

UM ESTUDO SOBRE A INFLUÊNCIA DO CÂMBIO E O RISCO-PAÍS E O IBOVESPA

INSTITUTO DE ECONOMIA – UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS

DEPARTAMENTO DE TEORIA ECONÔMICA



Marcela Capodeferro Lobo, Ivette Luna
 Emails: marcelacapodeferro@gmail.com, ivette@eco.unicamp.br
 PIBIC/CNPq
 Palavras-chave: Risco-país, Ibovespa, VAR

Introdução:

A partir da década de 1990 os mercados emergentes, como o do Brasil, deram início a liberalização dos fluxos de capitais e realizaram mudanças no regime cambial (Garcia, M. G. P. e Didier, T., 2003). Essa diminuição do controle dos fluxos de capitais permitiu o desenvolvimento do mercado acionário nesses países, e também que houvesse uma maior captação de recursos para investimento junto com o público, sendo esse fato relevante para a expansão econômica (Pereira, A.; Netto, F. F. 2008).

Assim, com base na pesquisa levantada, este trabalho analisou dois fatores que influenciam o desempenho do mercado acionário: a desvalorização cambial (fator positivo) e o risco-país (fator negativo), a partir de análises descritivas e testes de causalidade. Esta pesquisa utilizou os modelos de vetores autorregressivos (VAR) e o teste de causalidade de Granger na análise de causalidade das variáveis macroeconômicas citadas.

Metodologia:

Neste trabalho utilizou-se o Teste das Raízes Unitárias visando identificar a ordem de integração das séries. Caso as séries sejam estacionárias proceder-se-á ao ajuste de um modelo VAR. Porém, se todas as séries são integradas de mesma ordem, pode existir a possibilidade de haver cointegração, o que implica na existência de uma relação intertemporal e contemporânea de longo prazo e, portanto, um modelo VEC é o mais adequado para descrever essas relações.

O modelo VAR segundo Gujarati (2006) é um modelo de vetores autorregressivos, pois o “valor defasado de cada variável depende das defasagens das outras variáveis e dela mesma, e o termo vetorial se deve ao fato de estarmos tratando de um vetor de duas (ou mais) variáveis”. Se as séries não são estacionárias em nível, verifica-se se estas são cointegradas, através do teste de cointegração de Johansen (1988).

Caso as séries sejam cointegradas, será observada a presença ou não de múltiplos vetores de cointegração ao utilizar um modelo de vetores auto-regressivos (VAR), com mecanismo de correção de erro, ou seja, um modelo VEC, representado pela equação matricial

$$\Delta X_t = A_0 + \sum_{i=1}^n A_i \Delta X_{t-i} + \delta U_{t-1} + e_t \quad (1)$$

onde, o delta de X_t representa a primeira diferença das variáveis em estudo (em notação matricial); U_{t-1} é o termo de correção de erro derivados da relação de longo prazo observada entre as variáveis; e_t é o termo de erro.

Resultados e Discussão:

Como dito anteriormente, foi realizado o teste das raízes unitárias no qual se constatou que todas as três séries são integradas de ordem 1. Pelo teste de cointegração, verificou-se que não existem vetores de cointegração e, portanto, optou-se pelo ajuste de um modelo VAR, com as séries na primeira diferença. O primeiro passo para esse ajustamento foi determinar a ordem do modelo. O critério de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC), Final Prediction Error (FPE), Hannan-Quinn (HQ) e o teste de Razão de Verossimilhança (LR) apontaram a um modelo de ordem 1.

Após o ajuste inicial de um modelo VAR(1), analisou-se as funções de autocorrelação dos resíduos que, como mostra a Figura 1 apresentaram ainda alguns coeficientes significativamente diferente de zero a 5%. Desse modo continuou-se a modelar o VAR para ordens maiores sempre analisando o correlograma e a estacionariedade dos resíduos. Assim, optou-se por um modelo VAR(7), com coeficientes de autocorrelação dos resíduos representados na Figura 2.

