

# ANÁLISE DO IMPACTO DA OSCILAÇÃO DA TAXA DE JUROS E MERCADO ACIONÁRIO NORTEAMERICANO NOS MERCADOS EMERGENTES

Eduardo Laborne Sousa Pinto<sup>1</sup>  
Marcos Antônio Camargos<sup>2</sup>

## RESUMO

Por meio da análise do comportamento do mercado norteamericano de capitais, este estudo teve por objetivo identificar o efeito de mudanças estruturais externas no preço dos ativos dos mercados emergentes. Em termos metodológicos, foi utilizado o modelo de Auto-Regressão Vetorial e os testes de Dickey-Fuller, Granger e Função de Impulso-Resposta para determinar se oscilações da taxa de juros americana de 10 anos e do Índice S&P 500 influenciam na determinação da SELIC, Ibovespa e no MSCI EM e uma amostra de séries temporais com dados mensais entre 2011-2016. Constatou-se que oscilações no índice S&P 500 e na taxa de juros americana não foram estatisticamente significantes na determinação das variáveis dos países emergentes. A taxa de juros brasileira apresentou determinação significativa por suas próprias variáveis defasadas, indicando que o comportamento passado da taxa de juros influencia nas decisões futuras do COPOM. Apenas a variável Ibovespa respondeu a choques inesperados no S&P 500 e na taxa de juros americana.

**Palavras-chave:** Taxa de Juros; Mercados Emergentes; Interdependência de Mercados Globais.

---

<sup>1</sup> Graduado em Ciências Econômicas pela Faculdade IBMEC de Minas Gerais ([eduardo.laborne@gmail.com](mailto:eduardo.laborne@gmail.com)).

<sup>2</sup> Doutor em Administração, Professor Adjunto da Faculdade IBMEC de Minas Gerais e do CEPEAD / CAD / UFMG ([marcos.camargos@ibmec.edu.br](mailto:marcos.camargos@ibmec.edu.br)). Rua Rio Grande do Norte, 300, B. Santa Efigênia, Belo Horizonte, MG, CEP: 30130-130.

Artigo oriundo da monografia de conclusão de curso do primeiro autor.

## 1. INTRODUÇÃO

A análise da interdependência entre mercados para a tomada de decisão na gestão de investimentos é indispensável em um mundo onde os mercados globais são correlacionados e em que os cenários político e econômico externo podem afetar o rendimento dos ativos nacionais (GOETZMANN, LI, ROUWENHORST, 2004). Volatilidade e retorno esperado são os principais direcionadores de uma decisão de investimento. Entender o potencial impacto de mudanças estruturais internacionais pode ser de suma importância para a manutenção e/ou minimização do risco e a maximização do retorno de uma carteira.

Um tema constantemente discutido no âmbito financeiro e que causa bastante receio na decisão de alocação de recursos é a elevação da taxa de juros americana e as possíveis consequências no risco e retorno dos ativos de países emergentes. É importante ressaltar que, atualmente, os títulos do tesouro norteamericano (T-Bills) são considerados de risco zero e representaram, portanto, a aplicação mais segura do mundo. Sendo assim, se há aumento na taxa de juros, isso significa uma maior atração de investidores de diversas partes do mundo e que alocarão seus recursos nos Estados Unidos e não em outros países. Segundo Foley-Fisher e Guimaraes (2011), o mercado de títulos de países emergentes perde a sua atratividade uma vez que, por serem mais incertos que o de economias desenvolvidas, deveriam pagar uma remuneração maior a seu investidor. De acordo com Iakova e Meier (2014), economias em desenvolvimento tendem a ser sensíveis às variações no mercado cambial e de commodities devido ao seu caráter primário. Podem, ainda, ser bastante impactadas por uma apreciação do valor do dólar gerada pela demanda crescente pela moeda americana.

A correlação entre mercados internacionais é investigada em diversos artigos nacionais e internacionais com investigações teóricas e empíricas. Pimenta Júnior (2004), Lamounier e Nogueira (2007), Gaio *et al.* (2014) são alguns dos autores que exploram a relação do mercado acionário brasileiro com os de seus parceiros comerciais. Já Bekaert, Harvey e Lumsdaine (2002), Chadha (2007), Valadkhani e Chancharat (2007) e Bahadir e Lastrapes (2015) investigam correlações de mercados internacionais entre si. Não foi encontrado nenhum artigo que aborda individualmente o impacto da oscilação da taxa de juros e mercado acionário norteamericano nos mercados de capitais brasileiros e emergentes. Sendo assim, faz-se necessária a realização de um estudo sobre o tema na realidade brasileira.

O objetivo deste trabalho é, por meio da análise do comportamento do mercado norteamericano de capitais, identificar o efeito de mudanças estruturais externas no preço dos ativos dos mercados emergentes. Especificamente, foi abordada a oscilação da taxa americana de juros de 10 anos e do índice de desempenho do mercado acionário S&P 500 para investigar

o seu impacto na oscilação da taxa brasileira de juros, do Ibovespa e do índice MSCI Emerging Markets por meio de um modelo de auto-regressão vetorial, assim como fizeram Pimenta Júnior (2004), Lamounier e Nogueira (2007) e Chadha (2007).

## **2. REFERENCIAL TEÓRICO**

O impacto da taxa de juros sobre as demais variáveis macroeconômicas nacionais e internacionais é objeto de estudo de extrema importância para decisões de natureza econômica e financeira. A relevância do estudo do comportamento dessa variável em mercados emergentes é ainda maior, dada a influência que o capital estrangeiro tem na estrutura financeira nacional, tornando as movimentações dos juros externos uma importante variável na tomada de decisão de grande parte dos investidores no mercado interno. Uma oscilação da taxa de juros americana pode impactar o custo de oportunidade de se manter títulos de países emergentes, forçando-os a reagir oferecendo um aumento similar da taxa de juros de títulos emitidos pelo governo e dos títulos de natureza privada (GUIMARAES, FOLEY-FISHER, 2011). Esse fator influencia o cálculo do CMPC (Custo médio ponderado de capital), tanto no custo do capital próprio devido ao aumento da taxa livre de risco quanto no custo da dívida, devido ao aumento dos novos valores cobrados para a captação de novos recursos. Consequentemente, impactam o valuation das empresas e tornam o investimento no mercado acionário dos países em desenvolvimento menos atrativo.

