frac{Z_t}{Z_{t-1}} \right) &= \log Z_t^z = \log Z_{ss}^z + \log Z_t^{zc} + \log Z_t^{zt} \\ \log \left(\frac{Z_t^{zc}}{Z_{ss}^z} \right) &= \rho_z \log \left(\frac{Z_{t-1}^{zc}}{Z_{ss}^z} \right) + (1 - \rho_z^2)^{0.5} \sigma_{zc} \epsilon_t^{zc} \\ \log Z_t^{zt} &= (1 - \rho_z^2)^{0.5} \sigma_{zt} \epsilon_t^{zt} \\ \epsilon_t^y &\sim N(0,1) \quad \epsilon_t^{zc} \sim N(0,1) \quad \epsilon_t^{zt} \sim N(0,1) \end{aligned}$$

onde Y_t^{obs} é o (logaritmo do) PIB real per capita; y_t é o (logaritmo do) componente cíclico do produto, modelado como um AR(2) onde a restrição dos parâmetros, combinada com as priors definidas para a estimação do modelo, garantem estacionariedade do hiato do produto; $\log Z_t$ é o (logaritmo do) nível da tendência. A terceira equação do modelo caracteriza a taxa de crescimento da tendência do modelo como sendo formada por um componente cíclico, $\log Z_t^{zc}$, que segue um processo AR(1), e um componente temporário, $\log Z_t^{zt}$, além da taxa de crescimento determinística $\log Z_{ss}^z$. Os choques exógenos $\epsilon_t^y, \epsilon_t^{zc}$ e ϵ_t^{zt} seguem a distribuição Normal Padrão, com os coeficientes σ_y, σ_{zc} e σ_{zt} definindo, respectivamente, o desvio-padrão de cada um dos componentes do sistema.

- f) Filtro de passa-banda - Band-Pass (8-32 trimestres – aproximação de Christiano and Fitzgerald): função de ganhos quadráticos igual a 1 para frequências entre (ω_1, ω_2) trimestres e 0 fora desse intervalo. Low Pass: $B_0^{lp} = \omega_1/\pi$; $B_j^{lp} = \sin(j\omega_1)/j\pi$; $0 < j < \infty$, para algum ω_1 . High Pass: $B_0^{hp} = 1 - B_0^{lp}$; $B_j^{hp} = -B_j^{lp}$; $0 < j < \infty$. Band Pass para o ciclo: $B_0^{hp} = B_j^{lp}(\omega_2) - B_j^{lp}(\omega_1)$; $0 < j < \infty$; $\omega_2 > \omega_1$. CF usam aproximação não-estacionária, assimétrica e ótima (min. erro).
- g) Beveridge-Nelson modificada por Kamber et al. (2018): a tendência BN é definida por $\tau_t = \lim_{j \rightarrow \infty} E_t y_{t+j}$, sem perda de generalidade, ignorando termos determinísticos. Kamber et al. (2018) utiliza um modelo autorregressivo $\phi(L)\Delta y_t = e_t$ para o PIB trimestral, impondo doze trimestres de defasagens e realizando uma busca exaustiva em um grid para $\phi(1)$ de maneira a maximizar a amplitude do hiato resultante $h_t = y_t - \tau_t$. Morley et al. (2023) propõe adicionalmente correção para heteroscedasticidade em e_t durante a pandemia.

2. Hiato multivariados

- a) **Função de produção:** hiato do produto com tecnologia Cobb-Douglas: $\frac{Y_t}{Y_t^n} = \left(\frac{C_t}{C_t^n}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{1-U_t}{1-U_t^n}\right)^\alpha$; onde: Y_t : produto; Y_t^n : produto potencial; C_t : utilização da capacidade instalada da indústria; C_t^n : Naicu; U_t : taxa de desocupação; U_t^n : Nairu; α : fração do emprego no produto (0,6). Hiato do produto em log: $\hat{y}_t = (1-\alpha)\hat{c}_t - \alpha(\hat{u}_t)$, onde \hat{y}_t ; \hat{c}_t e \hat{u}_t são os hiatos do produto, da utilização da capacidade instalada e da taxa de desemprego, respectivamente. Os hiatos da utilização da capacidade instalada e da taxa de desemprego são calculados utilizando o filtro HP.
- b) **Função de produção com abordagem de Areosa (2008):**
É possível utilizar o algoritmo do filtro de Kalman para solucionar o problema de otimização proposto. Para isso, é necessário construir um modelo em espaço de estados e impor restrições sobre a matriz de variância-covariância dos erros para que a função de verossimilhança resultante, a ser maximizada pelo filtro de Kalman, seja a função objetivo do filtro proposto. Assim, a solução encontrada pelo filtro de Kalman será a mesma dos filtros HP restritos pela relação extraída da função de produção. A representação em espaço de estados, utilizada no filtro de Kalman, seria então dada por:

$$\begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \\ x_{3,t} \\ x_{4,t} \\ x_{5,t} \\ x_{6,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2 & -1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 2 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \\ x_{3,t-1} \\ x_{4,t-1} \\ x_{5,t-1} \\ x_{6,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ 0 \\ e_{2,t} \\ 0 \\ e_{3,t} \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \\ x_{3,t} \\ x_{4,t} \\ x_{5,t} \\ x_{6,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \\ 0,6 \cdot \epsilon_{1,t} + 0,4 \cdot \epsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

onde os estados $x_{1,t}$, $x_{3,t}$ e $x_{5,t}$ representam as séries potenciais do desemprego, da utilização da capacidade instalada e do produto, enquanto $y_{1,t}$, $y_{2,t}$ e $y_{3,t}$ são as séries observáveis destas três mesmas variáveis. Nesse caso, a restrição na matriz de variância-covariância dos erros é dada por:

$$\begin{bmatrix} V_{e_1} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & V_{e_2} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & V_{e_3} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & V_{\varepsilon_1} & Cov(\varepsilon_1, \varepsilon_2) \\ 0 & 0 & 0 & Cov(\varepsilon_1, \varepsilon_2) & V_{\varepsilon_2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} V_{e_3}/\beta_1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & V_{e_3}/\beta_2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & V_{e_3} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1600 \cdot V_{e_3} \cdot (\beta_2 + 0.4^2) / den & -1600 \cdot V_{e_3} \cdot 0.4 \cdot 0.6 / den \\ 0 & 0 & 0 & -1600 \cdot V_{e_3} \cdot 0.4 \cdot 0.6 / den & 1600 \cdot V_{e_3} \cdot (\beta_1 + 0.6^2) / den \end{bmatrix}$$

onde $den = (\beta_1 \cdot \beta_2) + (\beta_2 \cdot 0.6^2) + (\beta_1 \cdot 0.4^2)$.¹⁵

c) Função de produção baseada no modelo do Escritório de Orçamento do Congresso dos Estados Unidos (CBO – EUA):

A estimação é baseada em Shackleton (2018), utilizada no modelo de produto potencial do Congresso dos EUA, mas utilizando dados agregados publicamente disponíveis para o Brasil. É uma versão de produto potencial com função de produção Cobb-Douglas convencional.

Em linhas gerais, são aplicadas variações da Lei de Okun em regressões lineares por partes (*piecewise*) que associam os fatores da produção (produtividade total dos fatores – PTF, trabalho e estoque de capital) ao hiato de emprego e *dummies* de tempo associadas a pico de ciclos econômicos para extrair as tendências. A seguir são apresentadas as equações para extrair a tendência de cada insumo da produção.

- Trabalho (PNAD Contínua retropolada¹⁶ – amostra desde o primeiro trimestre de 2002):
 - Taxa natural de desemprego (U_t^*): utiliza como *proxy* a Nairu, tal como no produto potencial do US CBO¹⁷.
 - População Economicamente Ativa (PEA):

$$\ln(PEA_t) = \alpha + \beta_1 Egap_t \times Covid + \beta_2 Egap_{t-1} \times Covid + \beta_3 T_{2002} + \beta_4 T_{2008} + \beta_5 T_{2014} + \beta_6 T_{2019} + \varepsilon_t$$

onde as tendências de tempo (T) correspondem a um ciclo de negócios específico, definido pelo Codace, datado de modo similar ao original do produto potencial da US CBO (demarca ciclos tal como definido pela

15/ Os pesos de ponderação desta relação representam as elasticidades da mão-de-obra e do trabalho, normalmente estimados em 0,6 e 0,4 para o Brasil.

16/ Vide Alves e Fasolo (2015).

17/ Estimada com dados trimestrais (média móvel de quatro trimestres) com amostra desde o primeiro trimestre de 2006 ao quarto trimestre de 2019. Regride-se o deflator do PIB (dados de PIB do Sistema de Contas Nacionais Trimestrais do IBGE) contra uma constante, quatro termos de lag para o deflator do PIB (cada termo de lag é um polinômio de lag distribuído de terceiro grau), um termo de quatro trimestres de lag para a taxa de desemprego (demean), um trimestre de lag para um subíndice de alimentação no domicílio e energia no Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e variável de desvio de produtividade (diferença entre as taxas de crescimento da produtividade do trabalho (PIB/ ocupação) e da tendência, que é medida como a PEA potencial na metodologia. A regressão é feita com as restrições de que os termos lags do deflator do PIB somem 1 (um), de modo a resolver para a Nairu, e o último termo mais ao passado é restrito a zero. – Vide “The Economic and Budget Outlook” (CBO, 1994) para detalhes na implementação original.