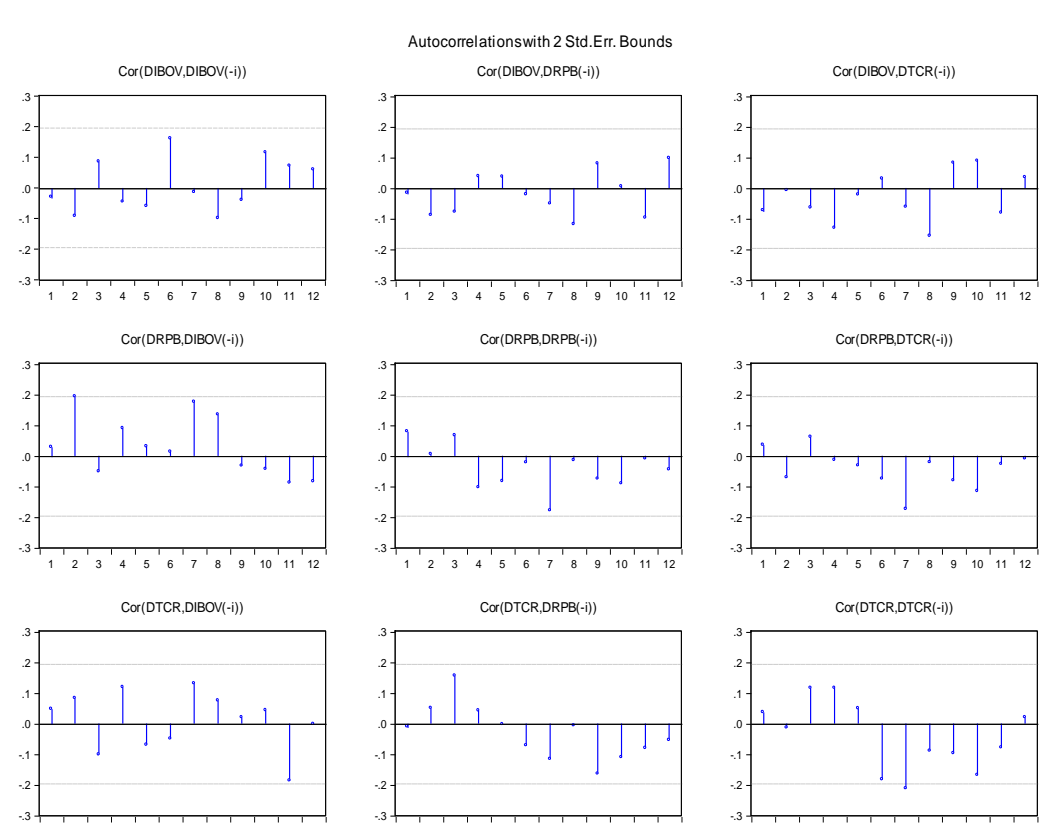


Figura 1 Correlograma dos resíduos para um VAR(1)