Esse impacto no mercado acionário pode gerar resultados ambíguos, como ressaltado por Iakova e Meier (2014). O impacto na atratividade dos títulos norte-americanos pode levar a uma redução na demanda de investimentos em outras moedas. O aumento na demanda do dólar provavelmente gera uma pressão sobre a taxa de câmbio causando depreciação da moeda local. Conjuntamente esses fatores afetam positivamente o rendimento das empresas com características exportadoras e, de modo consequente, o desempenho dos índices acionários emergentes, devido à grande participação de empresas produtoras de *commodities* e outros bens de caráter primário.

A interdependência global dos mercados acionários é outro fator constantemente pesquisado para uma gestão ótima de um portfólio de investimentos com devida diversificação do risco e aumento do retorno esperado e se dá principalmente devido a ligação informacional entre mercados. A variação dos preços dos ativos em um país pode ser responsável pela variação nos demais e, por isso, para se detectar o impacto de mudanças

estruturais de mercados estrangeiros no nacional, é indispensável uma análise empírica dessa correlação (GOETZMANN, LI, ROUWENHORST, 2004) (PAGAN, SOYDEMIR, 2000).

A correlação global dos mercados de capitais é amplamente discutida na literatura de finanças, diante da necessidade de se entender o impacto de mudanças estruturais internacionais para a tomada de decisão de investimento em âmbito nacional e na decisão de diversificar internacionalmente.

## **2.1 Revisão da Literatura Empírica**

Bekaert, Harvey e Lumsdaine (2002) utilizaram um modelo autorregressivo para estudar a inter-relação entre fluxo de capitais, retornos, rendimento de dividendos e taxas de juros internacionais em 20 mercados emergentes, visando analisar em que grau uma queda da taxa de juros externa contribuiria no aumento do fluxo e custo de capital e que impacto teria no preço dos ativos de modo a identificar a importância de uma análise de mercados globais para a tomada de decisão em investimentos internos. Constataram que uma queda das taxas de juros ocasionaria um aumento muito menor proporção em capitalização de mercado indicando uma baixa interdependência entre os mercados globais.

Pimenta Júnior (2004) investigou a influência da Nasdaq sobre mercados latino-americanos (Argentina, Brasil, Chile e México) com um modelo de Auto Regressão Vetorial. Os dados utilizados foram séries históricas com dados de janeiro de 1992 a janeiro de 2004 dos principais índices das bolsas desses países. Os resultados apresentados confirmam que há influência da bolsa americana nos países emergentes, mas o poder de explicação da variância dos índices pelo comportamento do índice norteamericano é bem pequeno, levando a conclusão de que a relação é existente, mas não muito significativa para o período analisado.

Lamounier e Nogueira (2007) testaram por meio da Causalidade de Granger e um modelo de Auto-Regressão Vetorial como os mercados do Brasil, México, Rússia, Índia e China se correlacionam entre si e com a oscilação das bolsas desenvolvidas do Japão, Estados Unidos e Reino Unido. Constataram que os retornos dos países capitalizados ajudam na previsibilidade dos retornos dos países emergentes para o primeiro período, salvo a China. No segundo período, conclui-se que a bolsa japonesa não exerce influência sobre os mercados em desenvolvimento estudados.

Valadkhani e Chancharat (2007) não encontraram relação de longo prazo entre o preço dos ativos da bolsa tailandesa e seus principais parceiros comerciais (Austrália, Hong Kong, Indonésia, Japão, Coreia, Malásia, Filipinas, Taiwan, Singapura, Reino Unido e Estados Unidos). Usando dados históricos entre dezembro de 1987 e dezembro de 2005 e testes de

estacionariedade de Dickey-Fuller Aumentado constataram causalidade apenas no curto prazo. Os resultados empíricos apresentados reforçam a visão de que a diversificação é eficaz no longo prazo ao comprar ações desses onze países. Porém, no curto prazo, os resultados das diferentes bolsas poderão estar interligados minimizando os efeitos da diversificação do portfólio no risco não-sistemático da carteira.

Chadha (2007) analisou a relação do impacto da taxa de juros americana e da volatilidade do MSCI, um índice global, no mercado de capitais indiano, por meio de um modelo VAR, utilizando dados de janeiro de 2000 a setembro de 2006. Outras variáveis macroeconômicas foram incluídas no modelo como um índice de produção industrial indiano e a taxa de câmbio para verificar se mudanças nos comportamentos estruturais de economias de países desenvolvidos influenciam na produção e estrutura da economia indiana. Concluiu que o mercado de capitais e as variáveis macroeconômicas indianas, como taxa de câmbio e índice de produção industrial, são fortemente impactadas por choques inesperados na taxa de juros americana e no índice MSCI global.

Gaio *et al.* (2014) utilizaram series históricas de janeiro de 2000 a dezembro de 2008 dos índices Ibovespa, S&P 500, Dow Jones, Nasdaq Composite Index, Nikkei 225 e FTSE 100 para verificar se há interdependência entre os principais mercados mundiais de ações e seu impacto nos preço dos ativos listados no mercado brasileiro. A metodologia utilizada foi de séries temporais com os testes de estacionariedade de Dickey-Fuller Aumentado, KPSS e Causalidade de Granger. Foi observado que não há qualquer tipo de tendência entre os índices, porém é possível perceber uma pequena relação entre a volatilidade dos índices Dow Jones e FTSE 100 sobre o Ibovespa, não descartando a hipótese de pouca influência das condições estrangeiras no mercado nacional.

Bahadir e Lastrapes (2015) tiveram como objetivo identificar a integração dos mercados de capitais de países emergentes por meio da relação entre as taxas de juros nessas economias e uma taxa de juros global entre os anos de 1989 e 2014. Por meio de uma estimação com um modelo FAVAR, concluíram que as taxas de juros das economias em desenvolvimento respondem choques nas taxas globais, porém a variação não é uniforme entre os países analisados, sendo mais perceptível nas economias com maior dívida de longo prazo em dólares.