NBER).¹⁸ A PEA potencial é a predição dessa regressão aplicando valor zero aos coeficientes dos hiatos da taxa de ocupação (*gap*) (variável cíclica). As tendências de todas as demais variáveis – formação bruta de capital, Nuci e PTF – são extraídas desse modo.¹⁹ Para a PEA foi aplicada uma *dummy* para o período após o início da pandemia, interagindo com termos dos hiatos da taxa de ocupação para diferenciar a dinâmicas cíclicas relativamente díspares nessa série antes e após a pandemia.

- A taxa de ocupação (E_t), a taxa de ocupação potencial (E_t^*), hiato da taxa de ocupação ($Egap_t$) e a ocupação potencial ($OCUP_t^*$):

$$E_t = \left[1 - \left(U_t / 100 \right) \right]$$

$$E_t^* = \left[1 - \left(U_t^* / 100 \right) \right]$$

$$Egap_t = \left[\left(E_t / E_t^* \right) - 1 \right] \times 100$$

$$OCUP_t^* = E_t^* \times PEA_t^*$$

- Estoque de capital:
- Formação Bruta de Capital Fixo (FBKF): Obtida pela diferença trimestral da série do IPEA de estoque de capital (K) publicada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) (ver Souza Júnior e Cornelio, 2020). Uma vez que o estoque de capital é obtido pela metodologia de estoque perpétuo, a diferença trimestral do estoque de capital inclui a taxa de depreciação entre os trimestres. A série de estoque de capital do Ipea vai até 2023T4. Para os valores de FBKF de 2024T1, aplica-se a variação trimestral do volume da FBKF em termos reais dessazonalizada calculada pelo IBGE sobre a última observação da série (2023T4). Esse produto é adicionado por um pro-rata da taxa de depreciação implícita média de 2010-2017, estimada em 6,39% a.a. em Souza Júnior e Cornelio (2020).

$$FBKF_t \equiv K_t - K_{t-1}; \quad ;$$

$$\ln(FBKF_t) = \alpha + \beta_1 Egap_t + \beta_2 Egap_{t-1} + \beta_3 T_{2002} + \beta_4 T_{2008} + \beta_5 T_{2014} + \beta_6 T_{2019} + \varepsilon_t;$$

- FBKF potencial ($FBKF_t^*$) é obtida pela predição dessa regressão aplicando valor zero aos coeficientes dos hiatos da taxa de ocupação.
- Nuci (indústria – FGV): Utilizada em conjunto com a FBKF para adicionar variação cíclica ao estoque de capital.

$$NUCI_t = \alpha + \beta_1 Egap_t + \beta_2 Egap_{t-1} + \beta_3 T_{2002} + \beta_4 T_{2008} + \beta_5 T_{2014} + \beta_6 T_{2019} + \varepsilon_t;$$

- Nuci potencial ($NUCI_t^*$) é obtida pela predição dessa regressão aplicando valor zero aos coeficientes dos hiatos da taxa de ocupação.

- Estoque de Capital ajustado pelo Nuci:

18/ A marcação de ciclos é feita pico a pico de cada ciclo. Por exemplo, a tendência T_{2008} toma valores zero até o pico do ciclo anterior, que em T_{2002} é em 2002T4, quando assume valor de 25 e então é acrescentado valor de 25 a cada trimestre até o pico do ciclo da tendência T_{2008} , que é em setembro de 2008, repetindo o valor do pico até o final da amostra. A mesma forma de computar é feita para todas as tendências de tempo.

19/ Para corrigir a tendência de tempo mais recente, a partir da pandemia, projetou-se a Nairu e, por conseguinte, a PEA potencial e a ocupação.

$K_0^* \equiv K_0$; onde o asterisco se refere ao potencial

$$K_1^* = K_0 + FBKF_t^*$$

$$K_t^* = (K_{t-1} + FBKF_t^*) \times NUCI_t^*; t > 0$$

- PTF (derivada de função produção com estoque capital ajustado pelo Nuci):

$$\ln(A_t) \equiv \ln(QPIB_t) - 0,6 \times \ln(IOCUP_t) - 0,4 \times \ln(IKN_t);$$

onde: $IKN_t \equiv IK_t \times NUCI_t$; t : Números-índice utilizam como base o quarto trimestre de 2002.

$$\ln(A_t) = \alpha + \beta_1 Egap_t + \beta_2 Egap_{t-1} + \beta_3 T_{2002} + \beta_4 T_{2008} + \beta_5 T_{2014} + \beta_6 T_{2019} + \varepsilon_t;$$

PTF potencial utilizando o Nuci na formulação é denominado $\ln(A_t)^*$ e é obtido pela predição dessa regressão aplicando valor zero aos coeficientes dos hiatos de taxa de ocupação.

- Produto potencial e hiato do produto:

$$\ln(Hiato_t) \equiv \ln(QPIB_t) - \ln(QPIB_t)^*;$$

$$\text{Onde: } \ln(QPIB_t)^* = \ln(A_t)^* + 0,6 \times \ln(IOCUP_t)^* - 0,4 \times \ln(IKN_t)^*.$$

d) Modelo de Jarocinski e Lenza:

Observáveis:

$$y_t^n = b^n(L)g_t + w_t^n + \varepsilon_t^n, \text{ para } n = 1, \dots, 4$$

$$(\pi_t - z_t) = a_g(L)g_t + a_p(L)(\pi_{t-1} - z_{t-1}) + a_v(L)v + e^{\frac{1}{2}h_t} \varepsilon_t^\pi$$

$$\pi_t^e = c_0 + c_1 z_t + \varepsilon_t^e$$

Leis de Movimento:

$$g_t = \phi_1 g_{t-1} + \phi_2 g_{t-2} + \eta_t^g$$

$$w_t^n = d^n + w_{t-1}^n + \eta_t^n, \text{ para } n = 1, \dots, 4$$

$$z_t = z_{t-1} + e^{\frac{1}{2}f_t} \varepsilon_t^z$$

onde: $b^n(L)$: 1 lead, contemporâneo e 2 defasagens; $a_g(L)$: 1 lead, contemporâneo e 1 defasagem $a_p(L)$: 1 defasagem; $a_v(L)$: 2 defasagens.

Hiato do produto g_t é fator comum de PIB y_t^1 , Nuci y_t^2 , taxa de desocupação y_t^3 e estoque de empregos formais medidos pelo Novo Caged y_t^4 , que têm tendências específicas w_t^1, w_t^2, w_t^3 e w_t^4 . g_t segue AR(2), w_t^1 segue passeio aleatório com *drift* e w_t^2 , passeio aleatório sem *drift*. Impõe-se $\varepsilon_t^1 = 0$ para que o hiato do produto g_t coincida com comportamento cíclico do PIB.

A curva de Phillips descreve relação entre desvio do núcleo de inflação Ex-0 em relação à sua tendência ($\pi_t - z_t$) e o hiato do produto, valores passados de Ex-0 e variação do IC-BR (v_t) e considera volatilidade estocástica (h_t). A última equação das observáveis apresenta relação entre tendência da inflação (z_t) e expectativas de inflação sobre o período de doze meses que começa em dois anos (π_t^e). Desse modo, vinculam-se expectativas de inflação de médio prazo e tendência da inflação, que também segue passeio aleatório e apresenta volatilidade estocástica (f_t).

e) Estimação por componentes principais:

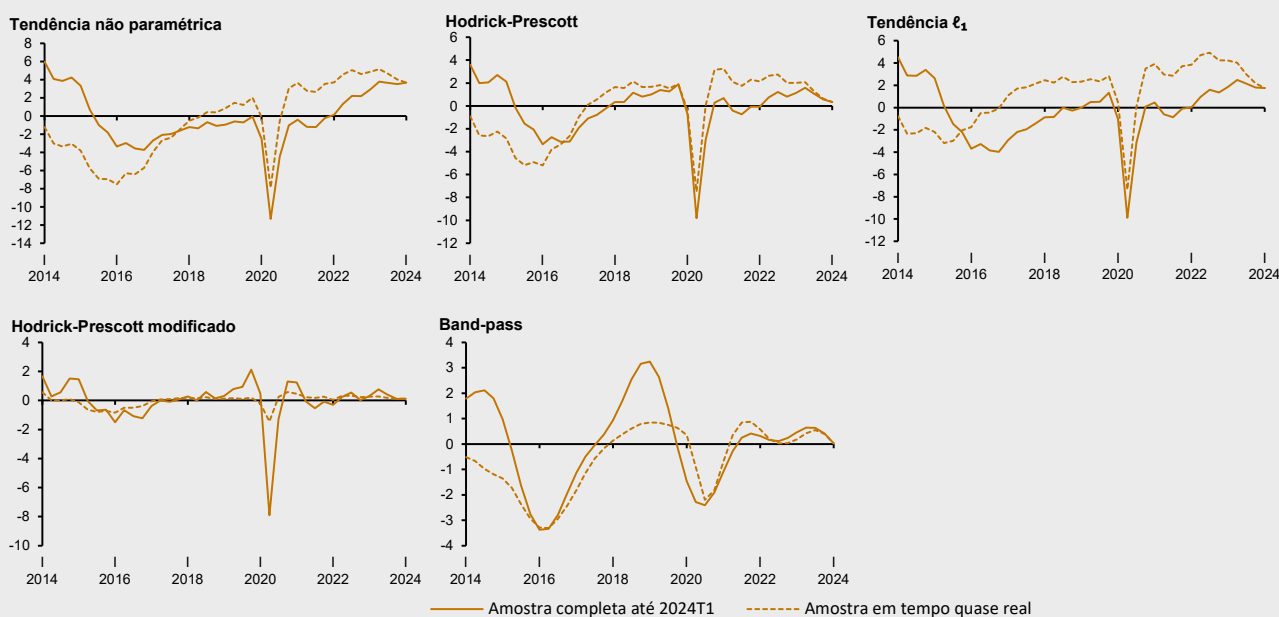
As componentes principais são utilizadas para sumarizar a informação relevante de um conjunto de dados e são obtidas pela solução da equação característica $\det[S - \lambda I] = 0$, onde S é a matriz de covariância dos dados. As componentes principais são os autovetores associados com os autovalores que resolvem a equação.