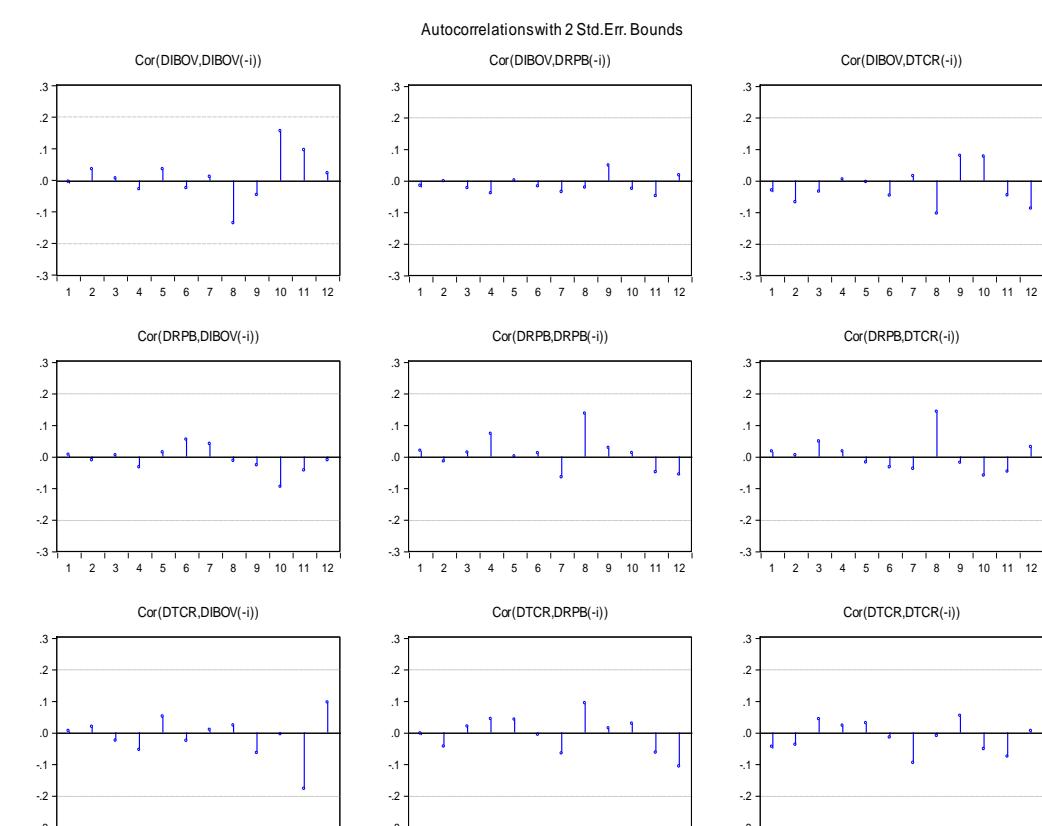


Figura 2 Correlograma dos resíduos para um VAR(7)

Para validar o modelo VAR de ordem 7, analisou-se ainda as raízes unitárias decorrentes do sistema dinâmico, visando verificar a estabilidade do modelo. As raízes obtidas encontram-se dentro do círculo unitário e, portanto, atende à condição de estabilidade.

A Figura 3 mostra os resultados do teste de causalidade. Os p -valores menores que 5% apontam para a rejeição da hipótese de não causalidade, em outras palavras os valores p de 0,0159 e 0,0029 afirmam que o Índice Ibovespa causa no sentido Granger o Risco Brasil e a Taxa de Câmbio Real, respectivamente.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DRPB does not Granger Cause DIBOV	96	1.46922	0.1679
DIBOV does not Granger Cause DRPB	96	2.39419	0.0159
DTCR does not Granger Cause DIBOV	96	1.07028	0.3956
DIBOV does not Granger Cause DTCR	96	3.02517	0.0029
DTCR does not Granger Cause DRPB	96	0.83543	0.5982
DRPB does not Granger Cause DTCR	96	1.83434	0.0660

Figura 3 Teste de Granger para as séries Ibovespa, Taxa de Câmbio Real e Risco-Brasil.

Na Figura 4 percebemos que para o Índice Bovespa, os choques exógenos aplicados sobre as outras duas variáveis em pouco afeta a sua estabilidade, uma vez que uma reação positiva é obtida quando os choques são aplicados sobre a própria variável em instantes anteriores, ou seja, os valores em T dependem mais dos valores em $T-1$ do Índice Bovespa do que dos valores das outras duas variáveis. Já para o risco-país percebemos que este é influenciado negativamente pelo Índice Bovespa e positivamente pelos seus próprios valores, e quase nenhuma influencia tem a taxa de câmbio real sobre este. Analisando agora a taxa de câmbio real percebemos que esta é bastante influenciada por seus valores anteriores e em menor grau pelos valores das outras duas séries.

Na Figura 5 notamos que para o Ibovespa o principal fator da variância do erro de previsão vem dos valores da própria série. Já ao analisar o risco-país notamos que os valores da própria série desse índice influenciam em quase 60%, enquanto o Ibovespa influi em torno de 40%. Já a taxa de câmbio real tem uma influencia pouco significativa. Em contrapartida, ao analisar a decomposição da variância do erro de previsão da taxa de câmbio real percebemos que as outras duas séries tem uma influencia significativa sobre essa variável.

