

## **Análise dinâmica da relação entre as variáveis macroeconômicas e o mercado acionário brasileiro: Uma abordagem do modelo de correção de erros**

### **Dynamic analysis of the relationship between macroeconomic variables and the Brazilian stock market: An error correction model approach**

DOI: 10.34140/bjbv3n4-011

Recebimento dos originais: 04/03/2021

Aceitação para publicação: 30/06/2021

#### **Filipe Higinio Dias de Souza**

Doutorando em Economia pelo PPGCE da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

E-mail: filipe.hig@gmail.com

#### **Carlos Alberto Gonçalves da Silva**

Doutor em Engenharia da Produção – COPPE/UFRJ

Pós-Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal Fluminense

Pesquisador Visitante do PPGCE da Universidade do Estado do Rio de Janeiro e bolsista da FAPERJ

E-mail: ca7gon@gmail.com

#### **RESUMO**

O presente estudo tem como objetivo analisar a relação de curto e longo prazo entre as variáveis macroeconômicas, representadas pela taxa de juros, taxa de câmbio, inflação e risco país, em comparação com o mercado acionário brasileiro, representado pelo Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa), durante o período que compreende os meses de janeiro de 1995 a junho de 2016. Para tanto, utilizou-se o enfoque multivariado VAR. Os coeficientes de longo prazo, descritos pelo vetor de cointegração normalizado, constatou-se comportamento positivo da taxa de câmbio e da inflação, e negativo da taxa de juros e do risco país, com o Ibovespa. Analisando os coeficientes do VEC, o parâmetro de ajustamento ( $\alpha$ ) foi estatisticamente significativo, indicando que o Ibovespa reage na trajetória de equilíbrio de longo prazo às variações no curto prazo dos indicadores macroeconômicos.

**Palavras-chave:** Mercado de Capitais. Variáveis Macroeconômicas. Ibovespa. Modelo de Correção de Erros.

#### **ABSTRACT**

The present study aims to analyze the short and long term relationship between the macroeconomic variables, represented by the interest rate, exchange rate, inflation and country risk, as compared to the Brazilian stock market, represented by the Stock Exchange Index São Paulo (Ibovespa), during the period from January 1995 to June 2016. For that, the multivariate approach VAR was used. The long-term coefficients, described by the normalized cointegration vector, showed positive exchange rate and inflation, and negative interest rate and country risk behavior, with Ibovespa. Analyzing the ECV coefficients, the adjustment parameter ( $\alpha$ ) was statistically significant, indicating that the Ibovespa reacts in the long-term equilibrium trajectory to changes in the short-term macroeconomic indicators.

**Keywords:** Capital market. Macroeconomic Variables. Ibovespa. Error Correction Model.

## **1 INTRODUÇÃO**

O desenvolvimento econômico sustentável depende, sobretudo, da expansão contínua da capacidade de produção. Esta expansão, por sua vez, esta diretamente ligada aos investimentos em capital

e recursos humanos, que promovem, quando eficientes, a acumulação do capital produtivo e o aumento da produtividade do capital e da mão-de-obra. Sendo assim, à medida que os investimentos são direcionados às alternativas com maiores retornos (econômicos e sociais), o crescimento se acelera (NOBREGA *et al*; 2000).

Outro componente fundamental desse processo é a poupança, já que esta viabiliza os investimentos. A melhor combinação desses fatores da origem a um círculo virtuoso de desenvolvimento, que garante à sociedade níveis crescentes de bem-estar e redução da pobreza.

Dentre os principais caminhos de associação da poupança ao investimento, o financiamento via mercado de capitais, mais especificamente, o mercado acionário é considerado o mais eficiente, devido a fatores, como: a redução do risco de novos investimentos, o constante incentivo à inovação, e a democratização e socialização do capital. Segundo Neto e Félix (2002), o financiamento por meio de emissão de ações, ao contrário do autofinanciamento, do fomento estatal e do mercado de crédito, é capaz de “pulverizar” os riscos dos empreendimentos de uma empresa de capital aberto para toda a sociedade. Fama (1970) ainda explica que o mercado de capitais é essencial para o desenvolvimento econômico de um país, por alocar poupança a recursos de investimentos.

O principal medidor de desempenho do mercado de capitais brasileiro é o Índice de preços da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa), índice que espelha o desempenho/comportamento dos principais papéis negociados na Bolsa de Valores. Diversos fatores macroeconômicos fazem com que este índice varie diariamente, como é o caso dos índices de juros, câmbio, produção industrial, preço do petróleo, inflação e risco-país. Nesse sentido, variações nesses índices podem interferir na tomada de decisão dos investidores, prejudicando ou contribuindo com o investimento em renda variável.

Desse modo, para auxiliar o investidor na tomada de decisão, o presente estudo tem como objetivo analisar a relação de curto e longo prazo entre o mercado acionário brasileiro, representado pelo Ibovespa, e algumas das principais variáveis macroeconômicas, sendo estas: taxa de juros, taxa de câmbio, taxa de inflação e risco-país.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

A influência das variáveis macroeconômicas sobre o movimento dos preços das ações já é uma teoria amplamente aceita pela comunidade científica. Diversos estudos foram capazes de evidenciar empiricamente a relação entre as variáveis macroeconômicas mais relevantes da economia e os retornos acionários.

Chen *et al.* (1986), através da aproximação do modelo APT, analisaram a influência de quatro variáveis macroeconômicas – inflação, produto, risco de crédito e estrutura a termo da taxa de juros – sobre o mercado acionário, e comprovaram que, de fato, as variáveis possuem efeito sobre os preços das ações. De acordo com os autores, as variáveis macroeconômicas representam fatores de risco para o

mercado de ações, pois afetam a capacidade das empresas de gerarem fluxos de caixa e pagamentos futuros de dividendos, na taxa de desconto.

No entanto, Kwon e Shin (1999) sugerem que, apesar das variações nos preços dos ativos no mercado coreano serem cointegradas com um conjunto de variáveis macroeconômicas, o índice de mercado não é um bom indicador das variáveis econômicas, o que é inconsistente com os resultados obtidos por Fama (1991) de que o mercado acionário sinaliza a mudança de sinal apresentada pelo nível de atividades reais.

Darrat e Mukherjee (1986), utilizando o teste de causalidade de Granger, para o mercado indiano, entre 1948 a 1984, analisaram a relação causal entre os retornos dos ativos e as variáveis macroeconômicas: taxa de juros de curto e de longo prazo, taxas de inflação, oferta monetária e uma *proxy* da demanda agregada. Os resultados encontrados indicam que a taxa de juros de longo prazo impacta negativamente sobre os retornos dos ativos, sugerindo que os agentes do mercado indiano consideram os títulos de longo prazo e as ações ordinárias como bons substitutos. Outro resultado importante indica que a inflação gera um efeito negativo sobre os retornos acionários, indo contra a hipótese de Fisher, na qual o mercado de ações é um bom *hedge* contra inflação.

A relação inversa entre a inflação e os retornos acionários também é verificada no trabalho de Geske e Roll (1983). Os autores demonstraram que tanto a inflação esperada quanto a inflação inesperada são negativamente relacionadas ao mercado de ações norte-americano. Segundo os autores, os retornos do mercado sinalizam uma cadeia de eventos que resulta em uma maior taxa de expansão monetária. Os resultados de Geske e Roll (1983) são consistentes com a hipótese de Fama (1981) de que a relação negativa entre os retornos dos ativos e a inflação não é uma relação causal, mas sim uma *proxy* da relação positiva entre os retornos dos ativos e as variáveis reais.

Os resultados encontrados por Lee (1992), igualmente, se mostram compatíveis à hipótese de Fama (1981). Utilizando o modelo VAR, o autor investigou as relações causais entre os retornos das ações, a taxa de juros e a atividade real, assim como, a validade do modelo que explica a relação negativa entre retornos e inflação, para a economia norte americana no período pós-guerra. Os resultados comprovam que a inflação está negativamente relacionada aos retornos dos ativos, e não há causalidade entre o crescimento da oferta monetária e os retornos acionários, ou seja, não há relação causal entre a inflação e retornos dos ativos. Najand e Noronha (1998) investigaram essa mesma relação causal para a economia japonesa, no entanto, os resultados obtidos contrastam com os de Lee (1992), indicando que a inflação causa, no sentido de Granger, variações negativas no retorno acionário.

Grande parte das evidências empíricas sugere que a relação entre a inflação e os retornos acionários é negativa. Contudo, Boudoukh e Richardson (1993), utilizando um período de amostragem de quase dois séculos (1802-1990), provaram que os retornos nominais das ações estão positivamente relacionados à inflação real e esperada para longos horizontes, indo de acordo com a hipótese fisheriana de que o mercado

acionário pode representar um *hedge* contra inflação. A relação positiva entre o preço das ações e a inflação também é verificada no estudo de Goswami e Jung (1997) que investiga os efeitos dos fatores econômicos no mercado de ações da Coreia, utilizando o modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC). Os resultados dos testes demonstraram ainda que o preço das ações tem relação positiva com a taxa de juros de curto prazo, e relação negativa com a taxa de juros de longo prazo.

Jefferis e Okeahalam (2000), em seu estudo, examinaram o impacto de fatores econômicos, nacionais e estrangeiros, sobre os retornos reais do mercado de ações para três bolsas de valores da África austral (África do Sul, Zimbábue e Botswana), utilizando o método de cointegração e o mecanismo de correção de erros. Os resultados obtidos indicam que os preços reais das ações são positivamente relacionados à taxa de câmbio real. Os autores explicam que a depreciação cambial (aumento da taxa de câmbio) incentiva a lucratividade dos produtores domésticos em relação aos competidores estrangeiros, e como resultado, a taxa de câmbio teria uma influência positiva sobre os seus lucros e conseqüentemente sobre os preços de suas ações. Os resultados obtidos por Chow, Lee e Solt (1997) ainda revelam que os títulos estão positivamente expostos a mudanças cambiais em qualquer horizonte temporal, enquanto as ações são positivamente expostas apenas para horizontes mais longos de tempo.

