

Como Alterações na Taxa de Câmbio Afetam o Retorno do Índice Ibovespa

JOÃO RICARDO DE LOIOLA MACEDO PEREIRA (*)
RAÍ DA SILVA CHICOLI (**)

1 Introdução

Há uma ampla literatura que procura analisar como alterações na taxa de câmbio nominal afetam o preço das ações das empresas. O mecanismo de transmissão desse efeito seria por meio do valor da firma ser afetado devido às mudanças em sua competitividade e alterações no valor dos ativos e passivos que são denominados em dólares.

No caso brasileiro, devido à presença de diversas firmas exportadoras de *commodities*, que possuem boa parte de suas receitas e dívidas em dólares, o efeito de alterações na taxa câmbio possui grande influência sobre o valor destas empresas.

Como parte relevante do índice Ibovespa é composta por empresas de *commodities*, é natural esperar que alterações na taxa de câmbio, que afetam o valor dessas companhias, sejam relevantes para explicar mudanças no índice.

Com base no que foi exposto acima, este artigo tem por objetivo anali-

sar se alterações na taxa de câmbio nominal possuem efeito sobre o Ibovespa. Para isso, utilizaremos um Vetor Autorregressivo (VAR), no qual, por meio de uma função impulso-resposta, verificaremos se choques cambiais possuem impacto sobre o Ibovespa.

Como resultado, verificamos que desvalorizações cambiais afetam negativamente o retorno do Ibovespa.

Para realizar toda a análise proposta acima, este artigo está dividido em cinco sessões. Além desta seção introdutória, a segunda realizará uma revisão da literatura sobre as relações entre câmbio nominal e retorno de ações. Na terceira seção, serão apresentadas as variáveis e o modelo que será estimado. Na quarta parte, serão apresentados os resultados obtidos e quais os seus significados. Por fim, será apresentada a conclusão.

2 Revisão da Literatura

Após a introdução do tema a ser abordado neste artigo, é interes-

sante verificarmos o que já foi feito sobre o assunto e quais os resultados obtidos; para isso, realizaremos uma revisão da literatura sobre o tema.

Esta revisão da literatura será dividida em duas frentes. A primeira verificará a literatura internacional e a outra terá como foco os resultados obtidos para o Brasil.

2.1 Revisão da Literatura Internacional Sobre a Relação Entre Taxa de Câmbio e Retorno de Ações

Aggarwal (1981) argumenta que modificações na taxa de câmbio alteram lucros e perdas em moeda local de multinacionais, o que altera o valor destas companhias e, conseqüentemente, o valor das ações dessas empresas.

Bahmani-Oskooe e Sohrabian (1992) analisam a relação entre preços de ações e taxa de câmbio para a economia dos EUA. Esses autores encontram uma relação de curto prazo em que há causalidade de Granger entre as duas variáveis.

Tanto Amihud (1994) quanto Bartov e Bodnar (1994) verificam que mudanças passadas e não contemporâneas de alterações do dólar americano explicam o retorno das ações das empresas.

Ajayi e Mougoué (1996) analisam a relação entre preço de ações e taxa de câmbio para Canadá, França, Itália, Alemanha, Japão, Estados Unidos, Reino Unido e Holanda por meio de um vetor de correção de erros. Os autores encontraram relações de *feedback* de curto e longo prazo entre as variáveis.

Nieh e Lee (2001) não encontram uma relação de longo prazo significativa entre preços de ações e taxa de câmbio nos países do G7 utilizando testes de cointegração de Johansen. Entretanto, as relações de curto prazo são ambíguas e significantes para o mesmo grupo de países.

Chkili e Nguyen (2014) utilizam modelos com alterações de regime para investigar a dinâmica entre a relação de taxas de câmbio e retorno de ações para os países do BRIC. Dividindo os regimes entre baixa e alta volatilidade, os autores encontraram que nos períodos de baixa volatilidade a influência do mercado acionário sobre a taxa de câmbio é maior que nos de alta volatilidade.

2.2 Revisão da Literatura Empírica para o Brasil Sobre os Efeitos da Taxa de Câmbio e o Retorno do Ibovespa

Para o caso brasileiro, os trabalhos de análise da relação câmbio e mercado acionário são recentes.