Para obter a série comum que sintetize as variações na atividade e no mercado de trabalho, utiliza-se uma base de dados com as séries ex-tendência do PIB (IBGE), utilização da capacidade instalada da indústria (FGV); taxa de desocupação PNAD Contínua (IBGE), com sinal invertido; e série de emprego Novo Caged (MTE). Os hiatos do produto e do emprego Novo Caged são calculados previamente utilizando filtro HP e as quatro séries estacionarizadas são ainda padronizadas antes da estimação das componentes por decomposição em valores singulares.

Apêndice 2 – Exercício de estimativas em tempo quase real

As metodologias bilaterais são conhecidas por apresentarem problemas de final de amostra, pois cada nova observação na ponta provoca revisão geral da série filtrada. Embora útil para analisar padrões históricos, são mais ruidosas enquanto indicador de condição econômica em tempo real.²⁰ O Gráfico 4 apresenta as estimativas usando a amostra inteira até o primeiro trimestre de 2024 e as chamadas estimativas em tempo quase real (*pseudo-real time*) para os hiatos univariados estatísticos.²¹ Estas últimas são obtidas fixando o início da amostra (primeiro trimestre de 1996), mas variando o seu final a cada período a partir do primeiro trimestre de 2014 até o primeiro trimestre de 2024. Por exemplo, a estimativa do hiato no primeiro trimestre de 2014 utiliza a série do PIB apenas até esse trimestre.²² Destaca-se a considerável diferença entre as duas séries na maioria das estimativas.

Gráfico 4 – Exercício de estimação em tempo quase real



20/ Para detalhes, vide Orphanides e Norden (2002).

21/ Para esse exercício, não foram incluídos o hiato por tendência quadrática, uma vez que as variações nas amostras poderiam levar a seleção de diferentes pontos de quebra estrutural; e o hiato Beveridge-Nelson, por se tratar de hiato unilateral, para o qual o exercício de tempo quase real apresenta o mesmo resultado que a utilização da amostra completa.

22/ Como se utiliza em todos os casos a última *vintage* do PIB disponível, a estimação é chamada de em tempo quase real. Se fosse empregada a *vintage* daquele momento, seria chamada de estimação em tempo real. Para um exemplo dos efeitos de estimativas em tempo real e em tempo quase real para o Brasil, ver, por exemplo, Cusinato, Minella e Pôrto Júnior (2013).

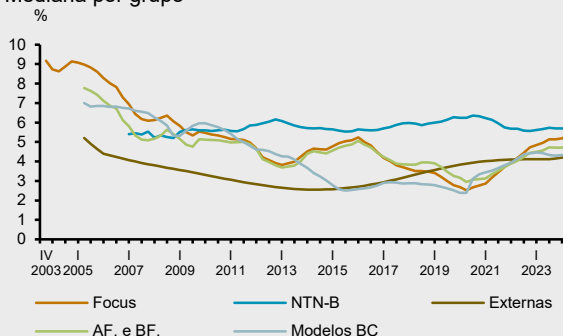
Atualização de medidas de taxa de juros real neutra no Brasil

A taxa de juros real neutra é uma referência fundamental no processo de formulação da política monetária. Porém, dificuldades inerentes da utilização de tal taxa nesse processo advêm do fato de ser uma variável não observável, bem como apresentar variação ao longo do tempo de acordo com a evolução de seus determinantes, de forma que suas estimativas apresentam elevado grau de incerteza e necessitam ser reavaliadas frequentemente. Este boxe apresenta uma atualização de diversas estimativas da taxa de juros neutra da economia brasileira¹, obtidas utilizando diferentes metodologias, com a ressalva de que outras abordagens estão presentes na literatura e podem também ser consideradas no processo decisório da autoridade monetária.

O Gráfico 1 apresenta a evolução das medianas dos vários grupos de medidas de taxas neutras ao longo do tempo, enquanto a Tabela 1 apresenta uma comparação das diferentes medidas entre o segundo trimestre de 2023 e o segundo trimestre de 2024². Depois de atingir um mínimo com a eclosão da pandemia da Covid-19, em geral, as taxas estimadas têm apresentado tendência de alta. No comparativo entre os valores estimados para 2023T2 e os valores estimados para 2024T2, houve elevação das taxas neutras baseadas na pesquisa Focus, no Questionário Pré-Copom (QPC), na paridade de juros e nas taxas de alta e baixa frequência baseadas em hiato do produto, enquanto as taxas neutras baseadas nas taxas de mercado das NTN-Bs descontadas pelo prêmio a termo³ mostraram movimentos de redução. Já as taxas neutras dos modelos do Banco Central do Brasil (BC) apresentaram relativa estabilidade. No período considerado, a média da taxa de juros real neutra obtida com as diferentes metodologias elevou-se de 4,8% para 4,9%, enquanto a mediana subiu de 4,8% para 5,0%. O intervalo entre percentis 25 e 75, que era de 4,4% a 5,5%, passou para de 4,7% a 5,5%. Já a mediana das medianas dos vários grupos de estimativas elevou-se de 4,6% para 5,0%.

Gráfico 1 – Medidas de taxa de juros real neutra

Mediana por grupo



Obs.: Dados do gráfico: 2003T4–2024T2.

- 1/ Para detalhes metodológicos, ver o boxe [Medidas de taxa de juros real neutra no Brasil](#), do Relatório de Inflação de junho de 2023.
- 2/ Dados apurados até a data de corte de 14.06.2024.
- 3/ No boxe [Medidas de taxa de juros real neutra no Brasil](#), publicado no Relatório de Inflação de junho de 2023, o prêmio a termo era baseado na diferença entre as taxas reais de mercado e as taxas reais da pesquisa Focus em um mesmo horizonte. Já neste boxe, o prêmio a termo é calculado com base no modelo de Adrian, Crump e Moench (2013). Este modelo está dentro da classe Gaussiana, e é estimado sequencialmente por mínimos quadrados ordinários em três regressões. Atualmente, tal proposta é a principal abordagem para a estimação de taxas longas neutras ao risco e do prêmio a termo, sendo seus resultados atualizados e divulgados por diversos bancos centrais, como o Fed de Nova Iorque.

Tabela 1 – Taxa de juros real neutra no BrasilEstimativas para o segundo trimestre de 2023 e segundo trimestre de 2024¹

Metodologia	% a.a.	
	2023T2	2024T2
Taxas de juros reais ex-ante pesquisa Focus		
Esperado 4 anos à frente	4,8	5,0
Esperado 1 ano à frente, filtro HP	5,2	5,7
Mediana do grupo	5,0	5,4
Taxas neutras de alta e baixa frequência baseadas em hiato do produto		
Hiato Band-Pass (AF)	4,8	5,0
Hiato Beveridge-Nelson (AF)	4,8	5,0
Hiato Band-Pass (BF)	4,3	4,8
Hiato Beveridge-Nelson (BF)	4,4	4,8
Mediana do grupo	4,6	4,9
Taxas reais de mercado das NTN-Bs descontando prêmio a termo ²		
5 anos	5,5	5,4
10 anos	5,6	5,5
20 anos	5,6	5,6
5 a 10 anos	5,7	5,6
5 a 20 anos	5,7	5,7
10 a 20 anos	5,7	5,7
Mediana do grupo	5,7	5,6
Paridade descoberta de juros		
Treasury 1 ano + Embi + prêmio risco cambial	4,0	4,3
TIPS 5 anos + Embi + prêmio risco cambial	4,1	4,1
TIPS 5 anos + CDS + prêmio risco cambial	3,5	3,5
Laubach-Williams (two-sided) + Embi + prêmio risco cambial ³	5,3	5,1
Laubach-Williams (two-sided) + CDS + prêmio risco cambial ³	4,6	4,5
Mediana do grupo	4,1	4,3
Taxas de juros neutras de modelos do BC		
Taxa futura de dois anos do modelo Samba	3,8	3,6
Taxa futura de cinco anos do modelo Samba	3,7	3,5
Modelo agregado ⁴	5,5	5,5
Modelo desagregado ⁴	5,1	5,2
Mediana do grupo	4,4	4,4
Taxa de juros real neutro do QPC ⁵		
Mediana curto prazo	4,8	5,2
Mediana 2 anos	4,8	5,0
Mediana 5 anos	4,5	5,0
Mediana do grupo	4,7	5,0
Sumário das diferentes metodologias		
Média	4,8	4,9
Mediana	4,8	5,0
Percentil 25	4,4	4,7
Percentil 75	5,5	5,5
Mediana das medianas dos grupos	4,6	5,0

1/ Dados apurados até a data de corte de 14.06.2024.

