

Como são formadas as expectativas de câmbio no Brasil?

Estudo Especial nº 7/2018 – Divulgado originalmente como boxe do Relatório de Inflação (março/2018) - volume 20 | nº 1

Projeções acuradas da taxa de câmbio são relevantes para bancos centrais e formuladores de política econômica. No Banco Central do Brasil, por exemplo, são insumos importantes em algumas projeções condicionais produzidas para as reuniões do Comitê de Política Monetária (Copom). Este estudo busca analisar o processo de formação das expectativas para a taxa de câmbio no Brasil. Para tal, exploram-se dados individuais das instituições do Sistema de Expectativas de Mercado do Banco Central do Brasil (doravante, Focus) avaliando qual dentre três modelos tradicionalmente utilizados em projeções de taxas de câmbio melhor racionaliza as expectativas de câmbio de cada participante.

Variação cambial e fundamentos

Serão considerados três modelos para a variação esperada para a taxa de câmbio: (i) Paridade Descoberta de Juros, que supõe que a variação esperada para a taxa de câmbio é determinada pela diferença entre as taxas de juros de dois países; (ii) Paridade do Poder de Compra, que supõe que essa variação é dada pela diferença entre as taxas de inflação de dois países; e (iii) Passeio Aleatório, que supõe que a variação esperada para a taxa de câmbio é identicamente igual a zero – ou seja, espera-se que a taxa de câmbio permaneça, em média, inalterada¹.

Representando todas as variáveis em $\ln(\cdot)$, seja s_t a taxa de câmbio, medida em unidades de moeda doméstica por unidade de moeda externa (por exemplo, no caso brasileiro, R\$/US\$). Denote também o fundamento relacionado a essa taxa de câmbio por f_t . Considerando que a relação entre a taxa de câmbio e seu fundamento seja linear, pode-se representar os três modelos citados por meio da seguinte equação²:

$$E_t(s_{t+h} - s_t) = f_t, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (1)$$

na qual $E_t(\cdot)$ é a expectativa com base na informação disponível em t , T é o tamanho da amostra considerada e h é o horizonte de projeção.

A Paridade Descoberta de Juros supõe que o fundamento relevante é a diferença entre a taxa de juros doméstica r e a taxa de juros externa r^* entre o período t e o período $t + h$ – ou seja,

¹ Meese e Rogoff (1983) mostraram que é extremamente difícil projetar taxas de câmbio com precisão maior do que o modelo de Passeio Aleatório.

² Exposição baseada em Rossi (2013).



$f_t \equiv r_{t,t+h} - r_{t,t+h}^*$. Essa teoria de determinação da taxa de câmbio resulta da ideia de que, em média, o retorno esperado em moeda estrangeira de uma aplicação em um título doméstico (que rende r_t) deveria ser igual ao retorno esperado da aplicação em um título externo, que rende r_t^* mais a depreciação (ou menos a apreciação) da taxa de câmbio. Dessa forma, diferenças entre taxas de juros de dois países seriam apenas compensação para o movimento esperado para a taxa de câmbio³.

Um segundo fundamento tradicionalmente considerado para projeção da taxa de câmbio é a diferença entre as inflações doméstica π e externa π^* acumuladas no horizonte relevante. Ou seja, $f_t \equiv \pi_{t,t+h} - \pi_{t,t+h}^*$. Nesse caso, a teoria de determinação da taxa de câmbio explora a ideia de que o nível geral de preços no país estrangeiro p_t^* , convertido à moeda corrente do país pela taxa de câmbio nominal, deve se manter estável em relação ao nível geral de preços domésticos p : $p = s + p^*$. Dessa forma, a relação entre o poder de compra de uma unidade de cada moeda em seu país mantém-se estável ao longo do tempo.

Por fim, com base em uma extensa literatura empírica iniciada por Meese e Rogoff (1983), também será considerado um modelo puramente estatístico para a projeção de câmbio: o Passeio Aleatório. Esse modelo supõe que variações na taxa de câmbio são imprevisíveis, e pode ser representado simplesmente por $f_t \equiv 0$.

Abordagem empírica

Foram consideradas as expectativas individuais das instituições constantes no Focus entre 05.11.2001 e 17.10.2017 para os horizontes mensais $h = 0, 1, \dots, 17$ para as seguintes variáveis: (i) taxa de câmbio – Ptax – fim do período (R\$/US\$); (ii) meta para a taxa Selic – fim do período e (iii) inflação mensal medida pelo IPCA. Todas as variáveis foram coletadas nas datas de referência da taxa de câmbio, ou seja, no dia do mês em que são construídos os rankings Top 5 para a taxa de câmbio⁴.

Para as variáveis externas, utilizou-se a taxa dos *Fed Funds* como taxa de juros externa e a variação mensal do CPI dos Estados Unidos como medida da inflação externa. Note que o Focus não possui dados para as expectativas dessas variáveis. Assim, serão apresentados resultados para duas opções referentes a essas variáveis nas estimações a seguir: (1) exclusão da variável externa e (2) substituição da expectativa dessa variável pelo valor efetivamente observado (previsão perfeita).

