

Inércia Inflacionária e Determinantes das Expectativas de Inflação

O modelo novo-keynesiano de curva de Phillips híbrida, que faz parte do arcabouço teórico utilizado por diversos bancos centrais, estabelece como determinantes da dinâmica da inflação, além da atividade econômica (*proxy* para custos marginais) e de choques de oferta (modelados ou não), os componentes de inércia inflacionária e de expectativas de inflação. O primeiro relaciona a inflação corrente à dinâmica inflacionária de períodos anteriores, efeito que se manifesta principalmente via mecanismos de indexação. O segundo componente captura o impacto das perspectivas futuras dos agentes sobre a inflação. A correta identificação desses componentes é de fundamental importância para formuladores de política monetária, uma vez que podem determinar, particularmente em períodos de desinflação, quão rapidamente a inflação reverteria após um choque, impactando, dessa forma, a resposta apropriada de política. Em virtude da relevância para a política monetária, este box pretende analisar o comportamento da persistência da inflação no Brasil à luz da literatura sobre o tema, e identificar alguns determinantes das expectativas de inflação coletadas pelo Banco Central do Brasil, fazendo distinção entre expectativas de curto e de longo prazos.

A literatura empírica sobre o tema é diversificada e utiliza diversos métodos para estimação do grau de persistência de inflação. A forma mais simples consiste em regressar a taxa de inflação em suas várias defasagens e calcular a soma dos coeficientes desses termos defasados. Abordagens mais estruturais incluem estimações de curvas de Phillips, modelos semiestruturais, representação da dinâmica inflacionária usando fatores latentes, entre outras (ver Rudd e Whelan, 2007; Stock e Watson, 2007; Cechetti *et al.*, 2007; Mishkin, 2007; Pivetta e Reis, 2007)¹. A literatura empírica usualmente decompõe a inércia da inflação em: (i) persistência

1/ Para uma revisão das metodologias, ver trabalhos do projeto *Inflation Persistence Network* do Banco Central Europeu (BCE).

intrínseca, relacionada à própria natureza do processo de fixação de preços; (ii) persistência gerada pelas expectativas, advinda, por exemplo, da rigidez de informação, como em Mankiw e Reis (2002); e (iii) persistência extrínseca, produzida por outros fatores, tais como hiato do produto, juros e choques, que é transmitida para a inflação (Angeloni *et al.* (2004) e Dossche e Everaert, 2005).

Vários estudos sugerem que nos últimos anos a persistência inflacionária tem diminuído em economias maduras (Mishkin, 2007; Stock e Watson, 2007). Nos Estados Unidos, houve redução particularmente após a década de 1990, com o período conhecido como “grande moderação”. Há evidências de redução também nos países do G7 (Cechetti *et al.*, 2007). Resultado semelhante é encontrado pelo grupo de trabalho do projeto *Inflation Persistence Network* (IPN) para os países da Área do Euro. Os estudos da IPN sugerem que o grau de persistência inflacionária na Área do Euro atualmente é moderado².

No caso do Brasil, a evidência é menos consensual. Alguns trabalhos indicam redução na inércia da inflação nos últimos anos, enquanto outros mostram resultados opostos. Por exemplo, Chan e Matos (2010) aplicam a técnica de fatores latentes de Stock e Watson (2007) e métodos tradicionais de modelos autorregressivos, e indicam que o coeficiente de persistência declinou a partir de 2003. Machado e Portugal (2014) decompõem a inércia inflacionária em três fontes, e concluem que a persistência intrínseca se reduziu entre 1995 e 2011, enquanto que as parcelas de expectativas e extrínseca parecem não ter se alterado. De outro lado, Roache (2014) usa um arcabouço mais *forward looking* para comparar a inércia inflacionária do Brasil com um conjunto de países que adotam regime de metas para a inflação, e conclui que a persistência aumentou no Brasil até 2013, em particular no caso de choques para cima na inflação. Já Oliveira e Petrassi (2014) sugerem que a persistência permaneceu estável, para uma amostra de 40 países, que inclui o Brasil.

