

## **INFLUÊNCIA DE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SOBRE DESEMPENHO DO MERCADO DE CAPITAIS BRASILEIRO**

**PATRÍCIA LACERDA DE CARVALHO**

*Universidade Federal da Paraíba*

**ANDRÉ SEKUNDA**

*Universidade Federal da Paraíba*

### **Resumo**

Esta pesquisa teve por objetivo analisar se os Juros e o Produto Interno Bruto (PIB) possuem relação de longo prazo com o retorno do Mercado Acionário brasileiro. Para tanto, foi conduzido um estudo de natureza quantitativa, visando testar a co-integração e a causalidade entre as séries temporais do IBOVESPA e IBRX-100 com a DI, Selic e PIB. Como base teórica utilizou-se informações relacionadas ao mercado acionário brasileiro, traçando um perfil do seu comportamento, e como a literatura reporta sua reação a choques macroeconômicos. Adicionalmente, fez-se uma discussão sobre as principais variáveis macroeconômicas de interesse da pesquisa, quais sejam PIB e juros, discutindo-as à luz da Hipótese dos Mercados Eficientes (HME). O período selecionado para averiguação compreendeu desde fevereiro de 1997 a 31 de dezembro de 2018. O estudo é conduzido por meio de um modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC), além de um teste de causalidade de Granger. Demais procedimentos típicos de séries temporais, como análise estacionariedade foram realizados. Os principais achados dizem respeito à existência de vetores de co-integração entre as variáveis testadas, bem como a influência dos juros no retorno de mercado, que se mostrou estatisticamente significativo, causando tanto o IBRX-100 quanto o IBOVESPA. A maior contribuição, acredita-se, é ao analista de mercado, em especial com informações sobre o comportamento dos juros no retorno das ações, o que pode fazer com que ele dedique maior atenção à análise desta variável macroeconômica em suas recomendações. Igualmente, os achados podem ser do interesse do investidor e do gestor interessados em operar no mercado de ações.

**Palavras-chave:** Retorno de ações, Variáveis macroeconômicas, Modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC).

### 1 INTRODUÇÃO

A teoria básica do investimento enuncia que o mercado de ações pode cair quando as taxas de juros aumentam, isso porque o valor de um investimento deve ser igual à soma de seus fluxos de caixa futuros descontados. Portanto, à medida que as taxas de juros aumentam, a taxa de desconto também aumenta, o que implica dizer que as ações devem valer menos. Taxas de juros mais altas também freiam a economia, dado que as empresas pagarão mais caro para financiar suas atividades, o que tende a uma desaceleração nos investimentos realizados. Além disso, com taxas de juros mais altas a renda fixa torna-se mais atraente, o que pode, igualmente, impactar o mercado de ações (Berkin, 2018).

Adicionalmente, o impacto do desempenho macroeconômico, medido geralmente pelo crescimento do Produto Interno Bruto (PIB), segue a lógica de que um aumento do PIB proporcionaria melhores condições para atuação das empresas, o que via de consequência refletiria nos seus lucros, fazendo com que os preços das ações subissem, estando assim o PIB diretamente relacionado ao preço no mercado acionário brasileiro. Logo, essa variável, o PIB, é a mais utilizada como *proxy* para mensurar o nível de atividade econômica de um país (Nunes, Costa Junior, & Meurer, 2005; Machado, Gartner & Machado, 2017).

Outros estudos analisaram a questão, evidenciando que a taxa de juros mostrava-se como a variável de maior força (Peres et al., 2013) e o PIB a mais relacionada positivamente com crescimento da bolsa (Silva & Coronel, 2012). Nesse sentido, o objetivo geral deste estudo é analisar a existência de relação de longo prazo entre as séries do retorno de mercado acionário brasileiro e algumas variáveis macroeconômicas (PIB e juros)-no período de 1997 a 2018. Como se tratam de séries mensais, escolheu-se um período longo (21 anos) visando trabalhar com o maior volume de dados possível, com objetivo de alcançar resultados significativos, tanto do ponto de vista estatístico quanto econômico.

O desempenho do mercado será mensurado pelo IBrx-100 e Ibovespa, importantes indicadores do desempenho das cotações do mercado acionário brasileiro. O comportamento dos juros será analisado em relação à Selic e à DI, que representam, respectivamente, a taxa de juros paga pelo governo a empréstimos realizados e a taxa de juros cobrada entre os bancos em suas operações interbancárias. Ambas são taxas de juros, porém, a Selic é fortemente influenciada pelo governo. Portanto, analisar o comportamento do mercado frente a uma taxa, em tese, desregulamentada como a DI pode evidenciar algum comportamento inesperado. E o PIB será utilizado como *proxy* para o nível de atividade econômica, a exemplo de inúmeros outros estudos, conforme já mencionado.

No que tange à literatura nacional, foram encontradas muitas pesquisas buscando entender a relação de causalidade entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o retorno dos ativos no mercado acionário brasileiro. A maior parte dos trabalhos empíricos apresentam distintas abordagens com o emprego de procedimentos econométricos de análise de séries temporais (Ribeiro et al., 2016). A classe de modelos que prevalece nesse tratamento é o de Vetor Autorregressivo (VAR). Instâncias de uso desse tipo de modelo aparecem nos estudos de Grôppo (2006), Nunes et al. (2005), Araújo e Bastos (2008), Pimenta Junior e Higuchi, (2008), Silva e Coronel (2012), e, Santana, Silva e Ferreira (2018). Para este estudo, foi estimado o Modelo de Correção de Erros (VEC), valendo-se do modelo VAR auxiliar, empregado para análise dos testes de causalidade.

Portanto, estudar essa dinâmica entre as variáveis macroeconômicas e preços no mercado e analisar quantitativamente essa relação contribui para identificar qual o impacto que a variação de uma unidade de taxa de juros produz no mercado de ações. Além disso,

estudar essa relação ajuda a compreender em qual magnitude tais variáveis impactam o mercado. Evidentemente que não se está propondo, aqui, a realização de previsões sobre o mercado, eis que isso não é factível. No entanto, entender quais fatores influenciam o desempenho do mercado de ações pode ajudar os *players* do mercado a tentarem se antecipar ao que for possível, tornando menos incerta a sua atuação.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

O marco teórico deste trabalho refere-se à análise do Mercado Acionário Brasileiro, relacionando-o com o contexto macroeconômico no que tange à Taxa de Juros e ao Produto Interno Bruto (PIB). A compreensão desse cenário, no qual se observa o comportamento do mercado frente às variáveis macroeconômicas, proporciona uma melhor compreensão para os investidores, agentes do mercado financeiro e autoridades governamentais em geral (Pimenta Júnior & Higuchi, 2008), por meio do poder informacional que se fornece.

### 2.1 Mercado Acionário Brasileiro

A diminuição das fronteiras entre os mercados vem abrindo espaço para que diversos países tenham uma maior inserção no mercado global, visto que há maior facilidade à mobilidade de capitais. Nesse contexto, facilitar o investimento é essencial para o progresso econômico, no entanto, essa condução dos investimentos requer um sistema financeiro sólido, com políticas elaboradas e constante aprimoramento das instituições responsáveis pelo seu funcionamento (Ribeiro et al., 2016). Logo, compreender as dinâmicas de mercado constitui importante mecanismo diante da aplicação de recursos (Lamounier & Nogueira, 2006).