A relação causal entre taxa de câmbio e os retornos acionários, é destaque nos trabalhos de Ajayi *et al.* (1998). Utilizando o teste de causalidade de Granger os autores encontraram uma relação causal unidirecional, no sentido de Granger, dos retornos acionários para taxa de câmbio em todos os países desenvolvidos analisados (Canadá, Inglaterra, Japão, Itália, França e Alemanha), enquanto nas economias emergentes (Hong Kong, Indonésia, Coreia, Malásia, Filipinas, Singapura, Tailândia e Taiwan) não foram encontradas quaisquer relações consistentes entre as variáveis. Segundo Ajayi *et al.* (1998) as diferenças encontradas entre os países desenvolvidos e os países emergentes decorrem das diferenças estruturais existentes entre os dois blocos estudados, onde os países emergentes são menores em tamanho, mais concentrados e menos acessíveis aos investidores.

Maysami *et al.* (2004) investigaram as relações de equilíbrio de longo prazo (cointegração) entre variáveis macroeconômicas selecionadas (taxa de juros de curto e longo prazo, taxa de câmbio, índice de preços do consumidor, produção industrial e estoque de moeda) e o índice do mercado de ações de Singapura, bem como vários outros índices da Bolsa de Singapura (índice de finanças, índice de propriedade, índice de hotel). Os resultados foram obtidos através do modelo vetorial de correção de erros (VEC) desenvolvido por Johansen (1988). O estudo conclui que o mercado acionário de Singapura e o índice de propriedade formam uma relação cointegrante com as variações da taxa de juros de curto e longo prazo, da taxa de câmbio e do nível de preços.

Há também uma ampla literatura nacional que se propõe a explicar o comportamento o mercado doméstico de ações, representado pelo índice da bolsa de valores de São Paulo (Ibovespa), em relação às variáveis macroeconômicas. Segundo Grôppo (2004), o mercado acionário de países em processo de

desenvolvimento, como o Brasil, vem se tornando cada vez mais atraente e acessível para o investidor estrangeiro, ocasionando o crescimento do volume dos fluxos de investimentos e elevando significativamente a importância desses mercados frente às chamadas “economias maduras”. Em suas análises, o autor, examinou o efeito de choques inesperados nas variáveis macroeconômicas taxa de juros (Selic), taxa de câmbio efetiva real, produção física industrial e o preço do petróleo no mercado internacional sobre o índice da Bolsa de Valores de São Paulo. Os resultados demonstram que há relações significativas entre a taxa de câmbio real e a taxa Selic com o Ibovespa. O estudo comprovou também a elevada sensibilidade do Ibovespa frente à taxa de juros, tanto no tocante à decomposição do erro de previsão quanto à função de resposta ao impulso.

Nunes *et al.* (2005) analisaram a relação entre variáveis macroeconômicas e retornos do Ibovespa durante o período pós-Plano Real. Utilizando o modelo VAR, foi comprovado que os retornos do mercado de ações não servem de *hedge* para a inflação esperada. Pela análise de causalidade reversa, os movimentos no mercado de ações possuem influência sobre a taxa de inflação. Os resultados comprovam também a significativa influência dos retornos de mercado em antecipar tanto as variações na taxa de inflação, quanto às variações na taxa de câmbio. Constatou-se ainda, uma reação negativa das taxas de juros às oscilações no mercado acionário.

Pimenta Junior e Higuchi (2008), utilizando o enfoque multivariado VAR, avaliaram a relação causal entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o retorno dos ativos no mercado acionário brasileiro, representado pelo Ibovespa, compreendendo o período de julho de 1994 a junho de 2005. Foi realizado o teste de causalidade de Granger, junto às análises de decomposição da variância e função de resposta a impulso. Os resultados mostram que a taxa de câmbio é a variável que apresentou maior nível de causalidade em relação ao Ibovespa. Contudo, nenhuma das variáveis selecionadas apresentou uma relação de causalidade estatisticamente significativa em relação ao Ibovespa.

Silva (2011) examinou a relação entre a taxa de câmbio, taxa de juros, inflação e índice de produção industrial como *proxy* do PIB, em relação ao Ibovespa. As estatísticas do traço e do máximo autovalor indicaram a existência de pelo menos um vetor de cointegração. Pelos testes de causalidade de Granger via modelo VEC, ficou constatada a causalidade de curto prazo entre a inflação e o Ibovespa. Houve um comportamento negativo da inflação e da taxa de câmbio em relação ao Ibovespa. A relação entre a taxa de juros e o referido índice não apresentou significância estatística. A variância do Ibovespa foi explicada em mais de 90% por ela mesma no décimo segundo mês, seguida do risco-país, com menos de 5%.

Ribeiro *et al.* (2014) buscaram analisar o nível de causalidade e integração entre um conjunto de variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa, para mercado brasileiro, entre o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2012. A metodologia proposta pelos autores é composta pelo teste de cointegração de Johansen, Modelo de Auto Regressão Vetorial com Correção de Erros (VEC), teste de causalidade de

Granger, e decomposição de variância. Os resultados indicaram a existência de dois vetores de cointegração. Pela análise do VEC, um dos parâmetros de ajustamento foi estatisticamente significativo sugerindo que o Ibovespa reage na trajetória de equilíbrio de longo prazo às variações no curto prazo. Os resultados referentes a causalidade de Granger, indicaram relação de causa e efeito de curto e longo prazo entre as variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. Por fim, a análise de decomposição da variância dos erros de previsão deixa evidente o poder explanatório do Ibovespa sobre sua própria variância.

Silva e Coronel (2012) propuseram analisar a relação entre as variáveis taxa de câmbio, taxa de juros, inflação, índice de produção industrial, e risco-país, e o Índice da Bolsa de Valores de São Paulo, de janeiro de 1995 a dezembro de 2010. Pelo teste de Johansen, utilizando as estatísticas traço e máximo autovalor, os autores constataram que as variáveis são cointegradas, possibilitando assim, o uso do modelo vetorial de correção de erros VEC. Os resultados das estimativas do VEC indicaram que as variáveis macroeconômicas apresentaram relação de curto e de longo prazo com o Ibovespa. Pela análise de decomposição da variância dos erros de previsão, a variância do Ibovespa é explicada em mais de 90%, por ela mesma, seguida do risco-país, com menos de 5%.

Santos (2009), analisando a eficiência informacional no mercado acionário brasileiro, examinou o comportamento de curto e de longo prazo de algumas variáveis macroeconômicas, em relação ao Ibovespa. Utilizou-se o modelo VEC, assim como os testes de cointegração e de causalidade. Pelo vetor de cointegração normalizado do VEC, foi encontrado comportamento positivo da inflação em relação ao Ibovespa, ou seja, ao contrário de Nunes *et al.* (2005), o mercado de ações funciona como um *hedge* contra a inflação. Utilizando o teste de Granger, observou-se efeito de causalidade no curto prazo entre as volatilidades das variáveis risco-país, taxa de câmbio e taxa de inflação, em relação à volatilidade do Ibovespa. Dentre as variáveis analisadas, o risco-país foi a que mais impactou sobre o índice Bovespa, apresentando efeitos tanto no curto como no longo prazo.

Por fim, Nunes *et al.* (2003), em seu estudo da relação entre o Ibovespa e as variáveis PIB real e taxa de câmbio real, optaram por acrescentar à análise, as percepções de “Risco Brasil” dos investidores, captadas através dos *spreads* entre os títulos da dívida externa brasileira (C-Bonds) e os títulos da dívida norte americana. Utilizando os testes de cointegração e o modelo vetorial com correção dos erros (VEC), os autores demonstraram que os retornos do Ibovespa possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo com a taxa de câmbio real e risco-Brasil, de modo que os desvios desse equilíbrio são rapidamente corrigidos em períodos posteriores. Adicionalmente, pelo teste de causalidade de Granger, constatou-se causalidade unidirecional do Ibovespa para a taxa de câmbio. A princípio, o fator de risco não apresentou relação causal com os retornos mensais do Ibovespa, porém, testando-se essas variáveis com séries diárias, foi encontrada causalidade bidirecional.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 ANÁLISE DE SÉRIES TEMPORAIS

Uma série temporal representa um conjunto de observações ordenadas em momentos distintos do tempo. O estudo empírico baseado em dados estruturados em series temporais pressupõe que a série subjacente seja estacionária, i. e., se desenvolve no tempo aleatoriamente ao redor de uma média e variância constante, refletindo um equilíbrio estável.

Segundo Yule (1926), a não estacionariedade pode conduzir ao fenômeno de regressão espúria ou sem sentido, com um alto valor do coeficiente de determinação, testes estatísticos significantes, porém sem relação significativa entre as variáveis. Portanto, quando se trabalha com séries de tempo, antes de se realizar qualquer inferência estatística, é fundamental constatar a estacionariedade da série em questão, determinando assim, sua ordem de integração, i. e., o número de diferenciações necessárias para que a série se torne estacionária.

#### 3.2 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

O processo de raiz unitária pode ser ilustrado partindo-se do modelo de passeio aleatório, com  $\varepsilon_t$  sendo um ruído branco e  $-1 \leq \rho \leq 1$ .

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Portanto, se  $\rho < 1$ , a equação (1) é estacionária e descrita como um modelo autorregressivo de ordem um AR(1). Por outro lado, se  $\rho = 1$ , a equação (1) é não estacionária e descrita como um modelo de passeio aleatório sem deslocamento, surgindo assim, o problema de raiz unitária. Manipulando a equação (1) tem-se:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

- $\delta = (\rho - 1)$  é o coeficiente angular.
- Estima-se então a equação (2) para o teste de duas hipóteses:
- Hipótese nula  $H_0: \delta = 0$  e  $\rho = 1$  (Presença de raiz unitária).
- Hipótese alternativa  $H_1: \delta < 0$  e  $\rho \neq 1$  (Ausência de raiz unitária).

A rejeição da hipótese nula indica que a série temporal é estacionária. Em caso de não estacionariedade da série, ou não rejeição da hipótese alternativa, a correção pode ser feita através da realização de diferenciações nas séries de tempo. O número de diferenciações necessárias indica a ordem de integração da série.

Para realização dos testes de hipótese, utiliza-se o teste de Dickey e Fuller (1979) onde o processo de estimação se dá por mínimos quadrados ordinários. Contudo, os testes de raiz unitária não seguem a distribuição padrão  $t$  de *Student*. Os autores demonstraram que, sob a hipótese nula ( $\delta = 0$ ), o valor estimado  $t$  do coeficiente de  $Y_{t-1}$  na equação (2) segue a distribuição  $\tau$  (tau), cujos valores críticos foram

tabulados por Fuller (1976) com base em simulações de Monte Carlo. Assim, o teste DF é estimado de três formas diferentes:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

- Equação 3:  $Y_t$  é um passeio aleatório (sem constante e sem tendência);
- Equação 4:  $Y_t$  é um passeio aleatório com deslocamento;
- Equação 5:  $Y_t$  é um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística.