³ Essa formulação abstrai de possíveis prêmios de risco.

⁴ A taxa de câmbio possui duas datas de referência para apuração da acurácia das previsões feitas pelos participantes do Focus. Foram testadas as séries construídas utilizando-se a primeira ou a segunda data de referência de cada mês, sem alteração significativa nos resultados.



Utilizando a equação (1), pode-se representar o desvio entre a expectativa de variação do câmbio entre t e $t + h$ para um dado participante do Focus e o valor predito por cada um dos três modelos analisados como⁵:

$$D_{r,h} \equiv E_t(s_{t+h} - s_t) - E_t(r_{t,t+h} - r_{t,t+h}^*), \quad (2a)$$

$$D_{\pi,h} \equiv E_t(s_{t+h} - s_t) - E_t(\pi_{t,t+h} - \pi_{t,t+h}^*), \quad (2b)$$

$$D_{pa,h} \equiv E_t(s_{t+h} - S_t), \quad (2c)$$

em que as expectativas para a taxa de câmbio, taxa de juros e inflação que aparecem nas equações (2a), (2b) e (2c) são todas do referido participante⁶.

Por fim, como o objetivo é identificar qual dos fundamentos melhor aproxima as projeções de câmbio de cada participante, foram realizadas as seguintes regressões para avaliar se as diferenças entre os desvios produzidos pelos diversos fundamentos são estatisticamente distintas⁷:

$$D_{r,h}^2 - D_{\pi,h}^2 = c_{1,h} + \epsilon_{1,t}^h, \quad (3a)$$

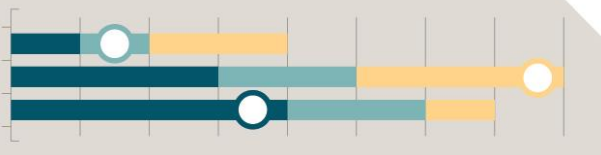
$$D_{r,h}^2 - D_{pa,h}^2 = c_{2,h} + \epsilon_{2,t}^h, \quad (3b)$$

$$D_{\pi,h}^2 - D_{pa,h}^2 = c_{3,h} + \epsilon_{3,t}^h. \quad (3c)$$

⁵ Aproximou-se a relação entre a taxa bruta de juros doméstica (externa) entre o tempo t e $t + h$ e a Selic (*Fed Funds*) considerando $r_{t+h,t} = E_t(i_t + i_{t+1} + \dots + i_{t+h})$. Empiricamente, existe um prêmio de risco entre a taxa longa e a composição das taxas curtas. Entretanto, pelas dificuldades empíricas para estimação desse prêmio, optou-se pela exclusão do mesmo na análise em questão.

⁶ É possível que as projeções de uma mesma instituição para cada uma dessas variáveis sejam feitas por pessoas distintas. Nesse caso o esforço analítico reportado neste estudo serve para racionalizar as projeções conjuntas da referida instituição.

⁷ Formalmente, foi empregada a metodologia de Diebold e Mariano (1985), que faz uso dos erros-padrão robustos à heterocedasticidade e autocorrelação propostos em Newey e West (1987). Além disso, baseado em Harvey et al (1997), utilizou-se uma correção de viés para amostras pequenas de tamanho N no cálculo do desvio-padrão dos erros de projeção h -passos à frente. A estatística t , obtida a partir do desvio-padrão corrigido, foi comparada com os valores críticos da distribuição t -Student com $(N-1)$ graus de liberdade, ao invés da Normal.



Resultados

A Tabela 1 apresenta para os dezessete horizontes de projeção e para as duas formas de tratamento das variáveis externas (exclusão ou previsão perfeita), o número de instituições com coeficientes positivos nas equações (3a) e (3b). Ou seja, o número de participantes para os quais as projeções se assemelham mais a projeções baseadas na Paridade do Poder de Compra (equação 3a) ou Passeio Aleatório (equação 3b) do que a projeções baseadas na Paridade Descoberta de Juros. Para cada horizonte, foram considerados apenas participantes com mais de quinze observações e os resultados estatisticamente significativos a, pelo menos, 10%.

Tabela 1 – Avaliação comparativa da Paridade Descoberta de Juros

Horizonte de projeção ^{1/}	Número de Instituições	$D_{r,h}^2 > D_{\pi,h}^2 (c_{1,h} > 0)^{2/}$		$D_{r,h}^2 > D_{pa,h}^2 (c_{2,h} > 0)^{2/}$	
		Exclusão	Previsão Perfeita	Exclusão	Previsão Perfeita
1	102	102	102	102	102
2	101	101	101	101	101
3	100	100	100	100	100
4	98	98	98	98	98
5	97	97	97	97	97
6	94	94	94	94	94
7	92	92	92	92	92
8	90	90	90	90	90
9	86	86	86	86	86
10	81	81	81	81	81
11	75	73	72	75	74
12	72	68	67	70	70
13	67	64	64	65	65
14	66	56	56	62	62
15	61	45	43	54	51
16	48	37	34	40	39
17	20	6	6	17	17

^{1/} Em meses à frente.