A volatilidade do mercado de capitais aumentou nos últimos anos, estando a eficiência do Mercado de Capitais no âmago das discussões na literatura de finanças, no sentido de compreender se a integração do mercado financeiro mundial conduziu a maior volatilidade no mercado de ações e qual regra, se existir, deve regularizá-la (Peres et al., 2013), visto que os riscos nos mercados de capitais podem levar a uma situação contraditória à Hipótese de Eficiência de Mercado de Fama (1970). Portanto, precisa-se observar se o mercado vem exacerbando as falhas de precificação ao invés de combatê-las.

É sabido que a intensificação da interação econômica entre os países vem proporcionando o crescimento das oportunidades de investimento, entretanto, investidores precisam de cautela ao optar por investir nos mercados emergentes (Lamounier & Nogueira, 2006). Nesse sentido, na ausência da eficiência e certeza, condições tangenciais de mercado, nascem as oportunidades para arbitragem, cuja volatilidade do preço é a medida do risco associada ao ativo. Portanto, há interesse intrínseco sobre as causas da variabilidade dos retornos dos ativos para viabilidade do processo de desenvolvimento econômico do país (Nunes et al., 2005; Peres et al., 2013).

O mercado acionário brasileiro reflete o comportamento da economia, que é caracterizada por problemas estruturais associados a políticas macroeconômicas equivocadas, problemas nas esferas política, jurídica e social. Os problemas de natureza econômica refletem-se nas elevadas taxas de juros e no baixo crescimento, enquanto os problemas sociais, políticos e jurídicos refletem no risco-país. Diante desse entendimento, torna-se essencial tratar do mercado acionário de um país em desenvolvimento, assim como o Brasil, que vem passando por um processo de modernização (Santana et al., 2018).

No Brasil, após um longo período de instabilidade, os indicadores econômicos resultaram em certo nível de estabilidade, principalmente a partir da segunda metade da década de noventa (Silva & Coronel, 2012). Porém, é importante que a direção administrativa das empresas compreenda quando o mercado de ações está favorável as suas companhias, conforme o cenário econômico, contemplando vésperas de eleições e temores de crise (Santana et al., 2018). Não se pode, tampouco é factível, que um estudo modele todas as dinâmicas e complexas relações econômicas, políticas e jurídicas que afetam o mercado, porém, este trabalho analisa dois importantes vetores de decisão de alocação de recursos no mercado de ações: juros e PIB. Nesse sentido, o estudo pode despertar interesse de *players* do mercado, pois pode gerar contribuições à tomada de decisões de investimento em relação às duas variáveis analisadas.

Como dito, o mercado de ações é um ambiente complexo, dinâmico, e sujeito a oscilações naturais, que ocorrem por uma série de fatores difíceis de mensurar. Inclusive, estudar os fatores que determinam as oscilações do mercado constitui, hoje, um vasto campo de estudos dentro da contabilidade e da área de finanças. Nesse contexto, o cenário macroeconômico de diversos países, inclusive o do Brasil, tem apresentado nos últimos anos forte correlação com o comportamento dos mercados financeiros. Parte disto se deve ao próprio desenvolvimento das bolsas de valores e sua influência na dinâmica de funcionamento dos mercados (Ribeiro et al., 2016). Logo, torna-se importante conhecer como as medidas econômicas adotadas por um governo podem influenciar a atividade das empresas (Santana et al., 2018).

Estudos que relacionam o preço das ações com as variáveis macroeconômicas vêm sendo recorrentes nas áreas de economia e finanças, visto que os preços dos ativos transacionados estão diretamente relacionados com os fundamentos macroeconômicos (Grôppo, 2006; Araújo & Bastos, 2008; Pimenta Junior & Higuchi, 2008). As pesquisas disponíveis apontam haver algum relacionamento das variáveis macroeconômicas com os preços dos ativos do mercado acionário (Ribeiro et al., 2016), apesar de algumas terem encontrado baixa sensibilidade dos retornos acionários frente às variáveis macroeconômicas (Araújo & Bastos, 2008).

O mercado de ações constitui um ambiente hostil, em que qualquer espécie de previsão é, na maioria das vezes, falha. O máximo que se pode chegar disso é compreender como ele reage a determinados fenômenos econômicos, jurídicos e políticos. Este estudo se justifica por buscar compreender o comportamento do mercado frente a dois importantes fenômenos econômicos: PIB e juros. Qual sua influência sobre o retorno do mercado? Há relação de causalidade entre eles? É o que se pretende discutir.

### 2.2 Variáveis Macroeconômicas

Existe por parte dos agentes econômicos uma necessidade de conhecer como o mercado acionário responde às mudanças das variáveis macroeconômicas (Grôppo, 2006). No entanto, no mercado acionário do Brasil, devido a problemas conjunturais macroeconômicos e a sua estrutura financeira, as ações têm apresentado um grau de risco elevado. Como implicação, as ações negociadas na bolsa de valores brasileira ficaram suscetíveis às condições econômicas diversas, sejam elas no âmbito interno ou externo (Nunes et al., 2005). Nesse contexto, surge o interesse em entender as implicações e correlações entre o comportamento macroeconômico e as negociações nos mercados financeiros (Araújo & Bastos, 2008; Ribeiro et al., 2016).

Essa seção vai se ater apenas a duas variáveis macroeconômicas, Produto Interno Bruto (PIB) e a Taxa de Juros, que constituem o foco do estudo. O PIB é variável mais utilizada quando se objetiva avaliar o nível de atividade econômica de um país (Nunes et al., 2005). Geralmente o seu crescimento é utilizado como *proxy* para mensurar o impacto do desempenho macroeconômico.

O preço dos ativos está diretamente relacionado com os fundamentos macroeconômicos (Grôppo, 2006). Sabe-se que o principal instrumento de política monetária à disposição do Banco Central são as operações de mercado aberto, que lhe permitem controlar as taxas de juros do mercado monetário (Nunes et al., 2005). Em períodos de crise econômico-financeira, há uma movimentação intensa dos governos para tentar controlar a situação dos seus países. Em suma, essa movimentação é fundamentada em intervenções na economia a fim de se controlar as taxas de juros, taxas de inflação, o câmbio, dentre outros indicadores (Santana et al., 2018).

Entretanto, segundo Berkin (2018), a flutuação da taxa de juros nem sempre significa algo negativo para o desempenho do mercado acionário, visto que pode tanto prejudicar as ações como fazer com que o mercado de valores mobiliários prospere. Porém, na ausência de incerteza e diante de eficiência no mercado de capitais, o preço de um ativo em equilíbrio fará com que a taxa de retorno desse ativo se iguale à taxa de juros, conforme Peres et al. (2013). Logo, pode-se entender que em alguns contextos o movimento dos juros pode influenciar negativamente o mercado, enquanto em outros, há um entendimento de que o movimento dos juros na economia pode relevar novas oportunidades de investimento na bolsa.

Existe uma grande discussão nesse contexto sobre a influência da taxa de juros no retorno do mercado de ações (Peres et al., 2013; Ribeiro et al., 2016). O intuito das pesquisas no tema é aprofundar o debate e proporcionar maior entendimento aos investidores acerca da melhor forma de alocação dos recursos dos seus portfólios (Santana et al., 2018), valendo-se da importância exercida que essa taxa tem para a economia brasileira (Grôppo, 2006).