Grôppo (2004) utiliza dados mensais e verifica que depreciações do câmbio real levam a uma redução do Ibovespa por meio de um modelo VAR.

Tabak (2006) utiliza testes de raiz unitária e de cointegração que permitem quebras estruturais endógenas para verificar a relação de longo prazo entre essas variáveis. Como resultado, o autor verificou que não há uma relação de longo prazo entre essas variáveis. Além disso, encontrou uma relação de causalidade de Granger do câmbio para o mercado acionário.

Carvalho e Vieira (2014) investigam a relação entre mercado de ações e taxas de câmbio por meio de um modelo VAR e um modelo VEC. Como resultado, os autores verificam que aumentos na taxa de câmbio levam a um aumento no preço das ações. Além disso, observam que essa relação se enfraqueceu no período pós-crise (após setembro de 2008).

3 Base de Dados e Metodologia

Após a revisão da literatura e a apresentação das hipóteses que queremos testar, nesta seção apresentaremos as variáveis que serão utilizadas na regressão com o período de análise, a definição das variáveis e a fonte dos dados. Além disso, apresentaremos a metodologia a ser aplicada aos dados.

3.1 Base de Dados

Este trabalho fará uma análise mensal de janeiro de 2000 a dezembro de 2014 das variáveis que influenciam o índice Ibovespa. Abaixo, são apresentadas as variáveis utilizadas na regressão, com suas descrições e fonte de origem dos dados:

- Retorno do Ibovespa: Retorno do índice Ibovespa. Para fazermos esta variável, faremos a diferença do logaritmo natural do índice Ibovespa e obtemos o valor em porcentagem. A fonte deste dado é a Bloomberg
- Entrada de recursos estrangeiros líquidos para compra de ações (REL): Diferença entre compra e venda de ações de estrangeiros no mercado nacional em ações

negociadas no país em milhões de dólares. Espera-se que haja uma relação positiva entre o fluxo de recursos e o Ibovespa. A fonte desse dado é o Banco Central do Brasil.

- Retorno do S&P500: Índice de ações dos Estados Unidos em pontos. Utilizaremos a diferença do logaritmo natural e obteremos o valor em porcentagem. A inclusão desta variável é para controlarmos para efeitos do mercado acionário internacional. A fonte do dado é a Bloomberg.
- Taxa de juros dos EUA de 1 ano (TB1Y): Taxa de juros de curto prazo dos Estados Unidos. A utilização desta variável é para controlarmos pelo custo de oportunidade do estrangeiro de investir em ações no Brasil ou em renda fixa nos EUA. A fonte do dado é a Bloomberg.
- Taxa de juros brasileira (SELIC): Taxa básica de juros do Brasil definida pelo Comitê de Política Monetária (COPOM), expressa em taxa ao ano. O uso desta variável é para controlarmos o custo de oportunidade entre investir em ações e em renda fixa. A fonte do dado é o Banco Central do Brasil.
- Taxa de câmbio (CAM): Taxa de câmbio em reais por dólar venda em fim de período. A taxa será tratada na forma de logaritmo natural (LCAM). A fonte do dado é o Banco Central do Brasil.
- Risco país (EMBI): Risco país calculado pelo JP Morgan para o Brasil (EMBI+ Brasil), que corresponde à média ponderada dos prêmios pagos por títulos brasileiros em relação a papéis de prazo equivalente

do Tesouro dos Estados Unidos. O índice será apresentado no logaritmo natural (LEMBI). A fonte do dado é o IPEADATA.

3.2 Metodologia

Para analisarmos os efeitos da variável sobre o índice Ibovespa, utilizaremos o modelo econométrico VAR, que permite analisar as relações entre as variações tanto contemporaneamente quanto defasadas. Sua principal vantagem é possibilitar a estimação de diversas variáveis simultaneamente evitando problemas de identificação.

Para verificarmos como alterações na taxa de câmbio afetam o retorno do Ibovespa, faremos funções impulso resposta a partir da decomposição de Cholesky e verificaremos como os choques nestas variáveis influenciam o retorno do Ibovespa.