Para preservar a condição de ruído branco dos termos de erro foi criado um processo autorregressivo de ordem  $p$ , que se convencionou a chamar de teste de Dickey e Fuller Aumentado (ADF), assumindo a seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Em que  $\beta_1$  é o intercepto;  $t$  é a tendência determinística;  $\Delta Y_{t-i}$  são termos diferenciados defasados; e  $\varepsilon_t$  é o ruído branco.

A determinação do número de defasagens ( $p - 1$ ) a serem incluídas na regressão é realizada através da conjugação da significância estatística da última defasagem, com os menores valores dos critérios de informação. Os critérios selecionados pelo presente estudo foram os de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ).

O teste de raiz unitária desenvolvido por Phillips e Perron (1988), representa uma generalização do teste ADF para os casos em que os erros são correlacionados, e utiliza métodos estatísticos não paramétricos que levam em conta a correlação serial nos termos de erro sem somar termos de diferença não defasados.

### 3.3 MODELO DE VETORES AUTORREGRESSIVOS (VAR)

De acordo com Sims (1980), se existe simultaneidade verdadeira entre um conjunto de variáveis, todas elas devem ser tratadas de forma igualitária, sem haver qualquer distinção *a priori* entre as variáveis endógenas e exógenas. Adotando esse pensamento, Sims desenvolveu o modelo de vetores autorregressivos (VAR) que pode ser expresso por meio de um sistema de equações simultâneas. Em um sistema bivariado simples, tem-se o seguinte conjunto de equações:

$$y_t = b_{10} - b_{12} z_t + \gamma_{11} y_{t-1} + \gamma_{12} z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (8)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21} y_t + \gamma_{21} y_{t-1} + \gamma_{22} z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (9)$$

Onde  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$  são distúrbios ruídos brancos, não correlacionados, com desvios padrões iguais, respectivamente, a  $\sigma_y$  e  $\sigma_z$ .

As equações (8) e (9) formam um vetor autoregressivo de primeira ordem já que a maior defasagem

é igual a um ( $t-1$ ). A estrutura do sistema incorpora os efeitos contemporâneos (*feedback*) entre o conjunto de variáveis, permitindo que  $y_t$  e  $z_t$  se afetem mutuamente. Representando o sistema na forma matricial tem-se:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (10)$$

Compactando o sistema matricial (10) obtêm-se a forma estrutural do VAR:

$$Bx_t = \delta_0 + \delta_1 x_{t-1} + \epsilon_t \quad (11)$$

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}, \delta_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \delta_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, x_{t-1} = \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix}, \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Onde  $B$  é a matriz ( $n \times n$ ) de relações contemporâneas;  $\delta_0$  é o vetor ( $n \times 1$ ) de constantes (interceptos das equações do modelo);  $\delta_1$  é a matriz ( $n \times n$ ) de coeficientes que relacionam os valores defasados das variáveis com os valores correntes destas; e  $\epsilon_t$  é o vetor ( $n \times 1$ ) dos termos de erros de previsão em cada variável dependente.

Multiplicando a equação (11) por  $B^{-1}$  obtêm-se a forma reduzida do modelo VAR:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (12)$$

Logo, a estimação de um modelo VAR de ordem  $p$ , em sua forma reduzida, pode ser expressa da seguinte maneira:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + e_t \quad (13)$$

Simplificando:

$$x_t = A_0 + \sum_{i=1}^p (A_i x_{t-i}) + e_t \quad (14)$$

Onde  $p$  é o número de defasagens incluso no modelo;  $x_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) de variáveis econômicas dependentes no instante  $t$ ;  $x_{t-1}$  é um vetor ( $n \times 1$ ) de variáveis econômicas independentes no instante  $t$  com  $i$  defasagens ( $i = 1, 2, \dots, p$ );  $A_0$  é o vetor ( $n \times 1$ ) de constantes (interceptos das equações do modelo);  $A_i$  é a matrizes ( $n \times n$ ) de coeficientes, com  $i$  defasagens; e,  $e_t$  é o vetor ( $n \times 1$ ) dos termos de erros de previsão em cada variável dependente.

O número de parâmetros do modelo VAR ( $p$ ) determina o nível de complexidade da interação entre as variáveis do modelo. Quanto maior for o número de parâmetros, maior será o nível de complexidade, dificultando assim, a interpretação dos parâmetros. Por isso, as propriedades dinâmicas de um modelo VAR ( $p$ ) são geralmente simplificadas por meio de análises estruturais, como; a Causalidade de Granger, a Função de Resposta ao Impulso e a Decomposição da Variância dos Erros de Previsão (ZIVOT e WANG, 2006).

### 3.4 TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Após a realização dos testes de raiz unitária, e sendo constatada a mesma ordem de integração para

as variáveis, parte-se, então, determinar a existência de cointegração entre as variáveis. Segundo Johansen (1988) desenvolveu um procedimento que utiliza a estimação por máxima verossimilhança. Para ilustrar este procedimento, considera-se  $X_t$  uma matrix ( $n \times k$ ) de séries temporais, onde cada coluna representa uma série de tempo. A matrix  $X_t$  é então modelada como um vetor autorregressivo (VAR) sem restrições envolvendo  $p$  defasagens de  $X_t$ . O modelo VAR modificado pode ser expresso da seguinte maneira:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_p X_{t-p} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

Onde  $\varepsilon_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) de erros aleatórios  $\varepsilon_t \sim IN(0, \Sigma)$ ,  $X_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) e cada elemento  $\Pi_i$  é uma matrix ( $n \times n$ ) de parâmetros de longo prazo e  $D_t$  é um vetor de termos determinísticos (tendência, constante, sazonalidade, dentre outros).

A matrix  $\Pi$  tem fundamental importância na análise de cointegração na medida em que representa a matrix de respostas de longo prazo, cujo posto é essencial na obtenção de informações sobre a ordem de cointegração de  $X_t$ . Sendo  $r$  o posto da matrix  $\Pi$ , então  $\Pi$  tem  $r$  raízes características ou vetores cointegrantes independentes. A metodologia desenvolvida por Johansen (1988) apresenta três situações baseando-se no posto de  $\Pi$ :

- a) Se  $r = n$ , então  $\Pi$  tem posto completo. Todas as  $n$  variáveis de  $X_t$  são estacionárias  $I(0)$ , portanto não há cointegração;
- b) Se  $r = 0$ , então  $\Pi$  tem posto nulo. Não há combinação linear das variáveis que seja estacionária e, portanto, não há cointegração;
- c) Se  $0 < r < n$ , então  $\Pi = \alpha\beta'$  tem posto reduzido. Sendo  $\alpha$  uma matrix ( $n \times r$ ) que representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matrix no curto prazo, enquanto  $\beta$  é uma matrix ( $n \times r$ ) de coeficientes de cointegração de longo prazo. E o vetor  $\beta X_t$  representa  $r$  combinações lineares cointegradas no modelo multivariado, indicando que  $X_t$  converge para uma solução de longo prazo.

De acordo com Enders (1995), o número dos distintos vetores cointegrantes pode ser obtido, testando a significância das raízes características de  $\Pi$ . Esse teste pode ser realizado através de duas estatísticas com as seguintes hipóteses:

- i) Estatística do traço ( $\lambda_{trace}$ ), dada por:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (16)$$

- ii) Estatística do máximo autovalor ( $\lambda_{max}$ ), dada por:

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (17)$$

Onde  $\lambda_i$  são os valores estimados das raízes características obtidas da matrix  $\Pi$  (autovalores característicos) e  $T$  é o número de observações.

Se os valores calculados de  $\lambda_{trace}$  e  $\lambda_{max}$  são superiores aos valores críticos, então se rejeita a hipótese nula de não cointegração. Caso o posto da matrix  $\Pi$  se enquadre nas duas primeiras situações (posto completo e posto nulo), a estimação do modelo é feita por meio de um VAR convencional. Caso o

posto seja reduzido, isto é, haja cointegração entre as séries, estima-se o modelo de vetores autorregressivos com mecanismo de correção de erros (VEC).

O modelo de correção de erros, utilizando  $\Delta = 1 - L$ , em que  $L$  é o operador de defasagem, pode ser da seguinte maneira:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi X_{t-p} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

- $\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i)$ , com  $(i = 1, 2, \dots, p - 1)$ ;
- $\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$ .

Onde  $\Pi$  é uma matriz  $(n \times n)$  de parâmetros de longo prazo e cada elemento  $\Gamma_i$  é uma matriz  $(n \times n)$  de parâmetros de curto prazo.

Segundo Bueno (2008), o VEC representa uma versão mais completa do VAR, uma vez que, o VAR com variáveis não estacionárias, e conseqüentemente, diferenciadas, omite dados relevantes da amostra, fazendo com que os estimadores sejam espúrios. Nesse sentido, a metodologia VEC corrige este problema. No entanto, para Harris (1995), a principal vantagem de se escrever um sistema em termos de um modelo de correção de erros relaciona-se ao fato deste incorporar informações tanto de curto quanto de longo prazo via ajustes nas variações em  $X_t$ , as quais são dadas pelas estimativas dos parâmetros  $\Gamma_i$  e  $\Pi$ .

A função de resposta ao impulso permite avaliar a sensibilidade das variáveis econômicas através de choques de uma série temporal sobre outra, e dos efeitos gerados sobre esta ao longo do tempo. De acordo com Caiado (2002), um choque em uma determinada variável não só afeta a própria variável como também todas as variáveis endógenas através da estrutura do VAR.

A análise de decomposição de variância dos erros de previsão tem por objetivo explicitar a participação de cada variável do modelo na variância dos resíduos das demais variáveis incluídas no VAR (ENDERS, 1995).

Para verificar a relação causal entre as variáveis, utiliza-se o teste de causalidade de Granger (1969), em que se procura determinar não apenas a direção de influencia de cada variável, mas também a existência de uma precedência temporal. Testam-se duas situações:

- a) Causalidade unidirecional de Y para Z ou Z para Y.
- b) Causalidade bidirecional de Y para Z e Z para Y.