Nunes et al. (2005) constataram que a taxa de juros praticamente não influencia as variações nos retornos de mercado. Entretanto, Grôppo (2006) sugere que uma mudança inesperada na taxa de juros leva os agentes econômicos, que investem no mercado acionário brasileiro, a substituírem as aplicações em ações por investimentos em renda fixa. Santana et al. (2018) comprovaram que o Ibovespa é explicado pela taxa de juros. E, por fim, Hersen, Lima e Lima (2013) observaram que com uma menor taxa de juros há maior predisposição dos poupadores a investir no mercado de renda variável.

No Brasil, a Taxa Selic é uma das principais referências do Governo para remuneração dos títulos da dívida pública, além de ser amplamente empregada pelas demais instituições do mercado como referência para remuneração dos seus títulos de renda fixa que comercializam, como Certificado de Depósitos Bancários (CDBs) e outras aplicações de mesma natureza.

Por isso, pode-se especular que quando há um aumento da Selic, os títulos de renda fixa tornam-se mais atrativos, fazendo com que haja uma migração de fluxos de capital de renda variável para aplicações de renda fixa, dados os menores riscos associados a essa modalidade de investimento. Para que essa mudança de fluxos ocorra, os investidores em renda variável necessitam vender suas ações, gerando maior oferta, fazendo com que seus preços diminuam.

Além das variáveis macroeconômicas aqui discutidas, a literatura aponta tantas outras como influentes no desempenho do mercado de ações, como o desemprego, a inflação, o nível de produção industrial, e tantas outras, porém, o foco desta pesquisa se atém ao PIB e aos juros.

### 2.3 Evidências Empíricas

Esta seção tem por objetivo sumarizar os resultados obtidos por outros estudos que analisaram a relação entre as variáveis macroeconômicas com o retorno acionário do Mercado de Capital Brasileiro, tais como nível da atividade econômica (PIB) e/ou Taxa de Juros. Em suma, todos os estudos utilizaram o Índice Ibovespa, principal indicador de desempenho das ações negociadas na B3, como *proxy* para o retorno. Saliente-se que, ao longo do referencial construído até aqui, vários estudos já foram referenciados, sendo que, nesta seção, alguns deles são trazidos novamente à discussão.

Grôppo (2006) mostrou a elevada sensibilidade do Ibovespa em relação à taxa de juros de curto prazo (Selic), tanto no tocante à decomposição do erro de previsão quanto em função da resposta aos impulsos de elasticidade. Ainda sobre a taxa de juros de curto prazo, entendendo que ela é um importante instrumento de política monetária e formadora de todas as outras taxas de juros da economia, observou-se também que um aumento na Selic repercutiu positivamente na taxa de juros de longo prazo (TJLP). Sendo assim, concluiu o autor que as taxas de juros de curto e longo prazo impactam negativamente e contemporaneamente o Ibovespa.

Nunes et al. (2005) verificaram a causalidade reversa entre a taxa de juros e o movimento de ações no mercado, constatando uma relação negativa entre a Selic e os retornos de mercado, mesmo que de forma insignificante. Observando que a Selic praticamente não influencia as variações nos retornos de mercado, esse resultado contraria os indicados no modelo de função de transferência, no qual os retornos reais do Ibovespa tinham impacto significativo nas variações da taxa Selic. Sendo importante ressaltar que, segundo o estudo, o Banco Central não considera as informações contidas nas variações do mercado de ações em suas decisões sobre o direcionamento da taxa de juros. Em contrapartida, não houve relação significativa entre o PIB e o retorno, contrariando as suposições que o mercado de ações antecipa as variações nos fluxos de caixa futuros esperados, e, por conseguinte, os níveis futuros de atividade econômica.

Araújo e Bastos (2008) sugerem que, para o Brasil, tem-se um efeito pequeno e inicial de um choque unitário de um desvio padrão entre o retorno acionário e a taxa de juros do Banco Central do Brasil. Adicionalmente, a partir do teste de Causalidade de Granger, os autores observaram a inexistência de causalidade entre as variáveis, cabendo ressaltar que o nível de atividade econômica (produção industrial) explica a variância nas taxas de juros, de modo significativo, embora com pequena magnitude. Logo, segundo os autores, existe uma relação fraca entre retornos acionários e taxas de juros.

Com a utilização do teste de Granger, Pimenta Júnior e Higuchi (2008) verificaram que a taxa de juros (Selic) não é preditora significativa do retorno do mercado acionário. Logo, não se pode aceitar a hipótese que um aumento na taxa de juros torna mais atraente para os investidores a renda fixa, o que poderia provocar uma concorrência de capital do mercado acionário para o investimento em renda fixa e, por conseguinte, diminuir o retorno do Ibovespa.

Silva e Coronel (2012) analisaram a causalidade e co-integração entre o mercado de ações e as taxas de juros de curto prazo nominal (Selic Over). Como diferencial dentre os estudos já mencionados, os autores usaram os modelos Vetoriais de Correção de Erro (VEC), valendo-se do modelo VAR como auxiliar. Eles observaram que, na análise dos testes de causalidade de Granger, via correção de erros, não existiu causalidade de curto prazo, logo a Selic não causa, no sentido de Granger, o Ibovespa. No longo prazo, a Selic também não

apresentou relação com o Ibovespa. Porém, um choque inesperado no Ibovespa acarreta um aumento na taxa de juros de longo prazo, gerando assim uma expectativa de baixa rentabilidade para os ativos e uma redução no nível de investimento por parte das empresas. Quanto ao PIB, houve um comportamento positivo em relação aos Ibovespa. Saliente-se que a pesquisa ora empreendida utiliza o modelo VEC e o VAR como auxiliar, tal qual Silva e Coronel (2012).

Peres et al. (2013) avaliaram em seu estudo a intensidade da associação linear entre a volatilidade condicional observada nos retornos do mercado acionário brasileiro e a volatilidade condicional da taxa de juros (Selic). Para isso, utilizaram-se de um modelo multivariado com estrutura do tipo SUR (*Seemingly Unrelated Regression*). Sendo assim, com relação a essa análise de variáveis financeiras e de ciclo de negócios, como os autores nomeiam, obteve-se que a taxa de juros possui maior impacto absoluto sobre a variabilidade do preço do Ibovespa e que a volatilidade condicional da taxa de juros está associada à alta volatilidade no mercado acionário.

Ribeiro et al. (2016), analisando também a causalidade e co-integração entre a taxa de juros (Selic) e os retornos do mercado acionário nacional, buscaram averiguar o ajustamento dinâmico do curto para o longo prazo, a relação de equilíbrio de longo prazo e a relação causal entre Ibovespa e a Selic, a partir dos modelos VEC. A curto prazo, a Selic mostrou-se significativa estatisticamente ao nível de 5%, permitindo dizer que uma variação de 1% nesta defasagem resultará em modificação de pouco menos de 1% nos retornos contemporâneos do Ibovespa. Já a longo prazo concluíram não haver relação estabelecida entre o Ibovespa e a taxa Selic.

A partir de um Modelo Markov-Switching, Machado et al. (2017) observaram que a taxa de juros (Selic) possui relação de longo prazo com o Ibovespa, apresentando uma ligação positiva entre essas variáveis. Entretanto, a atividade econômica (PIB) possui uma ligação negativa e significativa com o retorno de mercado.