Abaixo, é apresentado o modelo VAR a ser estimado:

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + e_t$$

Em que y é o vetor 7×1 com todas as variáveis do nosso modelo sendo tratadas como endógenas. A_i é uma matriz de coeficientes 7×7 e e_t é um vetor de erros 7×1 . Por fim, p é o número de lags utilizados no modelo VAR.

Portanto, estimaremos um modelo VAR, em que os lags serão determinados pelos critérios de informação. Além disso, verificaremos se as variáveis possuem raiz unitária, pois em um VAR precisamos que todas as variáveis sejam estacionárias.

As variáveis do modelo VAR são ordenadas da mais exógena para a mais endógena, será realizado o teste

de exogeneidade. Serão analisadas, também, a hipótese de normalidade dos erros e a estabilidade do VAR por meio das raízes inversas do polinômio característico autorregressivo.

4 Resultados

Após termos explicitado as hipóteses que serão testadas e a metodologia a ser utilizada para observação da validade destas hipóteses, nesta seção apresentaremos os resultados obtidos.

Como para a estimação do modelo VAR necessitamos que as variáveis sejam estacionárias, apresentamos abaixo uma tabela com o teste ADF para verificarmos a presença de raiz unitária nas variáveis.

Como é possível observarmos, as variáveis câmbio, EMBI, Selic e TB1Y são não estacionárias. Para tornarmos essas variáveis estacionárias, fizemos a primeira diferença e observamos que elas se tornam estacionárias.

A seguir, apresentamos os resultados dos critérios de informação para a seleção das defasagens do VAR.

Tabela 1 – Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Variáveis	Estatística	Valor Crítico a 10%	Valor Crítico a 5%	Valor Crítico a 1%
LCAM	-1,9948	-2,5755	-2,8777	-3,4674
LEMBI	-2,0174	-3,1416	-3,4353	-4,0104
REL	-5,5335***	-1,6155	-1,9426	-2,5780
RET IBOV	-11,6350***	-1,6155	-1,9426	-2,5780
RET S&P	-11,8097***	-1,6155	-1,9426	-2,5780
SELIC	-2,3750	-2,5755	-2,8777	-3,4674
TB1Y	-2,0867	-2,5755	-2,8777	-3,4674
Δ LCAM	-7,5421***	-2,5755	-2,8777	-3,4674
Δ LEMBI	-12,7736***	-2,5755	-2,8777	-3,4674
Δ SELIC	-4,46820***	-2,5755	-2,8777	-3,4674
Δ TB1Y	-6,97320***	-2,5755	-2,8777	-3,4674

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os valores com (*) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 10%, valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5% e valores com (***) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 1%.

Tabela 2 – Seleção das Defasagens do Modelo VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2069.31	NA	148.5334	24.86595	24.99664*	24.91899
1	-1966.05	196.6301	77.59335	24.21611	25.26166	24.64048*
2	-1915.25	92.47216*	76.15899*	24.19456*	26.15498	24.99025
3	-1880.33	60.63319	90.8194	24.36323	27.23851	25.53024
4	-1854.46	42.75355	121.5102	24.64025	28.43039	26.17858
5	-1819.39	55.01596	146.9457	24.80711	29.5121	26.71676
6	-1784.85	51.3035	180.9185	24.98019	30.60005	27.26117
7	-1740.22	62.52931	200.3148	25.03258	31.5673	27.68488
8	-1700.33	52.5539	238.9425	25.14165	32.59122	28.16527
9	-1666.9	41.23174	314.6863	25.32816	33.6926	28.72311
10	-1626.98	45.89497	393.5232	25.43692	34.71622	29.20318
11	-1572.52	58.04749	426.5871	25.37153	35.56568	29.50911
12	-1516.01	55.49331	468.5696	25.2816	36.39062	29.79051

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os valores com (*) indicam o número de defasagens escolhido pelo critério de informação.