2/ Ver resumo dos principais achados dos estudos em https://www.zentral-bank.eu/pub/economic-research/research-networks/html/researcher_ipn_briefsummary.en.html

No presente boxe, ao invés de se buscar uma estimativa pontual, estimam-se diferentes especificações de curvas de Phillips, com várias medidas de hiato do produto e tratamentos distintos do componente de expectativas, para se obter um intervalo para o coeficiente de persistência inflacionária. Os modelos estimados possuem a seguinte forma:

$$(1) \pi_t^l = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 E_t \pi_{t+1} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \Delta e_{t-m}^f + \alpha_3 h_{t-j} + \theta' x_t + \sum_{k=1}^4 \varphi_k d_{kt} + \varepsilon_t$$

em que π_t^l é a taxa de inflação de preços livres, π_t é a taxa de inflação cheia, E_t é o operador de expectativas, Δe_t^f é a inflação importada (variação da taxa de câmbio e dos preços externos), h_t é a medida de hiato do produto, x_t é um vetor de choques de oferta modelados com média zero no longo prazo, d_{kt} são *dummies* sazonais, ε_t é o choque de oferta não modelado e os outros termos são parâmetros a serem estimados. Os modelos foram estimados com dados trimestrais para toda a amostra a partir de 2002, pelo método de momentos generalizados (Generalized Method of Moments – GMM). Entre as várias especificações estimadas, o parâmetro de persistência inflacionária encontrou-se no intervalo entre 0,3 e 0,6, o que indica que a dinâmica inflacionária no Brasil apresenta certa dependência das taxas de inflação de períodos anteriores³.

Em relação ao componente *forward looking*, buscou-se investigar alguns fatores que podem ajudar a explicar a dinâmica das expectativas de inflação no Brasil, fazendo a distinção entre expectativas para prazos mais curtos e expectativas para horizontes mais longos. As equações estimadas possuem a seguinte especificação:

$$(2) \pi_t^{e,t+k} = \gamma_1 \pi_{t-1}^{e,t+k-1} + \gamma_2 \pi_t^* + \gamma_3 \pi_{t-1} + \gamma_4 h_{t-j} + \gamma_5 \Delta e_{t-m} + \gamma_6 Sup_{t-1} + \gamma_7 r_t + \zeta_t$$

na qual $\pi_t^{e,t+k}$ é a expectativa de inflação para o período $t+k$ medida no momento t , π_t^* é a meta de inflação oficial (calculada para o horizonte considerado para as expectativas), π_{t-1} é a inflação realizada do período anterior, h_t é o hiato do produto, Δe_t mede a variação na taxa de câmbio, Sup_t é o ciclo do *superavit* primário estrutural, extraído por meio do filtro Hodrick-Prescott (HP), r_t é a taxa de juros real *ex-ante* (medida pelo *Swap-360* deflacionado pela expectativa de inflação relativa ao

3/ Para economias maduras, o parâmetro de persistência da curva de Phillips estimado encontra-se usualmente abaixo de 0,5, ver, *inter alia*, Angeloni *et al.* (2004), Galí e Gertler (1999) e Rudd e Whelan (2007).

período de vigência do contrato de *Swap*), e ζ_t é o termo de erro⁴. Nas regressões foram usados dados trimestrais⁵. Para separar o impacto desses fatores nas expectativas curtas e longas, a equação (2) foi estimada considerando a mediana das expectativas de inflação para o período de um trimestre (expectativa em t para o trimestre seguinte), expectativas de um ano (medida em t para os próximos quatro trimestres) e de dois anos (expectativa medida em t para os quatro trimestres compreendidos entre $t+5$ e $t+8$). No caso das regressões com expectativas de um ano e de dois anos, considerou-se também como regressores as expectativas para juros e câmbio. Para lidar com o problema de endogeneidade, os modelos foram estimados pelo método de GMM.

A Tabela 1 apresenta os resultados das estimações. Os parâmetros estatisticamente significantes são reportados em negrito. Os resultados sugerem que existem diferenças importantes nos fatores que afetam a formação de expectativas nos vários horizontes. Para horizontes mais curtos, as variáveis relevantes parecem ser as próprias expectativas defasadas, a inflação efetiva ocorrida no período anterior e a variação cambial recente. Note-se que outras variáveis, como taxa de juros, hiato do produto e meta de inflação não apresentam significância, em parte, devido ao fato de a política monetária operar com defasagens, com menor influência no horizonte de curtíssimo prazo. Para horizontes mais longos, a taxa de juros afeta negativamente e com significância estatística as expectativas de inflação. Pontualmente, o coeficiente da taxa de juros é maior na estimacão para as expectativas de dois anos. Além disso, quanto mais longo o horizonte, maior parece ser a influência da meta de inflação oficial. Os resultados sugerem também menor impacto da inflação efetiva recente e da variação cambial em horizontes mais longos⁶. Em resumo, os resultados sugerem que as expectativas inflacionárias em horizontes mais curtos são mais influenciadas pelas informações recentes da taxa de inflação efetiva e pela variação cambial, enquanto em horizontes mais longos os fatores mais importantes são a política monetária e a meta de inflação.