Santana et al. (2018) investigaram a associação entre taxas de juros (Selic) com o mercado de ações brasileiro. Utilizou-se o modelo de Vetor Autorregressivo (VAR), com análise das Funções de Resposta a Impulso (IRF), Análise de Decomposição das Variâncias (VDC) e Modelo de Correção de Erro (VECM). Os resultados mostraram que há causalidade entre a Selic e o Ibovespa no sentido preditor do índice. Adicionalmente, observaram que o Ibovespa é explicado pela Selic.

A partir dos estudos supracitados foi possível observar que a maioria deles empregou o modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) para analisar a relação dinâmica entre a taxa de juros e o retorno acionário no mercado brasileiro (Grôppo, 2006; Nunes et al., 2005, Araújo & Bastos, 2008; Pimenta Junior & Higuchi, 2008; Silva & Coronel, 2012; Santana et al., 2018). Fazendo-se mister ressaltar que só no estudo de Santana et al. (2018) houve observação de causalidade entre a taxa de juros e o Ibovespa. Todos os outros obtiveram que o impacto é negativo, insignificante ou possui uma relação fraca entre as variáveis.

### 3 METODOLOGIA

Considerando o objetivo da pesquisa, qual seja, analisar a influência de variáveis macroeconômicas sobre o retorno do mercado de ações, as variáveis a seguir descritas foram empregadas neste trabalho (Tabela 1).

**Tabela 1 – Variáveis da pesquisa, fontes e período de coleta**

Variável	Descrição	Fonte	Forma operacional no modelo	Período
RetIBRX	Retorno do IBRX-100	Infomoney	Log(RetIBRX)	Mensal, de 04/1997 a 12/2018
RetIBOV	Retorno do IBOVSPA	IpeaData	Log(RetIBOV)	
DI	Indica a remuneração básica de operações interbancárias	IpeaData	Log(DI)	
Selic	Indica a taxa média que o Governo paga aos bancos que lhe emprestaram dinheiro	IpeaData	Log(SELIC)	
PIB	Produto interno bruto	IpeaData	Log(PIB)	

Fonte: dados da pesquisa (2019)

Optou-se por trabalhar com as variáveis logaritmizadas tendo em vista se tratar de procedimento comum em trabalhos com séries temporais, com objetivo de captar as elasticidades entre as variáveis e suas variações em termos percentuais (Grôppo, 2006; Hersen et al., 2013).

### 3.1 Modelos empregados

Como visto acima, os dados empregados neste artigo são do tipo série de tempo. Para se trabalhar com séries temporais, algumas imposições à série são necessárias. A primeira delas é a estacionariedade.

Uma série temporal estacionária é aquela que não apresenta tendência ou sazonalidade. Segundo Gujarati e Porter (2011), uma série é estacionária se sua média e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre os dois períodos de tempo depender apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos e não o tempo real ao qual a covariância é computada.

Ou seja, se uma série temporal for estacionária, a média e a variância permanecerão as mesmas, não havendo variação no tempo. Com isso, pode-se representar, matematicamente, uma série estacionária da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 E(Y_t) &= \mu \\
 Var(Y_t) &= \sigma^2 \\
 Cov(Y_t, Y_{t-s}) &= \gamma_s
 \end{aligned}$$

Caso qualquer dessas medidas dependa do aspecto temporal, estar-se-á diante de um processo não-estacionário.

$$\begin{aligned}
 E(Y_t) &= \mu(t) \\
 Var(Y_t) &= \sigma^2(t) \\
 Cov(Y_t, Y_{t-s}) &= \gamma_s(t)
 \end{aligned}$$

Para testar a estacionariedade da série, é antes necessário conhecer o número de defasagens desta. Na literatura, a escolha da ordem de defasagens se mostra um tanto arbitrária, cabendo certa liberdade ao pesquisador na definição do tipo de teste a ser empregado. Para fins desta pesquisa, o número de defasagens a ser considerado seguiu Raabe, Staduto e Shikida (2006), que afirmam que os expedientes mais usuais para determinação do número de defasagens são o *Akaike Information Criterion* (AIC) e o *Schwarz Criterion* (SC), obtidos por meio das seguintes equações:



$$AIC = \ln s^2 + \left(\frac{2}{T}\right)(\text{número de parâmetros})$$

$$SC = \ln s^2 + \left(\frac{1nT}{T}\right)(\text{número de parâmetros})$$

O número de defasagens de cada série é apresentado na tabela 2, da seção 4 deste artigo. Após a identificação do número de defasagens, testa-se a estacionariedade da série, por meio do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). O teste ADF consiste em estimar uma regressão, conforme abaixo:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Segundo Silva e Coronel (2012), o parâmetro de interesse nessa regressão é o  $\delta$ , sendo que se  $\delta = 0$ , a série contém raiz unitária. O teste tem como hipótese nula que  $\delta = 0$ . Essa hipótese deverá ser rejeitada quando o valor calculado da estatística t exceder ao valor crítico de Dickey-Fuller, sinalizando que a série será estacionária; caso contrário, a série será não estacionária. O resultado do teste de Dickey-Fuller para estacionariedade das séries é apresentado na seção 4 deste artigo.

Para testar a existência de co-integração entre duas variáveis, Gujarati e Porter (2011) sugerem, como primeiro passo, que seja estimada a seguinte regressão:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \mu_t$$

Feito isto, obtém-se os resíduos da regressão acima e, sobre ele, aplica-se um teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). No entanto, conforme asseveram Gujarati e Porter (2011), os valores críticos de Dickey-Fuller aumentado não são muito apropriados para esta análise. Engle e Granger calcularam esses valores, razão pela qual este teste é conhecido como teste Engle-Granger aumentado.

Para condução desse teste, estima-se uma regressão conforme acima indicado. Após obter os resíduos da regressão anterior, estima-se a seguinte regressão:

$$\Delta \hat{u}_t = \gamma \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta \hat{u}_{t-1} + \zeta_t$$

Feita a estimação, realiza-se um teste de hipótese sobre o parâmetro  $\gamma$ , com a seguinte lógica de teste, em que:

H0:  $\gamma=0$  (as variáveis não são co-integradas)

H1:  $\gamma<0$  (as variáveis são co-integradas)

Além do procedimento desenvolvido por Engle e Granger, há uma técnica para verificar a existência ou não de co-integração entre variáveis denominada de co-integração de Johansen. Na metodologia proposta por Johansen, a co-integração é baseada em uma estimação por máxima verossimilhança restrita.

Johansen parte de uma generalização multivariada do teste Dickey-Fuller, considerando o modelo a seguir:

$$\Delta X_t = \Phi_0 D_t + \alpha \beta' X_{t-1} + F_1 \Delta X_{t-1} + \dots + F_{p-1} \Delta X_{t-(p-1)} + \varepsilon_t$$

Segundo a proposta de Johansen, a determinação do número de vetores de co-integração depende do conhecimento do posto da matriz  $\pi$ . Conforme Silva e Coronel (2012), existem três possibilidades a esse respeito:

- o posto de  $\pi$  ser completo. Nessa situação, qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível;
- o posto de ser nulo, logo não há relacionamento de co-integração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença;
- a matriz  $\pi$  ter posto reduzido. Nesse caso, há  $r$  vetores de co-integração, em que  $0 < r < n$ .