O teste envolve estimar as seguintes regressões:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \beta_{y,i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{y,i} Z_{t-i} + \varepsilon_{y,t} \quad (19)$$

$$Z_t = \sum_{i=1}^p \beta_{z,i} Z_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{z,i} Y_{t-i} + \varepsilon_{z,t} \quad (20)$$

### 3.5 VARIÁVEIS E DADOS

As variáveis utilizadas no estudo são: o índice de ações da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa - fechamento), a taxa de câmbio comercial, a taxa de juros de curto prazo representada pela taxa Selic, a inflação representada pelo Índice Geral de Preços no Mercado (IGP-M) da Fundação Getúlio Vargas e o risco-Brasil representado pelo EMBI+ Br e calculado pelo Banco J.P. Morgan Chase. O período de análise compreende os meses de janeiro de 1995 a junho de 2016.

Os dados do Ibovespa foram obtidos no site Yahoo Finanças, os dados da taxa Selic foram obtidos no site ADVFN e os dados relativos às demais variáveis estão disponibilizados no site IPEADATA. As séries foram transformadas na forma de logaritmo natural para suavizar e normalizar os desvios. A estimação dos dados foi feita no *software* EViews 8.

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS EMPÍRICOS

Inicialmente, antes de realizar o teste de cointegração entre as variáveis macroeconômicas (taxa de juros, taxa de câmbio, taxa de inflação e risco país) em relação ao índice Bovespa, é feito os testes de raiz unitária para verificar se as séries, na forma de logaritmo natural, são estacionárias (média e variância constante). A estimação do modelo só é possível se as séries de tempo forem estacionárias, isto é, integradas de ordem zero  $I(0)$ , ou se forem integradas de mesma ordem  $I(d)$ . Sendo assim, foram então realizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste de Philips-Perron (PP). A Tabela 1 apresenta os resultados obtidos do teste ADF em três especificações (com constante, com constante e tendência, sem constante e tendência), para as séries em nível e em primeira diferença.

Tabela 1: Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Variáveis	Em nível			Em primeira diferença	
	$\tau_c$	$\tau_{ct}$	$\tau$	T	p-valor
LIBOV	-1,9760	-1,8517	1,6394	-15,7554*	0,0000*
LCAMBIO	-1,9061	-1,8761	0,3649	-15,5980*	0,0000*
LSELIC	-2,3977	-2,6577	0,5208	-21,9972*	0,0000*
LIGPM	-6,5818*	-6,6060*	-5,6427*	-12,0080*	0,0000*
LRISCO	-2,1481	-2,4943	-0,6861	-11,8978*	0,0000*

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: \* Significativo a 1% de probabilidade; \*\* Significativo a 5% de probabilidade, \*\*\* Significativo a 10% de probabilidade,  $\tau_c$  é a estatística com constante,  $\tau_{ct}$  é a estatística com constante e tendência e  $\tau$  é a estatística sem constante e tendência

Os resultados dos testes de Dickey e Fuller Aumentado, em todas as especificações, indicam que, em nível, com exceção do logaritmo da taxa de inflação (LIGPM), todas as demais variáveis analisadas são não estacionárias. Por outro lado, em primeira diferença, rejeita-se a hipótese nula de presença de raiz unitária para todas as séries logaritmizadas, em qualquer especificação do teste, indicando que as séries são integradas de ordem um.

Os resultados do teste Phillips e Perron, descritos na Tabela 2, confirmam os obtidos pelo teste de

Dickey e Fuller Aumentado, não deixando dúvida de que as séries são processos integrados de ordem um I(1).

Tabela 2: Teste de raiz unitária de Phillips e Perron (PP)

Variáveis	Em nível			Em primeira diferença	
	$\tau_c$	$\tau_{ct}$	T	T	p-valor
LIBOV	-1,9751	-1,9132	1,6049	-15,7654*	0,0000*
LCAMBIO	-1,9231	-1,9162	0,3134	-15,6155*	0,0000*
LSELIC	-2,5326	-3,2550	0,5701	-22,0601*	0,0000*
LIGPM	-6,7093*	-6,7434*	-5,6298*	-21,4432*	0,0000*
LRISCO	-1,9149	-2,1716	-0,6777	-11,8421*	0,0000*

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: \* Significativo a 1% de probabilidade; \*\* Significativo a 5% de probabilidade, \*\*\* Significativo a 10% de probabilidade;  $\tau_c$  é a estatística com constante,  $\tau_{ct}$  é a estatística com constante e tendência e  $\tau$  é a estatística sem constante e tendência

Para verificar a existência de quebra estrutural nas séries utilizou-se o teste de Zivot e Andrews. Os resultados apresentados na Tabela 10 (Apêndice A) indicam que de fato todas as séries, em nível, apresentam quebra estrutural, contudo, em primeira diferença, rejeita-se a hipótese nula de presença de raiz unitária com quebra estrutural, confirmando assim os resultados dos testes ADF e PP de que as variáveis são I(1).

Sendo definida a ordem de integração das variáveis, realizou-se o teste de cointegração, utilizando o método proposto por Johansen (1988). Todavia, uma vez que esse procedimento é baseado em um modelo VAR, é necessário determinar antes a ordem de defasagem  $p$  do modelo. Para identificar o número ideal de defasagens do modelo, utilizaram-se os critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Conforme os resultados, descritos na Tabela 3, o número de defasagens escolhido para o modelo foi dois.

Tabela 3: Determinação do número de defasagens no modelo VAR

Defasagens	AIC	SC	HQ
1	-6.977897	-6.403303*	-6.744515
2	-7.439180*	-6.289991	-6.972415*
3	-7.292662	-5.568879	-6.592515
4	-7.324621	-5.026243	-6.391091
5	-7.180613	-4.307640	-6.013700

Fonte: Elaboração dos autores.

Foi realizado também o teste de Jarque e Bera para normalidade dos resíduos. Os resultados presentes na Tabela 11 (Apêndice A) mostram que a hipótese nula de distribuição normal dos resíduos foi rejeitada. A hipótese de normalidade para dados financeiros raramente é aceita, já que seguem, normalmente, uma distribuição leptocúrtica.

Com determinação do número de defasagens do modelo (VAR), procedeu-se ao teste de cointegração, no sentido de verificar se existe uma relação de longo prazo entre as variáveis selecionadas

do modelo.

De acordo com os resultados dos testes traço ( $\lambda_{trace}$ ) e máximo autovalor ( $\lambda_{max}$ ), descritos na Tabela 4, rejeita-se a hipótese nula de que não existe nenhum vetor de cointegração, isso indica que ao nível de significância de 1% existe pelo menos um vetor de cointegração, sugerindo que as séries são cointegradas, ou seja, há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Tabela 4: Teste de cointegração de Johansen

Nº. de vetores	Eigenvalue	$\lambda_{trace}$	Valor crítico ( 0.05)	Prob.
Nenhum	0.230837	79.39755	69.81889	0.0071*
No máximo 1	0.087726	34.51822	47.85613	0.4737
No máximo 2	0.066649	18.81790	29.79707	0.5061
No máximo 3	0.038585	7.023330	15.49471	0.5749
No máximo 4	0.001721	0.294588	3.841466	0.5873

Nº. de vetores	Eigenvalue	$\lambda_{max}$	Valor crítico (0.05)	Prob.
Nenhum	0.230837	44.87933	33.87687	0.0017*
No máximo 1	0.087726	15.70032	27.58434	0.6911
No máximo 2	0.066649	11.79457	21.13162	0.5681
No máximo 3	0.038585	6.728742	14.26460	0.5217
No máximo 4	0.001721	0.294588	3.841466	0.5873

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: \* indica rejeição da hipótese nula a 1% de significância.

A Tabela 5 apresenta o vetor de cointegração normalizado para a variável Ibovespa, isto é, a relação de equilíbrio de longo prazo do Ibovespa com as demais variáveis. Como as variáveis foram transformadas em logaritmo natural, pode-se afirmar que o vetor de cointegração representa as elasticidades de longo prazo dos macro indicadores em relação ao Ibovespa. Quando os sinais dos coeficientes das variáveis macroeconômicas são opostos ao do Ibovespa, indicam que o índice de mercado brasileiro responde positivamente às oscilações nas variáveis, e o oposto é válido quando os sinais são iguais.

Tabela 5: Vetor de cointegração normalizado para a variável LIBOV

LIBOV	LRISCO	LCAMBIO	LSELIC	LIGPM	Constante
1.000000	0.925127*	-0.370896***	0.586058***	-0.725834*	-16.49174
	(0.19131)	(0.21800)	(0.35006)	(0.10169)	
	[ 4.83567]	[-1.70134]	[ 1.67419]	[-7.13758]	

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: \* indica rejeição da hipótese nula a 1% de significância; \*\*\* indica rejeição da hipótese nula a 10% de significância.

Pela análise do vetor de cointegração, verifica-se que todos os coeficientes foram estatisticamente significativos. Partindo da variável LRISCO, o sinal positivo de seu parâmetro indica que o risco-Brasil apresenta uma associação negativa com o índice do mercado brasileiro. De acordo com Nunes *et al.* (2003), a percepção dos investidores estrangeiros quanto ao risco em investir no mercado de ações brasileiro relaciona-se de forma negativa com a expectativa de retornos futuros das ações negociadas no

mercado.

O sinal negativo do câmbio reflete uma relação positiva no longo prazo entre a taxa de câmbio comercial e os retornos do Ibovespa. Ou seja, seguindo as premissas da abordagem tradicional, uma desvalorização da moeda doméstica conduz à redução dos preços relativos dos produtos nacionais em relação aos produtos estrangeiros, ocasionando uma queda do preço das ações em relação ao valor da moeda estrangeira, o que pode propiciar uma maior entrada de capital externo e, conseqüentemente, elevar os retornos do índice de mercado. Esses resultados são consistentes com Chow, Lee e Solt (1997), Jefferis e Okeahalam (2000) e Nunes *et al.* (2003).

A taxa de inflação, do mesmo modo, apresentou sinal negativo, indicando relação positiva entre o índice geral de preços do mercado e o Ibovespa. Isso corrobora com os resultados obtidos por Boudoukh e Richardson (1993), Goswami e Jung (1997) e Santos (2009), nos quais os retornos do mercado de ações são positivamente relacionados à taxa de inflação. Portanto, pela Hipótese de Fisher, existe a possibilidade do mercado de ações brasileiro atuar como um *hedge* contra o aumento da inflação. Contudo, é importante destacar que diversos estudos empíricos, sobre esse assunto em particular, constataram relação negativa entre os principais indicadores de desempenho da bolsa de valores e a taxa de inflação, como é apurado nos estudos de Silva e Coronel (2012), Darrat e Mukherjee (1986), Lee (1992), dentre outros.

