



Repasso cambial sob a ótica de um modelo semiestrutural

Estudo Especial nº 26/2018 – Divulgado originalmente como box do Relatório de Inflação (setembro/2018) - volume 20 | nº 3

A magnitude do repasse de variações na taxa de câmbio para o nível de preços ao consumidor (“*pass-through*”) depende de vários fatores e pode variar ao longo do tempo.¹ Mapear esses fatores contribui para melhor compreensão da dinâmica da inflação.

Este box apresenta estudo sobre determinantes da magnitude do repasse cambial no Brasil sob a ótica de um modelo semiestrutural de pequeno porte. Investiga-se de que forma fatores como magnitude da depreciação, ciclo econômico, ancoragem das expectativas e margem operacional das firmas afetam a intensidade do repasse cambial.

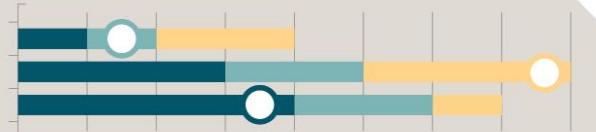
Modelo semiestructural de preços agregados e o repasse cambial

Com o propósito de auxiliar o processo decisório do Comitê de Política Monetária (Copom), o Banco Central do Brasil (BCB) utiliza diversos modelos para projetar variáveis macroeconômicas, construir cenários e simular efeitos de políticas econômicas. No caso dos modelos semiestruturais, o repasse cambial para a inflação doméstica dos preços livres é capturado por meio de um termo na curva de Phillips que representa a inflação externa expressa em reais.² Neste box, são apresentadas estimativas de um conjunto de modelos que procuram captar, na curva de Phillips dos preços livres, o papel de possíveis fatores que afetam o grau de repasse cambial na economia brasileira. Ressalta-se que o repasse cambial também opera nos modelos do BCB por meio dos preços administrados, para os quais existem modelos específicos. Nesses modelos, o repasse cambial aos preços administrados depende primordialmente de regras de reajuste de determinados itens.³ Por essa razão, a análise neste box concentra-se no repasse cambial à inflação de preços livres.

¹ Ver, por exemplo, Goldfajn e Werlang (2000), Correa e Minella (2010), Frankel *et al.* (2012), IMF (2016) e de Mendonça e Tiberto (2017).

² Nos modelos semiestruturais, a inflação externa é representada pela variação de um índice de preços de *commodities* em dólar norte-americano convertido em moeda nacional pela taxa de câmbio correspondente. Para maiores detalhes ver box “Modelo agregado de pequeno porte – 2017”, no Relatório de Inflação de junho de 2017, e “Modelo de preços desagregados de pequeno porte – 2018”, no Relatório de Inflação de junho de 2018.

³ Ver box “Reformulação dos modelos para projeção de médio prazo dos preços administrados”, no Relatório de Inflação de setembro de 2017.



O efeito da variação cambial sobre a inflação é usualmente estimado por meio de um parâmetro que reflete, na amostra considerada, o repasse médio da variação cambial para a inflação, como habitualmente ocorre com qualquer variável de um modelo de regressão padrão. Porém, a cada momento, o repasse cambial pode se distanciar do repasse histórico médio devido a vários fatores, como, por exemplo, o ciclo econômico e possíveis assimetrias no grau de repasse entre apreciações e depreciações cambiais.

Para avaliar possíveis determinantes do grau de repasse cambial para a inflação de preços livres na economia brasileira, utilizou-se um modelo semiestrutural agregado de pequeno porte. O modelo é formado pelas seguintes equações: uma curva de Phillips para a inflação de preços livres; uma curva IS, que descreve a trajetória do hiato do produto; uma curva para o prêmio do swap pré-DI de 360 dias; e uma regra de Taylor.