O teste empregado para identificar a presença de vetores de co-integração é denominado teste de traço, que busca testa as seguintes hipóteses:

H0 = Vetores de co-integração  $\leq r$

H1 = Vetores de co-integração  $> r$

O teste é dado por:

$$\lambda_{trace}(r_0) = -T \sum_{i=r_0+1}^n \log_e (1 - \hat{\lambda}_i)$$

Além disso, Johansen sugere a realização de um teste de máximo autovalor, com vistas a testar:

H0 = Vetores de co-integração =  $r_0$

H1 = Vetores de co-integração =  $r_0 + 1$

O teste de máximo autovalor é dado por:

$$\lambda_{max}(r_0) = -T \log_e (1 - \widehat{\lambda}_{r_0+1})$$

Após testar a existência de co-integração entre as variáveis, estimou-se um modelo VEC – Vetor de Correção de Erros. Quando há co-integração entre um conjunto de variáveis, significa dizer que elas não podem mover-se independentemente uma da outra. Desta forma, para testar a relação de curto ou longo prazo entre as séries, estima-se um modelo do tipo VEC (Gerrits&Yuce, 1999).

Ou seja, uma vez que há relação de longo prazo entre as séries estudadas, é de interesse da pesquisa entender como uma série se comporta, ao longo do tempo, quando da variação de outra série. Para tanto, emprega-se o modelo vetorial de correção de erros, o VEC (Margarido, 2004).

O modelo VEC é dada por:

$$\nabla Z_t = \Gamma_1 \nabla Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \nabla Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \Phi D_t + u_t$$

Em que,  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k - 1$ ) e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ .

Por fim, após todos esses procedimentos, foi analisada a causalidade entre as variáveis. O teste mais comum para identificar a causalidade entre variáveis é o teste de causalidade de Granger. A causalidade diz respeito a prever, eficientemente, valores de uma variável Y usando dados passados de uma variável X. Se isto se confirma, diz-se que a variável X causa-granger Y (Shie, 2010).

A causalidade de Granger parte da lógica de que a causa precede o efeito (Machado et al., 2017). Tanto é que, comumente na literatura, atribui-se uma frase à lógica da causalidade de Granger de que o futuro não pode prever o passado ou o presente.

Segundo Gujarati e Porter (2011), o teste de causalidade de Granger é operacionalizado por meio de um modelo de vetores autorregressivos (VAR), cujo verifica a as interações da relação dinâmica entre as variáveis (Nunes et al., 2005) com a seguinte especificação:

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + u_{1t}$$

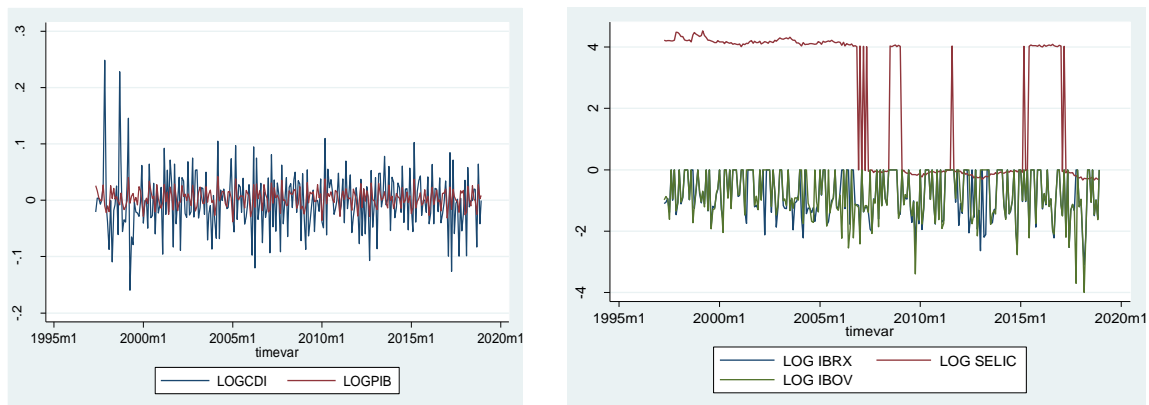
$$Y_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j X_{t-j} + u_{2t}$$

No caso das regressões acima, X e Y representam as séries sob análise. Com esse modelo é possível conhecer a relação dinâmica entre o tempo de reação das respostas de umas variáveis frente aos choques nas outras variáveis, além da direção e duração dessas respostas (Santana et al., 2018).

Apresentados os principais aspectos metodológicos da pesquisa, a seguir são apresentados e discutidos os principais achados do trabalho.

#### 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Inicialmente, apresenta-se uma visualização gráfica na Figura 1 das séries analisadas, para uma análise preliminar.



**Figura 1 Gráficos das séries temporais DI, PIB, IBRX, IBOV e Selic**

Fonte: dados da pesquisa (2019)

Analisando graficamente, as séries parecem caminhar no mesmo sentido, exceto a série da Selic, que graficamente parece ter um comportamento bastante divergente das demais. No entanto, para afirmar-se que as séries possuem relacionamento de longo prazo, é indispensável a análise por meio da co-integração, visto que, sem isso, não é possível fazer tal afirmação.

Portanto, inicialmente realizou-se um teste para definição do número de defasagens da série. O resultado do teste para as séries é apresentado na Tabela 2.

**Tabela 2 – Teste para número de lags (defasagens) do modelo**

Selection-order criteria								
Sample:1997m9 – 2018m12					Number of obs = 236			
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	66.1925				4.3e-07	-.478067	-.450218	-.408825
1	309.366	486.35	25	0.000	7.8e-08	-2.18254	-2.01545	-1.76709
2	383.874	149.02	25	0.000	5.3e-08	-2.56933	-2.26299*	-1.80767*
3	410.463	53.178	25	0.001	5.2e-08*	-2.58174*	-2.13616	-1.47387
4	431.559	42.192*	25	0.017	5.4e-08	-2.55124	-1.96642	-1.09716
Endogenous: LOGDI LOGPIB IBOV SELIC IBRX100						Exogenous: _cons		

Fonte: dados da pesquisa (2019).

Conforme se observa no quadro, dois critérios indicaram 2 defasagens, 2 critérios indicaram 3 defasagens e 1 critério indicou 4 defasagens. Assim, pelo princípio da parcimônia, optou-se por trabalhar com duas defasagens nos modelos envolvendo as séries sob análise.

A decisão do número de *lags* a ser considerado, conforme se verifica na literatura, é um tanto subjetiva. Alguns autores recomendam, pelo princípio da parcimônia, adotar o critério que aponta para o menor número de defasagens, enquanto outros recomendam que se utilize o número de *lags* com mais indicações pelos critérios de análise. No caso desta pesquisa, como dito, adotou-se o número de *lags* balizado pela parcimônia.

Feito isso, segue-se com o teste de estacionariedade da série por meio do teste de Dickey-Fuller. Como o teste anterior evidenciou que o número de *lags* da série é 2, a sintaxe do teste leva em consideração esse número de defasagens. O teste Dickey-Fuller é realizado por série temporal individualmente, ou seja, primeiro aplica-se o teste isoladamente para cada série. Os resultados são apresentados na Tabela3.

**Tabela 3 – Teste de Dickey-Fuller para raiz unitária**

Augmented Dickey-Fuller test for unit root						
Time series	Number of obs	MacKinnon p-value for Z(t)	Test Statistic (Z)	---Interpolated Dickey-Fuller---		
				1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
IBRX-100	259	0,0000	-15.459	-3.459	-2.880	-2.570
DI	259	0,0000	-23.676	-3.459	-2.880	-2.570
Ibovespa	259	0,0000	-15.554	-3.459	-2.880	-2.570
Selic	259	0,0013	-4.023	-3.459	-2.880	-2.570
PIB	259	0,0000	-18.992	-3.459	-2.880	-2.570

Fonte: dados da pesquisa (2019)

O resultado do teste evidencia que todas as séries, a um nível de significância de 1%, não possuem raiz unitária, ou seja, são estacionárias. Com isso, a primeira restrição imposta ao trabalho com séries temporais é atendida para as séries em discussão.

