



**Universidade de Brasília (UnB)**  
**Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas –**  
**FACE**

**Departamento de Economia**

## **Os determinantes do índice Ibovespa: uma perspectiva sob o regime de metas de inflação.**

Isabella Meire Lopes Brandão

Brasília,  
Abril de 2020  
UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas –  
FACE Departamento de Economia

Isabella Meire Lopes Brandão

**Os determinantes do índice Ibovespa: uma perspectiva sob o  
regime de metas de inflação.**

Monografia apresentada ao Departamento de  
Economia da Universidade de Brasília, como  
requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em  
Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Flávio Tosi Feijó.

Brasília,  
Abril de 2020  
UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas –  
FACE Departamento de Economia.

Monografia apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília –  
UnB, como requisito parcial à obtenção do grau de bacharelado em Ciências Econômicas  
na Universidade de Brasília.

## **Os determinantes do índice Ibovespa: uma perspectiva sob o regime de metas de inflação.**

Aprovada em \_\_\_\_/\_\_\_\_/\_\_\_\_

BANCA EXAMINADORA

---

Prof. Dr. Flávio Tosi Feijó  
Departamento de Economia – UnB  
Orientador

---

Prof. Dra. Marina Delmondes de Carvalho Rossi  
Departamento de Economia – UnB

## **Agradecimentos**

O exercício da gratidão é fundamental para todo ser humano relembrar que sem pessoas ao seu lado, ele não seria nada. Como já diria o dito popular, cuja autoria não é conhecida, a gratidão é a maior virtude do homem.

Primeiramente, agradeço a minha família, em especial meus pais Nilton e Rosimeire Brandão, por terem provido todo o suporte necessário para que minha caminhada chegasse neste momento, suporte esse que abrange todas as esferas possíveis. Agradeço ao meu companheiro de vida, Matheus Carvalho por todo apoio incondicional concedido a mim ao longo desta última metade de década vividos de forma conjunta. Agradeço imensamente aos amigos que fiz durante esta jornada, alguns desses cabem menção direta, pois tiveram uma participação quase que direta na referida caminhada. Agradeço ao Arthur Lorenzo por ser um ser humano ímpar e que, a cada dia mais, me cativa; Matteo Taverna por, em tão pouco tempo, ter se tornado uma peça fundamental para o meu desenvolvimento pessoal.

Devo um agradecimento especial à Econsult. No início, imaginei que fosse ser apenas mais um projeto de extensão que eu poderia contribuir. Porém, hoje percebo que foi ela que contribuiu em mim, como profissional e, sobretudo, como ser humano.

Por último, gostaria de agradecer – profundamente – a cada professor que contribuiu para a minha formação. Dentro desse grupo, um agradecimento ao corpo docente da Universidade de Brasília que, por meio de sua pluralidade, ensinou-me lições valiosas. Em especial, gostaria de agradecer ao meu professor orientador Flávio Feijó por sua contribuição fundamental para a execução deste trabalho.

# Os determinantes do índice Ibovespa: uma perspectiva sob o período de metas de inflação.

Isabella Meire Lopes Brandão  
Flávio Tosi Feijó

Abril de 2020

## Resumo

O presente trabalho tem como objetivo avaliar os impactos das variáveis: taxa básica de juros (Selic), taxa de câmbio nominal, preço das *commodities* e o índice norte americano Dow Jones sobre o índice acionário do Brasil, Ibovespa durante o período de metas de inflação, iniciado em 1999, até os dias atuais. Para chegar nos resultados, as séries foram estimadas por meio de Vetores Autorregressivos (VAR) e depois utilizado uma estimação via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). O resultado encontrado mostra que, dentro das variáveis acima, a variável que apresenta maior capacidade de explicar as movimentações do Ibovespa é a Selic, seguido do Dow Jones.

**Palavras-chaves:** Ibovespa, Mercado de Ação, Selic, Dow Jones,

## Abstract

The paper aims to evaluate the impacts of the variables: basic interest rate (Selic), nominal exchange rate, commodity prices and the North American Dow Jones index on the Brazilian stock index, Ibovespa during the inflation target period, started in 1999, until today. For that results, the series were estimated using an Autoregressive Vector (VAR) and then used an estimation via Ordinary Least Squares (OLS). The result found shows that, within the variables above, the variable that has the greatest capacity to explain Ibovespa movements is the Selic, followed by the Dow Jones.

**Keywords:** Ibovespa, Stock Market, Selic, Dow Jones.

## Lista de Tabelas

<b>Tabela 2.1</b> – Composição do Ibovespa por setor .....	21
<b>Tabela 2.2</b> – Composição do índice CRB .....	23
<b>Tabela 4.1</b> – Matriz de Correlação .....	29
<b>Tabela 4.2</b> – Matriz de Covariância .....	30
<b>Tabela 4.3</b> – Resultados de Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) .	31
<b>Tabela 4.4</b> – Resultados do Teste de Cointegração de Johansen .....	32
<b>Tabela 4.5</b> – Decomposição da Variância dos Erros de Predição do Ibovespa .....	34
<b>Tabela 4.6</b> – Estimação via AR(1) das variáveis explicativas com Ibovespa .....	35
<b>Tabela 4.7</b> – Resultado do Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) dos Resíduos das Regressões Simples .....	36
<b>Tabela 4.8</b> – Teste de Cointegração de Engle-Granger .....	37

## **Lista de Gráficos**

<b>Gráfico 2.1</b> – Evolução do Ibovespa .....	22
<b>Gráfico 2.2</b> – Evolução do CRB.....	24
<b>Gráfico 2.3</b> – Evolução da Selic .....	25
<b>Gráfico 2.4</b> – Evolução do Dólar Nominal .....	26
<b>Gráfico 2.5</b> – Evolução do Dow Jones Industrial Average .....	27
<b>Gráfico 4.1</b> – Impulso a partir das variáveis do modelo e resposta no Ibovespa .....	33

## Sumário

<b>1. Introdução.....</b>	<b>9</b>
<b>2. Abordagem Teórica.....</b>	<b>11</b>
<b>3. Abordagem metodológica.....</b>	<b>18</b>
3.1 Dados .....	20
3.1.1 Índice Ibovespa .....	20
3.1.2 CRB ( <i>Commodity Research Bureau</i> ) .....	22
3.1.3 SELIC .....	24
3.1.4 Dólar nominal.....	25
3.1.5 Dow Jones Industrial Average (DJI) .....	26
3.2 O modelo.....	27
<b>4. Procedimentos e resultados obtidos.....</b>	<b>28</b>
4.1 Estatística descritiva .....	29
4.2 Teste de raiz unitária e cointegração.....	30
4.3 Estimação do VAR .....	32
4.4 Regressões simples por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).....	35
<b>Conclusão .....</b>	<b>37</b>
<b>Bibliografia.....</b>	<b>39</b>
<b>Apêndice A – Gráfico dos resíduos .....</b>	<b>42</b>
1 - Resíduos do modelo VAR .....	42
2 - Resíduos das regressões simples .....	43



## 1. Introdução

Assaf Neto (2017) destaca que a relevância do papel do sistema financeiro é aumentada à medida que um país cresce e se desenvolve economicamente. Os recursos da economia aqui transacionados têm sua movimentação, em maior parte, por intermediadores financeiros que buscam entrosar a expectativas dos agentes econômicos com a capacidade de poupança dos tomadores desses recursos. O aperfeiçoamento desses mecanismos de intermediação contribui de forma significativa o bem-estar econômico de um país, onde sua atuação vai em níveis de poupança, emprego e consumo. O mercado de capitais, portanto, cumpre sua finalidade quando permite essa interação de forma eficiente entre os agentes. Assim, pela lógica traçada pelo autor, um país que cresce e se desenvolve economicamente consegue evoluir no seu sistema de intermediação financeira, como por exemplo, refletido no Ibovespa, gerenciado pela B3 (Brasil, Bolsa e Balcão).

Na década de 1990, com a abertura econômica de diversos emergentes, houve um aumento considerável nas transações financeiras entre os países. O Brasil, como representante significativo na economia global, também foi influenciado por essa abertura econômica. No caso brasileiro, esse fluxo de capital externo teve uma expressividade após o fim do período de hiperinflação, na ótica de Chicoli e Sousa (2016). O término desse período aconteceu quando o país alcançou a maior estabilidade macroeconômica em 1994, com a criação do Plano Real e esse trouxe um ambiente interno favorável para o desenvolvimento do mercado de capitais no país, como apontam Nogueira e Ferreira (2008). Mais à frente, segundo Giambiagi (2011), o Brasil poderia vivenciar novamente um episódio inflacionário com o regime de câmbio adotado até aquele momento. Para ele, o país só poderia lograr êxito na estabilização macroeconômica com a alteração do regime do câmbio. Portanto, em 1999, adotou-se o regime de metas de inflação, onde, o Governo Federal teria que controlar a inflação sob um novo regime cambial: câmbio flutuante. Grôppo (2006) ainda destaca que variáveis macroeconômicas podem impactar a dinâmica do Ibovespa, como a taxa de câmbio e a taxa básica de juros, Selic.

Ao avaliar a constituição do Ibovespa, percebe-se que há uma predominância de empresas exportadoras de *commodities*, como apontam Chicoli e Sousa (2016). Para Abe *et al.* (2009), com a mudança dos patamares dos preços das *commodities* em 2002, a economia global tem sido impulsionada por países emergentes, em especial a China.

Países, porém, que possuem uma forte pauta exportadora de *commodities* se beneficiaram dessa alta de preços, como o Brasil.

Diante do exposto, o presente trabalho tem como foco de investigação a compreensão de como a trajetória do Ibovespa, no período após a adoção o regime de metas de inflação, se relacionou com o mercado externo - representado aqui pelo índice de ações norte-americanos Dow Jones Industrial Average -, também com as taxas de câmbio nominal e de juros do país e com o preço das *commodities*. Ou seja, o objetivo será compreender como o Ibovespa reage às variações da Selic na economia, além de entender o comportamento do mercado de ações doméstico com as variações do preço das *commodities*, do índice Dow Jones e da taxa de câmbio nominal. Na agenda de pesquisa deste tipo tema, é recorrente o uso de Modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) e testes de cointegração, como visto nos trabalhos de Pimenta (2004) e Vartanian (2012). Assim, a metodologia de estudo deste estimará as relações acima com o modelo VAR. Adicionalmente, será feita uma estimação das variáveis apresentadas com Ibovespa individualmente por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Os resultados da pesquisa mostram que a taxa básica de juros tem a maior influência sobre o comportamento do índice Ibovespa. A segunda variável que apresentou maior capacidade de influenciar o comportamento do mercado doméstico foi o índice norte-americano de renda variável, DJI. Mesmo com o Brasil tendo uma pauta agroexportadora acentuada, o índice de preços das *commodities* não explica tanto as oscilações da bolsa doméstica. Equivalentemente, ao adotar a variável câmbio no modelo, era esperado, como mostrado por Grôppo (2006), um peso nessa variável na explicação dos movimentos do Ibovespa, porém, notou-se que ele não tem poder explicativo suficientemente grande na variação do mercado de ações doméstico.

Para melhor compreensão dos fatos, o seguinte estudo será dividido em quatro partes, a tirar esta introdução. No capítulo 2, será trazido todo o arcabouço prévio sobre a agenda de pesquisa. No capítulo 3, a ideia será trazer os procedimentos metodológicos acerca do tema, onde as variáveis que serão trabalhadas passarão por uma análise histórica até chegar na tratativa delas para ficarem apropriadas para serem apresentadas no próximo capítulo. No capítulo 4, o foco será apresentar os resultados obtidos a partir do que foi exposto *a priori*. Por meio de gráficos que mostram a função impulso resposta e por um estudo acerca dos coeficientes das variáveis no MQO, será possível compreender os

impactos das variáveis estudadas sobre o índice Ibovespa. Por fim, a conclusão será responsável por aprofundar-se nos resultados advindos do capítulo 4, além de fazer considerações finais acerca do tema.