A curva de Phillips para a inflação de preços livres é representada por:⁴

$$(1) \pi_t^L = \sum_{i>0} \alpha_{1i} E_t \pi_{t+i} + \sum_{j>0} \alpha_{2j} \pi_{t-j} + \sum_{k \geq 0} \alpha_{3k} \pi_{t-k}^* + \sum_{l>0} \alpha_{4l} h_{t-l} + \sum_{n \geq 0} \sum_p \alpha_{5n}^p Z_{t-n}^p + \varepsilon_t,$$

onde π_t^L é a inflação de preços livres do IPCA; $E_t \pi_{t+i}$ é a expectativa em t acerca da inflação do IPCA i trimestres à frente; π_t é a inflação do IPCA; π_t^* é uma medida de inflação importada; h_t é uma medida do hiato do produto; Z_t^p é uma variável de controle p ; e ε_t é um termo de erro. Os parâmetros são estimados impondo-se a restrição de verticalidade da curva de Phillips no longo prazo, $\sum_i \alpha_{1i} + \sum_j \alpha_{2j} + \sum_k \alpha_{3k} = 1$.

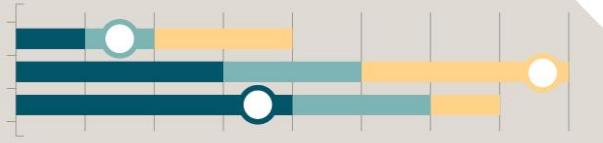
Foram testadas diferentes especificações da curva de Phillips a fim de analisar como o repasse cambial é afetado por diferentes não-linearidades. Foram examinados os seguintes possíveis determinantes do repasse cambial: (i) o estágio do ciclo econômico; (ii) o grau de ancoragem das expectativas de inflação; (iii) a magnitude da depreciação cambial; e (iv) a capacidade das firmas de absorver choques de custos, representada por sua margem operacional.

Para analisar como o grau de repasse cambial varia com esses determinantes, modela-se o coeficiente de repasse cambial α_{3k} como função das variáveis de interesse. Assim, esse parâmetro torna-se variante ao longo do tempo:

$$(2) \alpha_{3k,t} = \beta_{1k} + \beta_2 h_{t-1}^{neg} + \beta_3 \sum_{r=0}^1 \hat{\pi}_{t-r}^e / 2 + \beta_4 \sum_{s=0}^1 \Delta e_{t-s}^{depr} / 2 + \beta_5 \bar{m}_{t-1},$$

onde

⁴ A especificação das curvas IS e da curva para o prêmio do swap pré-DI de 360 dias consta no box “Modelo agregado de pequeno porte – 2017”, no Relatório de Inflação de junho de 2017. A regra de Taylor, por sua vez, relaciona a taxa Selic aos desvios de inflação esperada de sua meta, ao hiato do produto, ao nível de equilíbrio da Selic e a termos autorregressivos da Selic.



$h_t^{neg} = \begin{cases} h_t; & \text{se } h_t < 0 \\ 0; & \text{caso contrário} \end{cases}$, ou seja, é o valor do hiato do produto quando este se encontra no campo negativo e zero caso contrário;

$\hat{\pi}_t^e = \begin{cases} \pi_{t,24m}^{e,12m} - \bar{\pi}_{t,24m}; & \text{se } \pi_{t,24m}^{e,12m} - \bar{\pi}_{t,24m} > 0 \\ 0; & \text{caso contrário} \end{cases}$, sendo $\pi_{t,24m}^{e,12m}$ a expectativa de analistas no

trimestre t para a inflação 24 meses à frente, acumulada em doze meses, calculada a partir da pesquisa Focus,⁵ e $\bar{\pi}_{t,24m}$ uma medida interpolada para a meta para a inflação 24 meses à frente^{6,7};

$\Delta e_t^{depr} = \begin{cases} \Delta e_t - (\pi - \pi^{ext}) & \text{se } \Delta e_t > \pi - \pi^{ext} \\ 0; & \text{caso contrário} \end{cases}$, sendo Δe_t a variação da taxa de

câmbio nominal (R\$/US\$) e $\pi - \pi^{ext}$ é um termo que procura captar o diferencial entre as inflações doméstica e externa consistente com condições de longo prazo de modelagem da curva de Phillips para os preços livres; e

\bar{m}_t é a média do(s) último(s) período(s) do componente cíclico da margem operacional das empresas do Índice Brasil 100 (IBRX 100).