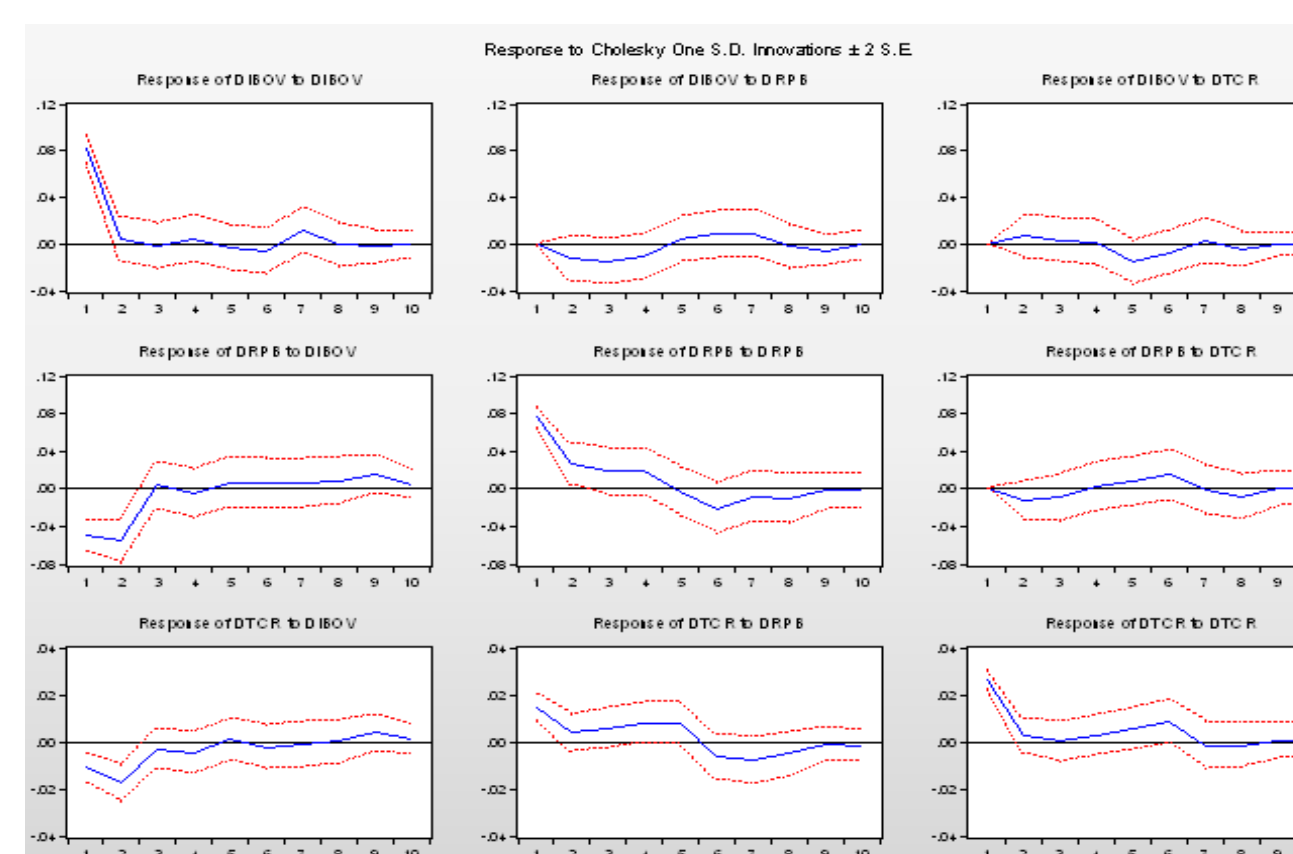


Figura 4 Função reposta ao impulso para as séries Ibovespa, Taxa de Câmbio Real e Risco-Brasil.