2/ Prêmio a termo é calculado com base no modelo de Adrian, Crump e Moench (2013).

3/ Para a parcela referente à taxa de juros real neutra divulgada pelo Federal Reserve Bank de Nova York estimada com modelo Laubach-Williams, o último dado disponível se refere a 2024T1.

4/ Taxas obtidas endogenamente pela filtragem dos modelos semiestruturais de pequeno porte.

5/ Questionários referentes a junho de 2023 e junho de 2024, respectivamente.

Referência bibliográfica

ADRIAN, T.; CRUMP, R. K.; e MOENCH, E. (2013). Pricing the Term Structure with Linear Regressions. *Journal of Financial Economics*, 110(1):110-38.

Atualização dos modelos semiestruturais de pequeno porte

Os modelos de projeção do Banco Central do Brasil (BC) constituem importante insumo para auxiliar o processo de tomada de decisão do Comitê de Política Monetária (Copom)¹ e estão em contínuo aprimoramento. Em linha com o procedimento de aperfeiçoar a comunicação e transparência do BC, este box atualiza as informações sobre os modelos semiestruturais de pequeno porte, tanto na versão agregada como na desagregada.²

Em relação às versões anteriores, as versões revisadas tiveram seus parâmetros reestimados utilizando uma amostra mais atualizada, que se estende até o final de 2023, abarcando assim o período da pandemia da Covid-19. Isso exigiu alguns cuidados metodológicos durante a estimação e pequenas modificações nas especificações de algumas equações, descritos a seguir. Em geral, os parâmetros estimados tiveram pouca alteração em relação às versões anteriores.

Especificação das principais equações dos modelos

O BC utiliza diversos modelos para subsidiar as análises e decisões do Copom, dentre os quais dois modelos semiestruturais de pequeno porte, uma versão agregada e outra desagregada. Essas versões têm praticamente o mesmo conjunto de equações, diferindo apenas na representação da inflação de preços livres. No modelo agregado, a representação é dada por uma única equação para a inflação de preços livres, enquanto no modelo desagregado são três equações, uma para cada um dos seguintes grupos: serviços, bens industriais e alimentação no domicílio.

Os modelos mantêm a abordagem de focar nas principais relações econômicas relevantes para análise da política monetária. A sua estrutura básica é definida pelas seguintes equações comportamentais: (i) curva(s) de Phillips, que determina(m) a dinâmica da inflação de preços livres (uma no modelo agregado, três no desagregado); (ii) curva IS, que determina a dinâmica do hiato do produto; (iii) regra de Taylor, que representa a função de reação de um banco central; (iv) equação de paridade descoberta de juros (*Uncovered Interest Parity* – UIP, na sigla em inglês), que descreve a relação entre a variação da taxa de câmbio e o diferencial de juros internos e externos e um prêmio de risco; e (v) curva de expectativas de inflação, as quais reagem endogenamente no modelo.³ As séries do modelo têm periodicidade trimestral e, geralmente, as variáveis são representadas em logaritmo.

Curvas de Phillips

No modelo agregado, a única curva de Phillips é representada pela equação a seguir, que determina a dinâmica da inflação de preços livres como função da inércia inflacionária, das expectativas de inflação, da inflação externa, da taxa de câmbio, do hiato do produto doméstico e das anomalias climáticas:

1/ Ver o box [Sistema de análise e projeções do BC](#), do Relatório de Inflação de março de 2023.

2/ Ver os boxes [Novo modelo desagregado de pequeno porte](#), do Relatório de Inflação de março de 2021, e [Revisão do modelo agregado de pequeno porte](#), do Relatório de Inflação de dezembro de 2021

3/ Ressalta-se que os modelos utilizados para preços administrados seguem basicamente os apresentados no box [Reformulação dos modelos de projeção de médio prazo dos preços administrados](#), no Relatório de Inflação de setembro de 2017. Na elaboração de projeções, utilizam-se também as projeções de especialistas.

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

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

onde $\pi_t^{L,sa}$ representa a inflação trimestral de preços livres do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) com ajuste sazonal; $\pi_t^{IPCA,sa}$ representa a inflação trimestral do IPCA com ajuste sazonal; $\pi_{t,t+4|t}^e$ é a expectativa em t, apurada pela pesquisa Focus, acerca da inflação esperada para quatro trimestres à frente (média ao longo do trimestre das expectativas para doze meses à frente); $\hat{\pi}_t^*$ é a inflação trimestral importada de *commodities*, medida pelo desvio da variação do Índice de *Commodities* – Brasil (IC-Br) em reais em relação à meta de inflação doméstica⁴; $\hat{\pi}_t^{*agri}$ é a inflação trimestral importada de *commodities* agrícolas, medida pelo desvio do IC-Br Agropecuária em relação à meta de inflação doméstica; $\hat{\pi}_t^{*metal}$ é a inflação trimestral importada de *commodities* metálicas, medida pelo desvio do IC-Br Metal em relação à meta de inflação doméstica; $\hat{\pi}_t^{*energia}$ é a inflação trimestral importada de *commodities* energéticas, medida pelo desvio do IC-Br Energia em relação à meta de inflação doméstica; w_a , w_m e w_e são os respectivos pesos das inflações setoriais importadas, tais que $w_a + w_m + w_e = 1$; $\widehat{\Delta e}_t$ é o desvio da variação trimestral da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) em relação à sua variação de longo prazo prevista pela teoria da paridade do poder de compra⁵; h_t é o hiato do produto doméstico; $Clima_t^2$ representa a variável que captura choques de oferta provenientes de anomalias climáticas⁶; d_{t-i}^{el} é uma *dummy* que assume valor 1 quando a anomalia climática é positiva (eventos *El Niño*); d_{t-i}^{la} é uma *dummy* que assume valor 1 quando a anomalia climática é negativa (eventos *La Niña*); e $\epsilon_t^{\pi^L}$ é o termo de erro. A única mudança de especificação dessa equação em relação ao modelo do Relatório de Inflação de 2021 é que a variação do câmbio aparece agora com defasagem de um trimestre em vez de dois trimestres.

No modelo desagregado, as curvas de Phillips setoriais para as inflações de bens industriais, alimentação no domicílio e serviços, cuja soma ponderada resulta na inflação de preços livres, são dadas por:

$$(1a) \pi_t^{B,sa} = A_t^B + \alpha_1^B (\pi_{t-1}^{B,sa} - A_{t-1}^B) + (1 - \alpha_1^B) \frac{\pi_{t,t+4|t}^e}{4} + \alpha_{2,0}^B \hat{\pi}_t^{*metal} + \alpha_{2,1}^B \hat{\pi}_{t-1}^{*metal} + \alpha_3^B \hat{\pi}_t^{*petro} \\ + \alpha_4^B \widehat{\Delta e}_{t-1} + \alpha_5^B IPPCV_t + \alpha_6^B h_t + \epsilon_t^B$$

$$(1b) \pi_t^{A,sa} = A_t^A + \alpha_1^A (\pi_{t-1}^{A,sa} - A_{t-1}^A) + (1 - \alpha_1^A) \frac{\pi_{t,t+4|t}^e}{4} + \alpha_2^A \hat{\pi}_t^{*agri} + \alpha_3^A \widehat{\Delta e}_{t-1} + \alpha_4^A h_t \\ + \frac{\sum_{i=0}^2 (\alpha_5^A d_{t-i}^{el} + \alpha_6^A d_{t-i}^{la})Clima_{t-i}^2}{3} - \frac{\sum_{i=3}^5 (\alpha_5^A d_{t-i}^{el} + \alpha_6^A d_{t-i}^{la})Clima_{t-i}^2}{3} + \epsilon_t^A \\ + \alpha_7^A \epsilon_{t-1}^A$$

$$(1c) \pi_t^{S,sa} = A_t^S + \alpha_1^S \left(\frac{\sum_{i=1}^4 \pi_{t-i}^{IPCA,sa}}{4} \right) + \alpha_2^S \frac{\sum_{i=1}^4 (\pi_{t-i}^{S,sa} - A_{t-i}^S)}{4} + (1 - \alpha_1^S - \alpha_2^S) \frac{\pi_{t,t+4|t}^e}{4} + \alpha_3^S h_t + \epsilon_t^S$$

$$(1d) \pi_t^{L,sa} = w^A \pi_t^{A,sa} + w^B \pi_t^{B,sa} + w^S \pi_t^{S,sa}$$

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

4/ As inflações importadas oriundas do IC-Br, tanto no índice agregado, como nos índices por grupos, são representadas como variações do índice medido em reais, ou seja, incorporam a variação cambial medida em dólar norte-americano.