Em algumas especificações, em vez de se usar valores contínuos para a medida do hiato do produto, utilizou-se uma variável *dummy* para indicar os períodos em que o hiato do produto estava em campo negativo. Por sua vez, o termo Δe_t^{depr} assume valores não nulos apenas quando a depreciação da taxa de câmbio nominal excede o termo do diferencial de inflação doméstica e externa.

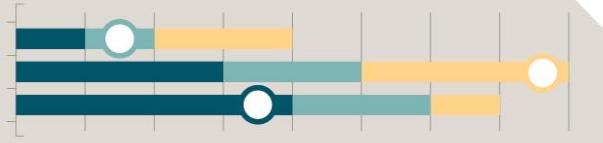
Substituindo a equação (2) em (1), obtém-se:⁸

⁵ A série foi construída por meio de interpolações. Quando as expectativas de inflação mensais para além de um ano-calendário à frente estavam disponíveis, efetuou-se a interpolação entre a expectativa de inflação para dois anos-calendário à frente e a última expectativa mensal de inflação disponível, acumulada em doze meses. Caso contrário, efetuou-se a interpolação entre a expectativa de inflação para dois anos-calendário à frente e a expectativa de inflação para um ano-calendário à frente.

⁶ Nos casos em que a expectativa situou-se abaixo da meta, a variável assumiu valor zero.

⁷ Como as metas para a inflação são definidas apenas para anos-calendário, a série foi construída por meio da interpolação entre a meta para dois anos-calendário à frente e um ano-calendário à frente, utilizando os valores das metas que haviam sido anunciados à época. Quando necessário, a meta foi extrapolada utilizando a hipótese de que o valor para o horizonte mais longo anunciado se manteria até o segundo ano-calendário à frente.

⁸ Note que Δe_t^{depr} , quando positivo, multiplica uma outra variável (inflação importada) que já inclui a variação do câmbio, resultando em um termo quadrático na magnitude da depreciação cambial. Para efeito de comparabilidade, a estrutura de defasagem utilizada para o hiato do produto e para a variação cambial não variou entre as especificações.



$$\begin{aligned}
 (3) \pi_t^L = & \sum_{i>0} \alpha_{1i} E_t \pi_{t+i} + \sum_{j>0} \alpha_{2j} \pi_{t-j} \\
 & + \sum_{k \geq 0} \left(\beta_{1k} \pi_{t-k}^* + \beta_2 \pi_{t-k}^* h_{t-1}^{neg} + \beta_3 \pi_{t-k}^* \sum_{r=0}^1 \hat{\pi}_{t-r}^e / 2 \right. \\
 & \quad \left. + \beta_4 \pi_{t-k}^* \sum_{s=0}^1 \Delta e_{t-s}^{depr} / 2 + \beta_5 \pi_{t-k}^* \bar{m}_{t-1} \right) + \sum_{l>0} \alpha_{4l} h_{t-l} + \sum_{n \geq 0} \sum_p \alpha_{5n}^p Z_{t-n}^p \\
 & + \varepsilon_t.
 \end{aligned}$$

A estimação do sistema de equações foi realizada utilizando MMG (“*Métodos de Momentos Generalizados*”), com dados trimestrais e considerando na amostra ao menos o período entre o primeiro trimestre de 2003 e o primeiro trimestre de 2018.⁹ Foram consideradas 23 especificações, que diferem entre si pelo conjunto utilizado de variáveis determinantes do repasse cambial. Em algumas estimativas, todas as variáveis de interesse foram incluídas, enquanto em outras, apenas um subconjunto de possíveis determinantes do repasse foi considerado. A variedade de especificações objetiva contrabalançar a incerteza inerente a qualquer método de estimativa de modelos, e, em especial no caso deste estudo, ajuda a mitigar o grau de incerteza advindo do tamanho relativamente pequeno da amostra utilizada. Para efeito de apresentação dos resultados, as especificações foram agrupadas em nove subgrupos, correspondendo às diferentes combinações possíveis de conjuntos de variáveis de interesse.