## **2. Abordagem Teórica**

A abertura econômica de diversos países no fim do século XX foi uma pauta que emergiu na academia a fim de identificar os impactos dessa abertura econômica nos países que adotaram essa prática. Nessa linha, King e Livine (1993) utilizaram de conhecimentos da econômica clássica de Schumpeter (1912) para modelar conexões entre crescimentos endógeno de uma nação com finanças e empreendedorismo. Para eles, o sistema financeiro permite que empreendedores individuais possam inovar com alguma atividade econômica. Com essa inovação, o empreendedor individual incrementa o setor e estimula a economia e, por consequência, o crescimento econômico. Ainda para os autores, um sistema financeiro mais desenvolvido seria responsável por importar capital externo para os projetos desses indivíduos empreendedores de forma a trazer veículos de diversificação de risco mais eficientes para seus respectivos projetos.

Para alguns autores, como Forbes e Rigobon (2002), essa importação pode ser interpretada como uma interdependência; para outros, como Dornbusch *et al.* (2000), é contágio. Segundo os últimos autores, o contágio é a perturbação de mercado em um país que acaba acometendo outro país, em uma atividade de comovimento entre as variáveis macroeconômicas dos envolvidos, como câmbio, ações, títulos da dívida pública e fluxo de capital estrangeiro. Forbes e Rigobon (2002) acrescentam que além desse conceito de contágio a ideia de interdependência, em que um comovimento não aumenta significativamente após um choque, diferentemente do contágio, onde há um aumento no comovimento mediante a um choque qualquer. Existem três formas majoritárias para a existência de um contágio no mercado de capitais, de acordo com Pericoli e Sbracia (2003). A primeira forma de um país contagiar-se com outro é quando há uma crise numa determinada nação e existe um aumento de probabilidade dessa mesma crise acometer outro país. A segunda forma de contágio é definida como uma forma de transbordamento (*spillover*) da volatilidade de um mercado de um país para os demais. Por fim, existe o contágio que os comovimentos entre países não são explicados por variáveis econômicas.

Ao analisar os estudos empíricos acerca do tema, tem-se divergência nos resultados encontrados. Em um estudo inicial, Leal e Costa (1998) quiseram verificar a integração entre o Brasil e Argentina, após a abertura econômica em 1990, com o mercado internacional. Para comprovar seus resultados, os autores utilizaram-se do modelo de IAPM – International Pricing Model, descrito da seguinte forma:

$$R_{i,t} - RF_{i,t} = \beta_i(R_{i,j} - RF_{j,t}) \quad (1)$$

Em que:

$R_{i,t}$  retorno da moeda local do mercado i no período t;

$RF_{i,t}$  é a taxa livre de risco do mercado i no mesm período;

$RF_{j,t}$  é o retorno do mercado j no período t; e

$RF_{i,t}$  é a taxa livre de risco do mercado internacional, definido pelo título emitido pelo tesouro norte-americano: *Treasury Bills*.

Os resultados mostraram integração relevante do mercado doméstico com o norte-americano e o doméstico com o mercado da Argentina. Porém, ao concluírem acerca do mercado argentino, eles preferiram ser cautelosos e mostrar uma cointegração forte com o mercado brasileiro, mas não um nível de integração relevante o suficiente para os mercados internacionais. Para eles, a cointegração entre os dois mercados sulamericanos pode ser entendida a partir do Tratado de Assunção, onde formalizava a existência do Mercosul, em 1991.

Sob outra perspectiva, Sanvincente, (1998, *apud* Vartarian, 2012) contestou uma possível sinergia entre o mercado brasileiro e o norte americano, utilizando dados diários do Ibovespa e de Down Jones a partir 1986 até o fim de 1997, usando do teste de cointegração de Johansen. Em seu estudo, a conclusão que chegara foi que, pelo fato de não haver semelhanças entre os mercados acima no longo prazo, seria possível fazer uma diversificação eficiente entre as duas bolsas.

Em estudos mais recentes, Pereira, Dantas e Costa (2002), a partir de outra estratégia de descrever o modelo, não encontraram relações de cointegração entre as bolsas americanas e brasileiras. Tal resultado pode ser compreendido pelo fato de não ter sido feita uma distinção entre a mudança de regime cambial no Brasil em 1999. Para tanto, eles utilizaram o teste de cointegração modelado da seguinte forma:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon \quad (2)$$

Onde:

$Y_t$  é uma matriz (n x p) de séries temporais;

$A_1 \dots A_p$  são elementos formadores de uma matriz de ordem (n x n).

Ao continuar o estudo, os autores realizam o Teste Traço para as observações e, por fim, fazem o Teste Máximo Eigenvalor. Todavia, os autores encontraram evidências de uma relação entre as bolsas mexicanas e argentinas com a bolsa norte americana. Assim, na conclusão, os autores entendem que, em momentos de crise, os países serão tratados da mesma maneira por investidores internacionais.

Pimenta (2004) avaliou a interdependência entre a Nasdaq – representando a bolsa norte americana -, e os mercados argentinos, brasileiros, chilenos e mexicanos, a partir de um modelo VAR, usando a decomposição da variância e funções de impulso resposta. Analisando um período iniciado em janeiro de 1992 indo até 2004. Para tanto, o modelo utilizado foi:

$$Y_t = C + SA_5 Y_{t-5} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Em que:

$Y_t$  São um vetor 5x1 de taxas de retorno de cinco mercados acionários;

$C$  é o componente determinístico expresso por uma constante;

$A_5$  e  $y_{t-5}$  são, respectivamente, matrizes de coeficientes 5x5 e 5x1, referentes aos cinco mercados;

$\varepsilon_t$  É o chamado vetor inovação, que é 5x1. Por construção,  $\varepsilon_t$  é não-correlacionado com todos os valores passados de  $Y_5$ .

O autor concluiu que há interdependência da Nasdaq nos demais países estudados. Mesmo com as quebras estruturais contidas nesse período – como a mudança do regime de câmbio doméstico –. Ainda é destacado a influência da bolsa norte americana no Ibovespa. Entretanto, o país que obteve uma relação mais acentuada com a Nasdaq foi a bolsa mexicana por uma maior proximidade econômica com o país.

Com uma outra linha de pesquisa, Grôppo (2006) quis avaliar a influência de políticas monetárias sobre o Ibovespa nos anos de 1995 até 2005. As variáveis utilizadas foram oferta de moeda e a taxa de juros de curto e longo prazo. Para representar a mudança estrutural na economia durante o período estudado, o autor usou uma variável *dummy* para representar a alteração do regime cambial em 1999. Para estimar esse modelo, foi utilizado o VEC (Vetor Autoregressivo com Correção de Erros). Como conclusão, Grôppo (2006) relatou que a maior sensibilidade do índice Ibovespa, dentre as variáveis apresentadas no estudo, era a taxa de câmbio.

Lamounier e Nogueira (2008) quiserem verificar a existência e analisar a dinâmica de contágio entre os principais emergentes de cada continente: Brasil, Rússia, Índia e China (BRIC's), com adição do México, com os mercados países capitalizados: EUA, Japão e Reino Unido entre 1995 e 2005. O artigo definiu o escopo de atuação em três proposições:

1. Verificar as possibilidades de existência de cointegração entre os mercados emergentes e os mercados capitalizados;
2. Avaliar os possíveis efeitos da diversificação internacional de ativos entre os mercados acima; e
3. Analisar a velocidade de ajustamento dos mercados a choques ocorridos nos demais.

Para conseguir estimar as proposições acima, os autores usaram um modelo VEC. Para eles, esse modelo possui um mecanismo de autorregulação, onde os desvios de longo prazo serão automaticamente resolvidos. Considerando duas séries  $x_{1t}$  e  $x_{2t}$  cointegradas. Pode-se sistematizar o modelo VEC segundo as equações a seguir:

$$\Delta x_{1t} = \alpha_0 + \delta_1(x_{2t-1} - \gamma x_{1t-1}) + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta x_{1t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta x_{2t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\Delta x_{2t} = \beta_0 + \delta_2(x_{2t-1} - \gamma x_{1t-1}) + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta x_{1t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta x_{2t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

Em que:

$(x_{2t-1} - \gamma x_{1t-1})$  é um termo de correção de erros, determinado a partir da estimação de longo prazo da relação entre  $x_1$  e  $x_2$ ;

$\delta_i(x_{2t-1} - \gamma x_{1t-1})$  é o termo de correção de erro; e

$\sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta x_{1t-i}$ ;  $\sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta x_{2t-i}$ ;  $\sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta x_{1t-i}$ ;  $\sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta x_{2t-i}$  representam os componentes de curto prazo

A partir dos resultados encontrados nos testes de cointegração para as séries dos mercados emergentes e a dos mercados capitalizados, pode-se inferir que existe uma cointegração entre os mercados. Em um olhar geral, a conclusão seria que não haveria benefícios na diversificação internacional. Todavia, apesar dos mercados serem cointegrados, os investidores podem obter benefícios fazendo uma diversificação internacional. Esse benefício seria oriundo a partir da interpretação do vetor de cointegração e com os parâmetros da velocidade de ajustamento no longo prazo. Isto é, o resultado indica que, pela velocidade de ajustamento no longo prazo ser lenta, o investidor pode ter uma melhor gestão e redução de risco de seu portfólio a partir de uma diversificação internacional. Olhando o curto prazo, o estudo conclui que as bolsas de países emergentes, Brasil incluído, tendem a sofrer interferências dos mercados ingleses e norte-americanos.

Para Nogueira e Ferreira (2010), o índice Ibovespa é um indicador de uma das principais bolsas de valores dos países emergentes, principalmente ao volume de negociação de papéis do setor de *commodities*. O estudo proposto por eles tem como objetivo estudar o efeito dos preços das *commodities* do mercado internacional sobre o índice acionário do Brasil. Portanto, o objetivo específico da pesquisa era verificar a influência do câmbio nominal, da taxa básica de juros e do risco sistêmico na relação entre o Ibovespa e o índice de *commodities*, CRB. O período de estudo iniciou em 1997 e findou-se em 2009. Para metrificar o impacto dessas variáveis no índice, foi usado o seguinte modelo:

$$\text{LOG}(\text{IBOV}) = C + \beta_1 \text{LOG}(\text{SELIC}) + \beta_2 \text{LOG}(\text{DÓLAR}) + \beta_3 \text{LOG}(\text{CRB}) + \beta_4 \text{LOG}(\text{DJI}) + \varepsilon \quad (6)$$

Em que:

IBOV é o índice Ibovespa;

SELIC é a taxa de juros do Sistema Especial de Liquidação e Custódia;

DÓLAR é a taxa de câmbio PTAX500;

CRB é o índice do *Commodity Research Bureau*;

DJI é o índice Dow Jones;

C é a constante do modelo;

$\beta_t$  são os coeficientes de regressão; e

$\varepsilon$  é o termo estocástico.

Para chegarem nos resultados, os autores utilizaram um modelo Autorregressivo e um GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heterocedasticity). A partir dos resultados obtidos, os autores concluíram que há uma forte correlação entre o preço internacionais das *commodities* e o índice Ibovespa no período analisado.

Para Abe *et al.*(2009), o crescimento da economia mundial impulsionado pela China, tem gerado mudanças relevantes no preço das *commodities* desde 2002. Diante disso, os autores quiseram estimar a importância dessa elevação de preços em países emergentes que possuem uma forte pauta agroexportadora em seus respectivos indicadores de renda variável entre o período de 2000 até um pouco após a crise de 2008. Nessa linha, os países emergentes que se enquadravam nessa linha são: África do Sul, Brasil, Chile, China, Índia, México, Rússia e Turquia. Para a tratativa dos dados, foi escolhido como variável para captar o preço das *commodities* o CRB (*Commodity Research Bureau*), que é um índice ponderado das principais *commodities* agrícolas negociadas no mercado, além do S&P500, índice do mercado norte americano medido pela *Standard & Poor's*, para servir como uma variável de controle no modelo e medir o humor do mercado estrangeiro. Dos oito países escolhidos, sete são fortes exportadores de *commodities*; já a China é uma grande importadora desse ativo. A forma geral da equação usada por eles, segue tal modelagem:

$$D(\text{LOG}(I\text{variavel})) = \alpha + \beta_1 D(\text{LOG}(CRB)) + \beta_2 (D\text{LOG}(SPX)) + \beta_3 D(\text{LOG}(SPX(-1))) + \varepsilon \quad (7)$$

Em que:

$I$ variavel é o índice de renda variável do respectivo país analisado;

CRB é o índice do *Commodity Research Bureau*;

SPX índice S&P500; e

SPX(-1) índice S&P500 defasado em 1 *lag* temporal.