Por fim, o sinal positivo entre o Ibovespa e a taxa de juros (LSELIC) reflete uma relação negativa de longo prazo entre estas variáveis, confirmando os resultados obtidos por Grôppo (2004) e Darrat e Mukherjee (1986).

Sendo determinada a relação de equilíbrio de longo prazo, buscou-se obter os resultados relativos ao equilíbrio de curto prazo, com base no modelo de correção de erros com duas defasagens e um vetor de cointegração, como definido pelo teste de Johansen. A Tabela 6 apresenta as estimativas do desequilíbrio de curto prazo que são corrigidas através do vetor de cointegração (Coint Eq<sub>1</sub> ( $\alpha$ )) relativo ao Ibovespa.

Tabela 6: Coeficientes do modelo de correção de erros para o vetor do Índice Bovespa

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t
Coint Eq <sub>1</sub> ( $\alpha$ )	-0.029774	(0.01452)	[-2.04986]**
D(LIBOV(t-1))	0.049721	(0.10062)	[ 0.49415]
D(LIBOV(t-2))	-0.012247	(0.10221)	[-0.11982]
D(LRISCO(t-1))	-0.056565	(0.08487)	[-0.66649]
D(LRISCO(t-2))	0.024826	(0.07153)	[ 0.34705]
D(LCAMBIO(t-1))	0.169633	(0.17084)	[ 0.99292]
D(LCAMBIO(t-2))	0.086270	(0.12017)	[ 0.71788]
D(LSELIC(t-1))	-0.058180	(0.05646)	[-1.03046]
D(LSELIC(t-2))	-0.087463	(0.05732)	[-1.52576]
D(LIGPM(t-1))	-0.006834	(0.01029)	[-0.66389]
D(LIGPM(t-2))	-0.015377	(0.00920)	[-1.67225]***
C	0.009731	(0.00653)	[ 1.49129]

Fonte: Elaboração dos autores.

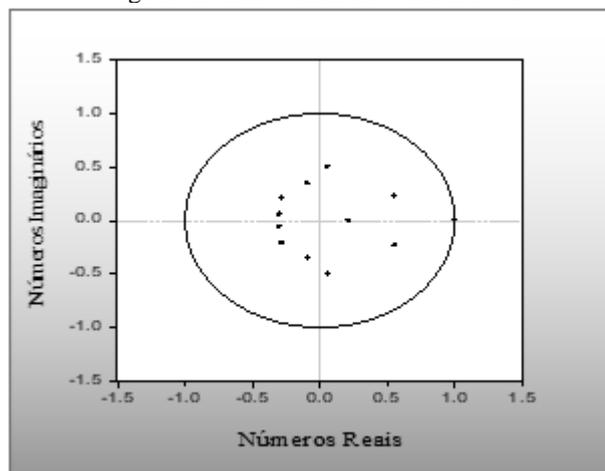
Nota: \*\* indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância, \*\*\* indica rejeição da hipótese nula a 10% de significância.

O parâmetro Coint Eq<sub>1</sub> ( $\alpha$ ), demonstra a proporção do desequilíbrio de curto prazo do Ibovespa que é corrigido a cada período, isto é, mede a velocidade de convergência do desequilíbrio de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo, se mostrou estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%, indicando que 2,9% dos desvios entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, ou de equilíbrio, são corrigidas a cada mês. Pelos cálculos, os desequilíbrios iram se ajustar após, aproximadamente, 34 meses

Dentre as variáveis explicativas, a única que apresentou significância estatística, ao nível de 5%, foi a taxa de inflação com duas defasagens, indicando que, no curto prazo, apenas as variações passadas da inflação têm poder explicativo sobre as variações correntes do Ibovespa. Assim sendo, verificou-se relação negativa entre a inflação e o Ibovespa, ou seja, uma variação de 1% no IGP-M de dois meses atrás ( $t-2$ ), causa uma redução de aproximadamente 1,6% no índice de mercado.

Foi constatado ainda que a condição de estabilidade do modelo foi satisfeita, uma vez que, como ilustrado na Figura 1, as raízes inversas do polinômio característico se encontram dentro do círculo unitário, tornando confiável a aplicação empírica.

Figura 1: Estabilidade do modelo VEC



Fonte: Elaboração dos autores.

Para determinar a direção da causalidade, estimou-se o VEC que, além de indicar a direção, possibilita distinguir entre causalidade de curto prazo e de longo prazo. Os resultados do teste de causalidade de Granger via modelo de correção de erros seguem descritos na Tabela 7.

Tabela 7: Teste de Causalidade de Granger (Baseado no VEC)

Variável Dependente	Variável Independente						
	Curto Prazo <sup>a</sup>					Longo Prazo <sup>b</sup>	
	D(LIBOV)	D(LRISCO)	D(LCAMBIO)	D(LSELIC)	D(LIGPM)	Total	Coint Eq <sub>1</sub> (α)
D(LIBOV)	-	0.7342	0.5185	0.2719	0.2453	0.3063	-2.04986**
D(LRISCO)	0.0000*	-	0.8028	0.2420	0.0096*	0.0000*	2.45667**
D(LCAMBIO)	0.8950	0.0055*	-	0.0348**	0.6982	0.0017*	0.19103
D(LSELIC)	0.1340	0.4761	0.3408	-	0.9110	0.2051	-0.30035
D(LIGPM)	0.6374	0.8191	0.1947	0.6203	-	0.2632	5.67397*

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: a,b correspondem ao p-valor do teste de Causalidade de Granger/Exogeneidade em Bloco de Wald e a estatística t do termo de correção de erro.

\* indica rejeição da hipótese nula a 1% de significância; \*\* indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

Os resultados demonstram que, no curto prazo, nenhuma das variáveis macroeconômicas (risco-país, taxa de câmbio, taxa Selic e taxa de inflação) causa no sentido de Granger o Ibovespa, visto que não foi possível rejeitar a hipótese nula de ausência de causalidade. Isso mostra que qualquer choque em uma dessas variáveis não tem efeito, no curto prazo, sobre o Ibovespa. Contudo, na direção oposta, observa-se a existência de causalidade unidirecional de curto prazo, no sentido de Granger, do índice Bovespa para o risco-país.

O teste de causalidade de Granger ao par, presente na Tabela 12 (Anexo B), ratifica a inexistência de relação causal, no sentido de Granger, dos indicadores macroeconômicos para o Ibovespa. No entanto, verificou-se que o índice, por sua vez, Granger causa todas as variáveis do modelo. Ou seja, se por um lado, as variáveis macroeconômicas não auxiliam na previsão das flutuações do índice, por outro, o índice é um excelente preditor das variáveis macroeconômicas.

Em relação à causalidade de longo prazo entre as variáveis, verificou-se, por meio do coeficiente  $\alpha$ , que o mesmo foi significativo a 5% para o Ibovespa. Isto significa que há causalidade de longo prazo dos termos de correção de erro com o Índice Bovespa. Constatou-se também, significância estatística dos coeficientes  $\alpha$  relativos ao risco-país e ao IGP-M, sugerindo que, no curto prazo, essas variáveis se ajustam para atingir sua trajetória de equilíbrio de longo prazo.

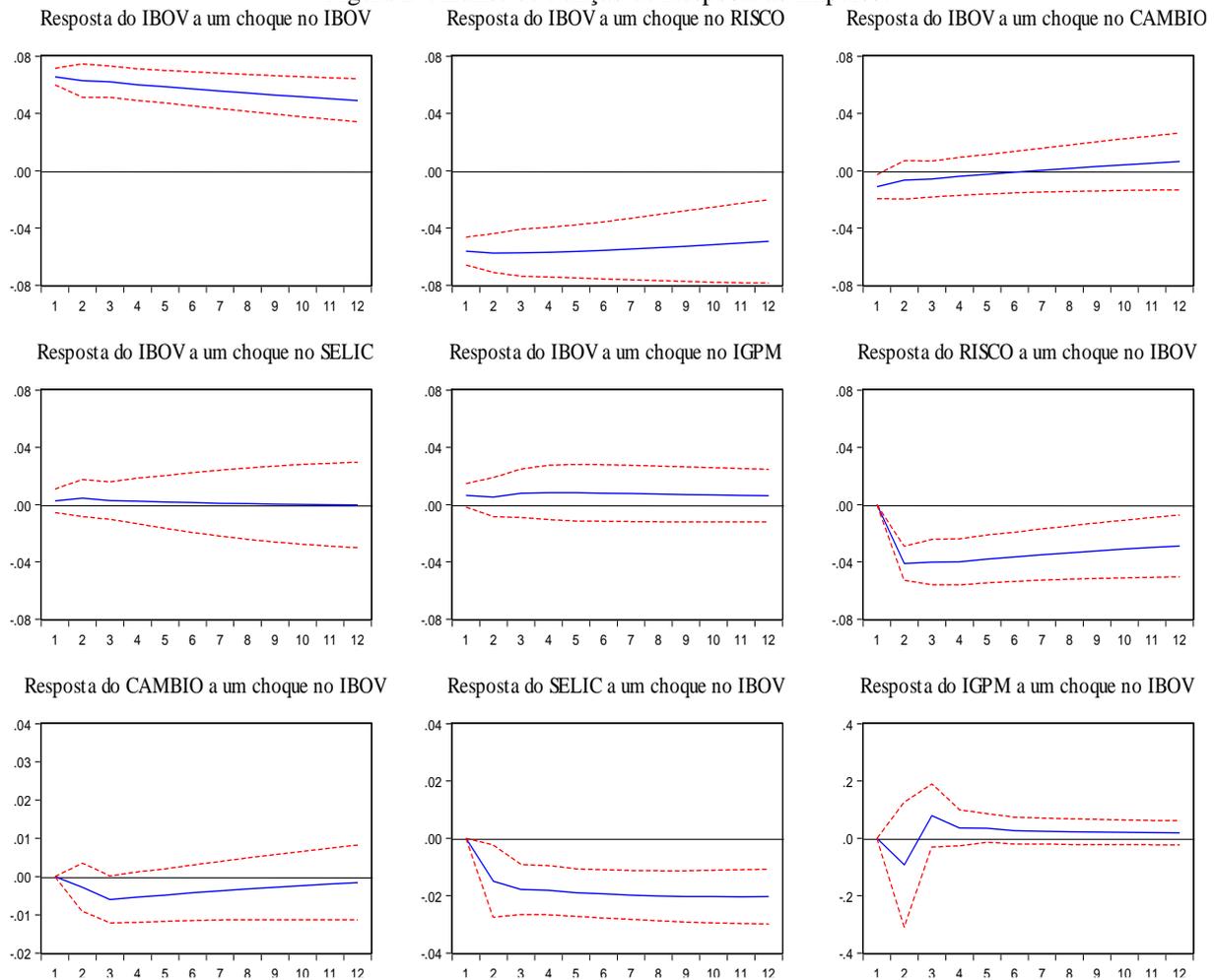
Como citado anteriormente, a causalidade de Granger baseada no VEC está associada ao teste de exogeneidade em bloco de Wald, e a partir deste foi definido o ordenamento das variáveis para a realização das análises estruturais do VEC, como segue: Risco Brasil, Taxa de Câmbio, Taxa Selic, Inflação e Ibovespa.