Há literatura focada na interdependência dos mercados acionários globais e também do impacto da alteração dos juros internacionais nos juros nacionais, não havendo, no entanto, muitos trabalhos que contemplam principalmente o impacto de variações das condições tanto

do mercado de ações quanto dos juros de países desenvolvidos nos países emergentes. Chadha (2007) é o que mais se aproxima da metodologia que foi utilizada na elaboração deste trabalho.

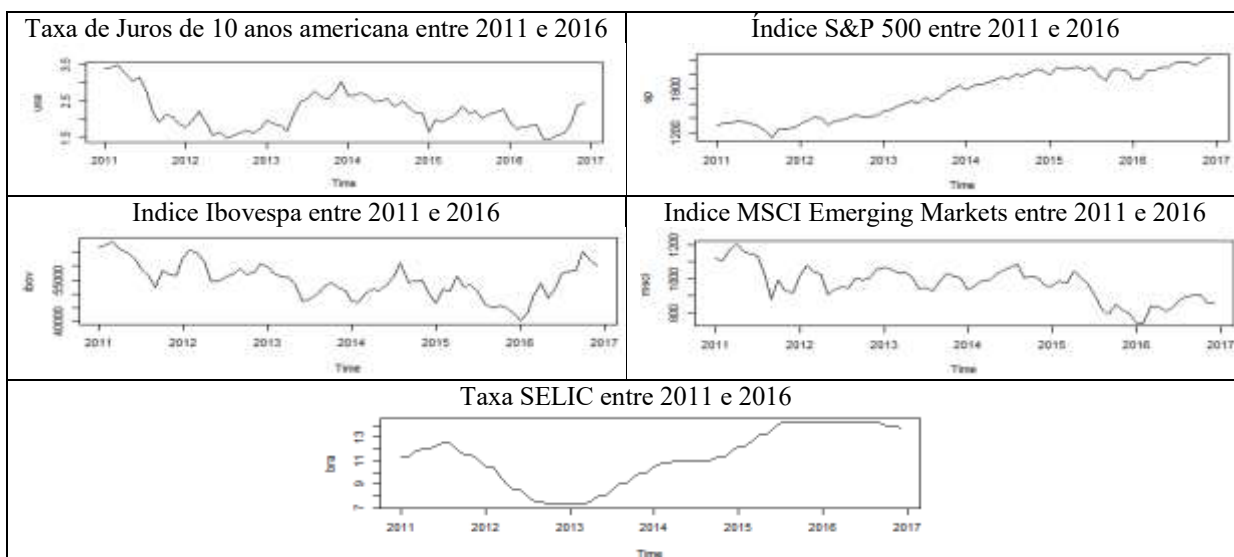
### 3. METODOLOGIA

#### 3.1 Dados e Descrição das Variáveis

Para averiguar o impacto da oscilação da taxa de juros e mercado acionário norte-americanos nos países emergentes foram utilizados os dados de fechamento mensais do período entre janeiro de 2011 e dezembro de 2016, somando ao todo 72 observações.

As fontes utilizadas para a pesquisa foram a plataforma Economática, o banco de dados do *Federal Reserve*, Banco Central e *MSCI*. Foram utilizadas na análise a taxa americana de juros de 10 anos (*U.S. 10-Year Bond Yield*) e o índice *S&P 500* (Bolsa de Nova Iorque) com objetivo de examinar as possíveis variações no mercado de capitais de maior capitalização e seu impacto na taxa SELIC e nos índices Ibovespa (B3 – Brasil, Bolsa, Balcão) e *MSCI EM* (países emergentes). A figura 1 apresenta o comportamento dessas variáveis no período estudado e a tabela 1 apresenta suas estatísticas descritivas.

**Figura 1** – Comportamento das Variáveis de Estudo entre 2011 e 2016



Fonte – Elaboração própria.

**Tabela 1** – Estatísticas descritivas das variáveis selecionadas

	Juros EUA (%)	S&P 500	Ibovespa	MSCI	SELIC (%)
<b>Média</b>	2,20	1.736,95	54.925,26	971,85	11,24
<b>Erro padrão</b>	0,06	39,09	745,19	12,01	0,28
<b>Mediana</b>	2,14	1.827,09	54.559,51	992,47	11,25
<b>Desvio padrão</b>	0,50	331,73	6.323,14	101,89	2,37
<b>Variância da amostra</b>	0,25	110.042,80	39.982.145,71	10.381,08	5,64
<b>Curtose</b>	-0,07	-1,53	-0,38	-0,20	-1,11

<b>Assimetria</b>	0,69	-0,20	0,08	-0,15	-0,26
<b>Intervalo</b>	2,02	1.107,41	28.180,70	463,70	7,00
<b>Mínimo</b>	1,45	1.131,42	40.406,00	740,33	7,25
<b>Máximo</b>	3,47	2.238,83	68.586,70	1.204,03	14,25

Fonte: Elaboração Própria

A taxa americana de juros de 10 anos (*U.S. 10-Year Bond Yield*) é o indicador utilizado para medir a remuneração dos títulos do tesouro norteamericano. Essa variável representa para muitos investidores o que seria o ativo livre de risco, variável utilizada no cálculo do Custo Médio Ponderado de Capital (CMPC ou WACC). Entre 2012 e 2016 a taxa americana de juros oscilou em um intervalo de 2,02 pontos percentuais, atingindo sua máxima em 3,47% e mínima em 1,45%. É a variável mais comum em artigos em que se deseja medir o impacto de mudanças estruturais americanas em outros mercados como utilizada em Chadha (2007).

O *Standard & Poor's 500* (S&P 500) é um índice ponderado de desempenho do mercado acionário norteamericano composto por ações de 500 companhias listadas nas bolsas *New York Stock Exchange* (NYSE) e *Nasdaq Stock Market* (NASDAQ), ambas localizadas em Nova Iorque. Os critérios de inclusão dos ativos são liquidez, representação do grupo industrial e valor de mercado. O S&P 500 é o principal benchmark de rendimento dos ativos no mercado e norteamericano e é amplamente usado na literatura, como em Gaio *et al.* (2014). O índice apresentou tendência crescente no período observado, chegando a um mínimo de 1.131,42 em setembro de 2011 e o máximo de 2.238,83 em dezembro de 2016. Durante o período observado, o índice apresentou crescimento de 74,08%, aproximadamente 9,7% anualizado.

