

UNIVERSIDADE DO ESTADO DE SANTA CATARINA – UDESC
CENTRO DE EDUCAÇÃO SUPERIOR DA FOZ DO ITAJAÍ – CESFI
ENGENHARIA DE PETRÓLEO

LUIZ OTÁVIO EICHELBERGER KLEIN

OSCILAÇÕES NO PREÇO DO PETRÓLEO TIPO
BRENT NO MERCADO INTERNACIONAL E SUAS
INFLUÊNCIAS EM ÍNDICES MACROECONÔMICOS
BRASILEIROS: UMA ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E
CAUSALIDADE

BALNEÁRIO CAMBORIÚ, SC

2019

LUIZ OTÁVIO EICHELBERGER KLEIN

**OSCILAÇÕES NO PREÇO DO PETRÓLEO TIPO BRENT NO MERCADO
INTERNACIONAL E SUAS INFLUÊNCIAS EM ÍNDICES MACROECONÔMICOS
BRASILEIROS: UMA ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE.**

Trabalho de Conclusão apresentado ao
Curso de Engenharia de Petróleo, da
Universidade do Estado de Santa Catarina,
como requisito parcial para a obtenção do
grau de Bacharel em Engenharia de Petróleo.

Orientador: Oséias Alves Pessoa

BALNEÁRIO CAMBORIÚ, SC

2019

LUIZ OTÁVIO EICHELBERGER KLEIN

**OSCILAÇÕES NO PREÇO DO PETRÓLEO TIPO BRENT NO MERCADO
INTERNACIONAL E SUAS INFLUÊNCIAS EM ÍNDICES MACROECONÔMICOS
BRASILEIROS: UMA ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE.**

Monografia apresentada ao curso de Engenharia de Petróleo como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel em Engenharia de Petróleo.

Banca examinadora

Orientador: _____

(Prof. Dr. Oséias Alves Pessoa)

UDESC

Membros

(Esp. Alexander Ricardo Martins)

UDESC

(Prof. Msc. José Carlos de Souza)

UDESC

(Prof. Dr. Eduardo José Mendes de Paiva)

UDESC

Dedico esse trabalho aos meus pais, Valmor e Zaira, que todos os dias me deram forças para superar as dificuldades e persistir no sonho de fazer engenharia. Obrigado por sempre fazerem o possível e o impossível por mim, com todo o amor do mundo.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus e as forças maiores do destino que permitiram que tudo isso acontecesse, ao longo de minha vida, e não somente nestes anos como universitário, pela minha família, pela minha saúde, pelas oportunidades concedidas a mim, por cada aprendizado e pelas pessoas que entraram no meu caminho, hoje sei que nada é em vão.

À minha família, especialmente aos meus pais, Valmor e Zaira, que apesar de todas as dificuldades sempre me fortaleceram e que para mim são os maiores exemplos, por proporcionarem que eu viva os meus sonhos, por cada incentivo na minha vida e em todos esses anos de graduação, por sempre afirmarem de que no final tudo ia dar certo (e não é que dava). E claro, à minha segunda mãe, minha irmã Bárbara, o melhor incômodo da minha vida, que apesar de todas as brigas de infância sempre esteve ao meu lado para todas as necessidades da vida e da graduação, você sempre foi minha inspiração. Nenhuma palavra consegue expressar o quanto eu amo vocês e quanto sou grato por tê-los como família.

Às pessoas que dividiram um lar comigo, especialmente ao Bruno e Leopoldo, que de colegas de turma passamos a ser irmãos, obrigado pelos nossos anos juntos, por todo o crescimento que tivemos, por cada momento bom ou ruim, por cada noite de estudo ou de descontração.

À família 502, obrigado por terem feito da minha casa a segunda casa de vocês, ela/voçês foi/foram nosso porto seguro. Obrigado por todos os dias de estudo, de diversão/festa ou simplesmente de conversa. Carregarei nossas histórias e amizades sempre comigo.

A todos os professores por me proporcionarem o conhecimento não apenas racional, mas a manifestação do caráter e afetividade da educação no processo de formação profissional, pelo tanto que se dedicaram. A palavra mestre, faz justiça aos professores dedicados, aos quais sem nominar, terão os meus eternos agradecimentos.

À UDESC, direção, servidores e administração que oportunizaram a janela através da qual hoje vislumbro um horizonte superior, eivado pela acendrada confiança no mérito e ética aqui presentes.

A essas e todas as outras pessoas que estiveram presentes nessa jornada da graduação, obrigado, vocês tornaram o caminho mais fácil, mais alegre e inesquecível.

Por fim, agradeço ao meu orientador Oséias, por toda a ajuda, orientação e dedicação com o meu trabalho, ele que durante toda a graduação foi mais que um mestre, sempre foi um amigo. Seu auxílio foi fundamental!

“Acquiring wisdom is a moral duty. Is not something that is done only to thrive financially.”

Charles Thomas Munger

RESUMO

Inegavelmente, o petróleo é a fonte de energia mais importante da atualidade. Dada a sua importância na economia mundial, o preço do petróleo é um importante parâmetro para os agentes econômicos tomadores de decisões. As variações bruscas dos preços do petróleo tipo Brent influenciam diretamente o mercado financeiro internacional, o comércio exterior e os investimentos monetários. Nesse sentido, este trabalho discorre como os indicadores macroeconômicos que respondem às variações no preço do petróleo tipo Brent, sobretudo dada a importância desses parâmetros na formulação de políticas econômicas (equipes de apoio de governos nacionais/estaduais), bem como, para tomadores de decisão em geral (políticos, ministros e/ou empresários). Por conseguinte, este trabalho estudou a relação entre o preço do petróleo tipo Brent e três indicadores macroeconômicos da economia brasileira: Índice Bovespa, Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e a taxa de câmbio Real/Dólar(USA). Para tanto, foram utilizados resumos estatísticos e testes de cointegração e causalidade.

Palavras-chave: Petróleo Tipo Brent. Índice Bovespa. Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo. Taxa de Câmbio. Cointegração. Causalidade.

ABSTRACT

Undeniably, nowadays, oil is the most important energy source. The price of oil is an important variable for economic decision-makers, given its importance in the world economy. Abrupt changes in Brent oil prices exert a direct influence on the international financial market, on the foreign trade and on the monetary investments. In this sense, this paper discusses how macroeconomic indicators respond to changes in the Brent oil prices, especially given the importance of these parameters in the formulation of economic policies (national/state government support teams), as well as to decision-makers in general (politicians, ministers and/or entrepreneurs). Therefore, this thesis aimed to study the relationship between the Brent oil prices and three macroeconomic indicators of the Brazilian economy: the Bovespa Index, the Broad Consumer Price Index and the Real/Dollar exchange rate. For that, statistical summaries and cointegration and causality tests were used.