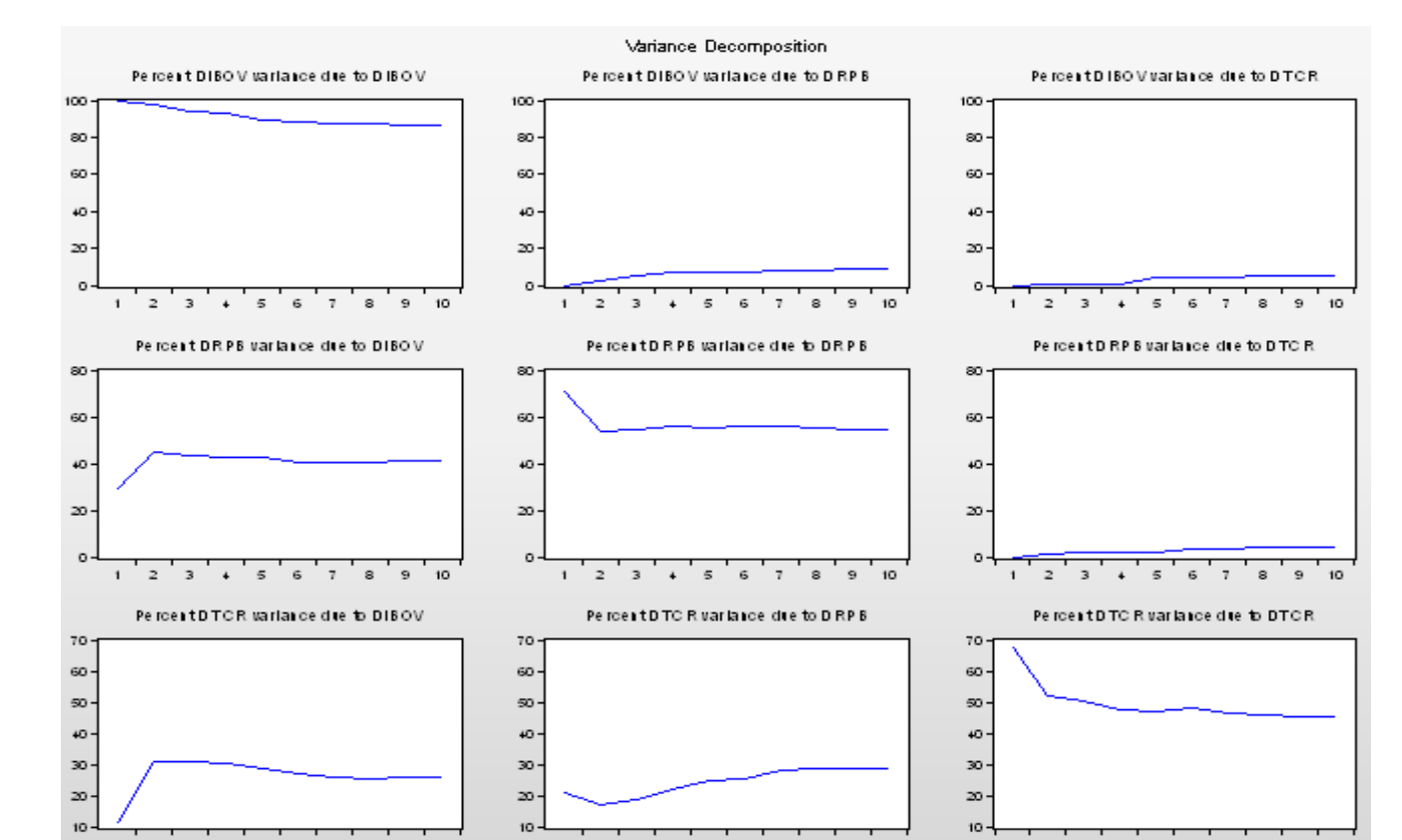


Figura 5 Decomposição da variância do erro de previsão para as séries Ibovespa, Taxa de Câmbio Real e Risco-Brasil

Conclusões:

Este trabalho chegou ao resultado de que o Índice Bovespa é relevante para determinar os valores futuros da taxa de câmbio real e o risco-país e que as principais razões para este fato é a estrutura e características do mercado acionário brasileiro, sendo considerado este de tamanho pequeno, com pouca acessibilidade a novos investidores e, portanto pouca variabilidade de investidores, e somando-se a isto que na economia brasileira das últimas décadas houve mudanças bruscas de política macroeconômicas, que facilitou ações especulativas em detrimento do funcionamento adequado deste mercado.

Bibliografia:

- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). Taxa de Câmbio. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?TAXCAMFAQ>. Acessado em 01/11/2011.
- BOVESPA BOLSA BRASIL. Índice Bovespa e Metodologia: Mercados. Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/indices/ResumoIndice.aspx?Indice=Ibovespa&Idioma=pt-BR>
- GARCIA, M. G. P.; DIDIER, T. Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil. Em Pesquisa e Planejamento Econômico PPE v.33 n.2 (2003).
- GUJARATI, D. N. Econometria Básica. Tradução de Monteiro, M. J. C. Rio de Janeiro. Editora Elsevier, ed 4. Cap 21 e 22 (2006).
- IPEADATA. <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em Outubro de 2011.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, v.12, p. 1551-80, (1988).
- JPMorgan. <http://www.jpmorgan.com/pages/jpmorgan>. Acessado em jan 2012.
- PEREIRA, A.; NETTO, F. F. Comportamento do Índice Bovespa no período de 2002 a 2007. Em revista Lato Sensu – Unicentro Ed. 6 (2008).