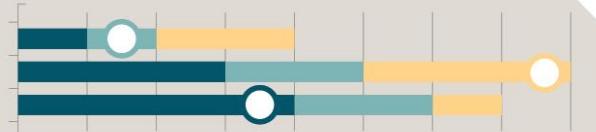
Resultados

A Tabela 1 apresenta os efeitos das variáveis de interesse sobre o repasse cambial. Para cada um dos subgrupos de modelos estimados, apresentam-se os valores mínimos e máximos de cada coeficiente dentro do subgrupo.¹⁰ Os coeficientes apresentados na tabela correspondem aos valores estimados para os parâmetros β_2 , β_3 , β_4 e β_5 da equação (3). Assim, eles indicam em quantos pontos percentuais (p.p.) o coeficiente de repasse é afetado por uma variação de 1 p.p. em cada variável de interesse.¹¹ Portanto, comparações entre os impactos das variáveis de interesse sobre o repasse cambial dependem tanto dos coeficientes estimados quanto da magnitude e unidade das variáveis de interesse.

⁹ O início da amostra varia de acordo com a disponibilidade das variáveis de interesse utilizadas em cada especificação.

¹⁰ A faixa de valores de cada coeficiente levou em conta o valor pontual do parâmetro em cada estimativa e não o seu intervalo de confiança.

¹¹ Nos casos em que a variável h_t^{neg} é substituída por uma dummy, o parâmetro β_2 indica o impacto, em pontos percentuais, da presença de um hiato negativo sobre o coeficiente de repasse cambial.



Em todas as especificações, os coeficientes das variáveis de interesse mostraram-se estatisticamente significativos e apresentaram o sinal esperado. Assim, as estimativas evidenciam que hiato do produto negativo e ancoragem das expectativas de inflação contribuem para reduzir o repasse cambial, enquanto que redução da margem operacional das firmas e magnitude da depreciação do câmbio são fatores que aumentam o repasse cambial.

Tabela 1 – Estimativas dos efeitos de determinantes do repasse cambial*

Limits inferior e superior dos valores pontuais dos parâmetros associados à variável de repasse cambial**

| Subgrupos das especificações *** | Hiato negativo β_2 | Desancoragem das expectativas de inflação β_3 | Magnitude da depreciação cambial β_4 | Margem operacional das empresas β_5 |
|----------------------------------|-----------------------------|--|---|--|
| 1 | (-3,2 -2,1) | | | |
| 2 | | 5,0 | | |
| 3 | | | (0,32 0,33) | |
| 4 | (-5,9 -4,7) | (6,5 6,7) | | |
| 5 | | 4,8 | 0,12 | |
| 6 | | 2,8 | | -0,7 |
| 7 | (-7,0 -4,0) | (6,4 6,6) | (0,11 0,12) | |
| 8 | (-9,1 -3,2) | (3,6 6,6) | | (-1,1 -0,4) |
| 9 | (-8,4 -7,9) | (1,5 5,0) | (0,18 0,19) | (-1,5 -0,7) |

* Foram estimadas 23 especificações. Todas as variáveis de interesse foram significativas a 10% ou menos em todas as especificações.

** Os valores referem-se aos valores estimados para os parâmetros β_2 , β_3 , β_4 e β_5 da equação (3), expressos em pontos percentuais. Os subgrupos 2, 5 e 6 possuem apenas uma especificação cada.