Keywords: Brent Oil. The Bovespa Index. The Broad Consumer Price Index. Real/Dollar Exchange Rate. Cointegration. Causality.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 - Consumo e Reservas mundiais de petróleo em barris por dia.....	16
Figura 2 - Série estacionária (processo estocástico).....	23
Figura 3: variação do peso do combustível gasolina no cálculo do IPCA 2006 – 2019.	34
Figura 4 - variação do peso IPCA desagregado – Combustíveis 1999 – 2019.	34
Figura 5 - Cotação do índice Bovespa, fechamento mensal 12/1995 – 04/2019.	36
Figura 6 - Taxa de câmbio do dólar americano PTAX-venda, fechamento mensal 12/1995 - 03/2019.	39
Figura 7 - Preços petróleo Brent e petróleo WTI X tempo 12/1995 – 03/2019.....	40
Figura 8 – Distribuição da função densidade de probabilidade para coeficientes de assimetria maior e menor que zero, respectivamente.....	44

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Carteira teórica do índice Bovespa para o primeiro quadrimestre de 2019 (Continua)	36
Tabela 2 - Carteira teórica do índice Bovespa para o primeiro quadrimestre de 2019 (Conclusão)	37
Tabela 3 – Resumo estatístico das séries temporais estudadas.....	42
Tabela 4 – Resumo estatístico dos retornos mensais das séries macroeconômicas (Continua)	43
Tabela 4 – Resumo estatístico dos retornos mensais das séries macroeconômicas (Conclusão)	44
Tabela 5 – Testes de estacionariedade de Dickey-Fuller aumentado para as séries macroeconômicas.	45
Tabela 6 – Testes de estacionariedade de Dickey-Fuller aumentado para os retornos das séries macroeconômicas.	46
Tabela 7 – Resultado dos testes de cointegração de Engle-Granger.	47
Tabela 8 – Resultado dos testes de causalidade de Granger.	48

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

B3	Brasil, Bolsa e Balcão
BACEN	Banco Central do Brasil
BM&FBOVESPA	Bolsa de valores do Brasil
EPE	Empresa de Pesquisa Energética
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IBOV11	Sigla de negociação do Índice Bovespa
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
ON	Ação ordinária
PIB	Produto Interno Bruto
PN	Ação preferencial
SNIPC	Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor
VAR	Modelos vetoriais autoregressivos
VEC	Modelos vetoriais de correção de erros vetoriais
WTI	West Texas Intermediate

LISTA DE SÍMBOLOS

ε	Termo do ruído branco puro
E	Média
Var	Variância
σ^2	Variância
σ	Desvio padrão
n	Número de períodos
β_1	Intercepto (drift das séries)
β_2	Coeficiente de tendência / parâmetro cointegrador
δ	Coeficiente de presença de raiz unitária
τ	Série tau de Kendall
AIC	Critério de Akaike
BIC	Critério de Schwarz
k	Número de parâmetros
RSS	Soma dos quadrados dos resíduos da regressão linear
μ_T	Termo residual
α	Coeficientes dos modelos vetoriais de correção de erros vetoriais
$\overset{G}{\rightarrow}$	Indicador do sentido da causalidade de granger
β_j	Coeficiente de defasagem
γ_k	Coeficiente de defasagem
JB	Estatística Jarque-Bera

S	Coeficiente de assimetria
K	Coeficiente de curtose
χ^2	Distribuição qui-quadrado

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	16
1.1 FORMULAÇÃO DO PROBLEMA.....	16
1.2 JUSTIFICATIVA E RELEVÂNCIA	18
1.3 OBJETIVOS	19
1.3.1 Objetivo geral	19
1.3.2 Objetivos específicos	19
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	20
3 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	22
3.1 SÉRIES TEMPORAIS	22
3.2 RAÍZES UNITÁRIAS	23
3.3 COINTEGRAÇÃO	26
3.4 MODELOS VETORIAIS	27
3.4.1 Modelos Vetoriais Autoregressivos (VAR)	27
3.4.2 Modelos Vetoriais de Correção de Erros Vetoriais (VEC)	28
3.5 CAUSALIDADE DE GRANGER	30
4 DESENVOLVIMENTO	33
4.1 DADOS DE REFERÊNCIA	33
4.1.1 Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA.....	33
4.1.2 Índice Bovespa - IBOVESPA	35
4.1.3 Taxa de Câmbio.....	38
4.1.4 Petróleo Brent e WTI.....	39
4.2 TRATAMENTO DOS DADOS	41
5 RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	47
6 CONCLUSÃO	49
7 REFERÊNCIAS.....	51

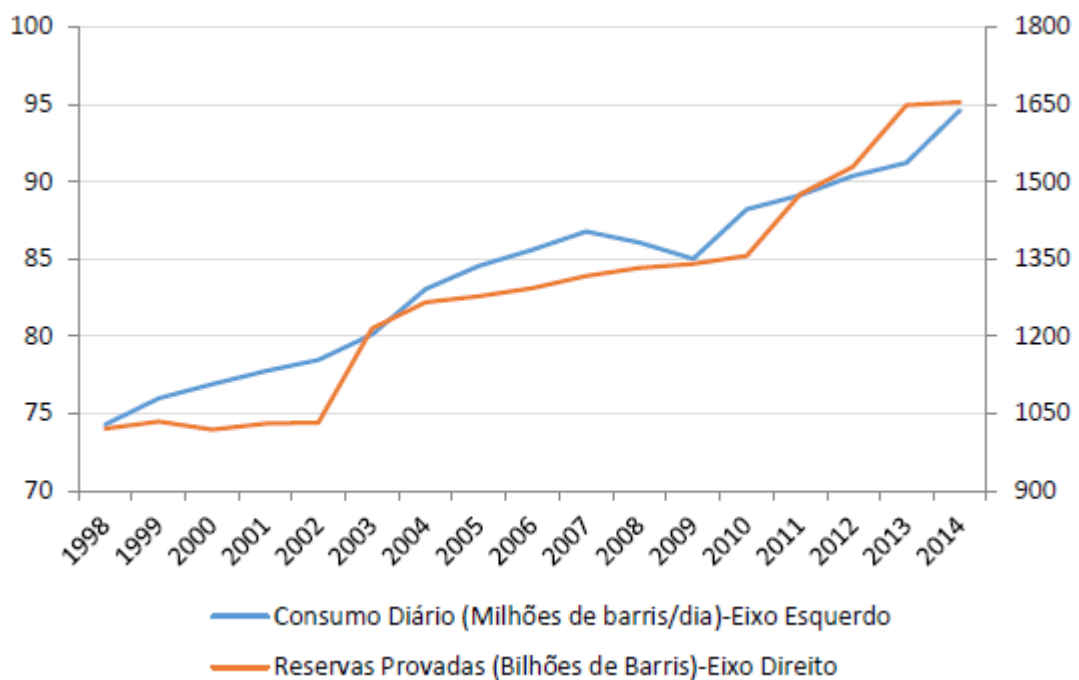
1 INTRODUÇÃO

1.1 FORMULAÇÃO DO PROBLEMA

O petróleo está presente ativamente na matriz energética mundial, sendo hoje uma das fontes de energia mais consumidas no mundo. Além do poder energético, é matéria prima para plásticos, fertilizantes agrícolas e para muitas outras indústrias, o que o torna vital, direta ou indiretamente, no dia a dia do ser humano moderno, revelando, por consequência, sua essencialidade na economia mundial. Segundo YERGIN (2008), somos a sociedade do hidrocarboneto.