5/ Esse termo procura captar possíveis efeitos da taxa de câmbio que não passam pelo preço de *commodities*. A variação de longo prazo considerada utiliza a diferença entre a meta de inflação doméstica e a meta da maioria dos países avançados, de 2%.

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

$$(1.2a) \quad A_t^A = A_{t-1}^A + \epsilon_t^{A^A}$$

$$(1.2b) \quad A_t^B = A_{t-1}^B + \epsilon_t^{A^B}$$

$$(1.2c) \quad w^A A_t^A + w^B A_t^B + w^S A_t^S = 0$$

onde $\pi_t^{B,sa}$, $\pi_t^{A,sa}$ e $\pi_t^{S,sa}$ representam as inflações trimestrais dos grupos de bens industriais, de 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 , A_t^A e A_t^S são variáveis não-observáveis responsáveis por capturar a diferença relativa de inflação entre os grupos⁷; $IPPCV_t$ é o Índice de Pressão nas Cadeias de Suprimentos Brasileiras⁸ no período entre 2020T4 e 2022T3; e ϵ_t^B , ϵ_t^A e ϵ_t^S são termos de erro.

Há apenas duas mudanças na especificação em relação à versão publicada em 2021. À equação de bens industriais foi acrescentado o termo $IPPCV_t$ que representa o impacto do choque extraordinário nas cadeias produtivas ocorrido durante a pandemia, que foi sentido sobretudo no setor de bens industriais. A outra mudança está na equação de alimentação no domicílio, onde foi acrescentado um termo MA(1) de defasagem do termo de erro ($\alpha_7^A \epsilon_{t-1}^A$). Essa defasagem, cujo coeficiente estimado é negativo, ajuda a representar a reversão mais rápida observada nos choques nos preços de alimentos.

Curva IS

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

$$(2) \quad h_t = \beta_1 h_{t-1} - \beta_2 \frac{\hat{r}_{t-1}}{4} - \beta_3 \widehat{rp}_t + \beta_4 h_t^* + s_t^h + \epsilon_t^{h,crise2008} + \epsilon_t^{h,crise2020}$$

com

$$(2.1) \quad \hat{r}_t = i_{t,t+4|t}^e - \pi_{t,t+4|t}^e - \overline{rr}_t^{IS}$$

$$(2.2) \quad s_t^h = \beta_5 s_{t-1}^h + \epsilon_t^h$$

$$(2.3) \quad \overline{rr}_t^{IS} = \overline{rr}_t^{trend} + \widehat{rr}_t^{IS}$$

$$(2.4) \quad \widehat{rr}_t^{IS} = \widehat{rr}_{t-1}^{IS} + \epsilon_t^{rr,IS}$$

onde \hat{r}_t é uma medida de hiato de taxa de juros real, obtida pela diferença entre a expectativa da taxa Selic ao longo de um horizonte de doze meses $i_{t,t+4|t}^e$ e a expectativa de inflação referente ao mesmo período ($\pi_{t,t+4|t}^e$), ambas apuradas pela pesquisa Focus e representadas em taxa anual, e uma taxa de juros real de equilíbrio não observável (\overline{rr}_t^{IS}); \widehat{rp} é uma medida do resultado primário do governo central corrigido por *outliers* e ajustado pelo ciclo econômico, expressa como desvio de sua tendência; h_t^* é uma medida do hiato do produto mundial relevante para a economia brasileira⁹; s_t^h é um choque autorregressivo; e, por fim, ϵ_t^h é um termo de erro.

Em relação às versões de 2021, a curva IS não apresenta mais um termo para o índice de incerteza econômica. Outra modificação foi a introdução de um componente de persistência no choque da IS, que antes era apenas um ruído branco ϵ_t^h e agora é representado por um choque s_t^h com coeficiente autorregressivo β_5 .

7/ Essas variáveis, representadas no modelo como passeios aleatórios com variâncias calibradas, procuram acomodar as tendências distintas nas inflações setoriais. Por exemplo, a produtividade de bens industriais cresce a uma taxa maior do que a de serviços, o que resulta numa inflação média mais baixa para o primeiro grupo. Essas tendências setoriais distintas são definidas em relação à inflação agregada de preços livres e, portanto, a soma ponderada é zero, por construção (equação 1.2c).

8/ Ver o box [Índice de pressão nas cadeias de suprimentos brasileiras](#), do Relatório de Inflação de setembro de 2022.

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

a ser estimado. Também foram acrescentados dois termos de erro, $\epsilon_t^{h,crise2008}$ e $\epsilon_t^{h,crise2020}$, com variâncias calibradas relativamente elevadas durante os períodos da crise financeira de 2008/2009 e da pandemia da Covid-19, respectivamente¹⁰. Houve também mudança na especificação da taxa de juros de equilíbrio \overline{rr}_t^{IS} , que era um passeio aleatório simples e agora passa a ter duas componentes, um componente de persistência elevada \widehat{rr}_t^{IS} e uma tendência de longo prazo \overline{rr}_t^{trend} , dada pela tendência HP do juro real Focus $(i_{t,t+4|t}^e - \pi_{t,t+4|t}^e)$. O desvio-padrão do choque $\epsilon_t^{rr,IS}$ é calibrado de forma que a trajetória resultante de \overline{rr}_t^{IS} tenha variância semelhante às observadas nas trajetórias de média e mediana de indicadores de taxa neutra apresentadas no box [Atualização de medidas de taxa de juros real neutra no Brasil](#) deste Relatório de Inflação.

Função reação do banco central

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

$$(3) \quad i_t = \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 i_{t-2} + (1 - \theta_1 - \theta_2) \left[\overline{rr}_t^{taylor} + \pi_t^{meta} + \theta_3 (\pi_{t,t+4|t}^e - \pi_t^{meta}) \right] + \epsilon_t^i$$

$$(3.1) \quad \overline{rr}_t^{taylor} = \overline{rr}_t^{trend} + \widehat{rr}_t^{taylor}$$

$$(3.2) \quad \widehat{rr}_t^{taylor} = \widehat{rr}_{t-1}^{taylor} + \epsilon_t^{rr,taylor}$$

onde i_t representa a meta para a taxa Selic nominal, que é função de seu próprio valor no passado e de respostas do banco central aos desvios das expectativas de inflação $\pi_{t,t+4|t}^e$ em relação à meta (π_t^{meta}), e ϵ_t^i é um termo de erro¹¹. Todas as variáveis estão representadas em taxas anualizadas.

Assim como na curva IS, houve uma mudança de especificação da taxa de equilíbrio em relação à versão do modelo de 2021. Agora, a taxa de equilíbrio foi decomposta em duas partes, uma dada pela tendência HP dos juros reais Focus \overline{rr}_t^{trend} (a mesma usada na IS) e outra dada por um componente de persistência elevada \widehat{rr}_t^{taylor} , distinto daquele da IS. Assim como na curva IS, o desvio-padrão do choque $\epsilon_t^{rr,taylor}$ é calibrado de forma que a trajetória resultante de \overline{rr}_t^{taylor} tenha variância semelhante às observadas nas trajetórias de média e mediana dos indicadores de taxa neutra. A regra de Taylor estimada representa uma função de reação média da autoridade monetária ao diferencial das expectativas de inflação em relação à meta de inflação. Os desvios observados na amostra em relação a essa função de reação média são distribuídos entre \overline{rr}_t^{taylor} (parte mais persistente) e ϵ_t^i (parte mais transitória). Assim, a interpretação da variável \overline{rr}_t^{taylor} da regra de Taylor é diversa daquela da variável \overline{rr}_t^{IS} da curva IS (que representa uma componente não-observável persistente da demanda agregada), o que justificaria desfazer a vinculação entre elas que existia nas versões dos modelos de 2021.

As demais equações dos modelos mantêm a especificação original das versões de 2021 e são referidas a seguir para completude e fechamento dos blocos principais dos modelos.

Paridade descoberta da taxa de juros

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.

10/ O termo $\epsilon_t^{h,crise2008}$ cobre o período de 2008T4 a 2009T4, e o termo $\epsilon_t^{h,crise2020}$, o período de 2020T1 a 2020T4. Fora desses intervalos, os termos são nulos. A introdução desses termos substitui com vantagem o papel do indicador de incerteza nos períodos de crise. Além disso, a presença desses choques com variância alta reduz o viés que esses períodos atípicos de crise na amostra podem ocasionar na estimação dos parâmetros do modelo. Esse tipo de solução tem sido adotada por vários autores para lidar com a estimação de modelos durante o período da pandemia, por exemplo, Lenza e Primiceri (2022).

11/ Assim como na versão anterior do modelo, não há um termo de reação ao hiato do produto, pois esse não se mostrou bem identificado e significativo no processo de estimação. No entanto, não é correto estender esse resultado a uma interpretação simplista de que o BC não reage à atividade, já que as expectativas de inflação são correlacionadas ao hiato, tendendo a ser mais altas quanto mais positivo está o hiato e vice-versa.