*** Os subgrupos das especificações são compostos pelos seguintes fatores: Subgrupo 1: Hiato negativo; Subgrupo 2: Desancoragem das expectativas de inflação; Subgrupo 3: Magnitude da depreciação cambial; Subgrupo 4: Hiato negativo e desancoragem das expectativas de inflação; Subgrupo 5: Desancoragem das expectativas de inflação e magnitude da depreciação cambial; Subgrupo 6: Desancoragem das expectativas de inflação e margem operacional das empresas; Subgrupo 7: Hiato negativo, desancoragem das expectativas de inflação e magnitude da depreciação cambial; Subgrupo 8: Hiato negativo, desancoragem das expectativas de inflação e margem operacional das empresas; Subgrupo 9: Hiato negativo, desancoragem das expectativas de inflação, magnitude da depreciação cambial e margem operacional das empresas.

Os resultados sugerem que a magnitude da depreciação cambial afeta o grau de repasse: quanto maior a depreciação, maior o coeficiente de repasse cambial. Os subgrupos que incluem também a medida de desancoragem das expectativas de inflação (5, 7 e 9) indicam que, para cada 1 p.p. de aumento na depreciação, o coeficiente de repasse cambial se eleva na faixa de 0,11 p.p. a 0,19 p.p.

As estimativas indicam que o grau de ancoragem das expectativas desempenha um papel central na determinação do repasse cambial. Para cada aumento de 1 p.p. no grau de desancoragem, o coeficiente de repasse se eleva entre 1,5 p.p. e 6,7 p.p. Esses resultados destacam a importância da ancoragem das expectativas para o controle da inflação. Quando as expectativas estão ancoradas, o impacto de depreciações cambiais sobre as expectativas de inflação é mitigado, reduzindo o repasse cambial aos preços. Elemento fundamental para a ancoragem das expectativas é a credibilidade do banco central e do regime de política econômica.

Em relação ao ciclo da margem operacional das empresas, as estimativas sugerem que, para cada 1 p.p. de aumento desse indicador, o coeficiente de repasse cambial diminui entre 0,4 p.p.



e 1,5 p.p. Essas evidências são compatíveis com a hipótese de que, quando sua margem operacional é maior, as firmas apresentam maior capacidade de absorver pressões de custos, moderando o repasse de uma depreciação cambial para os preços. Por outro lado, quando a margem operacional é menor, as firmas apresentam menor espaço para absorver variações cambiais, o que tende a aumentar o grau de repasse.

Outro fator importante para determinar a magnitude do repasse cambial é o estágio do ciclo econômico. As estimativas apontam que, à medida que o hiato do produto se torna mais negativo, o coeficiente de repasse diminui. As especificações que incluem essa variável sugerem que, no caso de um hiato do produto negativo em 1%, o repasse cambial é de 2,1 p.p. a 9,1 p.p. menor do que quando a economia está operando acima de ou em seu potencial. Essas estimativas envolvem tanto as especificações que utilizam uma variável *dummy* para o hiato negativo, como as que consideram a magnitude do hiato negativo. Esse resultado é consistente com a hipótese de que, em momentos de baixa atividade econômica, as firmas têm mais dificuldade de repassar as depreciações cambiais ao consumidor.

Com base nos resultados apresentados na Tabela 1, é possível identificar como, em cada período do tempo, os fatores analisados contribuíram para a evolução do repasse cambial. O Gráfico 1 mostra a contribuição relativa de cada um dos determinantes da parte variável do coeficiente de repasse cambial ($\alpha_{3,t}^v = \alpha_{3,t} - \beta_1$) para o repasse cambial em cada período do tempo. A contribuição de cada determinante foi calculada a partir da multiplicação de cada coeficiente pelo valor de seu respectivo determinante e foi então normalizada de tal forma que a soma das contribuições seja igual a 1 no primeiro trimestre de 2003. Valores positivos (negativos) indicam fatores que, naquele momento, contribuíam para um maior (menor) repasse.