Mesmo com o grande avanço tecnológico e aplicativo de fontes de energias renováveis nos últimos anos, os combustíveis fósseis (petróleo e carvão mineral) mantêm a dominância na matriz energética mundial, devido ao aumento de reservas provadas e do aumento consumo, vide Figura 1.

Figura 1 - Consumo e Reservas mundiais de petróleo em barris por dia.



Fonte: produção do próprio autor, 2019.

O protagonismo e a dependência do petróleo derivam da segunda revolução industrial, que tornou seu uso uma tecnologia capaz de aumentar significativamente a eficiência dos processos industriais, com o advento do motor de combustão. Além disso, observa-se a aplicabilidade de seus derivados em diversas outras áreas industriais, como é o caso dos fertilizantes que alavancaram a produção agrícola.

Esse papel central na matriz energética, juntamente com o peso no comércio mundial, além de representar em diversas nações um dos principais produtos da balança comercial, tornam o petróleo uma importante variável para a formulação de políticas econômicas nacionais.

Os preços do barril de petróleo são definidos por uma série de fatores, tais quais: fatores climáticos, reservas disponíveis, produção, fatores políticos, especulação e outros. Variações inesperadas ou bruscas nos preços do barril geram consequências diretas nas economias internacionais, desde mudanças no comércio exterior à desinvestimentos. Fatos históricos comprovam os impactos de alterações bruscas nos preços, vide a chamada *Década Perdida* (1980), quando um aumento inesperado no preço do barril no cenário internacional fez com que a América Latina enfrentasse uma década de estagnação econômica (ESTEVEZ, 2018).

No Brasil, o cenário é o mesmo: apesar de todo o potencial natural para energias renováveis, o petróleo é a peça chave da matriz energética brasileira, sendo responsável por 36,4%. Se considerar o petróleo, gás natural e derivados, representa o montante de 49,4% da matriz energética brasileira, segundo dados da Empresa de Pesquisa Energética (EPE, 2018).

Quantificada a importância do petróleo para a matriz energética nacional, é de extrema importância política e econômica identificar a influência dos preços do barril nos mais diversos índices macroeconômicos, desde a produção industrial até índices representativos financeiros.

Dessa forma, busca-se encontrar a existência dessas relações por meio de técnicas estatísticas, e uso de bancos de dados públicos com registro dos índices de interesse para um período passado.

1.2 JUSTIFICATIVA E RELEVÂNCIA

Notando-se a presença do petróleo ou de seus derivados em inúmeros setores, a variação de seus preços torna-se um fator de grande importância para as estimativas econômicas das economias mundial e nacional. Esse fato desencadeia diversas pesquisas sobre as influências das alterações dos preços do barril na produção industrial, no desempenho econômico do país e em indicadores macroeconômicos nacionais, tais como: produto interno bruto (PIB), variações de preços de bens e serviços (IPCA) e índices de preços de ativos (IBOV11). Segundo ALMEIDA (2016), essas pesquisas visam estabelecer o processo estocástico que possa representar os movimentos das séries temporais dos preços ou dos retornos do petróleo negociado no mercado internacional para obter expectativas de indicadores da atividade econômica para o cenário nacional.

O relacionamento correto entre estes índices e suas possíveis influências é uma vantagem para diversos *players* do mercado preverem os impactos da variação de preços do barril nos índices econômicos de interesse. Além de servirem como base para que indústrias dependentes do petróleo como matéria prima planejem seus preços de venda e volumes de produção e, que especuladores financeiros usufruam das correlações para a obtenção de lucros em suas operações nos mercados de capitais, os índices ainda consubstanciam a formulação de políticas econômicas nacionais pela base governamental, desenvolvendo instrumentos que levam em conta a variação do preço do petróleo em âmbito global.

Assim, com o intuito de validar essas relações *preço x índices*, justifica-se a aplicabilidade de métodos estatísticos para verificar e comprovar as pretensas as relações.

1.3 OBJETIVOS

1.3.1 Objetivo geral

Analisar a existência de relações entre o preço do petróleo bruto tipo Brent, negociado internacionalmente e diversos índices da macroeconomia brasileira.

1.3.2 Objetivos específicos

1 Realizar uma revisão bibliográfica de estudos da área que tratam sobre a influência da variação de preços do petróleo em índices econômicos de diversos países.

2 Desenvolver as metodologias usadas para a análise das flutuações de preços do barril de petróleo tipo Brent nos índices: IPCA, IBOVESPA e taxa de câmbio da economia brasileira.

3 Realizar uma introdução sobre séries temporais utilizadas e suas propriedades para aplicação nos testes auferidos.

4 Aferir testes de cointegração de Dickey-Fuller e causalidade no sentido de Granger aos índices macroeconômicos.

5 Verificar relações de curto e longo prazo entre o preço do petróleo tipo Brent e a variáveis macroeconômicas, e descrever os resultados obtidos.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

O protagonismo do petróleo nos cenários econômico, comercial e energético exige estudos sobre as influências e impactos das oscilações do preço do petróleo nos índices macroeconômicos, como produtos internos brutos, flutuações cambiais, índices de preços, entre outros, de diversas nações e blocos econômicos.

ESSO (2010) investigou a ligação à longo prazo entre o produto interno bruto e o consumo de energia para sete países da África, em um intervalo de 37 anos. As técnicas empregadas foram a *threshold cointegration* de Gregory e Hansen (1996) e a variante de Toda e Yamamoto (1995) para a causalidade de Granger. Os resultados obtidos apontaram cointegração entre o consumo energético e o crescimento econômico em cinco dos sete países analisados. Ainda, nesses cinco países o crescimento econômico teve um forte impacto positivo de longo prazo. Comprovou-se também sinais de causalidade bidirecional entre as duas variáveis observadas para um dos países e, causalidade unidirecional para outros dois dos países estudados.

Analogamente, BASHIRI & MANSO (2013) estudaram a cointegração e a causalidade entre o crescimento econômico da América Latina e o consumo de petróleo em um período de 32 anos. A cointegração e relação de causalidade foi identificada e, com a aplicação de um modelo vetorial autoregressivo para a correção de erros, verificaram causalidade bidirecional entre o consumo da *commodity* e o produto interno bruto para a porção Central da América, e causalidade unidirecional para a porção Sul, ambas em um cenário de curto prazo.

BAYAR & KILIC (2014) efetuaram uma revisão bibliográfica sobre as implicações das oscilações dos preços do óleo cru em variáveis macroeconômicas em dezoito países da União Europeia. Aplicando modelos de regressão de dados em painel, os autores avaliaram os efeitos das oscilações dos preços do petróleo e do gás natural na produção industrial dos países, entre janeiro de 2001 e setembro de 2013. Por meio do estudo, foi possível concluir que as variações nos preços exerciam efeitos negativos no aumento da produção industrial dos países, sendo que uma variação de apenas 1% no preço do petróleo causaria uma diminuição de 19% na

produção industrial, enquanto que a mesma variação de 1% no preço do gás natural, implicaria em uma produção industrial 18% menor nos países avaliados.