O Ibovespa é um índice de desempenho médio dos ativos negociados na B3. Atualmente o índice é composto por 59 ações das empresas que possuem maior capitalização e liquidez e é utilizado como *benchmark* para a análise de desempenho de investimentos em renda variável no Brasil. O Ibovespa apresentou grandes oscilações no período observado, oscilando entre 68.586 pontos em março de 2011 e 40.406 pontos em janeiro de 2016 obtendo uma perda de valor de 6.347 pontos e 9,5%. É utilizado amplamente na literatura que analisa o mercado acionário brasileiro.

O *MSCI Emerging Markets* (MSCI EM) é o índice de desempenho mais utilizado para a avaliação de investimentos nos países em desenvolvimento. A composição do índice apresenta ativos de 24 países que representam juntos 10% da capitalização de mercado mundial e 85% da capitalização de mercado de cada país incluído. O Brasil é responsável pelo

desempenho de 7% do índice, atrás apenas da Índia (9%) e da China (29%). O índice perdeu valor durante o período observado, indo de 1.119,08 pontos em janeiro de 2011 para 862,27 pontos em dezembro de 2016, o que indica uma queda de desempenho dos mercados acionários de países emergentes.

A taxa SELIC é a taxa básica de juros da economia brasileira e é obtida pelo cálculo da taxa média ponderada das taxas de juros praticadas pelas instituições financeiras. Como a SELIC não é determinada pelo mercado e sim por decisão do Comitê de Política Econômica Monetária (Copom), provavelmente não haverá reconhecimento imediato da oscilação das demais variáveis antes da movimentação da taxa SELIC, gerando uma movimentação tardia se for observada correlação entre as variáveis. Durante janeiro de 2011 e dezembro de 2016 a taxa apresentou um máximo de 14,25% e mínimo de 7,25%, com uma média de 11,24% e desvio padrão de 2,37%. A moda observada foi de 14,25% em um período de 15 meses, que corresponde ao período de crise e dificuldade econômica brasileira nos últimos anos no fim do segundo governo Dilma e começo do governo de Michel Temer.

**Quadro 1** – Descrição das variáveis

Variável	Descrição da variável	Fonte
<i>U.S. 10-Year Bond Yield</i>	Taxa de Juros Americana de 10 anos	Federal Reserve
S&P 500	Índice de desempenho composto por 500 ações cotadas nas bolsas de NYSE e Nasdaq (Nova Iorque)	Economática
Taxa SELIC	Taxa de Juros Brasileira	Banco Central
Ibovespa	Índice de desempenho médio das ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo	Economática
<i>MSCI EM</i>	Índice de desempenho composto por ações de 24 países em desenvolvimento cobrindo 85% da capitalização do mercado acionário de cada país	<i>MSCI</i>

Fonte: Elaboração Própria

O quadro 1 faz uma síntese da descrição de cada variável utilizada no estudo e apresenta as fontes de onde foram extraídas.

### 3.2 Modelo Econométrico

Com base nas variáveis disponíveis para realização do estudo e estudo da literatura existente do tema foi adotado o modelo de Auto-Regressão Vetorial (VAR). Esse tipo de modelagem foi desenvolvido como resposta para estimações de variáveis estruturais que anteriormente consideravam variáveis endógenas e exógenas de modo que algumas variáveis exógenas fossem tratadas como independentes e, posteriormente, excluídas do modelo causando viés e prejudicando o resultado.

O modelo VAR é amplamente adotado para estudos que analisam séries temporais e variáveis macroeconômicas. É o mais adequado para o estudo de ciclos econômicos,

flutuações em variáveis agregadas, níveis de preços e para captar o impacto de variações aleatórias em um sistema de variáveis, sendo assim o mais eficaz para a realização do modelo pretendido por este artigo.

De acordo com Bueno (2011), um modelo autorregressivo de ordem  $p$  por um vetor com  $n$  variáveis endógenas,  $X_t$ , pode ser especificado como:

$$AX_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + \beta_{\varepsilon t} \quad (1)$$

Em que  $A$  é uma matriz ( $n \times n$ ) que define as restrições entre as variáveis que constituem o vetor ( $n \times 1$ ),  $X_t$ ,  $\beta_0$ , é um vetor de constantes ( $n \times 1$ ),  $\beta_i$  são matrizes ( $n \times n$ );  $\beta$  é uma matriz diagonal ( $n \times n$ ) de desvios-padrão;  $\varepsilon_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) de perturbações aleatórias não correlatas (por isso  $\beta$  é diagonal) entre si contemporânea ou não.  $\varepsilon_t$  são chamados de choques estruturais por afetar cada uma das variáveis endógenas. Por hipótese, esses choques são assumidos como independentes entre si devido suas interrelações serem captadas pela matriz  $A$ . Esse modelo é estimado em sua forma reduzida como:

$$X_t = A^{-1}\beta_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}\beta_i X_{t-i} + A^{-1}\beta_{\varepsilon t} \quad (2)$$

Em que  $A$  é uma matriz  $n \times n$  que define as restrições entre as variáveis que constituem o vetor  $n \times 1$ ,  $X_t$ ;  $\beta_0$  é um vetor de constantes  $n \times 1$ ;  $\beta$  é uma matriz diagonal  $n \times n$  de desvios-padrão e  $\varepsilon_t$  é um vetor  $n \times 1$  de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente.

Assim, o objetivo do VAR é estimar o modelo em sua forma reduzida usando a matriz inversa de  $A$ , eliminando o efeito contemporâneo de cada variável na outra.

Foram realizados os seguintes testes:

1. Dickey-Fuller Aumentado (ADF): que é essencial para aplicação do modelo de Auto-Regressão Vetorial devido à obrigatoriedade de que as séries sejam estacionárias, o que implica que a média, variância e covariância das variáveis sejam constantes, facilitando, assim, os métodos de previsão e a validação do modelo e análise. É utilizado para se verificar se uma série temporal possui raiz unitária.