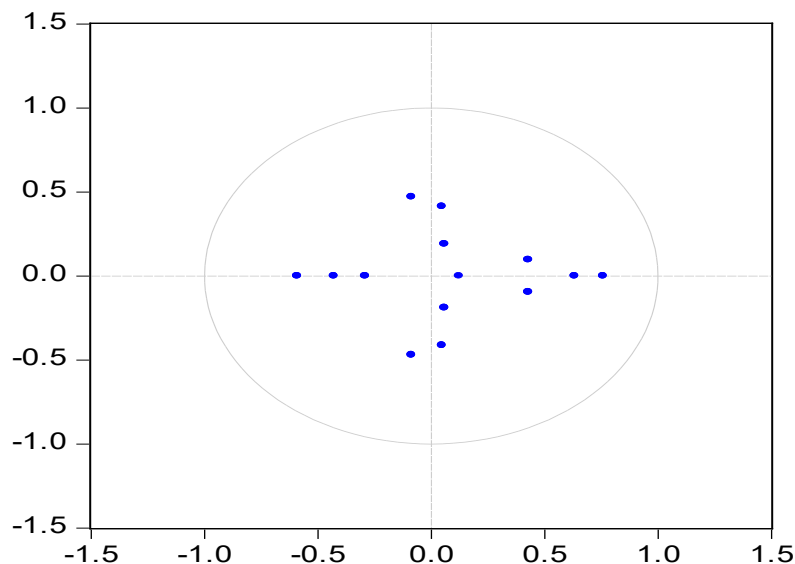
Utilizando os critérios de informação para determinarmos o número de defasagens do modelo VAR, obtivemos que 3 dos 5 cinco critérios apontam duas defasagens, enquanto 1 critério aponta nenhuma de-

fasagem e 1 critério aponta uma defasagem. Portanto, o modelo que será estimado é um VAR(2).

A seguir, apresentamos o gráfico com as raízes inversas do polinômio característico autorregressivo.

Figura 1– Raízes Inversas do Polinômio Autorregressivo

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Fonte: Pacote Eviews.

As raízes inversas do polinômio característico autorregressivo estão dentro do círculo unitário, portanto, a estabilidade do VAR foi satisfeita.

Para a análise da normalidade dos resíduos, obtivemos que rejeitamos a hipótese de normalidade, resultado esperado dada a volatilidade existente das séries. Porém, como

apontado por Vartanian (2012), a rejeição do teste não impede a interpretação e a análise dos resultados, apesar de sugerir cautela.

Apresentamos a seguir a tabela com os valores do teste de exogeneidade das variáveis.

Ao utilizarmos o teste de exogeneidade para descobrirmos quais variáveis são mais e menos exóge-

nas, verificamos que a ordenação que será utilizada na decomposição de Cholesky é: EMBI, REL, Selic, câmbio, retorno do Ibovespa, TB1Y, retorno do S&P.

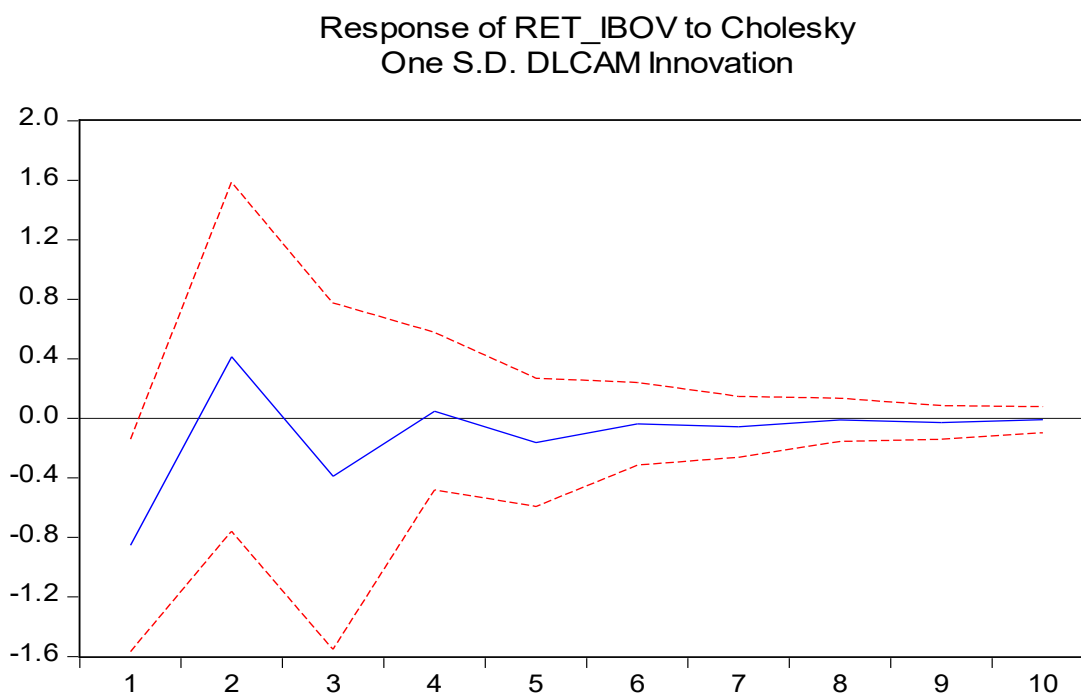
Após toda a análise e verificação do modelo VAR, realizaremos a análise da função impulso resposta para choques da taxa de câmbio sobre o índice Ibovespa.