Devido à dificuldade de se interpretar os coeficientes individuais estimados do modelo VAR, é comum simplificar os resultados por meio de análises estruturais, sendo estas: a função de resposta ao impulso e a decomposição da variância dos erros de previsão.

A função de resposta ao impulso (IRF) tem por objetivo captar o efeito de choques exógenos de uma variável endógena específica sobre as demais variáveis do modelo VAR. As estimativas obtidas da

IRF apresentam-se como choques inesperados de um desvio padrão das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa, assim como o inverso, choques inesperados do Ibovespa sobre as variáveis macroeconômicas, durante doze meses, após o referido choque.

Figura 2: Análise de Função de Resposta ao Impulso.



Na Figura 2, pode-se observar que o efeito do índice de mercado sobre ele próprio é positivo e não se estabiliza ao longo dos doze meses analisados, ou seja, elevações nos preços das ações da Bolsa de Valores de São Paulo provocam uma alta no Ibovespa que persiste por mais de um ano, *ceteris paribus*.

A resposta do mercado de ações brasileiro a um choque da taxa juros se mostrou praticamente estável e, por isso, irrelevante. Santos (2009) argumenta que a taxa de juros no Brasil, por ser uma das maiores do mundo em termos reais, pode apresentar características de inelasticidade em relação à decisão dos investidores no mercado de ações brasileiro, e por isso efeitos de um choque na taxa de juros são praticamente nulos sobre o Ibovespa. Por outro lado, um choque inesperado no índice causa uma queda de 2 pontos percentuais na Selic, que não se estabiliza após os doze meses analisados. Segundo Ribeiro *et al.* (2014), altas na taxa básica de juros podem reduzir os investimentos, induzindo à substituição das aplicações em renda variável por renda fixa.

O risco-país, por sua vez, foi a variável macroeconômica que apresentou o impacto mais expressivo sobre o mercado acionário, determinando uma queda de aproximadamente 6 pontos percentuais no Ibovespa, que persistiu no decorrer dos doze meses analisados. Efeito semelhante, mas em menor magnitude, é verificado no risco-país após um choque no Ibovespa. Os resultados, até então, acordam com a teoria de Guerra (2002) de que a taxa de juros e o risco país podem aumentar o custo de captação de recursos, desestimulando as aplicações em renda variável.

Um choque inesperado na taxa de inflação possui uma influência positiva e pouco significativa sobre o Ibovespa, mantendo uma associação positiva quase irrelevante nos doze meses subsequentes. No caso de uma inovação do Ibovespa sobre a taxa de inflação, verifica-se, inicialmente, um impacto negativo de 9 pontos percentuais, que a partir do terceiro mês se torna positivo, tendo seu efeito gradativamente reduzido, mas persistindo no decorrer de doze meses. Santos (2009) explica que um aumento no nível de preços, proveniente da expansão de demanda ou incremento da oferta monetária, pode ocasionar uma interação positiva entre inflação e a atividade econômica, explicando assim, a existência desses efeitos positivos entre o IBOV e o IGP-M capitados pela IRF.

Em relação à taxa de câmbio, o Ibovespa reage inicialmente de forma negativa a um choque no câmbio, mas passa a ser positiva a partir do oitavo mês, enquanto a reação da taxa de câmbio a alterações não esperadas no mercado acionário é integralmente negativa. Nota-se, então, que os resultados da IRF referentes ao câmbio e o Ibovespa contradizem os resultados do vetor de cointegração normalizado, onde se constatou associação positiva entre essas variáveis. Apesar de ambas as reações serem pouco significativas, os efeitos negativos captados pela IRF dessas variáveis se aproximam mais da realidade econômica brasileira, onde elevações nas taxas de câmbio são normalmente prejudiciais ao mercado de ações.

A contínua desvalorização sofrida pelo real (aumento da taxa de câmbio brasileira) nos últimos anos vem gerando consequências diretas à economia brasileira e, conseqüentemente, ao mercado acionário, sendo que, dentre elas, duas valem ser destacadas. A primeira consiste no desestímulo ao investimento produtivo, já que além de ser o meio de troca, a moeda representa uma unidade de conta que permite calcular todos os custos dos empreendimentos e investimentos realizados. Se essa unidade de conta é instável, como ocorre atualmente no Brasil, não há incentivos ao investimento, estrangeiro ou nacional, em atividades produtivas. Outra consequência é a redução da capacidade industrial brasileira ou desindustrialização. O argumento de que o câmbio desvalorizado estimula as exportações (abordagem tradicional) não se sustenta para o caso brasileiro, pois além de ser um grande exportador, o Brasil também é um grande importador de maquinários e matérias-primas, imprescindíveis para a produção de seus bens exportáveis, nesse sentido, uma desvalorização da moeda faz com que os custos de produção dos produtos nacionais aumentem, anulando qualquer vantagem competitiva do Brasil no mercado internacional.

A Tabela 8 apresenta os resultados referentes à decomposição da variância do Ibovespa, assim

como a estimativa do desvio padrão dos erros de previsão para doze meses após o choque.

Tabela 8: Decomposição histórica da variância do erro de previsão para o Ibovespa

Período	Desvio Padrão	LIBOV	LRISCO	LCAMBIO	LSELIC	LIGPM
1	0.079675	58.81349	29.43181	9.274629	4.77E-08	2.480071
2	0.115712	56.89290	31.21784	6.255688	0.282430	5.351144
3	0.143313	56.98427	31.10261	4.671019	1.289716	5.952379
4	0.166462	56.06650	30.59820	3.860459	1.356134	8.118711
5	0.187373	54.53940	30.18640	3.296924	1.352432	10.62484
6	0.206444	53.42022	29.65322	2.855704	1.320924	12.74993
7	0.223654	52.62634	29.14776	2.531108	1.297912	14.39688
8	0.239474	52.03897	28.70810	2.287943	1.275132	15.68985
9	0.254256	51.58415	28.34585	2.100426	1.253461	16.71611
10	0.268188	51.23571	28.05212	1.951557	1.235538	17.52507
11	0.281398	50.96596	27.81292	1.830965	1.221443	18.16870
12	0.293999	50.74937	27.61633	1.731528	1.210117	18.69266

Fonte: Elaboração dos autores.

Observa-se que, no primeiro mês, os desvios causados pela variância do Ibovespa são explicados em cerca de 58,81% por si mesma, e em cerca de 50,75% passados doze meses. Depois do Ibovespa, as variáveis que apresentaram maior participação no erro de previsão do índice são: o risco-país e a taxa de inflação que alcançaram os percentuais de 27,62% e 18,69%, respectivamente, no décimo segundo mês. As demais variáveis, taxa de câmbio e taxa de juros, não apresentam influência significativa sobre o Ibovespa, com parcelas de 1,73% e 1,21%, respectivamente.

Por fim, a Tabela 9 apresenta os resultados da decomposição das variâncias dos indicadores macroeconômicos em relação à participação do Ibovespa. Nesse teste avalia-se o efeito inverso da decomposição, isto é, em que proporção o índice de mercado explica a variância dos indicadores macroeconômicos.

Tabela 9: Participação do Ibovespa sobre a decomposição da variância das variáveis

Período	LRISCO	LCAMBIO	LSELIC	LIGPM
1	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	4.374161	0.025690	1.459445	0.004321
3	3.836612	0.383933	1.330300	0.141754
4	3.558400	0.430378	1.498789	0.156679
5	3.145016	0.409766	1.547545	0.289321
6	2.826637	0.391187	1.548191	0.544863
7	2.593409	0.371849	1.539439	0.855860
8	2.407485	0.355158	1.525725	1.171735
9	2.261686	0.339244	1.511224	1.478953
10	2.147032	0.325780	1.497590	1.777972
11	2.055940	0.314680	1.485905	2.063388
12	1.981888	0.305467	1.476160	2.333332

Fonte: Elaboração dos autores.

A decomposição da variância das demais variáveis em relação ao Ibovespa apresentou valores praticamente insignificantes. A maior influência do Ibovespa foi constatada no índice de inflação e no indicador de risco do mercado, com cerca de 2,33% e 1,98%, respectivamente. Destarte, percebe-se uma

forte relação em ambos os sentidos entre o Ibovespa e as variáveis taxa de inflação e risco-país, e em menor magnitude, com a taxa de câmbio e a taxa de juros.

No presente trabalho, estimou-se também a volatilidade das séries para se observar os efeitos da causalidade entre a variância condicional das variáveis macroeconômicas e a variância condicional do Ibovespa. O retorno das variáveis depende de sua própria volatilidade.

Existem diversas formas de se calcular a volatilidade, dentre as quais os modelos ARCH e GARCH desenvolvidos por Engle (1992) e Bollerslev (1986), respectivamente, são simétricos, enquanto os modelos EGARCH, TARCH e APARCH propostos por Nelson (1991), Zakoian (1994) e Ding et al. (1993), respectivamente, evidenciam a assimetria na volatilidade. No presente estudo utilizou-se o modelo EGARCH.

O modelo EGARCH (Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) capta os impactos assimétricos nas séries de dados, não tendo que exigir-se a positividade dos coeficientes. O modelo é caracterizado pela assimetria na volatilidade ou variância da equação estimada e pode ser especificado através do logaritmo da variância condicional, onde os choques têm efeito exponencial e não quadráticos.