2. Causalidade de Granger: é o principal teste utilizado para se verificar cointegração entre as séries temporais. Granger (1969) introduziu o conceito de causalidade e por meio do modelo VAR e o modelo univariado de cada variável podemos produzir previsões para os componentes do modelo. Deve ser utilizado após a realização da estimativa do modelo VAR.

3. Função Impulso Resposta ou *Impulse Response Function (IRF)*: que permite verificar se um choque em uma variável afeta diretamente as demais variáveis no modelo

VAR e observar corretamente o impacto das variações do mercado americano no mercado brasileiro e demais países emergentes nos períodos subsequentes.

#### 4. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Seguindo a metodologia descrita anteriormente, o modelo é iniciado com um exame das propriedades das séries temporais por meio do teste ADF. Os resultados se encontram na tabela abaixo:

**Tabela 2** – P-valor do teste ADF

Váriavel	p-valor	Váriavel	p-valor
<b>Juros EUA</b>	0,235	<b>DJuros EUA</b>	0,1908
<b>S&amp;P 500</b>	0,6501	<b>DS&amp;P 500</b>	0,0447
<b>Ibovespa</b>	0,3487	<b>DIbovespa</b>	0,01
<b>MSCI</b>	0,2035	<b>DMSCI</b>	0,01
<b>SELIC</b>	0,0216	<b>D2Juros EUA</b>	0,01

Fonte: Elaboração Própria

A observação das informações obtidas acima permite inferir que as séries referentes aos juros norteamericanos, S&P 500, Ibovespa e MSCI não rejeitam a hipótese nula de que há existência de raiz unitária. Logo, conclui-se que as séries são não-estacionárias. O teste aplicado à taxa SELIC resultou em um p-valor de 0,0216, valor esse que rejeita a hipótese nula e confirma a estacionariedade. O teste foi aplicado novamente com as variáveis defasadas em um período. S&P 500, Ibovespa e MSCI mostraram-se estacionárias para uma significância de 5%. A taxa de juros americana só rejeitou a hipótese nula após duas diferenças.

O segundo teste a ser realizado foi o Teste de Granger com objetivo de identificar a existência de causalidade de Granger entre as variáveis escolhidas. Os resultados podem ser visualizados na Tabela 3.

**Tabela 3** – P-valor do teste de Granger

	<b>D2Juros EUA</b>	<b>DS&amp;P 500</b>	<b>DIbovespa</b>	<b>DMSCI</b>	<b>SELIC</b>
<b>D2Juros EUA</b>	-	0,2033	0,3320	0,0935	0,9284
<b>DS&amp;P 500</b>	0,5997	-	0,3345	0,3312	0,4517
<b>DIbovespa</b>	0,1665	0,2454	-	0,7602	0,7293
<b>DMSCI</b>	0,0950	0,5114	0,4695	-	0,8033
<b>SELIC</b>	0,8250	0,8234	0,9060	0,8746	-

Fonte: Elaboração Própria

Para a realização do Teste de Granger, é necessário que as variáveis sejam estacionárias com o intuito de eliminar um efeito de viés causado por uma possível tendência

nas séries. Nas colunas da Tabela 4, temos as variáveis explicativas, e nas linhas, as variáveis explicadas. Considerando 5% de significância, não é possível rejeitar a hipótese nula de existência de vetores nulos de co-integração entre as séries.

Após estimação dos testes iniciais, foi verificado, pelo Critério de Akaike, que seria necessária a utilização de 10 lags na realização do modelo. Como a intenção é descobrir apenas a influência do mercado norteamericano nas variáveis estruturais brasileiras e de demais países emergentes, foram exibidos os resultados das equações para a taxa de juros brasileira, o índice Bovespa e o MSCI EM index descritas abaixo:

$$SELIC = \beta_0 + \sum_{i=1}^{10} (\beta_1 SELIC_{t-i} + \beta_2 S\&P_{t-i} + \beta_3 IBOVESPA_{t-i} + \beta_4 MSCI_{t-i} + \beta_5 JUROSUSA_{t-i})$$

$$IBOVESPA = \beta_0 + \sum_{i=1}^{10} (\beta_1 SELIC_{t-i} + \beta_2 S\&P_{t-i} + \beta_3 IBOVESPA_{t-i} + \beta_4 MSCI_{t-i} + \beta_5 JUROSUSA_{t-i})$$

$$MSCI = \beta_0 + \sum_{i=1}^{10} (\beta_1 SELIC_{t-i} + \beta_2 S\&P_{t-i} + \beta_3 IBOVESPA_{t-i} + \beta_4 MSCI_{t-i} + \beta_5 JUROSUSA_{t-i})$$