Tabela 3 – Teste de Exogeneidade das Variáveis

	EMBI		REL		Selic		Câmbio		Ibovespa		TB1Y		S&P	
	χ^2	Prob	χ^2	Prob	χ^2	Prob	χ^2	Prob	χ^2	Prob	χ^2	Prob	χ^2	Prob
EMBI			0,72	0,70	3,72	0,15	2,25	0,32	1,91	0,38	1,69	0,43	0,93	0,05
REL	0,64	0,73			0,09	0,96	4,04	0,13	2,03	0,36	3,40	0,18	4,18	0,12
Selic	0,71	0,70	2,64	0,27			0,89	0,64	7,26	0,03	0,16	0,92	6,15	0,05
Câmbio	4,20	0,12	1,83	0,40	2,31	0,31			2,23	0,33	0,27	0,87	2,06	0,36
Ibovespa	3,85	0,15	0,85	0,65	0,61	0,74	7,33	0,02			0,02	0,99	1,36	0,51
TB1Y	0,74	0,69	3,07	0,21	2,60	0,27	0,82	0,66	0,10	0,95			2,60	0,27
S&P	2,84	0,24	0,00	0,99	4,28	0,12	1,99	0,37	3,38	0,18	4,21	0,12		
Total	12,3	0,42	13,5	0,33	16,9	0,15	17,2	0,14	18,0	0,11	19,5	0,08	19,8	0,07

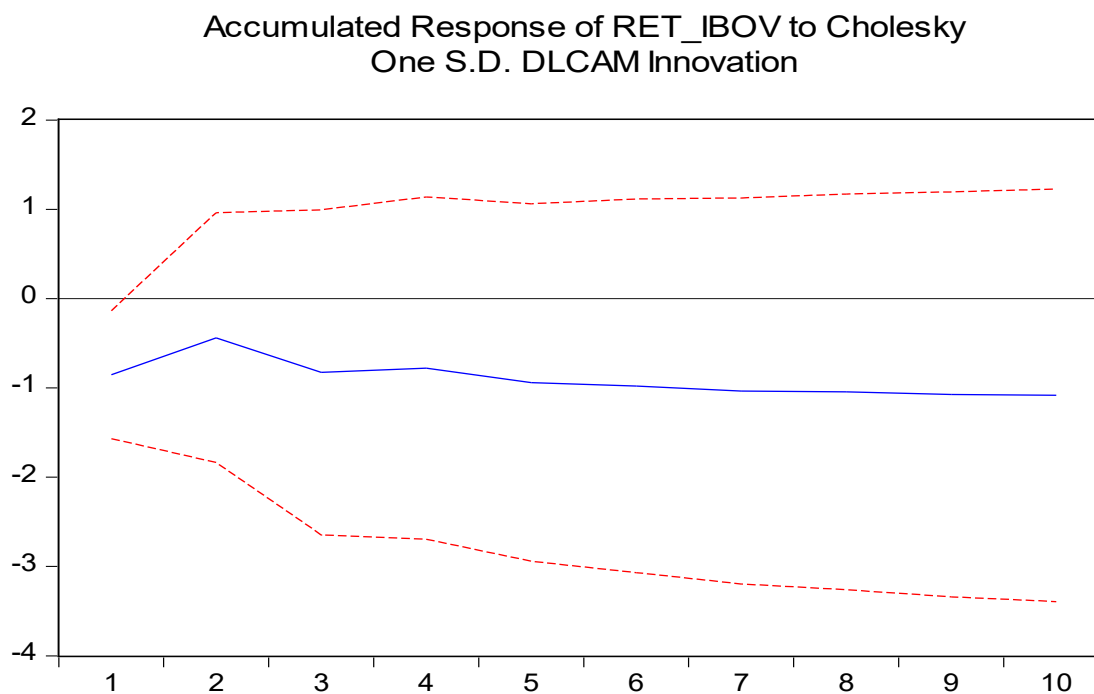
Fonte: Pacote Eviews.