A variação esperada para o câmbio no longo prazo (Δe_t^{ppc}) segue a Paridade do Poder de Compra (PPC) e é dada pelo diferencial entre a meta de inflação doméstica (π_t^{meta}) e a inflação de equilíbrio externa (π^{*ss})¹²:

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

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

$$(4.2) \quad \Delta e_t^{ppc} = (\pi_t^{meta} - \pi^{*ss})/4$$

As variações Δe_t e Δe_t^{ppc} são trimestrais, e as taxas i_t , i_t^* e CDS_t estão anualizadas.

Expectativas de inflação

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

$$(5) \quad \pi_{t,t+4|t}^e = \varphi_1 \pi_{t-1,t+3|t-1}^e + \varphi_2 E_t \pi_{t,t+4} + \varphi_3 \sum_{i=1}^4 \pi_{t-i}^{IPCA} + (1 - \varphi_1 - \varphi_2 - \varphi_3) \pi_t^{meta} + \epsilon_t^e$$

onde $E_t \pi_{t,t+4}$ representa a expectativa de inflação acumulada quatro trimestres à frente consistente com o modelo (*model-consistent expectations*); π_t^{IPCA} é representada a inflação trimestral do IPCA; e ϵ_t^e é um termo de erro.

Hiato do produto

O modelo trata o hiato do produto como uma variável não-observável, cuja trajetória incorpora informação de quatro variáveis de atividade econômica, referentes ao produto na economia e à ociosidade dos fatores de produção. Especificamente, são utilizados o Produto Interno Bruto (PIB, calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE), o Nível de Utilização da Capacidade Instalada (Nuci, calculado pela Fundação Getulio Vargas – FGV), a taxa de desocupação (medida pelo IBGE) e o estoque de empregos formais medido pelo Novo Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (Novo Caged – Ministério do Trabalho e Emprego). A especificação das equações de observação dessas quatro variáveis procura captar o componente cíclico comum a essas medidas de atividade, normalizadas pela variância do PIB:

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

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

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

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

onde f_{x_t} representa o componente cíclico da variável x no período t ; σ^h é o desvio padrão do erro de mensuração, que, por suposição, é igual para todas as observáveis; e ϵ_t^x representa os termos de erro. A componente cíclica das variáveis não estacionárias PIB e Novo Caged é obtida a partir de um filtro HP com $\lambda = 1.600$; as componentes cíclicas da Nuci e desocupação são obtidas subtraindo das séries as respectivas médias do período pré-Covid (até 2019T4). Ressalta-se que o modelo adiciona estrutura econômica à estimação do hiato do produto, ao condicioná-lo também à sua relação com a inflação de preços livres (via curva(s) de Phillips), às expectativas de inflação (via equação de expectativas) e à própria curva IS. Assim, a trajetória

12/ Sobre a utilização da PPC em projeções, ver o box [Condicionalmente de câmbio nas projeções do Banco Central do Brasil e a paridade do poder de compra](#), do Relatório de Inflação de setembro de 2020.

estimada do hiato será influenciada tanto pelos indicadores de atividade quanto pelo comportamento das demais variáveis do modelo.

Parâmetros estimados

A estimação foi realizada com dados trimestrais, considerando o período de 2003T4 a 2023T4. Excluiu-se assim o período inicial do regime de metas, caracterizado por elevada volatilidade, mas a amostra de estimação se estende incorporando todo o período da pandemia da Covid-19. Alguns cuidados foram tomados para evitar que os eventos extremos do período prejudicassem a estimação dos parâmetros. A principal abordagem foi impor variâncias mais altas para os choques no período. A aplicação dessa abordagem na curva IS já foi explicada acima. No caso das curvas de Phillips, tanto do modelo agregado quanto do desagregado, calibraram-se valores mais altos das variâncias dos termos de erro no período entre 2020T2 e 2022T4. O impacto disso é reduzir o peso das observações desses períodos na estimação dos parâmetros dessas curvas, uma vez que o foco aqui é obter valores de parâmetros condizentes com os períodos em que a economia opera de forma mais regular. No caso da Phillips de bens industriais, foi necessário acrescentar o IPPCV como variável explicativa no período da pandemia, já que, para esse setor em particular, o impacto da pandemia não foi apenas o aumento da variância dos choques, mas também uma elevação persistente da inflação setorial por conta dos distúrbios nas cadeias produtivas globais.

As Tabelas 1 e 2 detalham, para os modelos agregado e desagregado, respectivamente, as distribuições *a priori* de cada parâmetro estimado por meio de técnicas bayesianas, bem como apresenta a moda e o intervalo de credibilidade de 90% das distribuições *a posteriori* estimadas. Em geral, a estimação dessa versão do modelo buscou utilizar *prioris* pouco informativas, limitando apenas o suporte. Dessa forma, o resultado da estimação reflete principalmente o ajuste das equações aos dados observados.

Funções de resposta ao impulso

As propriedades do modelo são ilustradas nos gráficos seguintes pelas funções de resposta ao impulso de diferentes choques nas variáveis econômicas e seu impacto na inflação, medida pela variação do IPCA. São apresentadas funções de resposta a choques na taxa Selic, na taxa de câmbio e no hiato do produto. Para cada choque, o gráfico à esquerda apresenta o comportamento da variável em que o choque é aplicado, o à direita mostra o comportamento da inflação acumulada em quatro trimestres e o mais abaixo apresenta o comportamento, no caso do modelo desagregado, da inflação de preços de bens de serviços, de bens industriais e de alimentação no domicílio. As simulações são realizadas incorporando também o modelo de preços administrados¹³.

A primeira simulação ilustra o efeito de um choque na taxa de juros. A taxa Selic anualizada sobe 1 p.p. por quatro trimestres e depois segue comportamento baseado na regra de Taylor (Gráfico 1A). A inflação do IPCA cai, atingindo, no acumulado em quatro trimestres, um efeito máximo estimado de 0,27 p.p. e 0,24 p.p. segundo os modelos agregado e desagregado, respectivamente, alcançados no quarto trimestre após o choque inicial. Considerando os grupos do modelo desagregado, a inflação de serviços é a que responde de forma mais intensa e persistente (Gráfico 1C), refletindo a estimação, na curva de Phillips, de coeficientes de maior magnitude no hiato do produto e nos componentes de inércia. A resposta de alimentação no domicílio

13/ Ver o box [Reformulação dos modelos de projeção de médio prazo dos preços administrados](#), do Relatório de Inflação de setembro de 2017.

Tabela 1 – Parâmetros estimados, modelo agregado

Parâmetros	Descrição da variável ou do parâmetro	Priori	Posteriori	
		Distribuição*	Moda	Intervalo de credibilidade (90%)
Curva de Phillips Preços Livres				
α_{1L}	Inércia da inflação de livres	Uniforme ([0;1])	0,24	[0,02; 0,38]
α_{1I}	Inércia da inflação IPCA	Uniforme ([0;1])	0,38	[0,13; 0,69]
α_2	Inflação importada	Uniforme ([0;1])	0,023	[0,006; 0,039]
α_3	Variação do câmbio	Uniforme ([0;1])	0,011	[0; 0,025]
α_4	Hiato do produto	Uniforme ([0;1])	0,120	[0,072; 0,198]
α_5	Anomalia climática, <i>El Niño</i>	Uniforme ([0;0,01])	0,0012	[0,0004; 0,0019]
α_6	Anomalia climática, <i>La Niña</i>	Uniforme ([0;0,01])	0,0007	[0; 0,0021]
Curva IS				
β_1	Autorregressivo da IS	Uniforme ([0;1])	0,85	[0,7; 0,95]
β_2	Juro real	Uniforme ([0;1])	0,44	[0,21; 0,66]
β_3	Resultado primário	Beta ([0,03;0,002])	0,030	[0,027; 0,032]
β_4	Hiato mundial	Uniforme ([0;1])	0,054	[0; 0,23]
β_5	Autorregressivo do choque da IS	Uniforme ([0;1])	0,84	[0,59; 0,99]
Regra de Taylor				
θ_1	Suavização dos juros, 1ª defasagem	Uniforme ([0;2])	1,48	[1,41; 1,54]
θ_2	Suavização dos juros, 2ª defasagem	Uniforme ([-1;1])	-0,58	[-0,63; -0,52]
θ_3	Desvio da expectativa de inflação em relação à meta	Uniforme ([0;4])	2,03	[1,47; 2,64]
Expectativas de inflação				
φ_1	Inércia das expectativas	Uniforme ([0;1])	0,75	[0,68; 0,82]
φ_2	Expectativa consistente com o modelo	Uniforme ([0;1])	0,11	[0,06; 0,13]
φ_3	Inflação passada	Uniforme ([0;1])	0,021	[0; 0,049]
Outras curvas				
δ	Diferencial de taxa de juros interna e externa	Uniforme ([0;10])	1,90	[0,77; 3,22]
γ_{nuci}	Coefficiente de proporcionalidade da Nuci	Uniforme ([0;3])	1,87	[1,65; 2,12]
γ_{emp}	Coefficiente de proporcionalidade do emprego	Uniforme ([0;3])	1,10	[0,96; 1,25]
γ_{caged}	Coefficiente de proporcionalidade do Caged	Uniforme ([0;3])	0,69	[0,61; 0,79]
σ^h	Desvio padrão de erro de mensuração	Uniforme ([0;2])	1,09	[0,98; 1,21]

* As distribuições uniformes são definidas com os limites dos intervalos da distribuição, as distribuições beta por média e desvio-padrão.

se dá de forma mais rápida e intensa do que em bens industriais por causa da resposta mais rápida e intensa à apreciação cambial resultante do choque de juros.