**Tabela 4** – Resultados do VAR - Equação da taxa de juros brasileira

	Estimate	Std. Error	T value	Pr(> t )		Estimate	Std. Error	T value	Pr(> t )
SELIC.11	<b>1.299</b>	<b>0.343</b>	<b>3.784</b>	<b>0.004 **</b>	SELIC.16	-0.453	0.532	-0.850	0.417
S&P 500.11	0.001	0.002	0.643	0.536	S&P 500.16	0.001	0.002	0.395	0.702
Ibovespa.11	0.000	0.000	0.394	0.703	Ibovespa.16	0.000	0.000	-0.694	0.505
MSCI.11	-0.004	0.003	-1.333	0.215	MSCI.16	0.001	0.003	0.475	0.646
Juros EUA.11	-0.681	0.361	-1.885	0.092	Juros EUA.16	-0.881	0.515	-1.711	0.121
SELIC.12	-0.177	0.565	-0.313	0.762	SELIC.17	0.702	0.544	1.290	0.229
S&P 500.12	0.000	0.002	-0.241	0.815	S&P 500.17	-0.001	0.002	-0.775	0.458
Ibovespa.12	0.000	0.000	-0.032	0.975	Ibovespa.17	0.000	0.000	0.555	0.592
MSCI.12	0.002	0.004	0.543	0.600	MSCI.17	0.000	0.003	0.036	0.972
Juros EUA.12	-0.784	0.503	-1.561	0.153	SELIC.18	-0.339	0.713	-0.476	0.646
SELIC.13	0.959	0.569	1.685	0.126	S&P 500.18	-0.001	0.002	-0.615	0.554
S&P 500.13	-0.002	0.002	-1.152	0.279	Ibovespa.18	0.000	0.000	-0.528	0.611
Ibovespa.13	0.000	0.000	1.048	0.322	MSCI.18	0.001	0.003	0.316	0.759
MSCI.13	0.000	0.003	0.016	0.988	Juros EUA.18	-0.149	0.597	-0.250	0.808
Juros EUA.13	-0.803	0.489	-1.641	0.135	SELIC.19	-0.216	0.753	-0.287	0.781
SELIC.14	<b>-1.524</b>	<b>0.561</b>	<b>-2.715</b>	<b>0.024 *</b>	S&P 500.19	-0.003	0.002	-2.131	0.062
S&P 500.14	0.000	0.003	0.192	0.852	Ibovespa.19	0.000	0.000	1.086	0.306
Ibovespa.14	0.000	0.000	0.876	0.404	MSCI.19	0.000	0.003	-0.142	0.891
MSCI.14	-0.002	0.003	-0.804	0.442	Juros EUA.19	-0.045	0.426	-0.106	0.918
Juros EUA.14	-0.683	0.595	-1.148	0.280	SELIC.110	0.222	0.362	0.613	0.555
SELIC.15	0.476	0.661	0.721	0.489	S&P 500.110	0.000	0.002	0.046	0.965
S&P 500.15	-0.001	0.002	-0.283	0.783	Ibovespa.110	0.000	0.000	0.943	0.370
Ibovespa.15	0.000	0.000	1.041	0.325	MSCI.110	-0.002	0.002	-0.984	0.351

MSCI.15	-0.003	0.004	-0.751	0.472	Juros EUA.110	0.171	0.305	0.561	0.588
Juros EUA.15	-0.363	0.533	-0.680	0.513	Constante	0.668	0.675	0.990	0.348

Fonte: Elaboração própria

Nota: \*\*\*, \*\*, \* denota significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os resultados do modelo nos permitem inferir que a taxa de juros brasileira pode ser explicada pelo seu valor em períodos anteriores, com significância estatística na primeira e quarta defasagem. Devemos perceber que o sinal relativo ao período t-1 afeta positivamente a variável t e relativo ao período t-4 negativamente. Esse resultado pode indicar uma possível inconstância de comportamento do banco central em períodos longos.

O Ibovespa, os juros norteamericanos, o MSCI EM e S&P 500 não conseguem explicar as movimentações da taxa de juros brasileira no período analisado. Isso pode ter acontecido devido a grande influência da política na economia entre os anos de 2011 e 2016. Esse período compreende diminuições da taxa de juros mesmo com nível elevado e crescente de inflação durante a presidência de Dilma Rousseff e seu posterior aumento durante a crise ocorrida após o impeachment da presidente.

**Tabela 5** – Resultados do VAR - Equação do Índice Bovespa

	Estimate	Std. Error	t value	Pr (> t )		Estimate	Std. Error	t value	Pr (> t )
SELIC.11	-5.495.000	5.814.000	-0.945	0.369	S&P 500.16	13.260	33.300	0.398	0.700
S&P 500.11	16.110	33.350	0.483	0.641	Ibovespa.16	0.516	0.923	0.559	0.590
Ibovespa.11	-0.267	0.684	-0.390	0.706	MSCI.16	-14.750	52.550	-0.281	0.785
MSCI.11	40.470	56.930	0.711	0.495	Juros EUA.16	-5.862.000	8.723.000	-0.672	0.519
Juros EUA.11	-544.700	6.123.000	-0.089	0.931	SELIC.17	7.160.000	9.221.000	0.776	0.457
SELIC.12	11.610.000	9.568.000	1.214	0.256	S&P 500.17	38.000	30.520	1.245	0.245
S&P 500.12	17.330	31.310	0.554	0.593	Ibovespa.17	-1.152	0.810	-1.422	0.189
Ibovespa.12	-0.736	0.724	-1.016	0.336	MSCI.17	22.690	52.820	0.430	0.678
MSCI.12	-17.410	65.340	-0.267	0.796	Juros EUA.17	-6.808.000	10.240.000	-0.665	0.523
Juros EUA.12	-1.999.000	8.513.000	-0.235	0.820	SELIC.18	-11.470.000	12.070.000	-0.950	0.367
SELIC.13	-8.433.000	9.636.000	-0.875	0.404	S&P 500.18	12.010	25.410	0.473	0.648
S&P 500.13	-35.120	33.430	-1.051	0.321	Ibovespa.18	-0.674	0.682	-0.988	0.349
Ibovespa.13	-0.667	0.660	-1.011	0.338	MSCI.18	66.240	46.520	1.424	0.188
MSCI.13	97.560	56.660	1.722	0.119	Juros EUA.18	-4.421.000	10.110.000	-0.437	0.672
Juros EUA.13	-5.883.000	8.287.000	-0.710	0.496	SELIC.19	11.490.000	12.750.000	0.901	0.391
SELIC.14	3.760.000	9.509.000	0.395	0.702	S&P 500.19	-2.100	26.490	-0.079	0.939
S&P 500.14	37.740	43.950	0.859	0.413	Ibovespa.19	-0.435	0.931	-0.467	0.651
Ibovespa.14	-0.282	0.718	-0.393	0.704	MSCI.19	10.060	54.010	0.186	0.856
MSCI.14	-10.230	49.520	-0.207	0.841	Juros EUA.19	-2.026.000	7.215.000	-0.281	0.785

Juros EUA.14	-2.001.000	10.080.000	-0.199	0.847	SELIC.110	-3.896.000	6.127.000	-0.636	0.541
SELIC.15	-2.756.000	11.190.000	-0.246	0.811	S&P 500.110	-17.050	38.960	-0.438	0.672
S&P 500.15	24.570	37.070	0.663	0.524	Ibovespa.110	-0.587	0.797	-0.737	0.480
Ibovespa.15	-1.355	0.716	-1.891	0.091	MSCI.110	64.170	41.510	1.546	0.157
MSCI.15	70.610	62.240	1.134	0.286	Juros EUA.110	-1.332.000	5.168.000	-0.258	0.802
Juros EUA.15	-3.074.000	9.031.000	-0.340	0.741	Constante	-17.550.000	11.430.000	-1.536	0.159
SELIC.16	-417.000	9.018.000	-0.046	0.964					