Outrossim, YANNAN *et al.* (2010) aplicaram o índice de Kilian como parâmetro para quantificar o nível de atividade mundial em relação a atividade econômica mundial, taxa cambiais (utilizaram um índice entre o dólar americano e um grupo de outras moedas mundiais) e o preço do óleo cru. Os autores aplicaram os testes de cointegração e causalidade de Granger para um intervalo de vinte e quatro anos, concluindo que o preço do barril é cointegrado com a atividade mundial e com o câmbio, e que, conseqüentemente, há uma relação de longo prazo entre as variáveis. Também concluíram que o índice de atividade econômica de Kilian é “causa” no sentido de Granger do preço do barril. Finalmente, concluíram que o preço do petróleo é influenciado no longo prazo pela cointegração e no curto prazo pela atividade econômica mundial.

Em outra perspectiva, COOPER (2003) avaliou em seu estudo o vínculo entre a demanda e o preço do barril para uma amostra de vinte e três países. Aplicando o modelo de ajustamento parcial de Nerlove (1956), com adaptações, para aferir os resultados à curto e longo prazo, o autor concluiu que a demanda da *commodity* era indiferente às variações de preços.

Percebe-se que, dentro do estudo de variáveis econômicas em variadas nações, autores distintos apresentam conclusões igualmente distintas. Por isso, é importante destacar que fatores como local, modelos empregados e períodos de amostragem, acarretam conclusões divergentes em relação a cointegração e causalidade das variáveis observadas.

3 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Alguns conceitos de econometria e estatística são essenciais para a compreensão dos métodos que serão aplicados e analisados para a verificação de relações entre o preço do petróleo e os índices macroeconômicos. Estes serão apresentados a seguir.

3.1 SÉRIES TEMPORAIS

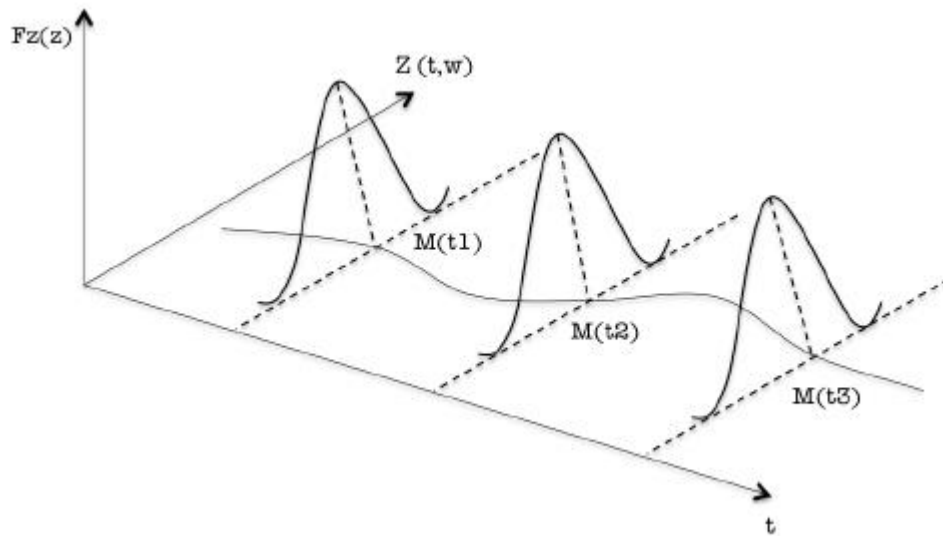
Segundo SALLES (2010), uma série temporal pode ser definida como uma realização de um processo estocástico, com certa distribuição de probabilidades associadas ao longo do tempo. De forma simples, se constitui como uma série definida pelo conjunto de observações pontuais de uma mesma variável ordenada no tempo.

Uma série temporal pode ser contínua ou discreta, de intervalos regulares ou irregulares e estacionárias ou não estacionárias. Uma série fracamente estacionária, é a série temporal que apresenta média e variância reais, finitas e constantes no tempo. Já a covariância entre um intervalo de tempo, depende apenas do tamanho da defasagem no período (BRKWELL & DAVIS, 1996), ou seja, uma série fracamente estacionária não sofre alterações em suas propriedades ao decorrer do tempo e para um período de tempo grande, tenderá, em alternância, para a sua média e para reversão a sua média, gerando “ondas” em torno da média com amplitudes muito próximas, praticamente constantes (GUAJARATI, 2011)

Por outro lado, a série estritamente estacionária apresenta todas as suas distribuições invariantes no tempo, e não apenas a média e a variância. COCHRANE (1997) afirma que para a maioria dos efeitos práticos, a estacionariedade fraca¹ é suficiente.

¹ Para efeito prático, uma série fracamente estacionária será citada apenas como série estacionária, no decorrer do estudo.

Figura 2 - Série estacionária (processo estocástico).



Fonte: RAMOS&PORTELINHA, 2015.

3.2 RAÍZES UNITÁRIAS

A equação que caracteriza as séries com raízes unitárias é dada por:

$$Y_{t+1} = p \cdot Y_t + \varepsilon_{t+1}, \text{ para } |p| \leq 1, \quad (1)$$

onde ε é o termo do ruído de distribuição normal e média nula para um desvio padrão unitário (ruído branco puro).

Calculando os valores da série representada pela equação (1) ao longo do tempo, para o caso onde $p = 1$, demonstra-se que a série é não estacionária:

$$Y_{t+1} = 1 \cdot Y_t + \varepsilon_{t+1} \quad (2)$$

$$Y_1 = 1 \cdot Y_0 + \varepsilon_1 \quad (3)$$

$$Y_2 = 1 \cdot Y_1 + \varepsilon_2 = Y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 \quad (4)$$

a partir da equação (4) é possível generalizar através da seguinte expressão:

$$Y_t = 1 \cdot Y_0 + \sum \varepsilon_t = Y_0 + \sum \varepsilon_t \quad (5)$$

portanto, usando a equação (5) para encontrar a média e a variância, tem-se:

$$E(Y_t) = E\left(Y_0 + \sum \varepsilon_t\right) = Y_0 \quad (6)$$

$$Var(Y_t) = t \cdot \sigma^2 \quad (7)$$

onde σ o desvio padrão do ruído.

Na equação (7) percebe-se que a variância aumenta com o tempo, violando uma condição da estacionariedade.

O modelo com $p = 1$ apresentado na equação (5) representa um modelo de passeio aleatório, onde o valor em um tempo é igual ao valor do período passado adicionado de um valor puramente aleatório, modelo que retrata o problema de séries com raiz unitária (GUJARATI, 2011).

Outrossim, uma série que possua raiz unitária ($p = 1$), consequentemente, não estacionária, pode ser tratada de modo que a nova série alcançada seja estacionária. Tratamento o qual se baseia na construção de uma nova série formada pela diferença entre dois períodos de tempo consecutivos da série inicial. A nova série terá as seguintes características: (GUJARATI, 2011)

$$\Delta Y_1 = Y_1 - Y_0 = \varepsilon_1 \quad (8)$$

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t \quad (9)$$

$$E(\Delta Y_t) = E(\varepsilon_t) = 0 \quad (10)$$

$$Var(\Delta Y_t) = Var(\varepsilon_t) = \sigma^2 \quad (11)$$

A série representada pela equação (9) apresenta variância e média constantes no tempo, consequentemente é estacionária. Segundo GUJARATI (2011), a série temporal de passeio aleatório, equação (5), é uma série estacionária por diferenças, ou integrada de ordem um ($I(1)$). Analogamente uma série que se torna estacionária após n diferenciações é chamada de série integrada de ordem n ($I(n)$).