Uma depreciação permanente do câmbio de 10%, por sua vez, produz um efeito máximo na variação acumulada em quatro trimestres do IPCA de aproximadamente 0,96 p.p. e 0,87 p.p. no IPCA (Gráficos 2A e 2B), segundo os modelos agregado e desagregado, respectivamente. Nesse caso, a inflação de preços livres aumenta 0,72 p.p. e 0,61 p.p. e a de preços administrados cerca de 1,65 p.p. e 1,61 p.p., conforme os modelos agregado e desagregado, respectivamente. Considerando os pesos desse grupos, a contribuição da inflação de preços administrados para a inflação do IPCA é de cerca de 0,41p.p e 0,40p.p. nos modelos agregado e desagregado, respectivamente. Usando o modelo desagregado, percebe-se que, dentro dos preços livres, alimentação no domicílio é o grupo mais impactado pela depreciação cambial, seguida por bens industriais e, por último, por serviços (Gráfico 2C). Este último é afetado pela depreciação cambial apenas de forma indireta. A sua reação tem um pico que ocorre um pouco mais tarde que os demais e apresenta maior persistência.

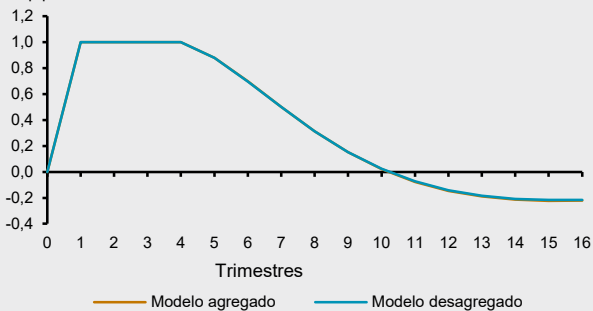
Tabela 2 – Parâmetros estimados, modelo desagregado

Parâmetros	Descrição da variável ou do parâmetro	Priori	Posteriori	
		Distribuição*	Moda	Intervalo de credibilidade (90%)
Curva de Phillips Bens Industriais				
α^B_1	Inércia da inflação setorial	Uniforme ([0;1])	0,43	[0,252; 0,598]
$\alpha^B_{2,0}$	<i>Commodities</i> metálicas em R\$, termo contemporâneo	Uniforme ([0;1])	0,0095	[0; 0,024]
$\alpha^B_{2,1}$	<i>Commodities</i> metálicas em R\$, 1ª defasagem	Uniforme ([0;1])	0,0082	[0; 0,021]
α^B_3	Petróleo em R\$	Uniforme ([0;1])	0,0086	[0; 0,015]
α^B_4	Variação do câmbio, 1ª defasagem	Uniforme ([0;1])	0,015	[0,0011; 0,0302]
α^B_5	Índice de pressão nas cadeias de suprimentos	Uniforme ([0;1])	0,23	[0; 0,45]
α^B_6	Hiato do produto	Uniforme ([0;1])	0,079	[0,017; 0,15]
Curva de Phillips Alimentação no domicílio				
α^A_1	Inércia da inflação setorial	Uniforme ([0;1])	0,53	[0,12; 0,63]
α^A_2	<i>Commodities</i> agrícolas em R\$	Uniforme ([0;1])	0,045	[0,0001; 0,083]
α^A_3	Variação do câmbio	Uniforme ([0;1])	0,023	[0; 0,066]
α^A_4	Hiato do produto	Uniforme ([0;1])	0,073	[0; 0,22]
α^A_5	Anomalia climática, <i>El Niño</i>	Uniforme ([0;0,01])	0,0044	[0,0022; 0,0069]
α^A_6	Anomalia climática, <i>La Niña</i>	Uniforme ([0;0,01])	0,0041	[0,0008; 0,0094]
α^A_7	Coeficiente MA(1) do choque da Phillips	Uniforme ([0;1])	-0,50	[-0,62; -0,01]
Curva de Phillips Serviços				
α^S_1	Inércia da inflação do IPCA	Uniforme ([0;1])	0,37	[0,19; 0,55]
α^S_2	Inércia da inflação setorial	Uniforme ([0;1])	0,30	[0,104; 0,497]
α^S_3	Hiato do produto	Uniforme ([0;1])	0,13	[0,095; 0,173]
Curva IS				
β_1	Autorregressivo da IS	Uniforme ([0;1])	0,86	[0,7; 0,96]
β_2	Juro real	Uniforme ([0;1])	0,44	[0,14; 0,69]
β_3	Resultado primário	Beta ([0,03;0,002])	0,030	[0,027; 0,033]
β_4	Hiato mundial	Uniforme ([0;1])	0,053	[0; 0,22]
β_5	Autorregressivo do choque da IS	Uniforme ([0;1])	0,83	[0,56; 1]
Regra de Taylor				
θ_1	Suavização dos juros, 1ª defasagem	Uniforme ([0;2])	1,48	[1,41; 1,53]
θ_2	Suavização dos juros, 2ª defasagem	Uniforme ([-1;1])	-0,58	[-0,63; -0,53]
θ_3	Desvio da expectativa de inflação em relação à meta	Uniforme ([0;4])	2,07	[1,55; 2,7]
Expectativas de inflação				
φ_1	Inércia das expectativas	Uniforme ([0;1])	0,74	[0,66; 0,79]
φ_2	Expectativa consistente com o modelo	Uniforme ([0;1])	0,12	[0,08; 0,15]
φ_3	Inflação passada	Uniforme ([0;1])	0,026	[0,004; 0,056]
Outras curvas				
δ	Diferencial de taxa de juros interna e externa	Uniforme ([0;10])	1,95	[0,73; 3,19]
γ_{nuci}	Coeficiente de proporcionalidade da Nuci	Uniforme ([0;3])	1,86	[1,65; 2,12]
γ_{emp}	Coeficiente de proporcionalidade do emprego	Uniforme ([0;3])	1,09	[0,97; 1,25]
γ_{caged}	Coeficiente de proporcionalidade do Caged	Uniforme ([0;3])	0,70	[0,62; 0,79]
σ^h	Desvio padrão de erro de mensuração	Uniforme ([0;2])	1,10	[0,98; 1,21]

* As distribuições uniformes são definidas com os limites dos intervalos da distribuição, as distribuições beta por média e desvio-padrão.

No caso da curva IS, um choque positivo de 1% no hiato do produto (que pode ser entendido como um choque de demanda) ocasiona elevação de 0,49 p.p. e 0,45 p.p. na inflação do IPCA acumulada em quatro trimestres, segundo os modelos agregado e desagregado, respectivamente. Na desagregação, percebe-se que a inflação

Gráfico 1A – Taxa de juros Selic após choque de política monetária
p.p. a.a.



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
Acumulada em quatro trimestres (p.p.)

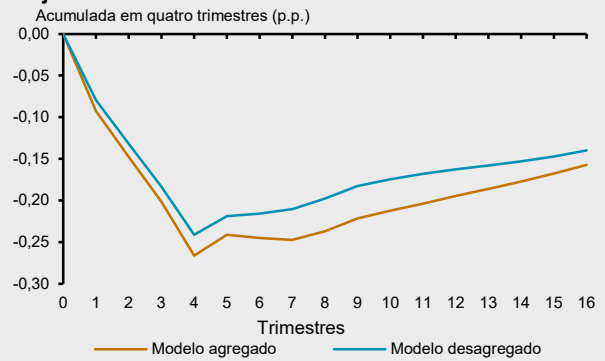


Gráfico 1C – Resposta das inflações setoriais ao choque na taxa de juros
Acumulada em quatro trimestres (p.p.)

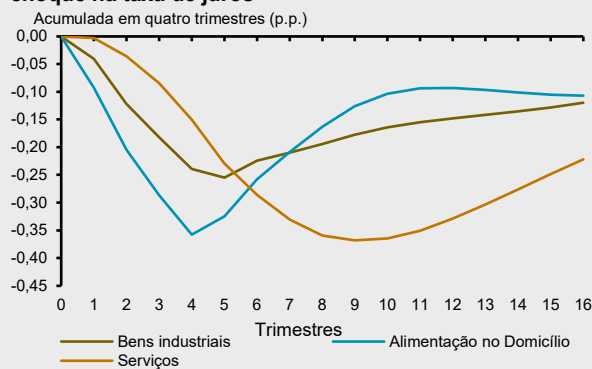
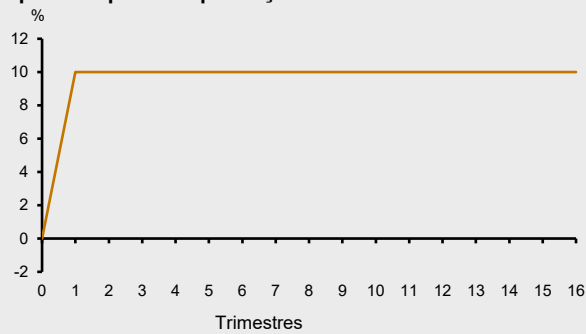


Gráfico 2A – Variação acumulada da taxa de câmbio após choque de depreciação cambial
%



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

Gráfico 2B – Resposta de inflação ao choque de depreciação cambial
Acumulada em quatro trimestres (p.p.)