Fonte: Elaboração própria

Nota: \*\*\*, \*\*, \* denota significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Nenhuma das variáveis escolhidas para o modelo se mostraram estatisticamente significantes quando se olha a equação do modelo referente ao Ibovespa. As taxas de juros americana e brasileira mostraram correlação negativa com o índice brasileiro. Conforme citado anteriormente, o aumento dos juros tanto brasileiros quanto norteamericanos aumenta a atratividade dos investimentos em renda fixa em relação a investimentos de renda variável, gerando queda do índice de ações. O MSCI EM apresenta correlação positiva com o Ibovespa, levantando a hipótese de que mercados emergentes seguiram caminhos parecidos no período observado.

**Tabela 6** – Resultados do VAR - Equação do MSCI EM Index

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )		Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
SELIC.11	-105.600	71.660	-1.474	0.175	S&P 500.16	-0.144	0.410	-0.352	0.733
S&P 500.11	0.092	0.411	0.225	0.827	Ibovespa.16	0.009	0.011	0.774	0.459
Ibovespa.11	-0.001	0.008	-0.172	0.867	MSCI.16	-0.087	0.648	-0.135	0.896
MSCI.11	0.243	0.702	0.346	0.737	Juros EUA.16	-182.700	107.500	-1.699	0.124
Juros EUA.11	-60.270	75.460	-0.799	0.445	SELIC.17	94.230	113.600	0.829	0.428
SELIC.12	184.500	117.900	1.564	0.152	S&P 500.17	0.366	0.376	0.973	0.356
S&P 500.12	0.183	0.386	0.474	0.647	Ibovespa.17	-0.005	0.010	-0.459	0.657
Ibovespa.12	0.002	0.009	0.262	0.799	MSCI.17	-0.390	0.651	-0.599	0.564
MSCI.12	-0.662	0.805	-0.822	0.432	Juros EUA.17	-198.600	126.200	-1.573	0.150
Juros EUA.12	-107.400	104.900	-1.024	0.333	SELIC.18	-154.300	148.800	-1.037	0.327
SELIC.13	-64.650	118.800	-0.544	0.599	S&P 500.18	0.187	0.313	0.596	0.566
S&P 500.13	-0.522	0.412	-1.267	0.237	Ibovespa.18	-0.006	0.008	-0.725	0.487
Ibovespa.13	0.000	0.008	-0.052	0.960	MSCI.18	0.448	0.573	0.782	0.455
MSCI.13	0.424	0.698	0.607	0.559	Juros EUA.18	-126.900	124.600	-1.018	0.335
Juros EUA.13	-138.900	102.100	-1.360	0.207	SELIC.19	90.770	157.200	0.577	0.578
SELIC.14	-5.039	117.200	-0.043	0.967	S&P 500.19	-0.259	0.326	-0.794	0.448
S&P 500.14	0.147	0.542	0.270	0.793	Ibovespa.19	0.000	0.011	-0.001	0.999
Ibovespa.14	0.003	0.009	0.342	0.740	MSCI.19	0.205	0.666	0.308	0.765
MSCI.14	-0.465	0.610	-0.762	0.466	Juros EUA.19	-64.880	88.920	-0.730	0.484
Juros EUA.14	-124.300	124.200	-1.001	0.343	SELIC.110	3.578	75.510	0.047	0.963

SELIC.15	-19.600	137.900	-0.142	0.890	S&P 500.110	-0.111	0.480	-0.231	0.823
S&P 500.15	0.478	0.457	1.046	0.323	Ibovespa.110	-0.002	0.010	-0.216	0.834
Ibovespa.15	-0.005	0.009	-0.553	0.594	MSCI.110	0.319	0.512	0.623	0.549
MSCI.15	-0.041	0.767	-0.054	0.958	Juros EUA.110	-75.030	63.700	-1.178	0.269
Juros EUA.15	-165.300	111.300	-1.485	0.172	Constante	-29.880	140.800	-0.212	0.837
SELIC.16	-21.190	111.100	-0.191	0.853					

Fonte: Elaboração própria

Nota: \*\*\*, \*\*, \* denota significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

A equação referente ao MSCI EM sugere resultados similares à equação do índice Ibovespa. Nenhuma das variáveis escolhidas se mostrou significativa e a matriz de correlação apresentou os mesmos sinais para cada variável. Isso talvez possa ser explicado pelo fato de os dois índices serem de ativos semelhantes, só que englobando regiões diferentes.

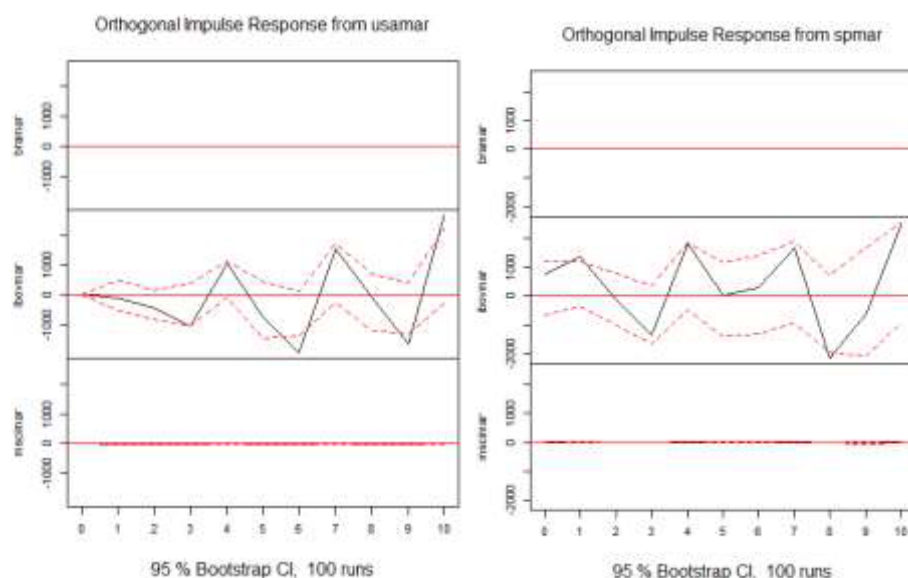
**Tabela 7 – Matriz de Correlação**

	SELIC	S&P 500	Ibovespa	MSCI	Juros EUA
<b>SELIC</b>	1				
<b>S&amp;P 500</b>	-0,0359	1			
<b>Ibovespa</b>	-0,0487	0,2013	1		
<b>MSCI</b>	-0,0811	0,3928	0,9288	1	
<b>Juros EUA</b>	0,3030	-0,1210	-0,3786	-0,4326	1