4/ Na regressão de três meses foram incluídas *dummies* sazonais.

5/ As expectativas foram coletadas na segunda semana do primeiro mês de cada trimestre, após a divulgação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do mês anterior.

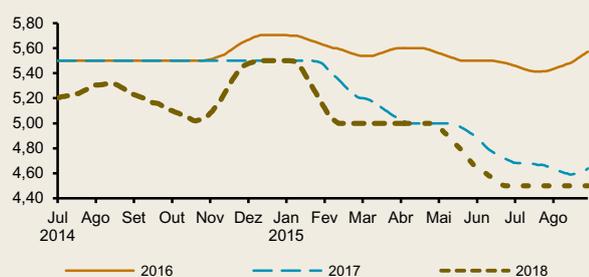
6/ Os termos de expectativas de juros e de câmbio não foram significantes e não são reportados.

Tabela 1 – Regressões das expectativas de inflação ^{1/}

	3 meses	12 meses	12-24 meses
lag expectativas	0,33 (0,08)	0,41 (0,14)	0,39 (0,14)
meta	0,06 (0,51)	0,46 (0,06)	0,69 (0,13)
inflação passada	0,24 (0,02)	0,20 (0,08)	0,01 (0,05)
hiato	-0,04 (0,04)	0,18 (0,04)	0,00 (0,10)
câmbio	0,02 (0,00)	0,04 (0,02)	0,01 (0,01)
superavit	-0,06 (0,06)	-0,15 (0,13)	-0,07 (0,31)
juros	-0,01 (0,03)	-0,13 (0,04)	-0,24 (0,09)
R ²	0,74	0,70	0,17
N	47	47	47
Período	2003T1-2014T3	2003T1-2014T3	2003T1-2014T3

1/ Erro padrão entre parênteses

Gráfico 1 – Expectativas de inflação



Esses resultados podem ajudar na compreensão do comportamento das expectativas de inflação para diferentes horizontes, observado recentemente. O Gráfico 1 mostra a mediana das expectativas dos agentes de mercado para a inflação de 2016, 2017 e 2018 coletadas pelo Banco Central. Observa-se que as expectativas para 2017 e para 2018, que encontravam-se próximas a 5,5% no final de 2014, recuaram para níveis próximos à meta atual de 4,5%. Já as expectativas para 2016 têm demonstrado maior resistência. A influência de fatores de curto prazo, como o nível ainda elevado da inflação corrente e a volatilidade cambial, parece dominar as previsões para o ano de 2016, com os agentes atribuindo maior peso a esses fatores, em comparação aos impactos da política monetária. Os efeitos do atual ciclo de ajuste da taxa básica de juros se fizeram sentir mais fortemente na redução das expectativas para prazos mais longos.

Por fim, tentou-se avaliar o impacto das surpresas relacionadas à inflação de curto prazo sobre as expectativas dos agentes, utilizando-se janela de identificação em torno da data de divulgação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para calcular a medida de surpresa provocada pelo IPCA e

a variação nas expectativas decorrentes da surpresa, como em estudos de eventos. Especificamente, foram estimadas regressões com a seguinte forma funcional, usando dados mensais desde 2001:

$$(3) \quad \Delta\pi_t^{e,t+k} = \mu + \beta s_t + \eta_t$$

em que $\Delta\pi_t^{e,t+k}$ representa a variação na média das expectativas de inflação para o período $t+k$ (calculada entre a véspera da divulgação do IPCA e o final da janela de identificação), s_t mede a surpresa em relação à inflação do mês corrente (obtida pelo IPCA menos a expectativa para a inflação do mês corrente na véspera do IPCA) e η_t é um termo de erro. As regressões usam dados de expectativas de inflação para o horizonte de três meses e de doze meses e foram realizadas estimações com janelas de dois e de cinco dias úteis⁷.