Uma vez que as séries temporais sob análise são estacionárias, em seguida analisou-se a co-integração entre as séries. Para Gujarati e Porter (2011), duas variáveis serão co-integradas se tiverem uma relação de longo prazo, ou seja, uma relação de equilíbrio entre elas.

Os testes de co-integração adotados, conforme já evidenciado, foram o de Engle e Granger e o teste de Johansen. Após estimar o teste de Engle e Granger para co-integração, conclui-se que as séries da Selic, DI e PIB são co-integradas a 1% de significância com IBRX-100 e Ibovespa, conforme apresentado na Tabela 4.

**Tabela 4 – Teste de Engle e Granger para co-integração**

Time series	Test Statistic (Z)	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
IBRX-100 Z(t)	-15.697	-4.714	-4.140	-3.843
IBOV Z(t)	-15.739	-4.714	-4.140	-3.843

Fonte: dados da pesquisa (2019)

Realizado o teste de co-integração de Johansen para as séries, inicialmente para o IBRX-100, posteriormente para o Ibovespa, os resultados obtidos são apresentados nas Tabelas 5 e 6.

**Tabela 5 – Teste de Johansen para co-integração– IBRX-100 x PIB, Selic e DI**

Johansen tests for cointegration						
Trend: constant			Number of obs = 258			
Sample: 1997m7 – 2018m12			Lags = 2			
maximum rank	parms	LL	eigenvalue	Trace Stats	5% critical value	1% critical value
0	20	372.4048		447.0588	47.21	54.46
1	27	478.1109	0.55932	235.6464	29.68	35.65
2	32	545.2027	0.40553	101.4629	15.41	20.04
3	35	593.9401	0.31464	3.9880*1	3.76	6.65
4	36	595.9341	0.01534			

maximum rank	parms	LL	eigenvalue	Max Stats	5% critical value	1% critical value
0	20	372.4048		211.4124	27.07	32.24
1	27	478.1109	0.55932	134.1835	20.97	25.52
2	32	545.2027	0.40553	97.4749	14.07	18.63
3	35	593.9401	0.31464	3.988	3.76	6.65
4	36	595.9341	0.01534	211.4124		

Fonte: dados da pesquisa (2019)

Conforme se observa, o teste de Johansen evidenciou um vetor de co-integração estatisticamente significativo a 1% entre o IBRX-100 e as variáveis analisadas, indicando a existência de relação de longo prazo entre as séries em análise. Em seguida realizou-se o mesmo procedimento para o Ibovespa (Tabela 6).

**Tabela 6 – Teste de Johansen para co-integração – Ibovespa x PIB, Selic e DI**

Johansen tests for cointegration						
Trend: constant			Number of obs = 258			
Sample: 1997m7 – 2018m12			Lags = 2			
maximum rank	parms	LL	eigenvalue	Trace Stats	5% critical value	1% critical value
0	20	364.2645		439.5975	47.21	54.46
1	27	471.7366	0.56531	224.6534	29.68	35.65
2	32	539.6489	0.4093	88.8288	15.41	20.04

3	35	582.0954	0.28039	3.9358*1	3.76	6.65
4	36	584.0633	0.01514			
maximum rank	parms	LL	eigenvalue	Max Stats	5% critical value	1% critical value
0	20	364.2645		214.9441	27.07	32.24
1	27	471.7366	0.56531	135.8246	20.97	25.52
2	32	539.6489	0.4093	84.893	14.07	18.63
3	35	582.0954	0.28039	3.9358	3.76	6.65
4	36	584.0633	0.01514			

Fonte: dados da pesquisa (2019)

Em relação ao Ibovespa, igualmente o teste de co-integração de Johansen reportou um vetor de co-integração estatisticamente significativo a 1%. Existindo vetor de co-integração, estimou-se um modelo VEC, com a quantidade de *lags* indicada no teste de co-integração (3 *lags*, tanto para o IBRX-100 quanto para o Ibovespa). Os resultados são apresentados na Tabela 7.

**Tabela 7 – Resultado do modelo VEC – IBRX-100 x PIB, Selic e DI**

Vector error-correction model

Sample: 1997m8 - 2018m12	No. of	obs	=	257
	AIC		=	-3.78
Log likelihood = 528.3399	HQIC		=	-3.54
Det(Sigma_ml) = 1.93e-07	SBIC		=	-3.18

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
D_IBRX100	10	0.89	0.32	116.21	0.00
D_LOGPIB	10	0.01	0.71	612.08	0.00
D_LOGDI	10	0.05	0.63	415.86	0.00
D_SELIC	10	0.84	0.38	152.70	0.00

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]
D_IBRX100					
_cel					
L1.	-0.01	0.01	-1.06	0.29	-0.02 0.01
IBRX100					
LD.	-0.62	0.06	-9.99	0.00	-0.74 -0.50
L2D.	-0.27	0.06	-4.36	0.00	-0.39 -0.15
LOGPIB					
LD.	-2.54	5.55	-0.46	0.65	-13.43 8.34
L2D.	-2.48	4.11	-0.60	0.55	-10.53 5.57
L2D.	0.01	0.06	0.18	0.86	-0.10 0.12
_cons	-0.01	0.05	-0.16	0.87	-0.11 0.10

Cointegrating equations

Equation	Parms	chi2	P>chi2
_cel	3	205.2664	0,000

Identification: beta is exactly identified

Johansen normalization restriction imposed

beta	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]
_cel					
IBRX100	1.00	.	.	.	.
LOGPIB	-1170.09	84.62	-13.83	0.00	-1335.94 -1004.25

LOGDI	-51.19	27.20	-1.88	0.06	-104.51	2.12
SELIC	-0.06	0.29	-0.23	0.82	-0.62	0.50
_cons	6.27	.	.	.	.	.

Fonte: dados da pesquisa (2019).

A saída da Tabela 7 envolve grande volume de informações, as quais serão resumidas em seguida. Inicialmente, verifica-se que cada equação possui seu próprio R<sup>2</sup> (0,32, 0,71, ...).

Basicamente, o coeficiente reportado para cada variável evidencia a velocidade da correção dos termos de erro. Não se pode olvidar que o VEC é um modelo de correção de erros. Todos os coeficientes reportados devem ter seu sinal interpretado com o sinal invertido, dada a normalização no vetor de co-integração, visto que na equação de co-integração, todas as variáveis permanecem do mesmo lado da equação (Pereira, Silva, & Maia, 2017).

Desta forma, por exemplo, em relação ao IBRX-100, verifica-se que o p-valor do coeficiente L1 é de 0,29, o que indica que o modelo para esta variável não está em equilíbrio de curto prazo. A interpretação dos coeficientes, sempre com sinal invertido, é a seguinte: 1% das discrepâncias entre o IBRX-100 de curto e de longo prazos são corrigidas no intervalo de 1 mês. E o mesmo raciocínio se aplica a todos os demais coeficientes estimados no modelo.