^{2/} Número de instituições.

Os resultados, robustos à exclusão ou não das variáveis externas e ao horizonte de projeção, indicam que, para quase todas as instituições avaliadas, a Paridade Descoberta de Juros é o modelo que pior se adequa às projeções. É importante ressaltar que esse resultado não significa, em termos absolutos, que a Paridade do Poder de Compra ou o Passeio Aleatório sejam os modelos adequados para explicar a variação nas expectativas de câmbio. Indica, apenas, que esses modelos explicam as projeções dos analistas melhor do que a Paridade Descoberta de Juros.

Considerando a baixa aderência do modelo baseado no diferencial de juros às projeções do Focus, a Tabela 2 apresenta para cada horizonte de projeção e para as duas formas de tratamento das variáveis externas (exclusão versus previsão perfeita) a comparação entre a Paridade do Poder de Compra e o Passeio Aleatório, consideradas apenas as instituições com mais de quinze observações para cada horizonte e resultados estatisticamente significativos a, pelo menos, 10%.



Tabela 2 – Paridade do Poder de Compra versus Passeio Aleatório

Horizonte de projeção ^{1/}	Número de Instituições	$D_{\pi,h}^2 > D_{pa,h}^2 (c_{3,h} > 0)^{2/}$		$D_{\pi,h}^2 < D_{pa,h}^2 (c_{3,h} < 0)^{2/}$	
		Exclusão	Previsão Perfeita	Exclusão	Previsão Perfeita
1	102	36	44	4	2
2	101	4	5	37	34
3	100	4	4	52	43
4	98	2	2	46	41
5	97	2	2	38	33
6	94	2	2	33	26
7	92	3	1	26	18
8	90	4	2	19	14
9	86	5	2	16	9
10	81	6	3	14	5
11	75	8	2	5	3
12	72	9	3	5	2
13	67	8	5	2	0
14	66	8	4	1	0
15	61	8	3	1	0
16	48	9	3	0	0
17	20	3	0	0	0

1/ Em meses à frente.

2/ Número de instituições.

Os resultados, embora continuem robustos à exclusão ou não das variáveis externas, dependem do horizonte de projeção. Considerando a projeção um mês à frente, o modelo de Passeio Aleatório se mostra mais aderente às projeções do Focus do que o modelo de Paridade do Poder de Compra, o que parece natural dada a proximidade com que a taxa de câmbio está sendo observada. Para as projeções dois meses à frente, e até onze meses à frente, o modelo da Paridade do Poder de Compra explica as projeções dos analistas melhor do que o Passeio Aleatório. A partir da projeção para doze meses à frente, nenhum dos modelos parece estatisticamente superior ao outro para explicar as expectativas de câmbio dos participantes do Focus.

Conclusão

O objetivo deste estudo foi analisar o processo de formação de expectativas de câmbio das instituições que participam do Focus à luz de três modelos tradicionais para a variação esperada da taxa de câmbio: (i) Paridade Descoberta de Juros; (ii) Paridade do Poder de Compra; e (iii) Passeio Aleatório. Os resultados obtidos, robustos à inclusão ou não de variáveis externas e ao horizonte de projeção, indicam que a Paridade Descoberta de Juros é o modelo que pior se adequa às projeções. Já a Paridade do Poder de Compra consegue, dependendo do horizonte de projeção, se adequar às projeções de forma superior ao Passeio Aleatório para um número considerável de instituições no Focus. Importante ressaltar que todas as avaliações realizadas foram comparações entre pares de modelos. Logo, não se pode afirmar, em termos absolutos, que a Paridade do Poder de Compra seja o modelo mais adequado para explicar a variação nas expectativas de câmbio. Por fim, a análise também é silenciosa sobre qual a melhor forma de se projetar a taxa de câmbio.



Referências

Diebold, Francis X e Mariano, Roberto S. 1995. "Comparing Predictive Accuracy," *Journal of Business & Economic Statistics* 13(3): 253-263.

Harvey, David, Leybourne, Stephen e Newbold, Paul. 1997. "Testing the equality of prediction mean squared errors," *International Journal of Forecasting* 13(2): 281-291.

Meese, Richard A., e Kenneth S. Rogoff. 1983. "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?" *Journal of International Economics* 14 (1-2): 3-24.

Newey, Whitney K e West, Kenneth D. 1987. "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* 55(3): 703-708.

Rossi, Barbara. 2013. "Exchange Rate Predictability," *Journal of Economic Literature*, 51(4): 1063-1119.