Ao analisar os resultados do estudo, percebe-se uma forte correlação entre os sete países exportadores de *commodities* com o índice CRB. A China, porém, foi uma exceção ao modelo por possuir uma economia fortemente controlada pelo governo, além de ser



um destino dessas exportações, na visão dos autores. Ao analisar essa mesma correlação com a variável S&P500, notou-se um grande peso nas movimentações nas bolsas locais, onde a alteração do humor do investidor dos mercados desenvolvidos provocam oscilações desproporcionais nos mercados domésticos. Por fim, é destacado a falta de outras variáveis que possam contribuir para um resultado mais robusto, como variação cambial e políticas macroeconômicas.

Para medir o efeito contágio do índice Dow Jones, preço das *commodities* e o câmbio nominal sobre o Ibovespa, Vartanian (2012) verifica as relações entre elas no curto e longo prazo. Para o autor, a conexão entre os mercados de capitais internacionais tornou-se claro em 2007, com os primeiros efeitos da crise de crédito do mercado norte-americano sobre outros mercados internacionais. Para ele, a comovimentação entre a máxima do índice Dow Jones com a mesma máxima, em pontos, da bolsa brasileira até aquele momento, é claramente mais um episódio do efeito contágio. Embora, não haja uma única definição desse efeito, ele pode ser compreendido como a propagação no mercado cambial/acionário de um país para o outro, assemelhando-se com a ideia trazida por Dornbusch *et al.*(2000). Esse efeito contágio ainda foi responsável por impactar o preços das principais *commodities* negociadas no mundo. Para quantificar esse impacto do contágio entre países, o autor usa o modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) para abordar o comportamento do Ibovespa a partir da adoção do cambio flutuante até 2010, usando a taxa de câmbio nominal, o índice de CRB para incorporar a variação do preço das *commodities* e o índice norte-americano Dow Jones, promotor do contágio. Antes de estimar o modelo, o autor encontra evidências de cointegração entre as variáveis, a partir do teste de Johansen. O autor define as equações do modelo com dados mensalizados da seguinte forma:

$$Tc_t = \alpha_1 + \beta_0 Tc_{t-1} + \beta_1 Pc_{t-1} + \beta_2 Dj_{t-1} + \beta_3 Ibv_{t-1} + \beta_4 Ds_{t-1} \quad (8)$$

$$Pc_t = \alpha_2 + \beta_5 Tc_{t-1} + \beta_6 Pc_{t-1} + \beta_7 Dj_{t-1} + \beta_8 Ibv_{t-1} + \beta_9 Ds_{t-1} \quad (9)$$

$$Dj_t = \alpha_3 + \beta_{10} Tc_{t-1} + \beta_{11} Pc_{t-1} + \beta_{12} Dj_{t-1} + \beta_{13} Ibv_{t-1} + \beta_{14} Ds_{t-1} \quad (10)$$

$$Ibv_t = \alpha_4 + \beta_{15} Tc_{t-1} + \beta_{16} Pc_{t-1} + \beta_{17} Dj_{t-1} + \beta_{18} Ibv_{t-1} + \beta_{19} Ds_{t-1} \quad (11)$$

Em que:

$\alpha_1 \dots \alpha_4$  – constantes;

$\beta_0 \dots \beta_1$  – parâmetros;

Tc – diferença do logaritmo natural da taxa de câmbio (R\$/US\$);

Pc - diferença do logaritmo natural do índice de preço das *commodities*;

Dj - diferença do logaritmo natural do índice Dow Jones;

Ibv - diferença do logaritmo natural do índice Ibovespa em dólares; e

Ds – Dummy sazonal usada entre o período de junho de 2002 até 2003 pela incerteza política que influenciou a taxa de câmbio e, também, de abril de 2007 até 2009 pelo início, agravamento e suavização da crise do *subprime* norte-americana. Nos períodos citados, a variável assumirá valor 1; nos demais tempos, zero.

Na conclusão de seu estudo, Vartanian (2012) afirma que não existe relação de longo prazo entre as variáveis. Já, no curto prazo, a função resposta ao impulso dado, mostra que o índice de ações brasileiro reage positivamente aos choques nos preços das *commodities* e ao índice Dow Jones, além de mostrar uma reação positiva à depreciação cambial, onde ele aponta a existência do contágio nas economias analisadas.

De maneira geral, nota-se que parte das pesquisas foram cautelosos na escolha temporal, principalmente ao atentarem-se para a importância do regime cambial para análise do Ibovespa, como fizeram Grôppo (2006), Nogueira e Ferreira (2010), Abe *et al.* (2009) e Vartanian (2012). Isso reforça o uso dessa mesma preocupação no estudo a ser exposto. Não obstante, é importante analisar efeitos de cointegração e de causalidade durante períodos maiores a fim de uma expansão do espaço amostral e ter conclusões que representem melhor esse movimento. Por fim, nota-se que, dentro de todo o exposto, poucos investigaram a relação entre *commodities* e o índice Ibovespa e os que fizeram relataram uma correlação entre eles.

### **3. Abordagem metodológica**

Este capítulo tem por objetivo expor o método de econometria de séries temporais que será utilizado para atingir o objetivo deste trabalho. Como será visto posteriormente nos resultados, todas as variáveis analisadas são estacionárias em primeira diferença, mas não são estacionárias em nível. Como o teste de Johansen mostrou não haver cointegração entre as variáveis utilizadas de forma conjunta, optou-se por estimar um VAR.

Adicionalmente, o teste de cointegração de Engle e Granger, mostrou que as mesmas cointegram quando se estima as variáveis individualmente com o Ibovespa, quando se corrige o problema de correlação serial dos resíduos. Assim, como forma de complementar a análise, foram estimados mais quatro modelos para captar o efeito individual das variáveis Selic, Dólar, CRB e DJI sobre o Ibovespa.

Inicialmente proposto por Sims (1980), o modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) surgiu a partir de diversas restrições que os modelos estruturais daquele momento tinham. Assim, a ideia era construir um modelo dinâmico, com a quantidade mínima de limitações, em que as variáveis econômicas poderiam ser tratadas como endógenas. (BCB, 2004). As variáveis que se relacionam com o Ibovespa possuem natureza dinâmica, por isso é necessário analisá-las por meio de um modelo temporal que permita analisar os elos entre as variáveis que serão escolhidas. Dentro o escopo econométrico, o modelo VAR é que melhor pode estudar os dados desse trabalho. De acordo com Wooldridge (2016), esse modelo pode ser útil no caso de previsões e como também incluir a captação de valores defasados (*lags*) das variáveis.

A interpretação desse modelo, geralmente, é dada pela função de impulso resposta, onde é possível visualizar graficamente o impacto de cada variável do sistema com relação às demais. A função de resposta a um impulso representa o comportamento de uma variável escolhida mediante a um choque (impulso) de outra variável naquele instante  $t$ , que se repete nos períodos subsequentes. Assim, a predição antecipada do que acontece com cada variável diante de um choque do modelo, torna-se possível, por meio de uma estruturação de *lags* temporais e as conjunturais formadas pelo próprio sistema (VARTANIAN, 2012).

A partir do conteúdo exposto da literatura acima, juntamente com a indagação presente neste trabalho, são apresentadas as variáveis que serão utilizadas no modelo: Ibovespa, Selic, CRB, Dólar e o índice Dow Jones. Para a análise proposta, foi escolhido um período de maior estabilidade macroeconômica. Essa estabilidade foi alcançada após a implementação do Plano Real, no decorrer do ano de 1994. Após a estabilidade da economia, o estudo iniciará as análises em um período onde não tenha mais interferência das autoridades monetárias no câmbio. Portanto, o período de fato que será abordado será logo após adoção do regime de câmbio flutuante, em janeiro de 1999, com término em dezembro de 2019. Os dados serão agrupados em trimestres.

### 3.1 Dados

Abaixo, em cada respectivo tópico, será apresentada as variáveis que serão utilizadas para a análise do trabalho. Para captar o movimento do Ibovespa, coletou-se a série histórica da própria B3. Já para a série histórica da Selic e do dólar nominal, a série foi extraída do Ipeadata. Por fim, as variáveis CRB e índice Dow Jones Industrial Average foram retiradas do Yahoo Finance.

#### 3.1.1 Índice Ibovespa

A demanda por matéria-prima em países emergentes surgiu para suprir o desenvolvimento de infraestrutura em seus países. Isto fez com que o consumo de *commodities* acelerasse o processo de industrializações dessas economias, de acordo com Balarie (2007). Com esse cenário existente, o Brasil apresentou saldos na balança comercial superavitários com o crescimento das exportações líquidas, no momento onde o ciclo das *commodities* iniciam seu ciclo de alta, em 2002, de acordo com Abe *et al.* (2009). Ainda sob a ótica dos autores, a estabilidade macroeconômica estabelecida naquele momento, foi responsável por atrair mais interesse no mercado capital brasileiro, estimulando a entrada de capital estrangeiro no país e aumentando a quantidade de Emissões Primárias – *IPOs* -. Para Freitas e Prates (2008), esse cenário positivo aliado a uma apreciação da moeda interna, com uma política monetária restritiva, fez com que o investidor estrangeiro optasse aplicações no mercado brasileiro. O fluxo de capital estrangeiro observado no Brasil foi direcionado para empresas do setor siderúrgico e minerador. Tal fluxo, promoveu o recorde em maio de 2006, onde tínhamos 40% de estrangeiros investindo no mercado doméstico de ações. Esses mesmos investidores foram responsável por absorver quase 70% das emissões primárias feitas entre 2006 e 2007, que representa uma movimentação de, aproximadamente, US\$ 224 bilhões no período, de acordo com Nogueira e Ferreira (2010). No gráfico 2.1, será possível enxergar de maneira mais clara os impactos desses acontecimentos no índice Ibovespa.

Ao falar do mercado acionário brasileiro, a referência criada para tal foi a do índice Ibovespa. Hoje, é o principal indicador do desempenho das ações negociadas na B3 (Brasil, Bolsa, Balcão) e reúne consigo as empresas mais importantes do mercado de capitais brasileiro. A cada quatro meses, o índice recebe reavaliações para recompor sua carteira teórica de ativos. Atualmente, 80% do volume financeiro transacionado no

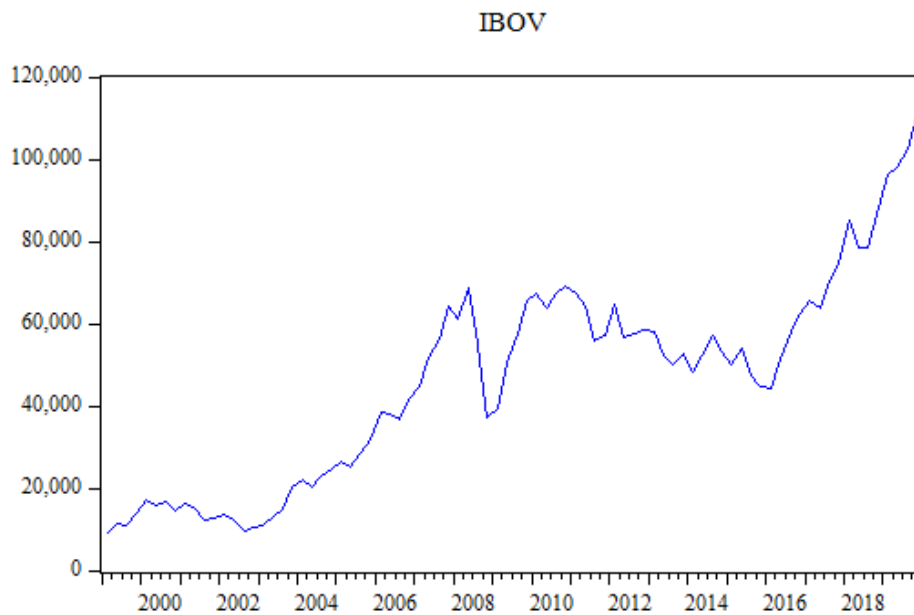
mercado brasileiro é oriundo das ações componentes desse índice. Ao olhar mais atentamente para a composição das empresas que compõe o índice, percebe-se uma predominância muito grande de ativos que podem ser vistos como *commodities*. Segundo a B3, quase 60% do índice é composto pode ser classificado como tal, onde será visto na tabela 2.1.