Uma das informações mais importantes do modelo VEC é apresentada ao final da saída do modelo, que é a estimação do modelo de longo prazo. No caso do IBRX-100, a estimação ficou assim apresentada:

$$\text{IBRX-100} = -6,27 + 0,06 \text{ SELIC} + 51,19 \text{ DI} + 1170,09 \text{ PIB}$$

Saliente-se que o coeficiente da Selic não se mostrou estatisticamente significativo. O mesmo processo foi realizado para o Ibovespa (Tabela8).

**Tabela 8 – Resultado do modelo VEC – Ibovespa x PIB, Selic e DI**

Vector error-correction model						
Sample: 1997m8 - 2018m12	No. of	obs	=	257		
	AIC		=	-3.74		
Log likelihood = 523,68	HQIC		=	-3.50		
Det(Sigma_ml) = 2,00e-07	SBIC		=	-3.15		
Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2	
D_IBOV	10	.9023	0.3700	145.0503	0.0000	
D_LOGPIB	10	.013306	0.7135	615.0831	0.0000	
D_LOGDI	10	.055167	0.6287	418.2358	0.0000	
D_SELIC	10	.840088	0.3807	151.8381	0.0000	
Cointegrating equations						
Equation	Parms	chi2	P>chi2			
_ce1	3	210,22	0,000			
Identification: beta is exactly identified						
Johansen normalization restriction imposed						
beta	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
_ce1						
IBOV	1	.	.	.	.	.
LOGPIB		-424.8975	30.6067	-13.88	0.000	-484.8855 -364.9095
LOGDI		-22.56991	9.844726	-2.29	0.022	-41.86521 -3.274598
SELIC		-.046999	.1032992	-0.45	0.649	-.2494617 .1554638

---

\_cons 2.620636

---

Fonte: dados da pesquisa (2019).

A estimação do modelo de longo prazo para o Ibovespa ficou assim apresentada:

$$IBOV = -2,62 + 0,05 SELIC + 22,57 DI + 424,90 PIB$$

Saliente-se que o coeficiente da SELIC também não se mostrou estatisticamente significativo para a série do Ibovespa. Segundo Machado et al. (2017), a co-integração evidencia se duas ou mais séries temporais estão ligadas entre si para formar um relação de equilíbrio no longo prazo, ou seja, evidenciando se elas irão mover em conjunto ao longo do tempo e se a diferença entre elas será estável, ou seja, estacionária.

Saliente-se que entre as séries do Ibovespa e do IBRX-100 restou demonstrada a existência de relacionamento de longo prazo com a DI e com o PIB. Com a SELIC, em ambas as séries, o coeficiente associado à variável mostrou-se não significativo estatisticamente, não podendo afirmar-se a existência de relação de longo prazo entre essa variável e as séries de retorno do mercado.

Curiosamente, neste estudo, tanto em relação ao IBRX-100 quanto em relação ao Ibovespa, o PIB foi a variável que apresentou o maior peso no modelo, mostrando-se mais fortemente relacionada no longo prazo. Silva e Coronel (2012) verificaram que entre a taxa de juros e o índice de mercado não há uma relação significativa, o que evidencia que o tema não comporta conclusões certas e inequívocas, visto que os achados da literatura não caminham todos em uma única direção.

A literatura já documentou, previamente, vetores de co-integração entre o Ibovespa e a Selic. Grôppo (2006), ao estudar a causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa no período de 1995 a 2003, verificou que a SELIC possui uma relação negativa de longo prazo com os retornos do Ibovespa, sugerindo que um aumento na taxa de juros reflete negativamente na rentabilidade do mercado. Ressalte-se que o período analisado pelo autor difere muito do período analisado neste trabalho, o que pode ter contribuído para a diferença nos resultados verificados.

Em igual sentido, Machado et al. (2017) verificaram que os juros, medidos pela SELIC, apresentam um relacionamento significativo com o retorno de mercado, aos níveis de 1% e 5%.

Chen (2009), por sua vez, verificou a existência de vetores de co-integração entre juros e retorno de mercado, enquanto Herve, Chanmalai e Shen (2011) verificaram tanto a existência de vetores de co-integração quanto a existência de relação bidirecional entre o índice de preço de ações e a taxa de juros doméstica.

Ainda, existem pesquisas, como a de Ciftere Ozun (2007) apontando para a não existência de um relacionamento de longo prazo, mas para existência de um relacionamento de curto prazo entre preços das ações e taxa de juros, evidenciando que a discussão em torno do tema permanece em aberto.

Resta, por fim, analisar a causalidade entre as séries temporais, ou seja, qual a direção da causalidade existente entre elas. Isso se verifica por meio do teste de causalidade de Granger. Para tanto, inicialmente estima-se um modelo VAR, cujo resultado não será apresentado pois não é de interesse da pesquisa. Interessa sim o resultado do teste de causalidade de Granger (comando vargranger no Stata), que é obtido logo após estimar o



modelo VAR. O resultado do teste para as variáveis IBRX-100 e IBOVESPA é apresentado na Tabela 9.

**Tabela 9 – Teste de causalidade de Granger**

Granger causality Wald tests					
IBRX-100			IBOVESPA		
Equation	Excluded	Prob>chi2	Equation	Excluded	Prob>chi2
LOGIBRX-100	SELIC	0.16	LOGIBOV	SELIC	0.39
<b>LOGIBRX-100</b>	<b>LOGDI</b>	<b>0.05</b>	<b>LOGIBOV</b>	<b>LOGDI</b>	<b>0.04</b>
LOGIBRX-100	LOGPIB	0.51	LOGIBOV	LOGPIB	0.19
LOGIBRX-100	ALL	0.1	LOGIBOV	ALL	0.1
LOGSELIC	IBRX100	0.27	LOGSELIC	IBOV	0.28
LOGSELIC	LOGDI	0.95	LOGSELIC	LOGDI	0.96
LOGSELIC	LOGPIB	0.41	LOGSELIC	LOGPIB	0.39
LOGSELIC	ALL	0.53	LOGSELIC	ALL	0.54
LOGDI	IBRX100	0.22	<b>LOGDI</b>	<b>IBOV</b>	<b>0.06</b>
<b>LOGDI</b>	<b>SELIC</b>	<b>0.09</b>	<b>LOGDI</b>	<b>SELIC</b>	<b>0.08</b>
LOGDI	LOGPIB	0.96	LOGDI	LOGPIB	0.96
LOGDI	ALL	0.29	LOGDI	ALL	0.13
LOGPIB	IBRX100	0.25	LOGPIB	IBOV	0.27
LOGPIB	SELIC	0.38	LOGPIB	SELIC	0.4
<b>LOGPIB</b>	<b>LOGDI</b>	<b>0</b>	<b>LOGPIB</b>	<b>LOGDI</b>	<b>0</b>
LOGPIB	ALL	0	LOGPIB	ALL	0

Fonte: dados da pesquisa (2019).

Pelos resultados da Tabela 7 verifica-se que a 5% de significância a DI causa o IBRX-100, que a 10% a SELIC causa a DI e que a 1% a DI causa o PIB. A interpretação do teste é sempre neste sentido, de que a variável da 2ª coluna causa a variável da 1ª coluna. Para fins desta pesquisa, interessa em particular o achado de que a DI causa o IBRX-100, visto que evidencia que os juros importam para determinar o retorno do mercado das 100 empresas que compõem o índice. O mesmo processo foi feito para o Ibovespa, também na Tabela 9.