O teste adotado para a verificação da estacionariedade das séries temporais foi o de Dickey-Fuller Aumentado, que averigua se o modelo possui ou não raiz unitária. Na realização do teste é necessário aferir a regressão abaixo:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{t-1} \alpha_i \cdot \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

O teste, representado pela equação (12), busca testar a seguinte hipótese nula:

$$H_0: \delta = 0, \quad \text{série não estacionária, hipótese alternativa}$$

$$H_1: \delta < 0, \quad \text{série estacionária}$$

Dickey e Fuller (1979) na elaboração do teste, mostraram que o valor estimado do coeficiente de presença de raiz unitária – δ , segue a série estatística τ (série tau de Kendall) e calcularam os valores críticos para a distribuição, que consistem nas hipóteses supracitadas.

O modelo de regressão linear com erros autoregressivos aplicado pelo *software* MacroDados® considera que o termo do ruído (ε) pode ser modelado em função de suas defasagens. O número de defasagens pode ser definido através dos critérios de Akaike ou Schwarz, que têm como função limitar o número de regressores. Os critérios são formulados abaixo:

$$AIC = e^{\left(\frac{2 \cdot k}{n}\right)} \cdot \left(\frac{RSS}{n}\right) \quad (13)$$

$$BIC = n^{\left(\frac{k}{n}\right)} \cdot \left(\frac{RSS}{n}\right) \quad (14)$$

nas equações (13) e (14), têm-se que:

k é o número de parâmetros;

n é o tamanho da amostragem;

RSS é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão linear;

AIC é o critério de Akaike;

BIC é o critério de Schwarz.

No *software* utilizado (MacroDados®) existe a opção “Defasagem automática” que ao ser selecionada informa ao programa o uso do número de defasagens que resulta no menor critério de Schwarz, como é sugerido por Fumio Hayashi (2010).

3.3 COINTEGRAÇÃO

Ao utilizar séries não estacionárias para fazer regressões lineares, submete-se ao risco de realizar regressões lineares incorretas: com possíveis significâncias estatísticas de coeficientes (R^2), mas sem sentido. Supondo duas séries, Z_T e Y_T , as quais quando submetidas a teste de raiz unitária, como ao teste de Dickey Fueller aumentado, não se pode rejeitar a chance de não estacionariedade das raízes. Assim sendo, estima-se um modelo de regressão linear do seguinte modo:

$$Z_T = \beta_1 + \beta_2 \cdot Y_T + \mu_T \quad (15)$$

$$\mu_T = Z_T - \beta_1 + \beta_2 \cdot Y_T \quad (16)$$

onde μ_T é o chamado termo residual.

Ao se aplicar um teste de raiz unitária para testar a estacionariedade deste termo, conclui-se que apesar das séries não serem estacionárias, uma combinação linear das mesmas (Z_T e Y_T) implica em um cancelamento das tendências estocásticas tornando a nova série estacionária. Fator este que caracteriza as séries temporais Z_T e Y_T como séries cointegradas. (COCHRANE, 1997). Assim a constante β_2 é chamada de parâmetro cointegrador.

Como resultado da cointegração entre as séries Z_T e Y_T , a regressão entre as duas variáveis não será errônea. Como define GUJARATI (2011), se duas variáveis são cointegradas, deve existir uma relação de longo prazo entre elas.

Dentre os inúmeros testes existentes para a verificação da cointegração entre séries, utilizar-se neste estudo o teste de cointegração de Engle-Granger, que consiste na aplicação de um teste de raiz unitária para a validação da estacionariedade do termo residual ou da combinação linear das duas séries, portanto o teste de raiz unitária utilizado será o teste de Dickey-Fueller aumentado.

A cointegração entre séries temporais descreve uma relação de longo prazo entre as séries, mas nada impede desequilíbrios pontuais. Segundo GUJARATI (2011), pode-se considerar o termo residual como um erro de equilíbrio e utilizá-lo para relacionar o comportamento das duas séries no curto prazo com o seu valor de equilíbrio de longo prazo.

3.4 MODELOS VETORIAIS

3.4.1 Modelos Vetoriais Autoregressivos (VAR)

Frequentemente modelos de regressões assumem uma variável dependente e as demais independentes. Entretanto, existem modelos onde é difícil saber exatamente qual é a variável a ser considerada dependente. Nestes casos, usa-se modelos vetoriais autoregressivos para analisar as relações de causa e efeito entre séries temporais.

Considerando as séries temporais abaixo, onde Y_t e X_t são estacionárias, ou seja, são integradas de ordem zero:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot Y_{t-1} + \beta_3 \cdot X_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (17)$$

$$X_t = \beta_4 + \beta_5 \cdot X_{t-1} + \beta_6 \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (18)$$

onde ε_{1t} e ε_{2t} são os termos de ruídos brancos puros². No sistema, formado pelas equações (17) e (18), o que caracteriza um modelo vetorial autoregressivo são as defasagens das variáveis. Como as variáveis estão em função de suas defasagens de um período, tem-se um modelo autoregressivo de ordem um (VAR(1)). Como o modelo apresenta todas as variáveis estacionárias, pode-se utilizá-lo diretamente sem a necessidade do uso do método das primeiras diferenças para a obtenção de novas séries.

Para GUAJARATI (2011) os modelos VAR, apesar de suas simplicidades, apresentam resultados muitas vezes melhores do que os obtidos com métodos mais complexos.

3.4.2 Modelos Vetoriais de Correção de Erros Vetoriais (VEC)

No caso de as variáveis serem integradas de ordem um, logo, não estacionárias, mas cointegradas, pode-se modificar o sistema para levar em conta a relação de longo prazo entre as variáveis. A nova versão modificada do sistema é chamada de modelo vetorial de correção de erro vetorial (VEC).

O modelo abaixo é composto por duas séries integradas de primeira ordem e cointegradas, expressas por:

$$X_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot Y_t + \mu_t \quad (19)$$

isolando μ_t na equação (19), têm-se:

² Ruído branco puro apresenta distribuição normal e média nula para um desvio padrão unitário.

$$\mu_t = X_t - \beta_1 - \beta_2 \cdot Y_t \quad (20)$$

das equações (19) e (20) obtêm-se para as n defasagens:

$$\mu_{t-n} = X_{t-n} - \beta_1 - \beta_2 \cdot Y_{t-n} \quad (21)$$

onde μ_t é o termo residual, que por definição, apresenta comportamento estacionário, vide que as séries são cointegradas.