Fonte: Elaboração Própria

O teste de impulso e resposta foi usado para verificar se um choque na taxa de juros e no mercado acionário norteamericano afeta diretamente as demais variáveis no modelo e observar corretamente o impacto das variações nos períodos subsequentes. É possível perceber que o impacto nas séries internacionais não influencia na taxa de juros brasileira ou MSCI, mas, pode ser impactante no índice brasileiro.

**Figura 6 – Teste impulso resposta**



Fonte: Elaboração Própria

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho foi compreender, por meio de um modelo de auto-regressão vetorial, o efeito de mudanças estruturais externas, especificamente juros de 10 anos norte-americanos (T-bonds) e índice de ações norte-americano, no preço dos ativos dos mercados emergentes (Ibovespa, Selic e MSCI EM).

Ao avaliar os resultados obtidos é possível chegar a algumas conclusões interessantes. Nenhuma das variáveis escolhidas apresenta relação de causalidade de granger, ou seja, assim como no estudo de Pimenta Júnior (2004), não há variáveis capazes de oferecer evidências estatísticas de que suas oscilações passadas estão correlacionadas com as de outra variável. Assim como descrito por Gaio et al (2014), Lamounier e Nogueira (2007) e Pimenta Júnior (2004), o impacto de mudanças do índice norte-americano de ações nos mercados emergentes foi observado, mas sem forte significância estatística. Foi também constatado que não há impacto relevante na taxa SELIC, no índice Bovespa e no MSCI EM Index de oscilações na taxa de juros americana de 10 anos.

Um ponto importante percebido foi a influência da taxa de juros de períodos anteriores na determinação da taxa de juros atual. Esse comportamento pode indicar que escolhas anteriores do Banco Central tem maior peso na determinação da taxa de juros futura que variáveis externas, apontando dependência política.

Outro fator a se ressaltar, é que, como esperado, o modelo reflete a complexidade de se captar e decompor as variáveis que influenciam nos preços dos ativos nacionais e internacionais. Isso ocorre, provavelmente, devido ao enorme número de fatores micro e macroeconômicos que podem influenciar na precificação dos ativos.

Dentre as limitações do estudo, merece destacar a utilização da Taxa Selic cuja limitação é o tempo alongado para reconhecimento de oscilações do mercado de capitais devido ao fato de ser determinada pelo Comitê de Política Econômica Monetária (COPOM). Outra limitação é a dificuldade de se captar as variáveis determinantes do modelo devido à complexidade da precificação de ativos do mercado de capitais.

A partir deste estudo, novos caminhos de pesquisa podem ser apontados. A fim de captar rapidamente impactos de variáveis internacionais, podemos utilizar, nas pesquisas subsequentes, o índice IMA-geral, determinado pelo mercado, como indicativo do rendimento dos investimentos de renda fixa nacionais. Outras variáveis macroeconômicas estruturais podem ser adicionadas ao modelo com o intuito de aumentar a significância estatística como índice de produção industrial e taxa de câmbio.

## REFERÊNCIAS

- BAHADIR, B.; D. LASTRAPES, W. (2015). Emerging market economies and the world interest rate. **Journal of International Money and Finance**, v. 58, p. 1-28, 2015.
- BEKAERT, G.; HARVEY, C. R.; LUMSDAINE, R. L. The dynamics of emerging market equity flows. **Journal of International Money and Finance**, v. 21, n. 3, p. 295-350, 2002.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 2. Ed. São Paulo: Cengage Learning 2012. p.195-198.
- CHADHA, B. Impact of U.S. Federal Interest Rate and Movement of MSCI on Indian Capital Markets: An Empirical Study. **eSocialScience**, June, 2007.
- DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American statistical association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.
- FOLEY-FISHER, N.; GUIMARAES, B. US real interest rates and default risk in emerging economies. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 45, n. 5, mar., 2011.
- GAIO, L.; AMBROZINI, M.; BONACIM, C.; PIMENTA JUNIOR, T. Interdependência entre os mercados mundiais de ações: uma análise de volatilidades. **BASE - Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos**, v. 11, n. 3, p. 259-274, 2014.
- GOETZMANN, W.; LI, L.; ROUWENHORST, K. Long-Term global market correlations. **Yale ICF Working Paper**, n. 08-04, jun., p. 46, oct., 2004.
- GRANGER, CLIVE WJ. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica Journal of the Econometric Society**, v. 37, n. 3, p. 424-38, 1969.
- IAKOVA, D.; MEIER, A. Regional financial outlook: Western Hemisphere Rising Challenges, apr., 2014.
- LAMOUNIER, W.; NOGUEIRA, E. Causalidade entre os retornos de mercados de capitais emergentes e desenvolvidos. **Revista contabilidade & finanças**, v. 18, n.43, p. 34-48, jan./abr. 2007.
- PAGAN, J. A.; SOYDEMIR, G. On the linkages between equity markets in Latin America. **Applied Economics Letters**, v. 7, n. 3, p.207-210, mar., 2000.
- PIMENTA JUNIOR, T. Uma mensuração do fenômeno da interdependência entre os principais mercados acionários da América Latina e a Nasdaq. **Revista de Administração**, v. 39, n. 2, p. 177-185, abr./maio/jun., 2004.
- VALADKHANI, A.; CHANCHARAT, S. Dynamic linkages between Thai and international stock markets. **Journal of Economic Studies**, v. 35, n. 5, p. 425-44, 2007.