Os resultados da Tabela 9 evidenciam ainda que a 5% de significância a DI causa o Ibovespa, que a 10% o Ibovespa causa a DI, que a 10% a Selic causa a DI e que a 1% a DI causa o PIB. Novamente destaca-se a influência da DI (*proxy* de juros) causando o Ibovespa (retorno de mercado), evidenciando a influência dos juros no retorno de mercado no ambiente brasileiro. Porém, curiosamente, verificou-se uma situação de bi causalidade, visto que o Ibovespa também causa a DI.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo teve como objetivo central analisar a existência de relação de longo prazo entre as séries do retorno de mercado brasileiro e duas variáveis macroeconômicas, quais sejam, o PIB e os juros, no entanto, com foco especial nos juros. Para tanto, foi

conduzido um estudo de natureza quantitativa, visando testar a co-integração e a causalidade entre as séries temporais do Ibovespa e IBRX-100 com a DI, Selic e PIB.

Como principais achados, destacam-se que para ambas as *proxies* de retorno de mercado verificou-se vetor de co-integração com as séries testadas (DI, Selic e PIB) para o período de 1997 até 2018. O achado comportou-se conforme o esperado, visto que diversos outros estudos anteriores já haviam documentado tal relação, tanto no Brasil quanto no exterior. Analisou-se, ainda, a causalidade entre as variáveis, verificando-se que a DI causa tanto o IBRX-100 quanto o Ibovespa. Contrário ao esperado, a Selic não se mostrou estatisticamente significativa, a longo prazo, com nenhuma das séries de retorno de mercado, tampouco o teste de Granger evidenciou que ela causasse qualquer dessas séries.

O foco da pesquisa é contribuir a discussão sobre um tema que constantemente provoca inquietação nos analistas, qual seja, a existência ou não de influência dos juros no retorno do mercado. Conforme demonstrado, os juros, mensurados pela DI, de fato influenciam o retorno tanto do Ibovespa quanto do IBRX-100, existindo vetor de co-integração entre eles, bem como relação de causalidade. Além disso, a pesquisa evidenciou que a DI causa-granger o IBRX-100 e que a DI causa-granger o Ibovespa. Curiosamente, ao nível de significância de 10%, verificou-se que o Ibovespa causa-granger a DI.

Portanto, ao analista, principal *player* destinatário desta pesquisa, insta direcionar análises mais robustas à taxa de juros quando da análise de suas carteiras, avaliação do cenário macroeconômico e realização de recomendações de compra ou venda de ações. Com base nos resultados aqui discutidos, esta constitui uma variável de grande importância para o retorno do mercado brasileiro.

Curiosamente, o PIB não apresentou relação de causalidade de Granger com o retorno de mercado, fato que contraria inicialmente o esperado, mas encontra suporte em diversas pesquisas relatadas no referencial teórico aqui tratado.

Com isso, o objetivo da pesquisa, qual seja, analisar a influência de variáveis macroeconômicas sobre o retorno do mercado de ações, foi plenamente atingido, conforme discutido ao longo do trabalho.

Para futuras pesquisas sugere-se a realização de estudo com o controle dos períodos de crise, visando verificar sua influência nos resultados. Por fim, sugere-se trabalhar com as variáveis deflacionadas, visto que alguns artigos da literatura sugerem esse procedimento, que de fato pode influenciar os resultados, ainda mais no ambiente brasileiro, que historicamente sempre apresentou níveis consideráveis de inflação.

## REFERÊNCIAS

- Araújo, E., & Silva Bastos, F. A. D. (2008). Relações entre retornos acionários, juros, atividade econômica e inflação: evidências para a América Latina. *BBR-Brazilian Business Review*, 5(1), p 51-72.
- Berkin, A. L. (2018). What Happens to Stocks when Interest Rates Rise?. *The Journal of Investing*, 27(2), p. 126-135.
- Chen, S. (2009). Predicting the Bear Stock Market: Macroeconomic variables as leading indicators. *Journal of Banking and Finance*, 33(2), p. 211–223.

- Cifter, A.; & Ozun, A. (2007). Estimating the Effects of Interest Rates on Share Prices Using Multi-Scale Causality Test in Emerging Markets: Evidence from Turkey. MPRA Munich Personal RePEc Archive, no. 2485.
- Gerrits, R. J., & Yuce, A. (1999). Short-and long-term links among European and US stock markets. *Applied Financial Economics*, 9(1), p. 1-9.
- Grôppo, G. D. S. (2006). Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária. *Revista de Administração de Empresas*, 46(SPE), p. 72-85.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2011). *Econometria Básica* (5. ed.) Amgh Editora.
- Hersen, A., De Lima, L. F., & De Lima, J. F. (2013). Evidências empíricas da influência da taxa média de juros sobre o mercado acionário brasileiro. *Gestão & Regionalidade*, 29(85), p. 77-92.
- Herve, D. B. G. H.; Chanmalai, B.; & Shen, Y. (2011). The Study of Causal Relationship between Stock Market Indices and Macroeconomic Variables in Cote d'Ivoire: Evidence from Error Correction Models and Granger Causality Test. *International Journal of Business and Management*, 6 (12), p. 146–69.
- Lamounier, W. M., & Nogueira, E. M. (2007). Causalidade entre os retornos de mercados de capitais emergentes e desenvolvidos. *Revista Contabilidade & Finanças*, 18(43), p. 34-48.
- Machado, M. R. R., Gartner, I. R., & de Souza Machado, L. (2017). Relação entre Ibovespa e Variáveis Macroeconômicas: Evidências a Partir de um Modelo Markov-Switching. *Revista Brasileira de Finanças*, 15(3), p. 435-468.
- Margarido, M. A. (2004). Teste de co-integração de Johansen utilizando o SAS. *Revista Agrícola*. São Paulo, São Paulo, 51(1), p. 87-101.
- Nunes, M. S., da Costa Jr, N. C., & Meurer, R. (2005). A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 59(4), p. 585-607.
- Peres, M. A. F., Souza, G. S., & de Almeida, C. L. (2013). Volatilidade de Mercado e de Variáveis Macroeconômicas: Um Estudo da Intensidade da Associação para a Economia Brasileira. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, 7(2), p. 7-14.
- Pimenta Junior, T., & Higuchi, R. H. (2008). Variáveis macroeconômicas e o Ibovespa: um estudo da relação de causalidade. *Revista Eletrônica de Administração*, 14(2), p.296-315.
- Raabe, J. P., Ramundo Staduto, J. A., & Assis Shikida, P. F. (2006). A efetividade de hedge do mercado futuro de açúcar nos mercados de Nova York, Londres e da BM&F. *Revista de Economia e Administração*, 5(3), p. 338-357.
- Ribeiro, A. A., Leite, Á., & Justo, W. (2016). Análise de cointegração e causalidade entre variáveis macroeconômicas e o índice DOW JONES sobre o



São Paulo, 29 a 31 de Julho de 2020

## XX USP International Conference in Accounting

*"Accounting as a Governance mechanism"*

IBOVESPA. Brazilian Journal of Management/Revista de Administração da UFSM, 9(1), p.121-137.

Santana, H. N., Silva, S. A. L., & Ferreira, B. P. (2018). 20 Anos de Real: uma análise da relação entre câmbio, inflação, taxa de juros e o Ibovespa. Revista Gestão & Tecnologia, 18(2), p. 44-69.

Silva, Fabiano Mello, Coronel, Daniel Arruda. (2012). Análise da causalidade e Co integração entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. R. Adm. FACES Journal Belo Horizonte, 11(3), p. 31-52.