Figura 2 – Resposta do Ibovespa a um Choque de um Desvio Padrão da Taxa de Câmbio



Fonte: Pacote Eviews.

Figura 3 – Resposta Acumulada do Ibovespa a um Choque de um Desvio Padrão da Taxa de Câmbio



Fonte: Pacote Eviews.

Conforme pode ser observado na Figura 2, um choque positivo da taxa de câmbio leva a uma redução no retorno do índice Ibovespa no primeiro período e a um efeito positivo no segundo período. Após o segundo período, o efeito é muito próximo de zero.

Para sabermos qual o efeito agregado do choque, logo o efeito total, temos a Figura 3 que possui a resposta acumulada. Como é possível observar, o efeito total de uma desvalorização cambial é uma redução no índice Ibovespa.

5 Conclusão

Este artigo busca verificar como mudanças na taxa de câmbio afetam o retorno do índice Ibovespa. Para realizar a análise foi utilizado o modelo VAR e as conclusões dos choques são obtidas por meio de funções resposta ao impulso.

Os resultados encontrados comprovam, empiricamente, que há uma relação negativa entre des-

valorizações cambiais e retorno do Ibovespa. Esses resultados corroboram o resultado obtido por Grôppo (2004), que também se utilizou de um modelo VAR, mas com outras variáveis endógenas. Portanto, os resultados obtidos estão de acordo com aqueles que já haviam sido observados na literatura para o Brasil.

Referências

- AGGARWAL, R. Exchange rates and stock prices: A study of the US capital markets under floating exchange rates. *Akron Business Economic Review*, n.12, p. 7-12, 1981.
- AJAYI, R. A.; MOUGOUÉ, M. On the dynamic relation between stock prices and exchange rates. *Journal of Financial Research*, n. 19, p. 193-207, 1996.
- AMIHUD, Y. Evidence on exchange rates and valuation of equity shares In: AMIHU, Y.; LEVICH, R.M. (Eds.) *Exchange Rates and Corporate Performance*, 1994.
- BAHMANI-OSKOOSSE, M.; SOHRABIAN, A. Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. *Applied economics*, n. 24, p. 459-464, 1992.
- BARTOV, E.; BODNAR, G. M. Firm valuation, earnings expectations, and the exchange-rate exposure effect. *Journal of Finance*, p. 1755-1785, 1994.
- CHKILI, W.; NGUYEN, D. K. Exchange rate movements and stock market returns in a regime-switching environment: evidence for BRICS countries. *Research in International Business and Finance*, n. 31, p. 46-56, 2014.
- GRÔPPO, G.D.S. *Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o IBOVESPA*. Dissertação (Mestrado). Universidade de São Paulo, 2004.
- NIEH, C.C.; LEE, C.F. Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, n. 41, p. 477-490, 2001.
- VARTANIAN, P. R. Impactos do índice Dow Jones, commodities e câmbio sobre o Ibovespa: uma análise do efeito contemporâneo. *Revista de Administração Contemporânea*, v. 16, n. 4, p. 608-627, 2012.

(* Aluno do Mestrado Profissional em Economia na FGV-SP.

(E-mail: joao_unesp@yahoo.com.br).

(** Mestre em Economia pela FEA-USP.

(E-mail: rai.chicoli@gmail.com).