A Tabela 2 mostra os resultados das estimações. Independentemente do tamanho da janela de identificação, o efeito da surpresa é economicamente relevante e estatisticamente significativo. Quando a inflação do mês corrente vem acima do valor esperado pelos agentes de mercado, ocorre um ajuste das expectativas para cima. O inverso acontece em caso de surpresas para baixo. Foram também realizadas estimações com dados em nível individual e os resultados qualitativos foram mantidos. Portanto, realizações da inflação além ou aquém da esperada pelos agentes afetam as expectativas para prazos mais longos, e, via mecanismo de expectativas na curva de Phillips, também afetam a inflação corrente.

Tabela 2 – Efeito de surpresas sobre as expectativas

	3 meses		12 meses	
	2 dias	5 dias	2 dias	5 dias
Surpresa ^{1/}	0,34	0,60	0,39	0,76
	(0,03)	(0,17)	(0,06)	(0,31)
R ²	0,37	0,38	0,20	0,27
N	160	160	160	160

1/ Erro padrão entre parênteses

7/ O tamanho da janela em torno da divulgação do IPCA é fundamental para a identificação do efeito, pois não pode ser muito pequena, de tal forma que não haja tempo para os agentes reagirem e mudarem suas expectativas, nem muito longa de forma a contaminar a variação das expectativas com a divulgação de outras informações.

Em resumo, este boxe buscou avaliar o impacto dos componentes de inércia e de expectativas sobre a dinâmica inflacionária no Brasil. As estimações realizadas sugerem que a inflação corrente depende de maneira importante da inflação passada, como mostra o intervalo de estimativas do coeficiente de persistência. Em relação ao termo de expectativas, há evidências de que as previsões dos agentes para prazos mais curtos são fortemente dependentes de desenvolvimentos recentes, principalmente na inflação e na taxa de câmbio. No caso das expectativas para prazos mais longos, ganham importância a postura da política monetária e a meta de inflação. Esses resultados podem ajudar a explicar por que as expectativas de inflação para 2017 e para 2018 indicam maior convergência para a meta, enquanto as expectativas para 2016 mostram certa resistência. Por fim, as evidências apresentadas neste boxe sugerem dois fatores cujas contribuições determinam, de maneira oposta, a dinâmica das expectativas de inflação. Enquanto a persistência contribui para sua resistência, a reação às surpresas inflacionárias pode potencializar o processo de convergência, à medida em que os efeitos cumulativos dos aumentos de juros tenham impacto sobre a inflação.

Referências

ANGELONI, I., AUCREMANNE, L., EHRMANN, M., GALÍ, J., LEVIN, A. e SMETS, F. (2004), “Inflation Persistence in the Euro Area: Preliminary Summary of Findings”, *mimeo*.

CECHETTI, S., HOOPER, P., KASMAN, B., SCHOENHOLTS, K., e WATSON, M. (2007), “Understanding the Evolving Inflation Process”, U.S. Monetary Policy Forum. Disponível em: <http://research.chicagogsb.edu/gfm/events/conferences/2007-usmonetaryforum.aspx>

CHAN, M. e MATOS, S. (2010), “Changes in Brazilian Inflation Persistence”, 38º Encontro Nacional de Economia (ANPEC), Salvador.

DOSSCHE, M. e EVERAERT, G. (2005), “Measuring Inflation Persistence: A Structural Time Series Approach”, European Central Bank Working Paper Series no. 495.

GALÍ, J. e GERTLER, M. (1999), “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, pp. 195-222.

MACHADO, V. e PORTUGAL, M. (2014), “Measuring Inflation Persistence in Brazil Using a Multivariate Model”, *Revista Brasileira de Economia*, vol. 68(2), pp.: 225-241.

MANKIW, G. e REIS, R. (2002), “Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117(4), pp.: 1295-1328.

MISHKIN, F. (2007), “Inflation Dynamics”, *International Finance*, vol. 10(3), pp.: 317-334.

OLIVEIRA, F. e PETRASSI, M. (2014), “Is Inflation Persistence Over?”, *Revista Brasileira de Economia*, vol. 68(3), pp.: 393-422.

PIVETTA, F. e REIS, R. (2007), “The persistence of inflation in the United States”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 31(4), pp.: 1326-1358.

ROACHE, S. (2014), “Inflation Persistence in Brazil - A Cross Country Comparison”, IMF Working Paper no. 55.

RUDD, J. e WHELAN, K. (2007), “Modelling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research”, *Journal of Money, Credit and Bank*, vol. 39, s1, pp.: 155-170.

STOCK, J. e WATSON, M. (2007), “Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?”, *Journal of Money, Credit and Bank*, vol. 39, s1, pp.: 3-33.