**Tabela 2.1** – Composição do Ibovespa por setor (abril 2020)

<b>Setor</b>	<b>%</b>
<b>Financeiro (Banco)</b>	34,12%
<b>Petróleo, Gás e Biocombustíveis</b>	10,09%
<b>Metais Básico</b>	14,81%
Madeira e Papel	2,59%
Mineração	10,28%
Químicos	0,36%
Siderurgia e Metalurgia	1,57%
<b>Total Commodities</b>	<b>59,01%</b>
<b>Consumo</b>	17,64%
Básico	3,84%
Cíclico	13,81%
<b>Bens Industriais</b>	5,96%
Máquinas e Equipamentos	2,03%
Material Transporte	0,51%
Transporte	3,42%
<b>Saúde</b>	6,19%
<b>Telecomunicação e Tecnologia</b>	2,84%
<b>Utilidade Pública</b>	5,57%
Água e Saneamento	1,06%
Energia Elétrica	4,51%
<b>Diversos</b>	2,79%
<b>Total outros setores</b>	<b>40,99%</b>
<b>Total Ibovespa</b>	<b>100,00%</b>

Fonte: B3 | Elaboração: própria.

**Gráfico 2.1** – Evolução do Ibovespa



Fonte: B3.

### 3.1.2 CRB (*Commodity Research Bureau*)

O ritmo da economia global tem influência essencial na determinação dos preços das *commodities*. Em períodos de arrefecimento da economia global, percebe-se uma retração nos preços relativos dos bens; enquanto em períodos de expansão, vê-se um aumento nesses mesmos preços. Isso reflete o uso industrial extensivo de matéria-prima agrícolas e de metais, de oferta, relativamente, rígida no curto prazo. Assim, em geral, apresentam um comportamento pró-cíclico e podem ser usados como termômetro de recuperação da industrial (PRATES, 2007).

Em 2002, não era esperado um período de uma alta considerável e consistente nos preços das *commodities*. Passado o ano, no segundo semestre de 2003, analistas começaram a apostar na iminência de uma nova fase de elevação mais sustentável no preço das *commodities*. Entretanto, a alta desses preços superou a previsão estipulada pela Organização Mundial do Comércio (OMC), apresentando uma alta de 5,8% em termos nominais. E, enquanto o índice futuro da *Reuters-CRB* subiu 8,86%, o índice *spot*<sup>1</sup> subiu

---

<sup>1</sup> Termo que indica a cotação instantânea. Geralmente, notação atrelada a negociações feitas imediatamente, onde há troca de mercadora imediata e o pagamento é feito à vista.

16%. Essa diferença entre o as cotações futuras e à vista revela que nem mesmo o próprio mercado esperava tal alta. No gráfico 2.2, será possível observar tais movimentações de preço. Não obstante, em 2004, a tendência altista continuou e manteve nesses patamares até o começo de 2006. Esse período de alta esteve associado a uma série de fatores. Dentre eles, a recuperação global, a desvalorização do dólar e o crescimento econômico chinês. (PRATES, 2007).

De acordo com Black (2013), no início do segundo semestre de 2008, os preços das *commodities* começaram a acompanhar as flutuações da crise econômica mundial, originária no mercado de *subprime* estadunidense. Todavia, logo no começo do próximo ano, os preços iniciaram uma recuperação, mesmo que a reação da indústria só viesse no segundo semestre daquele mesmo ano, recuperação essa que durou até 2011, onde tendências baixistas voltaram a influenciar na cotação de preço.

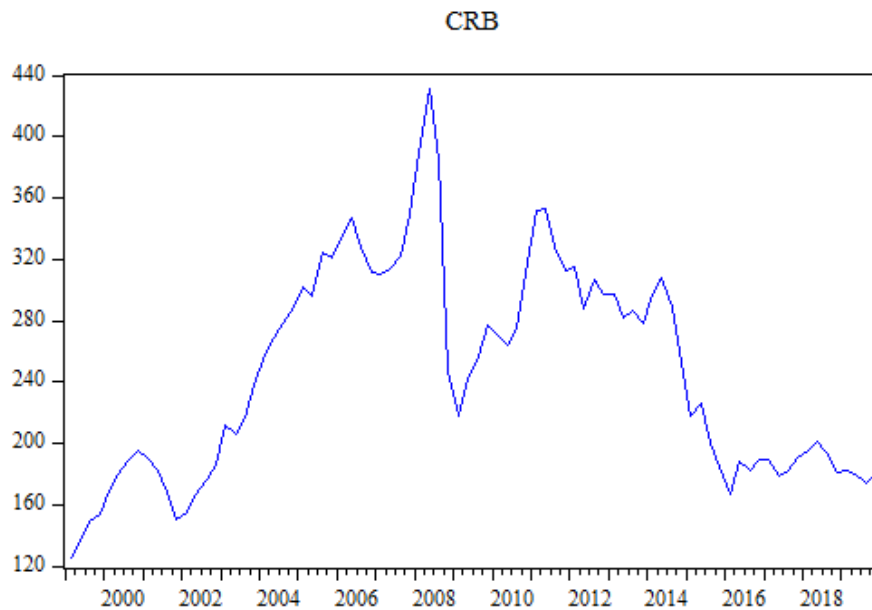
Para metrificar a evolução das *commodities*, foi criado um índice que pudesse incorporar às flutuações de ativos característico como *commodity*. Daí, surge o índice CRB (*Commodity Research Bureau*), calculado diariamente pela Reuters. Esse indexador pondera as 19 principais *commodities* negociadas no mercado, sendo elas descritas na tabela 2.2 a seguir:

**Tabela 2.2** – Composição do índice CRB.

<b>Setor</b>	<b>%</b>
<b>Agricultura</b>	41,0%
<b>Energia</b>	39,0%
<b>Metais Preciosos</b>	7,0%
<b>Metais de Industria</b>	13,0%
<b>Total Commodities</b>	100,00%

Fonte: Reuters | **Elaboração:** própria.

**Gráfico 2.2 – Evolução do CRB**



Fonte: Yahoo Finance.

### 3.1.3 SELIC

Segundo Assaf Neto (2017), a política monetária enfatiza a sua atuação sobre os meios de pagamentos, títulos públicos e taxa de juros, a partir da alteração da oferta de moeda na economia. Para tanto, ele descreve a possibilidade de duas atuações dessas políticas: expansionista e restritiva. A primeira traz uma ideia de elevação de liquidez na economia, injetando maior volume de liquidez no mercado. Assim, com essa política, espera-se maior dinamismo no consumo, investimento agregado e um aumento na atividade econômica. A política restritiva, porém, espera-se o oposto. Com uma redução da liquidez da economia, é esperado uma retração na demanda agregada, no intuito de reduzir um hiato inflacionário. No gráfico 2.3, será possível observar as oscilações da Selic durante o período analisado.

No Brasil, a SELIC (Sistema Especial de Liquidação e de Custódia) é a taxa básica de juros. Atualmente, é o principal instrumento de política monetária utilizado pelo Banco Central do Brasil (BCB) para controle da inflação. Essa taxa básica de juros é responsável por influenciar as demais taxas de juros do país, como as taxas praticadas no empréstimo, financiamento e aplicações financeiras. (BANCO CENTRAL, 2020).

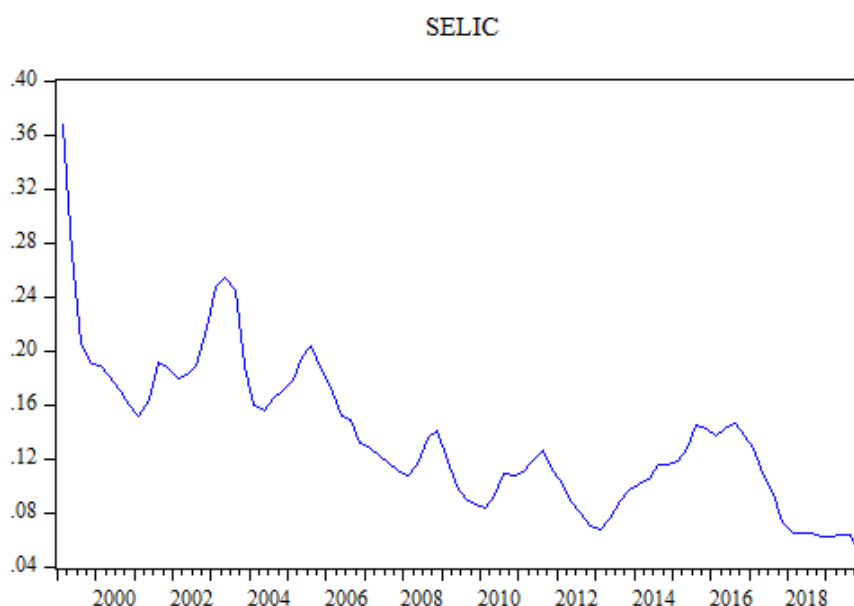
Atualmente, o BCB atua diretamente no mercado de títulos públicos para que a taxa Selic efetiva esteja alinhada com a meta Selic definida no Comitê de Políticas



Monetárias (COPOM). A cada 45 dias, esse comitê se reúne a fim de determinar a taxa básica que rege os juros da economia brasileira, conforme as expectativas de inflação, balanço de risco e da atividade econômica.

Segundo Mankiw (2016), uma taxa de juros baixa, estimula o investimento planejado, o que gera um aumento na produção do país e, por consequência, um aumento do produto interno.

**Gráfico 2.3** – Evolução da Selic



Fonte: Ipeadata.

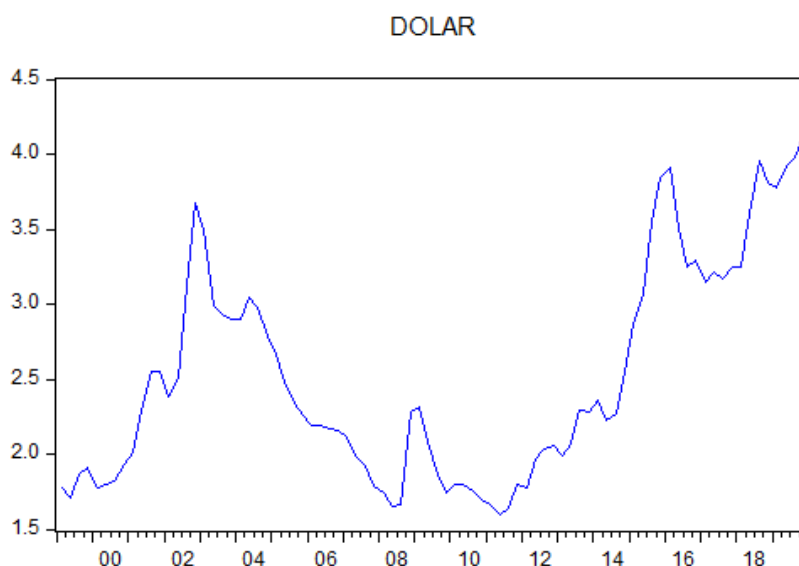
### 3.1.4 Dólar nominal

Segundo Giambiagi (2011), o término do período de hiperinflação na economia brasileira foi alcançado com o Plano Real, no segundo semestre de 1994, onde houve uma redução considerável da inflação nos anos seguintes até 1998. Para Giambiagi (2011), a estabilização teve custos que podem ser reduzidos a dois pontos: crise fiscal e desequilíbrio externo. O ano de 1999 foi determinante na história de inflação nacional: ali seria definido se o Brasil repetiria o espiral inflacionário visto pelo México em 1995 ou sucederia no plano traçado no governo de Itamar Franco. Naquele ano, segundo Giambiagi (2011), o mercado financeiro via uma grande chance de perda no câmbio sobrevalorizado no país, uma vez que se o país sofresse uma forte desvalorização cambial

repetiria os passos da economia Mexicana. Portanto, a política cambial vigente – câmbio fixo –, passou a ser insustável e ela foi abandonada e a adoção do câmbio flutuante entrou em vigor até os dias atuais. No gráfico 3.4, é mostrado as variações do valor do câmbio nominal desde a adoção do regime de câmbio flutuante.