Deste modo, o modelo vetorial de correção de erro vetorial consiste em aferir o sistema abaixo, no qual de maneira análoga aos modelos VAR, todos os termos são estacionários:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot \mu_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (22)$$

$$\Delta X_t = \alpha_3 + \alpha_4 \cdot \mu_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (23)$$

substituindo nas equações (22) e (23) nos termos residuais defasados, têm-se:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2(X_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 \cdot Y_{t-1}) + \varepsilon_{1t} \quad (24)$$

$$\Delta X_t = \alpha_3 + \alpha_4(X_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 \cdot Y_{t-1}) + \varepsilon_{2t} \quad (25)$$

Os coeficientes α_2 e α_4 são chamados de coeficientes de correção do erro e mensuram a magnitude das respostas das variáveis Y_t e X_t perante variações do termo residual defasado μ_{t-1} .

Da literatura, têm-se que para garantir a estabilidade os coeficientes α_2 e α_4 devem estar dentro dos seguintes intervalos:

$$0 \leq \alpha_2 < 1 \quad (26)$$

$$-1 < \alpha_4 \leq 0 \quad (27)$$

A garantia de estabilidade para os coeficientes restaura o equilíbrio da cointegração, mesmo em casos onde o termo residual seja positivo, a variação ΔY_t seja positiva e a variação de $\beta_1 + \beta_2 \cdot Y_{t-1}$ seja negativa. Outrossim, os coeficientes apresentando valores menores que um, garantem também que o sistema de equações não apresente comportamento explosivo.

3.5 CAUSALIDADE DE GRANGER

O teste de causalidade proposto por Granger busca superar os obstáculos do uso de correlações entre variáveis, apesar do modelo de regressão descrever a existência de correlações que não implica, por si só, em uma relação de causa e efeito entre as variáveis.

Uma correlação é uma mera associação entre pares de variáveis, mas uma correlação não basta para determinar causalidade porque é uma relação simétrica. Isto quer dizer que a extensão pela qual X é correlacionada com Y é exatamente a mesma pela qual Y é correlacionado ou explicado por X , ou seja, é uma relação simétrica. (GRANGER, 1998)

Um problema comum na análise de séries temporais é a identificação de relações de causa e efeito entre variáveis e a direção³ dessa relação. Ao analisar séries temporais deve ser levado em conta a prioridade temporal, ou seja, eventos passados podem causar eventos futuros, mas o contrário é impraticável. Prioridade temporal que para Granger (1998) é a observância de que: a causa não pode ocorrer depois do efeito; e que a causa ocorre antes do efeito. Por exemplo, o comportamento passado da taxa de câmbio do dólar pode causar variações no índice Bovespa, mas, irrefutavelmente, o comportamento do índice Bovespa atual não pode causar variações na taxa de câmbio do dólar passado.

Pela definição de causalidade de Granger⁴, percebe-se que a causalidade não é necessariamente recíproca, pois $Y_t \xrightarrow{G} X_t$ não implica que $X_t \xrightarrow{G} Y_t$.

Na análise da causalidade entre as variáveis estudadas, utiliza-se o teste da causalidade de Granger. Para verificar a causalidade entre duas séries temporais estacionárias Y_t e X_t , segue-se:

³ Direção da causalidade (relação de causa e efeito) vem do fato de que a variação em uma variável irá implicar na variação da outra, é definida por qual a variável que implica no “futuro” da outra.

⁴ $Y_t \xrightarrow{G} X_t$ é o representativo de que: Y_t causa no sentido de Granger X_t .

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i \cdot Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j \cdot X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (28)$$

$$X_t = \sum_{k=1}^n \gamma_k \cdot Y_{t-k} + \sum_{l=1}^n \delta_l \cdot X_{t-l} + \varepsilon_{2t} \quad (29)$$

as equações acima representam um modelo vetorial autoregressivo (VAR) com n defasagens e pode ser estendido para mais variáveis, aumentando o número de variáveis e equações presentes no modelo. O modelo VAR acima associa a grandeza das variáveis com seus valores defasados e com as defasagens das demais variáveis.

O modelo consubstancia-se em quatro cenários plausíveis. O primeiro é o caso onde os coeficientes das defasagens de X_t na primeira regressão somados são diferentes de zero e os coeficientes das defasagens de Y_t na segunda regressão somados são idênticos a zero, ou seja:

$$\sum \beta_j \neq 0 \quad (30)$$

$$\sum \gamma_k = 0 \quad (31)$$

Assim o primeiro caso, expresso pela relação (30) e (31), resulta em uma causalidade unidirecional de X_t para Y_t . Outrossim, os valores defasados de X_t implicam no comportamento de Y_t , mas os valores defasados de Y_t não interferem no comportamento de X_t . Pela definição de causalidade de Granger, têm-se que X_t Granger causa Y_t , e os valores defasados de Y_t não têm influência sobre os valores presentes/futuros de X_t .

A segunda possibilidade, expresso pela relação (32) e (33), é para uma causalidade unidirecional no sentido de Y_t para X_t , então tem-se o seguinte:

$$\sum \beta_j = 0 \quad (32)$$

$$\sum \gamma_k \neq 0 \quad (33)$$

O terceiro caso é a existência de causalidade bidirecional, representado por (34) e (35), denominado *feedback*, que é quando existe uma relação de equilíbrio entre as séries, pois o passado de uma delas traz informações sobre o futuro da segunda e vice-versa. Onde X_t Granger causa Y_t de mesmo modo que Y_t Granger causa X_t . Neste caso:

$$\sum \beta_j \neq 0 \quad (34)$$

$$\sum \gamma_k \neq 0 \quad (35)$$

O último cenário possível é quando se tem independência entre as variáveis observadas, ou seja, os valores defasados somados são todos iguais a zero:

$$\sum \beta_j = 0 \quad (36)$$

$$\sum \gamma_k = 0 \quad (37)$$

Finalmente, no caso representado por (36) e (37) utiliza-se a distribuição estatística do tipo F , após obter todos os conjuntos de coeficientes defasados de soma nula para testar a hipótese nula sujeitada ao teste de causalidade de Granger.

4 DESENVOLVIMENTO

Tendo em vista que os dados de análise para cada índice são obtidos em períodos diferentes⁵, este estudo se consubstancia nas informações de fechamento do último dia útil de cada mês para os índices com variações diárias e, através do dado equivalente ao mês, para o índice de aferimento mensal.

4.1 DADOS DE REFERÊNCIA

4.1.1 Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA

O Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (SNIPC), implantado e gerido pela Coordenação de Índices de Preços, do IBGE, produz mensalmente índices de preços seguindo critérios econômicos e estatísticos em consonância com recomendações internacionais.