A variância condicional do modelo EGARCH é dada por:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q (\beta_j \ln \sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \left[ \alpha_i \left( \frac{|\varepsilon_{t-i}|}{\sqrt{\sigma_{t-i}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \gamma_i \left( \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{\sigma_{t-i}}} \right) \right] + v_t \quad (21)$$

Onde  $\ln(\sigma_t^2)$  é o logaritmo natural da variância condicional;  $\omega$  é o intercepto;  $\beta_j$  coeficiente de persistência da volatilidade do termo de defasagem  $j$ ;  $\alpha_i$  coeficiente de reação da volatilidade do termo de defasagem  $i$ ;  $\gamma_i$  é o coeficiente que capta o efeito assimetria da volatilidade do termo de defasagem  $i$ .

Se  $\gamma_i = 0$ , indica ausência de assimetria na volatilidade. Se  $\gamma_i \neq 0$ , indica um impacto diferenciado de choques negativos e positivos na volatilidade. Se  $\gamma_i < 0$ , existência “efeito alavancagem”, indica que choques positivos na volatilidade não possuem o mesmo efeito que os choques negativos, ou seja, presença da assimetria da volatilidade nos retornos do Ibovespa.

Foram calibrados os modelos, utilizando três tipos de distribuições para os resíduos: normal (gaussiana),  $t$  de *student* e GED (*Generalized error distribution*). A ordem do modelo EGARCH a ser ajustado para cada variável baseou-se no correlograma, e posteriormente a seleção foi feita através dos critérios de informação Akaike e Schwarz. O Quadro 1 apresenta o modelo de estimação da volatilidade condicional para cada variável.

Quadro 1: Modelo de volatilidade ajustado

Variável	Modelo	Distribuição	Efeito Alavancagem
D(LIBOV)	EGARCH(1,1)	Normal	Sim
D(LRISCO)	EGARCH(1,1)	GED	Não
D(LCAMBIO)	EGARCH(1,1)	GED	Não
D(LSELIC)	EGARCH(1,1)	Normal	Sim
D(LIGPM)	EGARCH(1,1)	t Student	Sim

Fonte: Elaboração dos autores

As informações apresentadas na Tabela 13 (Apêndice B) ratificam os resultados obtidos na análise de causalidade baseada no VEC, mostrando que não há relação causal, no sentido de Granger, das volatilidades do risco-país, taxa de câmbio, taxa Selic e IGP-M sobre a volatilidade do Ibovespa, aceitando significativamente a hipótese nula ao nível de erro de 5%. Assim, foi possível observar que as variáveis macroeconômicas não apresentam o fenômeno de causalidade bidirecional no sentido de Granger entre suas volatilidades.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo buscou analisar a existência de relação de curto e longo prazo entre um conjunto de variáveis macroeconômicas – taxa de juros, taxa de câmbio, risco país e inflação – em relação ao Ibovespa, utilizando o enfoque multivariado VAR, no período compreendido entre os meses de janeiro de 1995 a junho de 2016.

Todos os coeficientes de elasticidade de longo prazo das variáveis macroeconômicas explicativas do Ibovespa, descritos pelo vetor de cointegração, foram estatisticamente significativos. Pela análise de sinais, constatou-se a relação negativa do índice de mercado com o risco-país e a taxa de juros de curto prazo, como era de se esperar, e a associação positiva do índice do mercado acionário brasileiro com a inflação e a taxa de câmbio. Contudo, pela análise da IRF, o impacto de um choque na taxa de câmbio sobre o Ibovespa é negativo nos períodos iniciais, se tornando positivo somente após oito meses passados.

Em relação aos coeficientes de elasticidade de curto prazo, a inflação com duas defasagens foi a única variável explicativa que apresentou significância estatística, evidenciando uma associação negativa da mesma com o Ibovespa. Portanto, pela análise dos parâmetros de curto e longo prazo fica evidente a significativa importância da inflação para a tomada de decisão dos investidores, nacionais ou estrangeiros, visto que, foi a única variável que apresentou relações tanto no curto como no longo prazo com o Ibovespa. Já com relação ao grau de ajuste dos termos de correção de erros, constatou-se que cerca de 2,9% dos desvios entre o valor efetivo e o valor de equilíbrio, são corrigidas a cada mês, ou seja, os desequilíbrios de curto prazo iram se ajustar para o equilíbrio de longo prazo após, aproximadamente, 34 meses.

Analisando os testes de causalidade de Granger via modelo de correção de erros VEC, foi constatada, no curto prazo, a existência de causalidade unidirecional do Ibovespa para o risco-país. Logo, as variações do índice de mercado ajudam a prever as variações do risco Brasil. No entanto, nenhuma das

variáveis macroeconômicas causa, no sentido de Granger, o Ibovespa, ou seja, os macro indicadores selecionados não são preditores significativos do retorno dos ativos no mercado acionário brasileiro. Quanto à relação causal de longo prazo entre as variáveis, verificou-se, por meio do coeficiente de ajustamento ( $\alpha$ ), que o Ibovespa responde a desequilíbrios causados pelas variáveis macroeconômicas.

Conforme verificado na função de resposta ao impulso, choques inesperados no risco-Brasil promoveram efeitos significativos sobre o Ibovespa que não se estabilizaram ao longo dos doze meses analisados. Pela análise da decomposição de variância dos erros de previsão para o Ibovespa, o risco-Brasil foi a variável macroeconômica que mais se destacou, exibindo o maior poder explanatório sobre as variações do índice Bovespa. No entanto, como era de se esperar, o próprio índice é a variável que possui maior poder explicativo sobre ele mesmo.

Os resultados obtidos das análises estruturais do VEC deixam claro a grande sensibilidade do Ibovespa frente ao risco-país, representado pelo EMBI + Br. Portanto, foi demonstrado a sua relevância sobre a economia brasileira, sugerindo que a possibilidade de *default* do Brasil em relação a seus papéis tem grande influência sobre a tomada de decisão dos investidores do mercado acionário brasileiro, podendo estimular ou desestimular a aplicação em renda variável.

Foi realizado também o teste de causalidade de Granger da variância condicional das séries, para analisar o efeito causal de curto prazo entre as volatilidades da taxa de juros, taxa de câmbio, risco-Brasil e IGP-M em comparação à volatilidade do Ibovespa. Corroborando com os resultados obtidos no teste baseada no VEC, mais uma vez, as volatilidades das variáveis macroeconômicas, não apresentaram relação causal com a volatilidade do retorno do Ibovespa. Por outro lado, a volatilidade do índice causa, no sentido de Granger, as volatilidades da taxa de juros e do risco-Brasil.

Para finalizar, recomenda-se que trabalhos futuros incluam novas variáveis macroeconômicas, tanto nacionais como internacionais, ao modelo do presente estudo. Em relação às variáveis nacionais, sugere-se o emprego de indicadores como, a produção industrial ou preço do petróleo, para a obtenção de mais informações a respeito do comportamento do mercado acionário brasileiro frente às macro variações internas. Quanto às variáveis internacionais, aconselha-se a utilização dos índices de mercado de ações das principais bolsas de valores do mundo, como, por exemplo, o índice da bolsa de Nova York (Dow Jones), para verificar se informações financeiras do mercado internacional podem influenciar as operações de compra e venda de ações no mercado brasileiro.

## REFERÊNCIAS

- AJAYI, R.A.; FRIEDMAN, J.; MEHDIAN, S.M. On the relationship between stock returns and exchange rates: test of Granger causality. **Global Finance Journal**, v.2 n.9, p.241-251, 1998.
- BEIM, David O.; CALOMIRIS, Charles W. **Emerging financial markets**. New York: McGraw-Hill, 2001.
- BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v.31, n.3, p.307-327, 1986.
- BOUDOUKH, J.; RICHARDSON, M. Stock Returns and Inflation: A Long-Horizon Perspective. **American Economic Review** **83**, p.1346-55, Dec. 1993.
- BRIGHAM, E. F. **Fundamentos da moderna administração financeira**. Rio de Janeiro: Campus, 1999.
- BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de Séries Temporais**. Cengage Learning. São Paulo, 2008.
- CAIADO, J. Modelos VAR, taxas de juro e inflação. In: **Literacia e Estatística (Ed. P. Brito, A. Figueiredo, F. Sousa, P. Teles e F. Rosado), Proceedings of the 10th Portuguese Statistical Society Conference**, p. 215-228, 2002.
- CAVALCANTE, Francisco; MISUMI, Jorge Yoshio; RUDGE, Luiz Fernando. **Mercado de capitais: o que é, como funciona**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005.
- CHEN, N.F; ROLL, R.; ROSS, S.A. Economic forces and the stock market. **Journal of Business**, v.59, n.3, p.383-403, 1986.
- CHOW, E. H.; LEE, W. Y.; SOLT, M. E. The exchange-rate risk exposure of asset returns. **Journal of Business**, v.70, n.1, p.105-123, 1997.
- DANTHINE, J. P.; DONALDSON, J. B. **Intermediate Financial Theory**. 2. ed. New Jersey: Elsevier, 2005.
- DARRAT, A.F.; MUKHERJEE, T.K. The behavior of the stock market in a developing economy. **Economic Letters**, v.22, n.2-3, p.273-278, 1986.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. 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.
- DING, Z.; GRANGER, C.W.J.; ENGLE, R.F. A long memory property of stock market returns and a new model. **Journal of Empirical Finance**, v. 1, p. 83-106, 1993.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 1. ed. John Wiley & Sons Inc, New York, 1995.
- ENGLE, R. F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with estimates of the variances of United Kingdom Inflation. **Econometrica**, v.50, n.4, 987-1007, 1982.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v.55, n.2, p.251-276, Mar. 1987.
- FAMA, E.F. Efficient capital markets. **The Journal of Finance**, v.46, n.5, p.1575-1617, 1991.

FAMA, E.F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, v.25, n.2, p.383-417, 1970.

FAMA, E.F. Sock returns, real activity, inflation and money. **The American Economic Review**, v.71, n.4, p.545-565, 1981.

FORTUNA, Eduardo. **Mercado Financeiro: Produtos e Serviços**. Rio de Janeiro: Qualitimark, 2008.

FULLER, W.A. Introduction to statistical time series. **New York: John Wiley**, 1976.

GESKE, R.; ROLL, R. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. **The Journal of Finance**, v.38, n.1, p.1-33, 1983.