Grôppo (2006) destaca que o comportamento do mercado de capitais de um país relaciona-se, também, com diversas variáveis macroeconômicas, dentre elas, a taxa de câmbio. Por conta da estabilidade financeira gerada pelo país, o ingresso de capital estrangeiro pode ser associado ao aumento da integração dos mercados financeiros internacionais, gerando uma relação do comportamento entre ações com a variável câmbio.

**Gráfico 3.4** – Evolução do dólar nominal

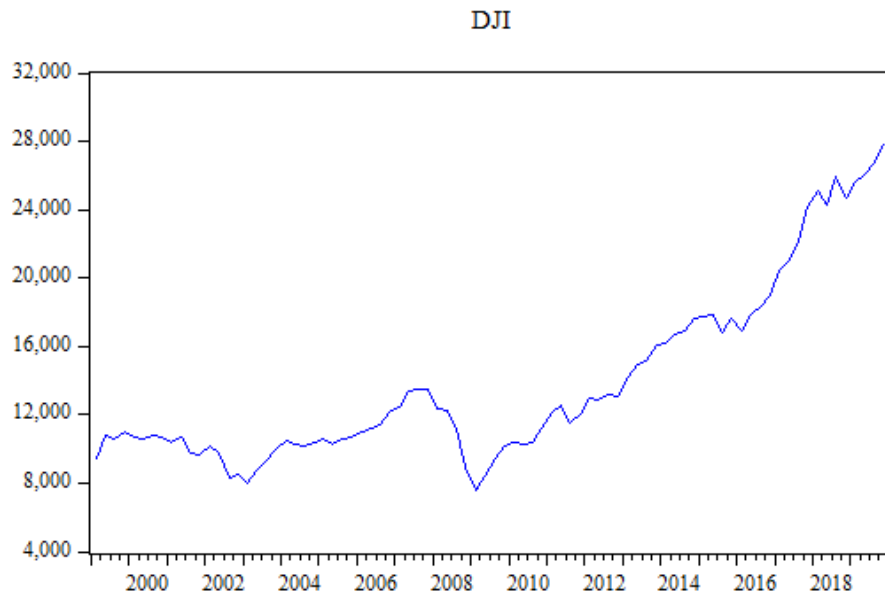


Fonte: Ipeadata

### 3.1.5 Dow Jones Industrial Average (DJI)

Esse índice, criado em 1986, representa um dos principais termômetros do mercado norte americano. O Dow Jones Industrial Average (DJI) reflete a variação das ações de 30 empresas do ramo industrial dos Estados Unidos e representa uma variável que há de incorporar o humor do mercado internacional. (VARTANIAN, 2012). No gráfico 3.5, é possível visualizar como o humor do mercado esteve desde de 1999 até o fim de 2019.

**Gráfico 3.5 – Evolução do DJI**



**Fonte:** Yahoo Finance.

### 3.2 O modelo

O modelo escolhido para análise seguirá a forma inicial proposta por Ferreira e Nogueira (2010), conforme exposta na abordagem teórica:

$$\text{LOG}(\text{IBOV}) = C + \beta_1 \text{LOG}(\text{SELIC}) + \beta_2 \text{LOG}(\text{DÓLAR}) + \beta_3 \text{LOG}(\text{CRB}) + \beta_4 \text{LOG}(\text{DJI}) + \varepsilon \quad (12)$$

Em que as variáveis serão:

**IBOV** é o índice Ibovespa;

**SELIC** é a taxa básica de Juros do país;

**DÓLAR** é a taxa de câmbio nominal;

**CRB** é o índice emitido pela *Commodity Research Bureau*;

**DJI** é o índice Dow Jones;

**C** é a constante do modelo;

**$\beta_t$**  serão os coeficientes da regressão; e

**$\varepsilon$**  é o ruído branco.

Com base no que foi visto no referencial teórico, espera-se encontrar resultados similares ao encontrado por Nogueira e Ferreira (2010), onde há uma relação negativa dos coeficientes associados a Selic e o dólar. Para as demais variáveis, espera-se uma relação positiva nos coeficientes que representam o índice Dow Jones e uma forte relação entre o CRB e o Ibovespa, como encontrado por Vartanian (2012).

#### 4. Procedimentos e resultados obtidos

Para melhor apresentar os resultados, esse capítulo será dividido em três tópicos. O primeiro será responsável por fazer uma estatística descritiva, como a correlação da série e sua covariância. Na segunda seção, será possível analisar os dados antes de estimar as séries por meio de um VAR (Vetores Autorregressivos). Por fim, na última seção serão apresentadas as estimações de modelos de regressão simples. Os resultados serão apresentados em forma de tabelas obtidas da saída a partir do programa estatístico EViews10 e gráficos da mesma plataforma.

Antes de fazer as estimações de fato, é mister o tratamento correto dos dados. Antes de partir para a modelagem VAR, é necessário descartar a possibilidade de estimar um VEC (Vetor de Correção de Erros) entre as séries do modelo, vez que foi detectado o problema de raiz unitária para as variáveis em nível, conforme será apresentado na tabela 4.3. O teste usado para visualizar a existência de cointegração entre o Ibovespa, os preços das *commodities*, taxa de câmbio e DJI foi o de Johansen (1991), onde ele testa a hipótese nula ( $H_0$ ) de não cointegração entre os vetores contra a hipótese alternativa, onde há tal cointegração no sistema. Como mostrado na tabela 4.4, aceita-se a hipótese nula para as variáveis em primeira diferença. Assim, com as séries estacionárias em primeira diferença estima-se um modelo VAR.

A ideia é análoga às regressões simples, deve-se realizar alguns testes prévios para garantir que as séries aqui descritas atendam aos requisitos básicos da estimação. Ao realizar o teste de Engle-Granger, notou-se uma cointegração entre as variáveis duas a duas, como visto na tabela 4.6. O teste proposto acima, busca entender se a hipótese nula, ( $H_0$ ), de que as séries temporais não são cointegradas será rejeitada ou não. O teste mostra uma cointegração dois a dois das variáveis explicativas e do Ibovespa. Assim, será necessário construir quatro regressões simples, entre o Ibovespa e cada variável explicativa e realizar uma regressão com um termo autogressivo de primeira ordem

AR(1), para corrigir a correlação serial dos resíduos<sup>2</sup>. Com as séries devidamente estimadas via AR(1), poderá ser feito um teste de raiz unitária nos resíduos encontrados para atestar a estacionariedade da série.

#### 4.1 Estatística descritiva

É interessante analisar os dados aqui apresentados por meio de uma estatística descritiva, de forma a compreender a relação que eles possuem entre si. Na tabela 4.1, será possível visualizar a correlação das séries. Na tabela 4.2, a covariância entre elas.

**Tabela 4.1** – Matriz de Correlação

	<b>LIBOV</b>	<b>LSELIC</b>	<b>LDOLAR</b>	<b>LDJI</b>	<b>LCRB</b>
<b>LIBOV</b>	1	-0.867328	0.097306	0.693539	0.410730
<b>LSELIC</b>	-0.867328	1	-0.150798	-0.686347	-0.220117
<b>LDOLAR</b>	0.097306	-0.150798	1	0.548808	-0.481570
<b>LDJI</b>	0.693539	-0.686347	0.548808	1	-0.175807
<b>LCRB</b>	0.410730	-0.220117	-0.481570	-0.175807	1

**Elaboração:** própria a partir da saída do EViews.

Para Person (1948), é necessário investigar a relação linear entre as variáveis. Para tanto, ele criou um coeficiente de correlação (R) para medir a intensidade e a direção de uma relação entre duas variáveis. Para medir esse grau de relação, é necessário avaliar o coeficiente associado a ela, onde ele varia, obrigatoriamente, de +1 até -1. Caso o coeficiente R associado a variável possua correlação 1, é dita que as variáveis têm correlação linear positiva perfeita, como visto na diagonal principal da matriz, onde mostra a correlação de cada variável com ela mesma, ou seja, todas têm correlação 1. Caso o contrário ocorra, é dito que as variáveis são negativas perfeitas. Caso o valor seja 0, há ausência de relação linear entre as variáveis. Para fins desse estudo, é importante perceber que a matriz em questão é quadrática, ou seja, ela possui o mesmo número de linhas e colunas, podendo ser representada como uma matriz 5x5. Ao observar a primeira coluna, percebe-se que ela replica a primeira linha e são esses resultados que trazem mais relevância para análise, vez que ela traz consigo o grau de correlação entre as variáveis explicativas e o Ibovespa. A variável que mais tem correlação, em módulo, com o índice

<sup>2</sup> Correlação serial encontrada a partir do teste de Durbin-Watson.

de ações é a Selic. O sinal negativo indica que os dois possuem uma relação antagônica. A segunda variável com mais correlação com o indicador de renda variável doméstico é o DJI, com uma correlação de 0,69. Por fim, as duas últimas variáveis que menos se correlacionam o Ibovespa é o dólar com 0,09 e o CRB, com 0,41.

**Tabela 4.2** – Matriz de Covariância

	<b>LIBOV</b>	<b>LSELIC</b>	<b>LDOLAR</b>	<b>LDJI</b>	<b>LCRB</b>
<b>LIBOV</b>	0.462522	-0.236093	0.018264	0.1560182	0.079047
<b>LSELIC</b>	-0.236093	0.160202	-0.016658	-0.090869	-0.02493
<b>LDOLAR</b>	0.018264	-0.016658	0.076173	0.050103	-0.037612
<b>LDJI</b>	0.156018	-0.090869	0.050103	0.109415	-0.016456
<b>LCRB</b>	0.079047	-0.024932	-0.037612	-0.016456	0.080080

**Elaboração:** própria a partir da saída do EViews.

A covariância, porém, é um indicador que mede a interdependência entre duas variáveis. Caso as variáveis possuam covariância positiva, é esperado que elas possuam um comportamento semelhante. Caso possuam sinal negativo, espera-se que as variáveis em questão demonstrem comportamentos opostos. A partir da interpretação da diagonal principal, tem-se as variâncias das próprias variáveis e os elementos fora dela mostram as covariâncias entre os pares de variáveis associados. Matematicamente, entende-se a covariância entre duas variáveis, X e Y como:

$$Cov(X, Y) = E[(X - (E(X)))(Y - E(Y))] \quad (13)$$

Trazendo os resultados da tabela para o escopo do trabalho, analogamente a tabela 4.1, a matriz apresentada é de ordem quadrática, uma matriz 5x5 e, ou seja, a primeira linha e a primeira coluna possuem os mesmos resultados e são esses resultados que trazem as covariâncias entre o Ibovespa com suas variáveis explicativas. Pelos resultados apresentados, é esperado que o índice de ações brasileiras tenha um comportamento oposto apenas com a taxa básica de juros, Selic. Com as demais variáveis, é esperado um comportamento semelhante.

## **4.2 Teste de raiz unitária e cointegração**

A não estacionariedade da série, sobretudo pela presença de tendências estocásticas, podem levar a interpretações equivocadas dos coeficientes, como apontam Stock e Watson (2004). Não obstante, a não estacionariedade das séries do modelo pode

gerar regressões espúrias<sup>3</sup>. Portanto, para identificar a estacionariedade é necessário identificar a presença de raízes unitárias pelo teste proposto por Dickey Fuller para as variáveis do modelo. Conforme será visto na tabela 4.1, a hipótese nula ( $H_0$ ), que afirma a existência de raiz unitária, será aceita para as variáveis em nível. Ou seja, a série temporal é não estacionária em nível.