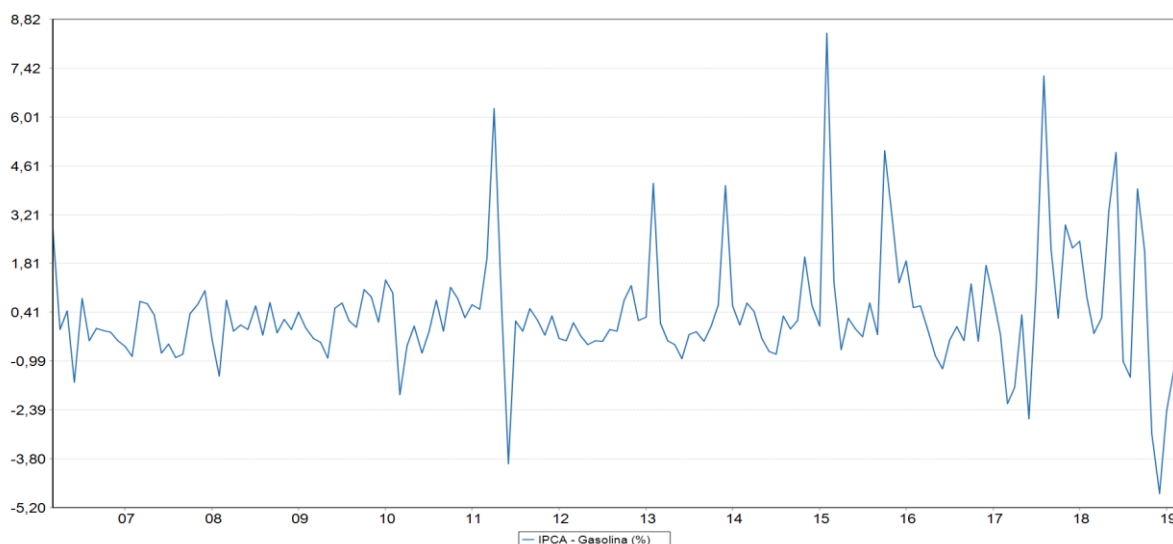
O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA, produzido pelo SNIPC, objetiva medir a inflação de um conjunto de produtos e serviços comercializados no varejo, referentes ao consumo pessoal das famílias cujo rendimento mensal esteja na faixa de 1 a 40 salários mínimos. A faixa foi estipulada com o objetivo de garantir uma cobertura de 90% das famílias pertencentes às áreas urbanas sob cobertura do SNIPC. As pesquisas realizam-se nas regiões metropolitanas das capitais dos estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Pernambuco, Rio Grande do Sul, Minas Gerais, Pará, Espírito Santo, Ceará, Bahia e Paraná, além do Distrito Federal e das cidades de Campo Grande e Goiânia.

De forma geral, o IPCA é composto por uma cesta teórica de produtos selecionados, dentre os quais estão presentes diversos derivados do petróleo. Pode ser observado nas figuras FIGURA 3 e FIGURA 4 as variações do peso da gasolina no

⁵ Bovespa, preço do barril de petróleo tipo Brent e taxa de câmbio: média diária, máxima/mínima diária e preço de fechamento diário; IPCA: aferimento mensal.

IPCA e o IPCA desagregado combustíveis⁶ para o interregno temporal entre 2006 à 2019 e 1999 à 2019.

Figura 3: variação do peso do combustível gasolina no cálculo do IPCA 2006 – 2019.



Fonte: elaboração própria, 2019, baseada em dados do *software* MacroDados®.

Figura 4 - variação do peso IPCA desagregado – Combustíveis 1999 – 2019.



Fonte: elaboração própria, 2019, baseada em dados do *software* MacroDados®.

O IPCA é de grande relevância para a economia brasileira, pois está diretamente relacionado à inflação do país. O Banco Central do Brasil – BACEN, que

⁶ IPCA desagregado combustíveis: representa o impacto dos combustíveis gasolina, etanol, óleo diesel e gás veicular no índice de preços, sem levar em conta o restante da cesta representativa de produtos utilizada no índice total.

tem como uma de suas atribuições assegurar a estabilidade do poder de compra da moeda, utiliza o IPCA como base para a implementação das metas de inflação no território nacional. A Inflação, por sua vez, está relacionada com o aumento dos preços de bens e serviços, sendo expressa por um índice de extrema importância para a economia e para as famílias. Assim sendo, o aumento do índice implica em uma diminuição do poder de compra caso não ocorra também um aumento de renda.

4.1.2 Índice Bovespa - IBOVESPA

O Índice Bovespa - IBOVESPA é o principal índice da Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBOVESPA), e consequentemente, do mercado de ações brasileiro. Foi criado em 1968 e consolidou-se como referência para investidores. É composto pelas ações e *units* de ações de companhias listadas na B3⁷ que atendam os critérios de inclusão pré-estabelecidos pela BM&FBOVESPA.

Caracterizado como um índice de retorno total⁸, o IBOVESPA é resultado de uma carteira teórica dos ativos com maior representatividade e negociabilidade no mercado de ações brasileiro. Nele, os ativos são ponderados pelo valor de mercado do *free float*⁹ de espécie pertencente à carteira, com limite de participação baseado na liquidez. Os ativos integrantes do índice são balanceados e/ou substituídos quadrimestralmente, visando que o IBOVESPA mantenha a representatividade do mercado como um todo. Neste estudo, para calcular o Índice Bovespa utilizou-se a série de fechamento da cotação no último dia útil do mês de referência (cotação mensal) em moeda brasileira (Real), obtida na base de dados do *software* MacroDados®, de acordo mostrado na Tabela 1.

A carteira do IBOVESPA para o primeiro quadrimestre de 2019, apresentada na Tabela 1, contém 65 ativos de 62 empresas diferentes. Os cinco ativos de maiores

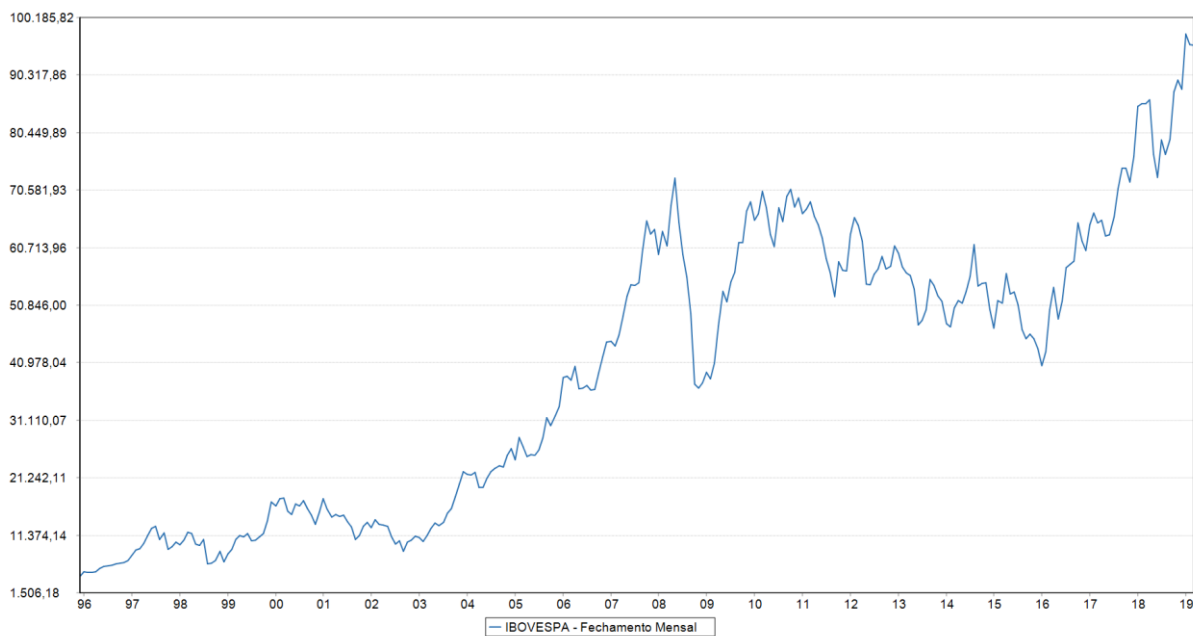
⁷ B3 – Brasil, Bolsa e Balcão. É a bolsa de valores oficial do Brasil – Surgiu da fusão entre a Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBOVESPA) e a Central de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos (CETIP).