GOSWAMI, Gautam; JUNG, Sung-Chang. Stock market and economic forces: evidence from Korea. In: **Proceedings of Global Finance Conference**. Mexico, 1998.

GRANGER, C. W. J.. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, p.424-438, jul. 1969.

GRÔPPO, Gustavo de Souza. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa**. 107 f. Tese (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

GUERRA, L. F. **O mercado acionário no Brasil: posição relativa, potencial e de crescimento e prioridades de ação**. 2002. 106 f. Dissertação (Mestrado em Administração) - Faculdade Getúlio Vargas, EAESP, São Paulo, 2002.

HARRIS, R. I. D. **Cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall, 1995.

JEFFERIS, K.R.; OKEAHALAM, C. C. The impact of economic fundamentals on stock markets in southern Africa. **Development Southern Africa**, v. 17, n.1, p. 23-51, 2000.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.12, n.213, p.231-54, 1988.

KNOW, S.C.; SHIN, T.S. Cointegration and causality between macroeconomic variable and stock market returns. **Global Finance Journal**, v.10, n.1, p.71-81, 1999.

LEE, B.S. Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation. **The Journal of Finance**, v.47, n.4, p.1591-1603, set. 1992.

LOPES, João do Carmo; ROSSETI, José Paschoal. **Economia Monetária**. 8. ed. São Paulo: Atlas, 2002. 495p.

LUTKEPOHL, H. Introduction to Multiple Time Series Analysis. Springer Verlag, New York, 1991.

MAYSAMI, Ramin Cooper; HOWE, Lee Chuin; HAMZAH, Mohamad Atkin. Relationship between macroeconomic variables and stock market indices: cointegration evidence from stock exchange of Singapore's all-S sector indices. **Jurnal Pengurusan**, p.47-77, 2005.

NAJAND, M.; NORONHA, G. Causal relations among stock returns, inflation, real activity and interest rates: evidence from Japan. **Global Finance Journal**, v.1, n.9, p.71-80, 1998.

NELSON, D.B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. **Econometrica**, v.59,

p.347-370, 1991.

NETO, L.V.; FÉLIX, L.F.F. A importância da participação do investidor individual no desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro. Confiança: **Revista do Pensamento Econômico de Minas Gerais**, v.1, n.1, p.38-43, 2002.

NOBREGA, Maílson da; LOYOLA, Gustavo; FILHO, Ernesto Moreira Guedes; PASQUAL, Denise de. O mercado de capitais: sua importância para o desenvolvimento e os entraves que se defronta no Brasil. In: **Estudos para o desenvolvimento do mercado de capitais**. 2010.

NUNES, M. S.; COSTA JR., N. C. A.; SEABRA, F. Co-integração e causalidade entre variáveis macroeconômicas, “risco Brasil” e retornos no mercado de ações brasileiro. **Revista de Economia e Administração**, v. 2, n. 3, p. 26-42, 2003.

NUNES, Maurício S.; COSTA JUNIOR, Newton C. A. da; MEURER, Roberto. A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 59, n. 4, p.585-607, Out./Dec. 2005.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**. v. 75, n. 3, p. 335-346, 1988.

PIMENTA JUNIOR, T.; HIGUCHI, R. H. Variáveis Macroeconômicas e o Ibovespa: Um Estudo da Relação de Causalidade, Read – **Revista eletrônica de Administração** - Edição 60, Vol. 14 No. 2, Mai./Jun. 2008.

RIBEIRO, Alex Alves da Silva; LEITE, Aydano Ribeiro; JUSTO, Wellington Ribeiro. Análise de cointegração e causalidade entre variáveis macroeconômicas e mercado acionário internacional sobre o Ibovespa. **X Encontro de Economia Baiana**, Set. 2014.

ROSS, S.A. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, v.13, n.3, p. 341-360, 1976.

SANTOS, Alex Gama Queiroz dos. **Fatores macroeconômicos e a eficiência informacional no mercado acionário brasileiro: Uma abordagem por meio de vetores auto-regressivos**. 2009. 89f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Economia, Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2009.

SILVA, Fabiano Mello da. **Análise de cointegração entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa**. 2011. 141 f. Dissertação (Mestrado em Administração) – Programa de Pós-graduação em Administração, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2011.

SILVA, Fabiano Mello da; CORONEL, Daniel Arruda. Análise da causalidade e cointegração entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. **Revista de Administração FACES Journal**, Belo Horizonte, v.11, n.3, p.31-52, Jul./Set. 2012.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v.48, p.1-48, 1980.

YULE, G. U. Why do we Sometimes get Nonsense-Correlations between Time-Series? A Study in Sampling and the Nature of Time-Series. **Journal of the Royal Statistical Society**. v. 89, p. 1-63, 1926.

ZAKOIAN, J.M. Threshold Heteroskedascity Models. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.18, p.931-955, 1994.

ZIVOT, E.; WANG, J. **Modeling Financial Times Series With S-PLUS**. New York: Springer, 2006.

## APÊNDICE A – Análise das Inferências Econométricas

Tabela 10: Teste de Zivot e Andrews para quebra estrutural

Variáveis	Em nível Estatística t	Em primeira diferença Estatística t	Valor crítico (5%)
LIBOV	-3,0661	-16,399	-4,93
LCAMBIO	-3,0952	-16,378	-4,93
LSELIC	-4,5100	-8,8877	-4,93
LIGPM	-4,4366	-7,3984	-4,93
LRISCO	-4,0197	-11,201	-4,93

Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 11: Teste de Normalidade dos Resíduos

Componente	Jarque-Bera	Df	Prob.
1	5.377546	2	0.0680***
2	20.41978	2	0.0000*
3	22.08929	2	0.0000*
4	31.08407	2	0.0000*
5	65.43165	2	0.0000*
Joint	144.4023	10	0.0000*

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: \* indica rejeição da hipótese nula a 1% de significância, \*\*\* indica rejeição da hipótese nula a 10% de significância.

## APÊNDICE B – Análise de Causalidade de Granger

Tabela 12: Teste de Causalidade de Granger ao Par

	Hipótese Nula		Estatística F	Prob.
D(CAMBIO)	não Granger causa	D(BOV)	0.46330	0.6297
D(BOV)	não Granger causa	D(CAMBIO)	5.87247	0.0032*
D(IGPM)	não Granger causa	D(BOV)	1.20677	0.3018
D(BOV)	não Granger causa	D(IGPM)	2.45512	0.0890***
D(RISCO)	não Granger causa	D(BOV)	0.17566	0.8390
D(BOV)	não Granger causa	D(RISCO)	31.1465	0.0000*
D(SELIC)	não Granger causa	D(BOV)	1.67198	0.1900
D(BOV)	não Granger causa	D(SELIC)	9.98962	0.0000*
D(IGPM)	não Granger causa	D(CAMBIO)	0.88677	0.4139
D(CAMBIO)	não Granger causa	D(IGPM)	2.62449	0.0755***
D(RISCO)	não Granger causa	D(CAMBIO)	10.6062	0.0000*
D(CAMBIO)	não Granger causa	D(RISCO)	5.63190	0.0041*
D(SELIC)	não Granger causa	D(CAMBIO)	2.18464	0.1147
D(CAMBIO)	não Granger causa	D(SELIC)	2.61853	0.0749***
D(RISCO)	não Granger causa	D(IGPM)	3.08007	0.0486**
D(IGPM)	não Granger causa	D(RISCO)	0.41082	0.6638
D(SELIC)	não Granger causa	D(IGPM)	0.37287	0.6893
D(IGPM)	não Granger causa	D(SELIC)	0.44276	0.6430
D(SELIC)	não Granger causa	D(RISCO)	2.37839	0.0948
D(RISCO)	não Granger causa	D(SELIC)	8.87480	0.0002*

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: \* indica rejeição da hipótese nula a 1% de significância, \*\* indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância, \*\*\* indica rejeição da hipótese nula a 10% de significância.

Tabela 13: Teste de Causalidade de Granger ao Par – Volatilidade EGARCH<sup>1</sup>

	Hipótese Nula		Estatística F	Prob.
$h$ [D(CAMBIO)]	não Granger causa	$h$ [D(IBOV)]	0.67011	0.5126
$h$ [D(IBOV)]	não Granger causa	$h$ [D(CAMBIO)]	0.20415	0.8155
$h$ [D(IGPM)]	não Granger causa	$h$ [D(IBOV)]	0.59000	0.5551
$h$ [D(IBOV)]	não Granger causa	$h$ [D(IGPM)]	0.51264	0.5995
$h$ [D(RISCO)]	não Granger causa	$h$ [D(IBOV)]	1.35877	0.2589
$h$ [D(IBOV)]	não Granger causa	$h$ [D(RISCO)]	7.03445	0.0011*
$h$ [D(SELIC)]	não Granger causa	$h$ [D(IBOV)]	1.63414	0.1972
$h$ [D(IBOV)]	não Granger causa	$h$ [D(SELIC)]	9.57102	0.0001*
$h$ [D(IGPM)]	não Granger causa	$h$ [D(CAMBIO)]	5.55404	0.0044
$h$ [D(CAMBIO)]	não Granger causa	$h$ [D(IGPM)]	2.26980	0.1055
$h$ [D(RISCO)]	não Granger causa	$h$ [D(CAMBIO)]	1.23885	0.2915
$h$ [D(CAMBIO)]	não Granger causa	$h$ [D(RISCO)]	1.55536	0.2132
$h$ [D(SELIC)]	não Granger causa	$h$ [D(CAMBIO)]	0.61999	0.5388
$h$ [D(CAMBIO)]	não Granger causa	$h$ [D(SELIC)]	0.17225	0.8419
$h$ [D(RISCO)]	não Granger causa	$h$ [D(IGPM)]	0.79299	0.4536
$h$ [D(IGPM)]	não Granger causa	$h$ [D(RISCO)]	0.29714	0.7432
$h$ [D(SELIC)]	não Granger causa	$h$ [D(IGPM)]	1.54378	0.2156
$h$ [D(IGPM)]	não Granger causa	$h$ [D(SELIC)]	0.87012	0.4202
$h$ [D(SELIC)]	não Granger causa	$h$ [D(RISCO)]	1.03796	0.3557
$h$ [D(RISCO)]	não Granger causa	$h$ [D(SELIC)]	1.45152	0.2362

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: \* indica rejeição da hipótese nula a 1% de significância.

<sup>1</sup> Para efeito de simplificação:  $\ln(\sigma_t^2) = h$