**Tabela 4.3** – Resultados de Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF)<sup>4</sup>

Variável	ADF	Valor Crítico a 1%	P-valor
CRB	-1.950077 (NS)	-3.513344	0.3082
DJI	-0.166240 (NS)	-4.072415	0.9928
DOLAR	-1.054485 (NS)	-4.075340	0.9297
IBOV	-1.236611 (NS)	-4.072415	0.8959
SELIC	-3.823135 (NS)	-4.073859	0.0201
D(CRB)	-6.974804*	-4.075340	0.0000
D(DJI)	-8.455922*	-4.073859	0.0000
D(DOLAR)	-6.875714*	-4.075340	0.0000
D(IBOV)	-7.301520*	-4.073859	0.0000
D(SELIC)	-7.022430*	-4.075340	0.0000

Nota: (NS): aceitação da hipótese nula de presença de raiz unitária. (\*) Rejeição da hipótese nula a 1%. D(x) significa a variável em 1ª diferença. **Fonte:** saída EViews | **Elaboração:** própria.

Todavia, quando as mesmas séries são diferenciadas em primeira ordem - indicada pelo “D” em frente das variáveis-, percebe-se que a série torna-se estacionária, ou seja, rejeitando a hipótese nula da existência de raízes unitárias a um nível de significância estatística de 1%<sup>5</sup> no modelo. Portanto, para estimar o VAR, o modelo considerará as séries em primeira diferença.

Antes de estimar o modelo por vetores autorregressivos, é necessário realizar o teste de cointegração proposto por Johansen (1991). O teste busca atestar a existência de vetores de cointegrações entre as séries propostas. O resultado do teste mostra que, com um nível de 5% de significância, não há relação de cointegração entre o Ibovespa, CRB, Selic, dólar e CRB, permitindo o uso do VAR. Abaixo, na tabela 4.4, apresenta-se o resultado das variáveis em log.

<sup>3</sup> Também conhecida como regressão sem sentido, de acordo com Gujarati e Porter (2011). Uma regressão espúria é basicamente quando duas variáveis apresentam uma relação estatística significativa, que não deveria existir.

<sup>4</sup> Todos os testes foram rodados com intercepto e tendência.

<sup>5</sup> Automaticamente ao rejeitar a hipótese nula a um nível de significância 1%, rejeita-se a mesma hipótese a um nível de 5% e 10%.

**Tabela 4.4** – Resultados do Teste de Cointegração de Johansen.

Equações Hipotetizadas	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico a 5%	P-valor
Nenhuma	0.215767	54.13322	69.81889	0.4558
Até 1	0.163177	34.44619	47.85613	0.4776
Até 2	0.131620	20.01667	29.79707	0.4217
Até 3	0.069121	8.585443	15.49471	0.4051
Até 4	0.033784	2.783774	3.841466	0.0952

**Fonte:** saída EViews | **Elaboração:** própria.

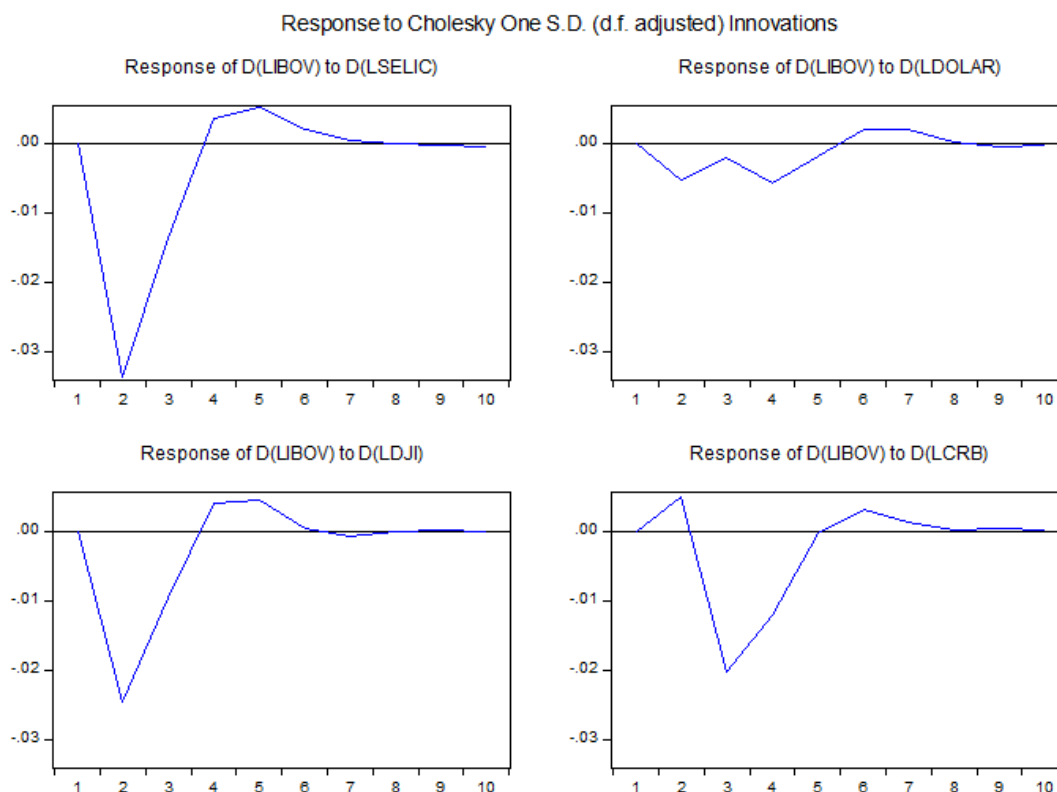
### 4.3 Estimação do VAR

Após ter sido demonstrado que as séries são estacionárias em primeira diferença, juntamente com o fato de não haver cointegração entre as variáveis, o modelo VAR poderá ser estimado.

Os resultados obtidos por meio dessa estimação, usualmente são dados por meio de gráficos que mostram às respostas aos impulsos das variáveis. Esses gráficos serão gerados a partir da decomposição de Cholesky que serão apresentadas no gráfico 4.1. Inicialmente, será dado um choque nas variáveis aqui descritas e entender o impacto de cada uma delas no índice Ibovespa durante 10 trimestres. A partir do impulso, será possível compreender as respostas de cada variável sobre o índice de renda variável.



**Gráfico 4.1** – Impulso a partir das variáveis do modelo e resposta no Ibovespa



Fonte: saída EViews.

Em geral, nota-se que todo o modelo converge ao seu estado inicial em menos de dez trimestres. Isto é, um choque nas variáveis explicativas não impacta o Ibovespa permanentemente. Individualmente, percebe-se que o índice de ações reage negativamente as variáveis Selic, Dólar e DJI. Ou seja, um choque positivo dessas variáveis faz com que o índice apresente uma queda já no início. Para a Selic e o DJI, depois de três trimestres, já é notado uma recuperação e inclusive tornando um impulso levemente positivo no terceiro trimestre. Entretanto, depois do sexto trimestre, já é possível visualizar uma volta das variáveis para o cenário original. Para um choque no dólar, já é perceptível uma resposta negativa no Ibovespa, porém, com um prazo um pouco maior de recuperação, mostrando que um choque na variável do câmbio nominal faz com que o Ibovespa demore seis trimestres para recuperar-se e tornar-se positiva até que a situação seja normalizada. A única variável que teve uma resposta positiva do Ibovespa a partir desse choque foi o CRB. No primeiro período, nota-se uma rápida elevação da bolsa brasileira, todavia, logo depois percebe-se uma queda acentuada antes da recuperação para o estado original antes do choque.

Para compreender melhor os impactos de cada variável nas respostas do Ibovespa, será mostrado a decomposição da variância dos erros de previsão do Ibovespa na tabela 4.5. Essa tabela mostrará a participação relativa de cada uma das variáveis acima nas alterações do Ibovespa. A tabela abaixo contará com os dez períodos de observação, sendo os mesmos períodos analisados no impulso resposta. Para a compreensão dos dados abaixo, é interessante entendê-los como se fossem a representação numérica do impulso resposta. Ou seja, será apresentado quanto, em *por cento*, determinada variável explica a alteração do Ibovespa.

**Tabela 4.5** – Decomposição da Variância dos Erros de Predição do Ibovespa

<b>Período</b>	<b>Ibovespa</b>	<b>Selic</b>	<b>Dólar</b>	<b>DJI</b>	<b>Commodities</b>
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	87.87533	7.689917	0.177973	4.101396	0.155386
3	83.97168	8.525853	0.197002	4.516007	2.789458
4	82.91590	8.485421	0.386403	4.548794	3.663484
5	82.63828	8.643625	0.406329	4.660358	3.651408
6	82.53815	8.665155	0.435358	4.655832	3.705505
7	82.50467	8.662393	0.462969	4.656749	3.713216
8	82.50489	8.661977	0.463619	4.656394	3.713120
9	82.50336	8.661936	0.464693	4.656597	3.713420
10	82.50238	8.662660	0.464975	4.656460	3.713529

**Fonte:** saída EViews | **Elaboração:** própria.

A tabela 4.5 indica que, no primeiro período de choque, o Ibovespa não depende de nenhuma outra variável. Isto é, 100% de sua variância é responsável por ele mesmo. Já no segundo, nota-se que as variáveis que mais explicam a variação do Ibovespa são a Selic e o DJI. A taxa básica de juros explica cerca de 7,68% nas variações do índice, enquanto o mercado acionário estadunidense explica 4,10%. No período subsequente, percebe-se que o as *commodities* passam a explicar 2,78% das variações da bolsa doméstica e o dólar possui baixa expressividade na explicação do Ibovespa, com apenas 0,19%. A partir do sexto período, as variáveis explicativas oscilam pouco sobre sua capacidade de explicação, mantendo-se quase que as mesmas até o último período de observação. No último período, a Selic continua com o maior grau de explicação das alterações do Ibovespa, com 8,66%. A segunda variável que mais explica as oscilações do índice é o DJI com 4,65%, seguido pelas *commodities* com 3,71% e, por fim, o dólar, com apenas 0,46%.

## 4.4 Regressões simples por Mínimos Quadrados Ordinários

### (MQO)

O teste de cointegração de Johansen, apresentado na tabela 4.4, mostrou que não há um vetor de cointegração para as variáveis em conjunto, permitindo o uso da estimação via VAR. Entretanto, ao testar o Ibovespa com cada uma das variáveis explicativas pelo teste de Engle-Granger, percebe-se que há cointegração quando se corrige o problema de correlação serial dos resíduos, como será apresentado na tabela 4.8. Para Gujarati e Porter (2011), a intuição econômica ao dizer que duas variáveis são cointegradas é dizer que elas possuem relação de longo prazo. Fundamentalmente, utiliza-se um processo AR(1) para situações onde a observação atual está correlacionada com a primeira observação anterior. Isto é, há uma correlação significativa na primeira defasagem. Portanto, o modelo AR(1) será responsável, por incorporar os efeitos da constante e da variação da variável explicativa utilizada em um período anterior no Ibovespa, como exposto por Nogueira e Ferreira (2010). Na tabela 4.6, serão apresentados os resultados das estimações simples de cada variável em relação ao Ibovespa e com suas respectivas estatísticas.