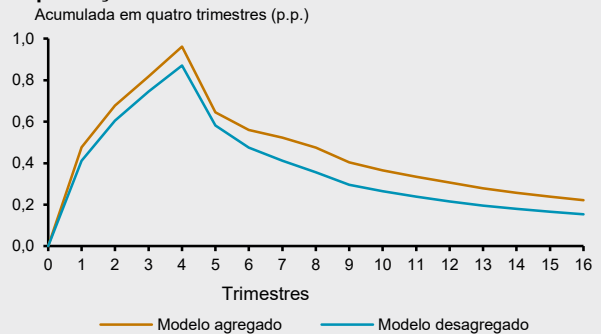
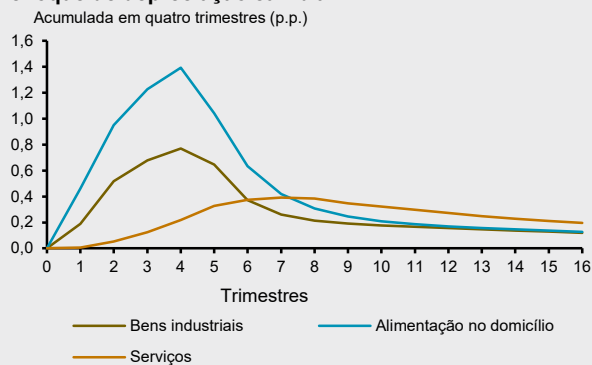
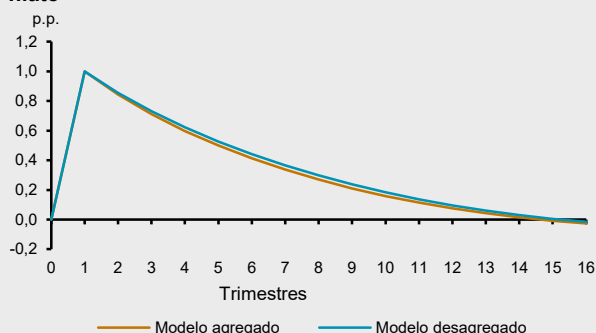


Gráfico 2C – Resposta das inflações setoriais ao choque de depreciação cambial
Acumulada em quatro trimestres (p.p.)



de serviços é a que mais responde ao choque no hiato, seguida por bens industriais e alimentação no domicílio (Gráfico 3C), refletindo as diferenças na magnitude do coeficiente no hiato do produto nas curvas setoriais de Phillips. A inflação de serviços também é a que apresenta maior persistência.

Gráfico 3A – Hiato do produto após choque no próprio hiato



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

Gráfico 3B – Resposta de inflação ao choque de hiato do produto

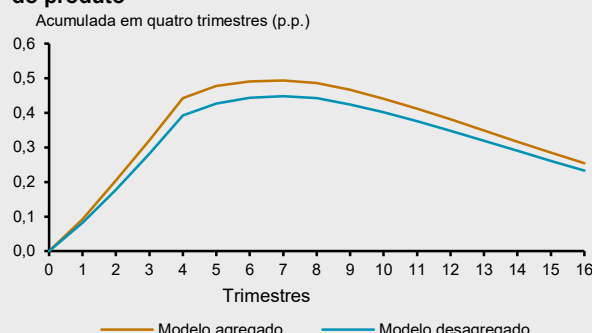
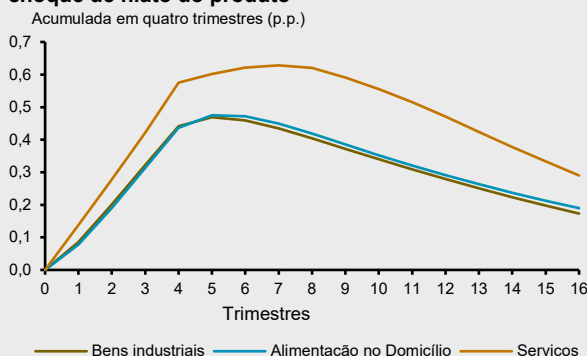
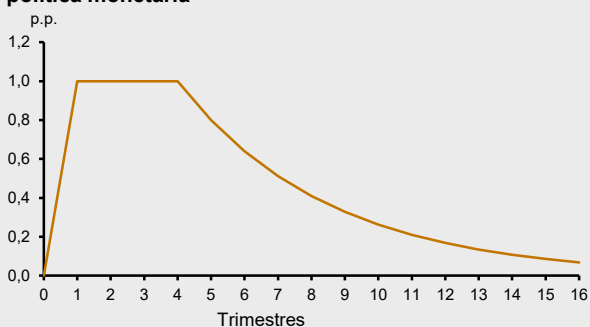


Gráfico 3C – Resposta das inflações setoriais ao choque de hiato do produto



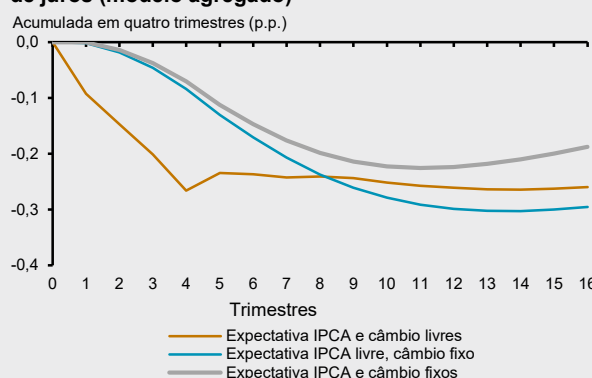
A transmissão de um choque de política monetária se faz por vários canais no modelo. Além do impacto sobre a demanda agregada e hiato do produto, representado na curva IS, o choque também afeta a inflação pelo canal de câmbio da equação da UIP e mais indiretamente via impacto nas expectativas de inflação. Pode-se ilustrar a existência desses canais por meio de um exercício simples usando o modelo agregado. Introduzimos no modelo um choque de juros exógeno com trajetória fixa, elevando-se 1 p.p. por quatro trimestres e depois decaído a um fator fixo de 0,8 por trimestre (Gráfico 4A). Essa trajetória fixa serve para silenciar a resposta endógena do modelo via regra de Taylor, garantindo que a trajetória de juro seja idêntica nos exercícios seguintes, tornando-os mais comparáveis. Num primeiro caso, permite-se que câmbio e expectativas respondam endogenamente ao choque de juros, observando-se uma resposta rápida e intensa (Gráfico 4B). Num segundo caso, silenciamos o canal de transmissão via câmbio, e a resposta da inflação

Gráfico 4A – Taxa de juros Selic após choque de política monetária



Elevação de 1p.p. na Selic por 4 trimestres, retornando gradualmente com taxa de decaimento 0,8.

Gráfico 4B – Resposta de inflação ao choque na taxa de juros (modelo agregado)



passa a ser mais defasada e persistente. Por fim, um último cenário em que se impede também a reação das expectativas de inflação, reduz-se ainda mais a intensidade da resposta da inflação, que apresenta também uma persistência menor. É interessante ilustrar esses canais de transmissão também porque, no processo de construção de cenários de projeção baseados em modelos, uma mesma trajetória de juros pode produzir respostas diferentes da inflação de acordo com as hipóteses que são simultaneamente levantadas sobre o comportamento de outras variáveis.

Considerações finais

Visando manter o nível de transparência que caracteriza as ações de política monetária, este boxe apresenta informações sobre a atualização dos modelos semiestruturais de pequeno porte utilizados pelo BC.

Essa revisão não alterou significativamente a estrutura dos modelos. Concentrou-se em aperfeiçoar pontos específicos da estimação e estender a amostra de estimação para até o quarto trimestre de 2023, considerando os ajustes necessários para lidar com o choque econômico gerado pela pandemia da Covid-19. Cabe enfatizar que, assim como em outros modelos utilizados pelo BC para efetuar análises de cenários e projeções, as especificações do modelo e estimação são continuamente reavaliadas e revisadas.

Ressalta-se ainda que as projeções apresentadas nos documentos oficiais do Copom são resultado da combinação dos seguintes elementos: (i) análise de conjuntura e 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, de modelos específicos para os itens de preços administrados e de estudos; (iii) construção de trajetórias e hipóteses sobre os condicionantes; e (iv) avaliação sobre o estado e perspectivas da economia.

Referência

LENZA, M., & PRIMICERI, G. E. (2022). "How to estimate a vector autoregression after March 2020", *Journal of Applied Econometrics*, 37(4), 688-699.