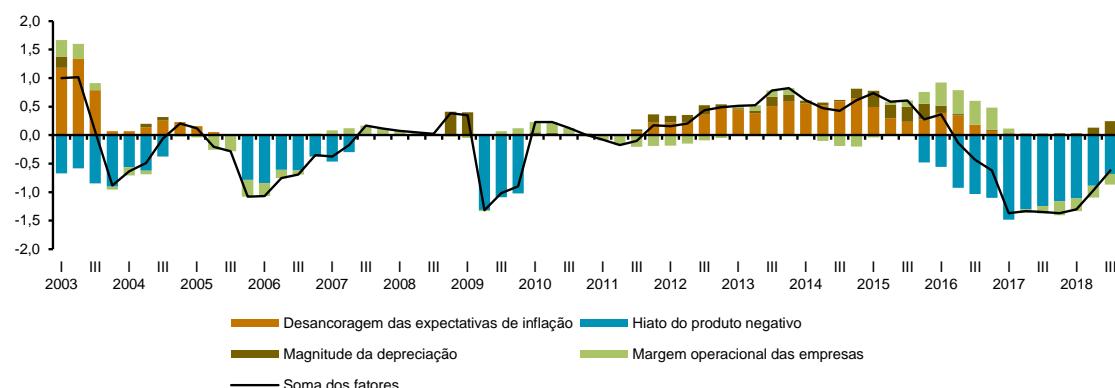
Aplicando o modelo para o período recente, referente ao segundo e terceiro trimestres de 2018, constata-se que, embora a magnitude da depreciação cambial atue para um repasse cambial mais alto, a ancoragem das expectativas, a posição no ciclo econômico e a margem operacional das empresas contribuem para reduzir o grau de repasse cambial quando comparado a outros momentos.¹² Considerando-se a magnitude das contribuições de cada fator, prepondera o efeito dos fatores que reduzem o repasse cambial.

¹² Para efetuar esse exercício, assumiu-se que a taxa de câmbio de setembro de 2018 seria igual à cotação média observada nos cinco dias úteis encerrados na sexta-feira anterior à reunião do Copom em setembro de 2018 (R\$4,15/US\$).



Gráfico 1 – Contribuição dos fatores que afetam a magnitude do repasse cambial

Valores normalizados para que a soma dos fatores seja igual a 1 no primeiro trimestre de 2003



Considerações finais

Este box explora como o coeficiente de repasse cambial pode ser afetado por diferentes conjunturas. Em particular, os resultados reforçam a importância da ancoragem das expectativas de inflação para a condução da política monetária, uma vez que fornecem evidências de que o repasse cambial é mais contido em ambiente de expectativas ancoradas.

Como tem sido enfatizado em outras edições do Relatório de Inflação, modelos são instrumentos de suporte aos processos decisórios e à análise econômica e devem ser combinados com o uso de amplo conjunto de informações e o exercício de julgamento.

Referências

- CORREA, A. S. e MINELLA, A. (2010): “Nonlinear Mechanisms of the Exchange Rate Pass-Through: A Phillips Curve Model with Threshold for Brazil”. Revista Brasileira de Economia v.64 n.3, p. 231-243, Jul-Set.
- DE MENDONÇA, F. H. e TIBERTO, P. B. (2017): “Effect of credibility and exchange rate pass-through on inflation: An assessment for developing countries”. International Review of Economics and Finance 50, p. 196–244.
- FRANKEL, J., PARSLEY, D. e WEI, S. (2012): “Slow Pass-through Around the World: A New Import for Developing Countries?” Open Econ Rev 23, p. 213–251.
- GOLDFAJN, I. e WERLANG, S. (2000): “The pass-through from depreciation to inflation: A panel study”. Banco Central do Brasil, Working Paper Series 5.
- IMF (2016): “Regional Economic Outlook – Western Hemisphere: Exchange Rate Pass-Through in Latin America”. International Monetary Fund, April, chapter 4.