**Tabela 4.6** – Estimação via AR(1) das variáveis explicativas com Ibovespa

Variável	Coefficiente	P-valor	Estatística-F	Durbin-Watson	R <sup>2</sup> Ajustado
Constante	10.33570	0.0000			
LSELIC	-0.417869	0.0007	1508.438	1.864110	0.974168
AR(1)	0.970081	0.0000			
Constante	15.19582	0.0011			
LDOLAR	-1.051314	0.0000	2385.745	1.822233	0.983098
AR(1)	0.989157	0.0000			
Constante	-172.1808	0.9937			
LCRB	0.724183	0.0000	1738.635	1.874253	0.976949
AR(1)	1.000150	0.0000			
Constante	-0.271804	0.8677			
LDJI	1.177171	0.0000	2170.057	1.770961	0.981448
AR(1)	0.957727	0.0000			

**Elaboração:** própria a partir da saída do EViews.

A partir dos resultados obtidos, nota-se que as variáveis explicativas usadas para explicar o Ibovespa são estatisticamente relevantes a um nível de significância de 1%. Todas as regressões simples estimadas apresentaram um R<sup>2</sup> ajustado superior a 0,97. Ou seja, a relação estimada entre o Ibovespa com cada variável explicativa defasada em um *lag* temporal apresenta uma capacidade explicativa de 97%. Ao analisar individualmente

para cada coeficiente atrelado às variáveis explicativas, nota-se um sinal negativo nas variáveis Selic e dólar, assim como encontrado por Ferreira e Nogueira (2010) e Vartanian (2012). Esse sinal negativo denota uma relação negativa entre as variáveis e o Ibovespa em um *lag* temporal, isto é, um aumento na taxa básica de juros e um aumento no valor do dólar nominal corrente impactarão negativamente a variação futura do índice Ibovespa. Porém, as variáveis CRB e DJI apresentam um sinal positivo em seus coeficientes, indicando uma relação positiva dessas variáveis com o Ibovespa em um *lag* temporal, isto é, uma variação positiva nos preços das *commodities* e uma valorização das ações norte-americanas atuais influenciarão positivamente a variação futura do índice de ações brasileiras.

Com os resultados acima, é necessário fazer um novo teste de raiz unitária nos resíduos das regressões simples acima, de forma a verificar a estacionariedade das séries. Conforme será visto na tabela 4.7, a hipótese nula,  $H_0$ , que afirma a existência de raiz unitária, será rejeitado para um nível de significância estatística de 1% a partir dos p-valores achados. Ou seja, os resíduos das estimações simples são estacionários, mostrando a consistência dos estimadores e a não existência de viés.

**Tabela 4.7** – Resultado do Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF)<sup>6</sup> dos Resíduos das Regressões Simples

Dependente	ADF	Valor Crítico a 1%	P-valor
Resíduo LCRB	-8.556501	-4.073859	0.0000
Resíduo LSELIC	-8.361117	-4.073859	0.0000
Resíduo DOLAR	-8.351042	-4.073859	0.0000
Resíduo LDJI	-4.256517	-4.076860	0.0059

**Elaboração:** própria a partir da saída do EViews.

Por fim, é necessário visualizar se existe uma relação de longo de prazo entre as variáveis com o Ibovespa. Para tanto, uma forma de verificar essa relação é por meio do teste de cointegração de Engle-Granger. O teste busca verificar se hipótese nula,  $H_0$ , de que as séries não são cointegradas será aceita ou rejeitada *versus* a hipótese alternativa de que há cointegração entre as séries. Conforme será visto na tabela 4.8, a hipótese nula será rejeitada a um nível de significância estatística de 1%. Ou seja, há cointegração entre as variáveis individuais e o Ibovespa.

<sup>6</sup> Todos os testes foram rodados com intercepto e tendência.

**Tabela 4.8** – Teste de Cointegração de Engle-Granger

Dependente	Estatística-tal	P-valor
Resíduo Selic	-6.103774	0.0002
Resíduo Dólar	-6.670946	0.0000
Resíduo CRB	-7.124182	0.0000
Resíduo DJI	-7.303730	0.0000

Elaboração: própria a partir da saída do EViews.

## Conclusão

A introdução deste trabalho revelou a necessidade do estudo acerca dos impactos de diversas variáveis sobre o Ibovespa, sendo elas a Selic, dólar, CRB e DJI. No primeiro capítulo, foi introduzido uma série de contribuições prévias que puderam trazer uma sedimentação para os dados e a forma como os dados deveriam ser melhor tratados para sua utilização neste trabalho. Mais à frente, foi necessário explicar qual modelo poderia trazer ser mais efetivo nas estimações, sendo eles VAR e MQO.

No terceiro e último capítulo, pôde-se obter os resultados de cada um dos modelos estimados. A partir da função impulso resposta, foi realizada um choque em todas as variáveis explicativas sobre o Ibovespa, com o intuito de observar os choques de cada variável sobre o índice, mantendo as demais *ceteris paribus*. Assim, conclui-se que a única variável que trouxe um estímulo positivo imediato no índice foi o CRB. As demais, levaram o Ibovespa, em um primeiro momento, para o campo negativo. Depois de alguns trimestres, as variáveis retornaram para os patamares antes do choque. Portanto, o modelo convergiu em menos de 10 trimestres e mostrou que choques nas variáveis explicativas não são permanentes no Ibovespa. Mais à frente, ao decompor a variância dos erros da predição do Ibovespa, percebe-se que o fator que mais justifica a alteração do índice de ações doméstico foi a taxa básica de juros, com um grau de explicação de 8%, seguido do DJI. A variância dos erros ainda mostrou que o índice de preços das *commodities* explica menos que 4% as oscilações do Ibovespa e o dólar nem chega a explicar 1% das alterações vistas no índice doméstico de ações. O resultado obtido no VAR, assemelha-se com o encontrado na matriz de correlações propostas no começo do mesmo capítulo, em que a variável que, em módulo, possuía mais relação com o índice Ibovespa era a taxa básica de juros. Enquanto a variável que possuía menos correlação com o índice era o dólar. Sob outra ótica, no mesmo capítulo, os resultados do MQO simples foram ao

encontro do que era esperado de sinal para cada coeficiente, corroborando com a expectativa inicial deste trabalho. No início, era esperado que a Selic e o dólar tivessem um sinal negativo, como encontrado por Nogueira e Ferreira (2010). O trabalho pôde verificar tais relações com o modelo autorregressivo de ordem 1, onde a relação encontrada por essas variáveis com o Ibovespa possuía um *lag* temporal, ou seja, as alterações correntes do dólar da Selic impactarão o índice acionário do país no próximo período.

Este trabalho ainda apresenta algumas limitações, dentre elas a não incorporação de eventuais impactos exclusivos ao Brasil, como nível de produção e consumo. A inclusão de variáveis como PIB, consumo podem trazer mais robustez para a dinâmica interna e compreensão delas sobre o Ibovespa. A segunda limitação pode ser vista como a maneira de captar as variações externas pelo índice DJI. Embora seja o índice mais antigo do mercado norte-americano, ele é apenas composto pelas 30 maiores ações do ramo industrial estadunidense. A terceira limitação pode ser entendida a partir da composição do índice Ibovespa. Por possuir uma grande parcela de seu peso em *commodities*, estudos futuros podem buscar criar indexadores que possam captar a variação dos preços de uma determinada *commodity*, como petróleo, e visualizar os impactos no índice.

Próximas colaborações ao tema poderão buscar explorar outras variáveis que expliquem melhor o índice Ibovespa, como tentar incorporar a flutuação cambial do índice fazendo uma dolarização da bolsa doméstica, ou ainda buscar entender os motivos pelos quais as ações flutuam e como isso pode impactar a bolsa brasileira. Por fim, é notório que o modelo não incorpora as expectativas dos agentes quanto às incertezas econômicas. Isto é, não é captado o humor dos investidores quanto a possibilidades de novas crises, migrações do recurso da bolsa para outras aplicações ou como o mercado está reagindo. Essas alterações podem alterar o resultado apresentado acima, trazendo maior solidez para futuras investigações.

## Bibliografia

ABE, M. M.; DYLEWSKI, C.; RIBEIRO, A. C. **Commodities e mercado de ações em economias emergentes**, São Paulo, 2009. 20-31.

ASSAF NETO, A. **Mercado Financeiro**. 13. ed. São Paulo: Atlas, 2017.

B3 - BRASIL, BOLSA, BALCÃO. Disponível em: <[http://www.b3.com.br/pt\\_br/market-data-e-indices/indices/indices-amplos/ibovespa.htm](http://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/indices/indices-amplos/ibovespa.htm)>. Acesso em: 30 Março 2020.

BALARIE, E. **Commodities for Every Portfolio: How You Can Profit from the Long-Term Commodity Boom**. 1. ed. New Jersey: Wiley, John & Sons, 2007.

BCB. Vetores Auto Regressivos. **Relatórios de Inflação**, Brasília, v. 6, p. 106-109, Junho 2004.

BCB. **Nota para Imprensa - Estatística do Setor Externo**. Banco Central do Brasil. Brasília, p. 1-5. 2020.

BCB, B. C. **Banco Central do Brasil (BCB)**, 2020. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/taxaselic>>. Acesso em: 31 Março 2020.

BLACK, C. Eventos relacionados ao superciclo de preços das commodities no século XXI. **Revistas Eletrônicas FEE**, Porto Alegre, v. 40, n. 2, p. 67-78, Julho 2013.

BLANCHARD, O. **Macroeconomics**. 7. ed. Massachussets: Pearson, 2017.

CHICOLI E SOUSA, R. C. & T. F. D. O Efeito de Alterações no Índice de Commodities e no Investimento. **Temas de Economia Aplicada**, São Paulo, p. 21-27, Janeiro 2016.

DORNBUSCH, R. . P. Y. C. . & C. S. Contagion: understanding how it spreads. **World Bank Research Observer**, v. 15, n. 2, p. 177-197, Agosto 2000.

FÁBIO GIAMBIAGI, A. V. L. B. D. C. E. J. H. **Economia Brasileira Contemporânea [1945 - 2010]**. 2ª. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

FORBES, K. . & R. R. No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. **The Journal of Finance**, v. 57(5), p. 2223-2261, Dezembro 2002.

GRÔPPO, G. S. . A. H. F. . B. L. A. . & B. L. C. Integração de mercados: BOVESPA, MERVAL e DOW JONES. **Anais do Encontro Nacional da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração**, Campinas, v. 25, setembro 2001.

GRÔPPO, G. S. Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária. **Revista de Administração de Empresas**, n. Edição Especial, p. 72-85, 2006.

GRÔPPO, G. S. Relação dinâmica entre ibovespa e variáveis de política monetária. **Revista de Administração de Empresas**, v. 46, n. Especial, 2006. ISSN 72-85.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5ª edição. ed. [S.l.]: AMGH Editora, 2011.

IPEADATA. **Ipeadata**, 2020. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 30 Março 2020.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, Novembro 1991.

KNOOP, T. A. **Recessions and Depressions: Understanding Business Cycles**. Santa Barbara: Praeger, 2004.

LEAL, R. P. & C. N. C. J. . A integração entre as bolsas de valores de Buenos Aires e São Paulo. **Revista de Administração Contemporânea**, São Paulo, v. 2, n. 1, p. 87-99, 1998.

MANKIW, G. N. **Macroeconomia**. 8. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2016.

NETO, A. A. **Mercado Financeiro**. 13. ed. São Paulo: Atlas, 2017.

NOGUEIRA, E. M.; LAMOUNIER, W. M. “Contágio” entre mercados de capitais emergentes e mercados desenvolvidos: evidências empíricas e reflexos sobre a diversificação internacional de portfólios. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 6, p. 267-286, Julho 2008.

NOGUEIRA, I. V.; FERREIRA, B. P. Análise da influência dos preços internacionais das Commodities sobre a Bolsa de Valores de São Paulo. **RACE - Revista de Administração, Contabilidade e Economia**, v. 9, p. p. 91-114, Novembro 2010.

PEARSON, K. **Early Statistical Papers**. Cambridge: University Press, 1948.



PEREIRA, A. F. O. A. . D. A. B. . &. C. N. C. . J. Estimação da co-integração das principais bolsas da América Latina, Estados Unidos e Japão pela metodologia Johansen. **Anais do Encontro Nacional da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração**, Salvador, n. 26, Setembro 2002.

PERICOLI, M. . S. M. A primer on financial contagion. **Journal of Economic Surveys**, v. 17, p. 571-608.

PIMENTA JÚNIOR, T. Uma mensuração do fenômeno da interdependência entre os principais mercados acionários da América Latina e a Nasdaq. **Revista de Administração**, v. 39, n. 2, p. 177-185, 2004.

PRATES, D. M. A alta recente dos preços das commodities. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 27, n. 3, Setembro 2007.

SANVICENTE, A. Z. A integração do mercado brasileiro de ações ao mercado internacional: uma aplicação de análise de cointegração. **Resenha BMF**, São Paulo, v. 125, p. 31-43, 1998.

SARGENT, T. J. The Ends of Four Big Inflations. **National Bureau of Economic Research**, Chicago, p. 41-98, 1982.

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

SOUSA, R. C. E. T. F. D. O Efeito de Alterações no Índice de Commodities e no Investimento. **Temasa de Economia Aplicada**, São Paulo, p. 21-27, Janeiro 2016.

STOCK, J. &. WATSON. M. **Econometria**. São Paulo: Addison Wesley, 2004.

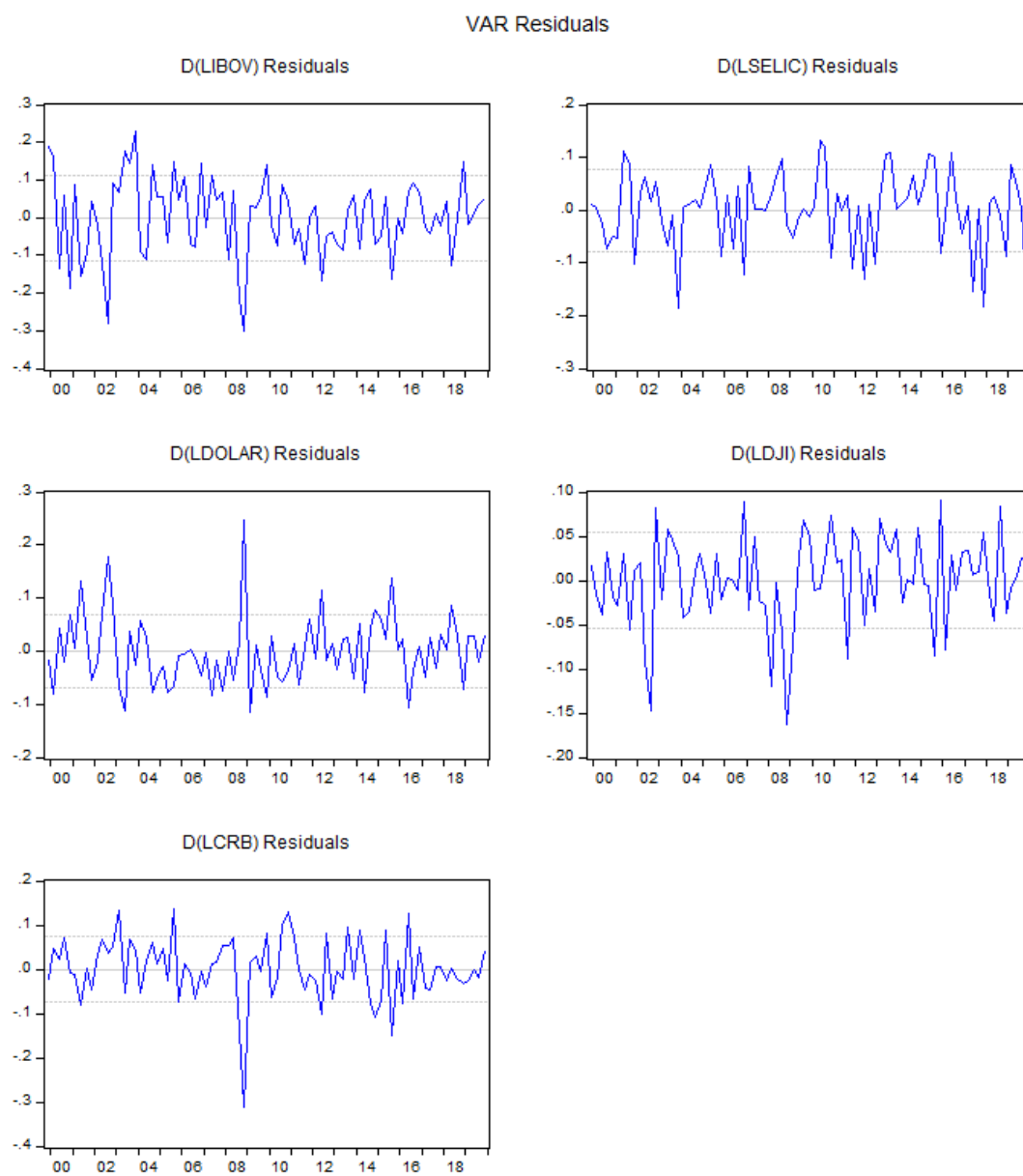
VARTANIAN, P. R. Impactos do Índice Dow Jones, Commodities e Câmbio sobre o Ibovespa: uma Análise do Efeito Contágio(. **RAC**, Curitiba, v. 16, n. 4, p. 608-627, Agosto 2012.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria**: uma abordagem moderna. 6. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2016.

YAHOO Finance. **Yahoo Finance**, 2020. Disponível em: <<https://finance.yahoo.com/>>. Acesso em: 30 Março 2020.

## Apêndice A – Gráfico dos resíduos

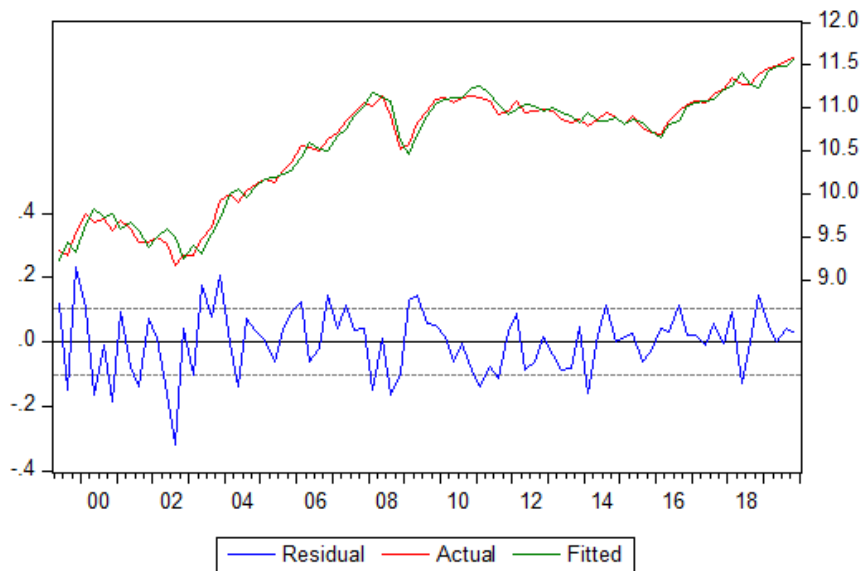
### 1 - Resíduos do modelo VAR



Fonte: saída do EViews.

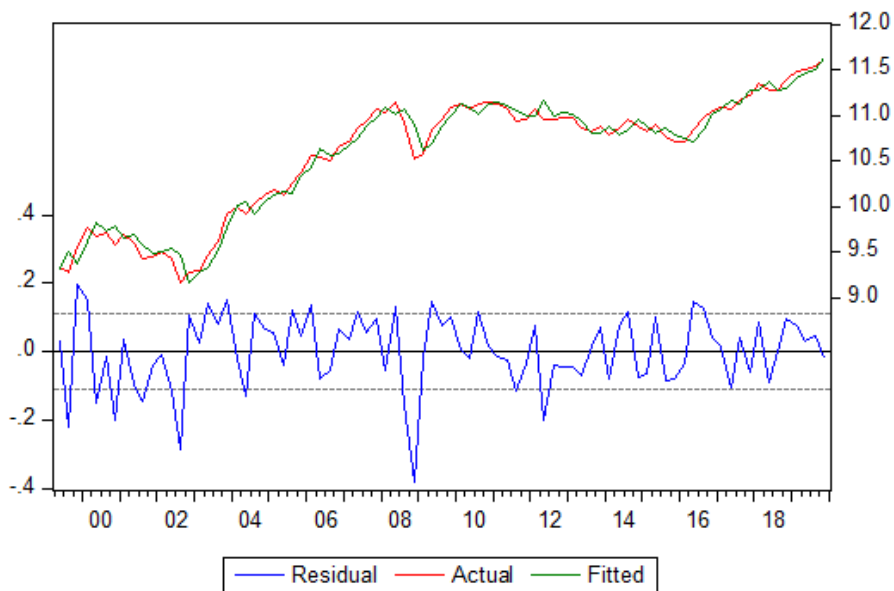
## 2 - Resíduos das regressões simples

Resíduo Regressão Simples – Ibovespa e CRB.



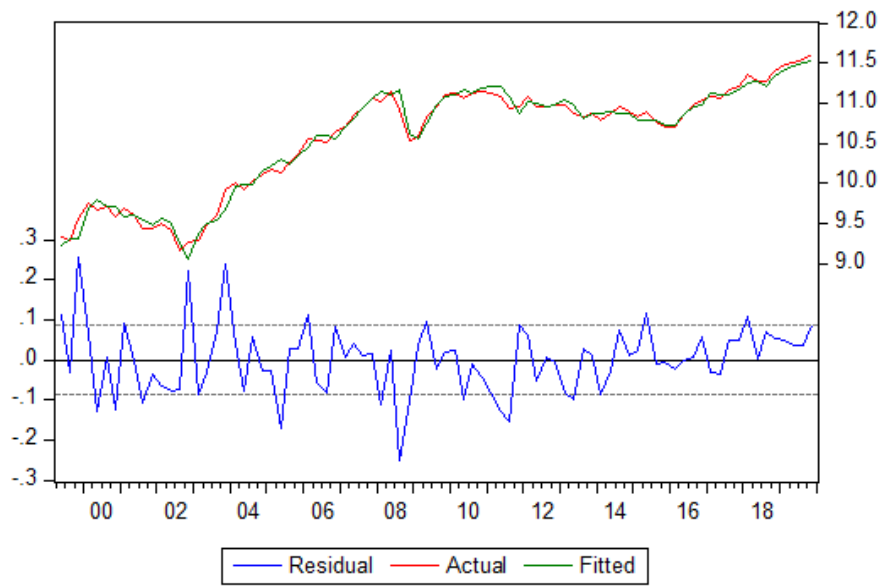
Fonte: saída do EViews.

Resíduo Regressão Simples – Ibovespa e Selic.



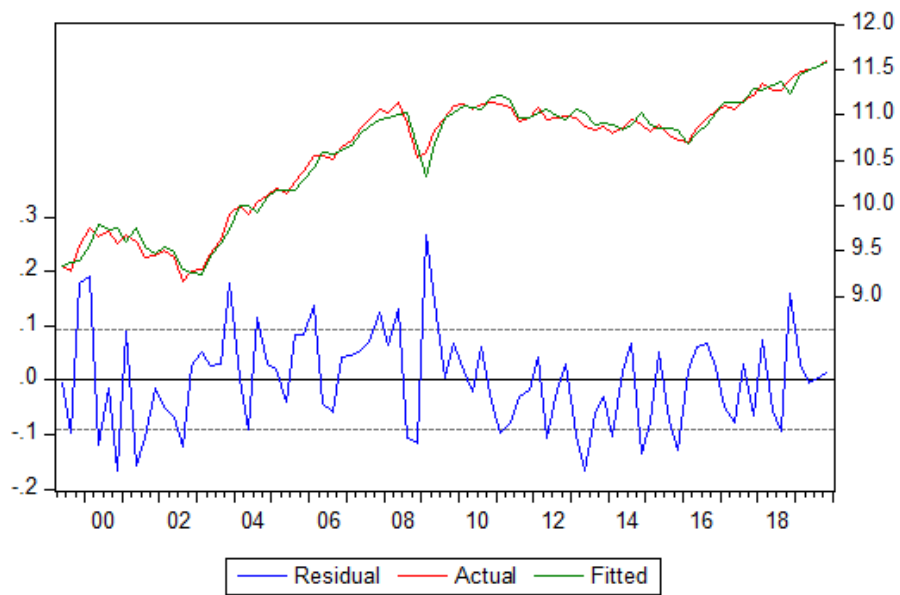
Fonte: saída do EViews.

### Resíduo Regressão Simples – Ibovespa e Dólar.



**Fonte:** saída do EViews.

### Resíduo Regressão Simples – Ibovespa e DJI



**Fonte:** saída do EViews.