⁸ Índices de retorno total visam refletir tanto as variações nos preços dos ativos integrantes do índice no tempo, quanto ao impacto que a distribuição de proventos (dividendos) por parte das companhias emissoras desses ativos teria no retorno do índice.

⁹ *Free float* é a quantidade em percentual de ações livres à negociação no mercado. São as ações que não pertencem a acionistas estratégicos (controladores e diretores). Quanto maior o *free float* de uma companhia, maior a sua liquidez no mercado e assim, maior a facilidade de compra e venda de seus ativos na bolsa.

representatividades são: Itaú Unibanco PN (10,801%), Vale ON (10,774%), Bradesco PN (8,570%), Petrobras PN (7,208%) e Petrobras ON (5,015%).

Figura 5 - Cotação do índice Bovespa, fechamento mensal 12/1995 – 04/2019.



Fonte: elaboração própria, 2019, baseada em dados do *software* MacroDados®.

Tabela 1 - Carteira teórica do índice Bovespa para o primeiro quadrimestre de 2019 (Continua)

Código	Ação	Código.	Ação.	Código,	Ação,
ABEV3	AMBEV S/A	ELET3	ELETROBRAS	MRVE3	MRV
B3SA3	B3	ELET6	ELETROBRAS	MULT3	MULTIPLAN
BBAS3	BRASIL	EMBR3	EMBRAER	NATU3	NATURA
BBDC3	BRADESCO	ENBR3	ENERGIAS BR	PCAR4	P.ACUCAR-CBD
BBDC4	BRADESCO	EQTL3	EQUATORIAL	PETR3	PETROBRAS
BBSE3	BBSEGURIDADE	ESTC3	ESTACIO PART	PETR4	PETROBRAS
BRAP4	BRADSPAR	FLRY3	FLEURY	QUAL3	QUALICORP
BRDT3	PETROBRAS BR	GGBR4	GERDAU	RADL3	RAIADROGASIL
BRFS3	BRF SA	GOAU4	GERDAU MET	RAIL3	RUMO S.A.
BRKM5	BRASKEM	GOLL4	GOL	RENT3	LOCALIZA
BRML3	BR MALLS PAR	HYPE3	HYPERA	SANB11	SANTANDER BR

Tabela 2 - Carteira teórica do índice Bovespa para o primeiro quadrimestre de 2019 (Conclusão)

BTOW3	B2W DIGITAL	IGTA3	IGUATEMI	SBSP3	SABESP
CCRO3	CCR SA	ITSA4	ITAUSA	SMLS3	SMILES
CIEL3	CIELO	ITUB4	ITAUUNIBANCO	SUZB3	SUZANO PAPEL
CMIG4	CEMIG	JBSS3	JBS	TAEE11	TAESA
CSAN3	COSAN	KLBN11	KLABIN S/A	TIMP3	TIM PART S/A
CSNA3	SID NACIONAL	KROT3	KROTON	UGPA3	ULTRAPAR
CVCB3	CVC BRASIL	LAME4	LOJAS AMERIC	USIM5	USIMINAS
CYRE3	CYRELA REALT	LOGG3	LOG COM PROP	VALE3	VALE
ECOR3	ECORODOVIAS	LREN3	LOJAS RENNER	VIVT4	TELEF BRASIL
EGIE3	ENGIE BRASIL	MGLU3	MAGAZ LUIZA	VVAR3	VIAVAREJO
		MRFG3	MARFRIG	WEGE3	WEG

Fonte: BMFBOVESPA. Carteira Mai. a Ago. 2019. Disponível em: <<http://bvmf.bmfbovespa.com.br/indices/ResumoCarteiraQuadrimestre.aspx?Indice=IBOV&idioma=pt-br>>. Acesso em: 06 mai. 2019.

4.1.3 Taxa de Câmbio

Define-se como taxa de câmbio o preço de uma moeda estrangeira medido em unidades ou frações da moeda nacional. No Brasil, a moeda estrangeira mais negociada é o dólar dos Estados Unidos da América, fazendo com que as cotações comumente sejam nessa moeda. Assim, quando se diz que a taxa de câmbio é X, significa que um dólar dos Estados Unidos da América custa X reais. Deste modo, a taxa de câmbio reflete o custo de uma moeda em relação à outra.

As cotações cambiais apresentam taxas para a compra e para a venda da moeda, as quais são referenciadas do ponto de vista do agente autorizado a operar no mercado de câmbio pelo Banco Central. Além de expressar quantitativamente a condição de troca entre duas moedas, a taxa de câmbio expressa as relações de troca entre dois países, sendo, portanto, uma das variáveis macroeconômicas mais importantes, sobretudo para as relações comerciais e financeiras de um país com os demais países.

Um erro bastante comum consiste na ideia de que é o Banco Central quem fixa as cotações da taxa de câmbio, pois são livremente pactuadas entre as partes contratantes (comprador/vendedor da moeda estrangeira e o agente autorizado a operar no mercado de câmbio). Tal erro é perceptível nas terminologias “dólar comercial” e “dólar turismo” que são utilizadas para indicar as diferentes taxas praticadas no mercado, quando na verdade só existe um único mercado de câmbio legal no país.

A taxa de câmbio não é fixa, podendo variar de acordo com as características da operação realizada. Cada operação de câmbio apresenta custos administrativos e financeiros distintos, provenientes de diferentes formas de entrega da moeda estrangeira, bem como particularidades no que diz respeito ao valor da operação, cliente e prazo de liquidação.

Para os dados da taxa de câmbio entre dólares dos Estados Unidos da América e Reais do Brasil, também foi utilizada uma série com dados da cotação de fechamento do Dólar Comercial (Venda - PTAX¹⁰) no último dia útil do mês de

¹⁰ PTAX é uma taxa de câmbio calculada durante o dia pelo Banco Central do Brasil e consiste na média das taxas informadas pelas instituições que servem como seus intermediários, os chamados *dealers* de dólar, durante 4 janelas do dia. É a taxa de referência para o dólar em D2 (em dois dias

referência (cotação mensal) em R\$/US\$, obtida na base de dados do *software* MacroDados® e representada na Figura 6.

Figura 6 - Taxa de câmbio do dólar americano PTAX-venda, fechamento mensal 12/1995 - 03/2019.



Fonte: elaboração própria, 2019, baseada em dados do *software* MacroDados®.

4.1.4 Petróleo Brent e WTI

Atualmente, o petróleo tipo Brent e o petróleo tipo WTI são os de maior representatividade no mercado petrolífero. Enquanto que o valor do óleo tipo Brent é referência para o preço da *commodity* no mercado europeu e no Oriente Médio, o óleo tipo WTI, é a referência para o preço da *commodity* no mercado americano.

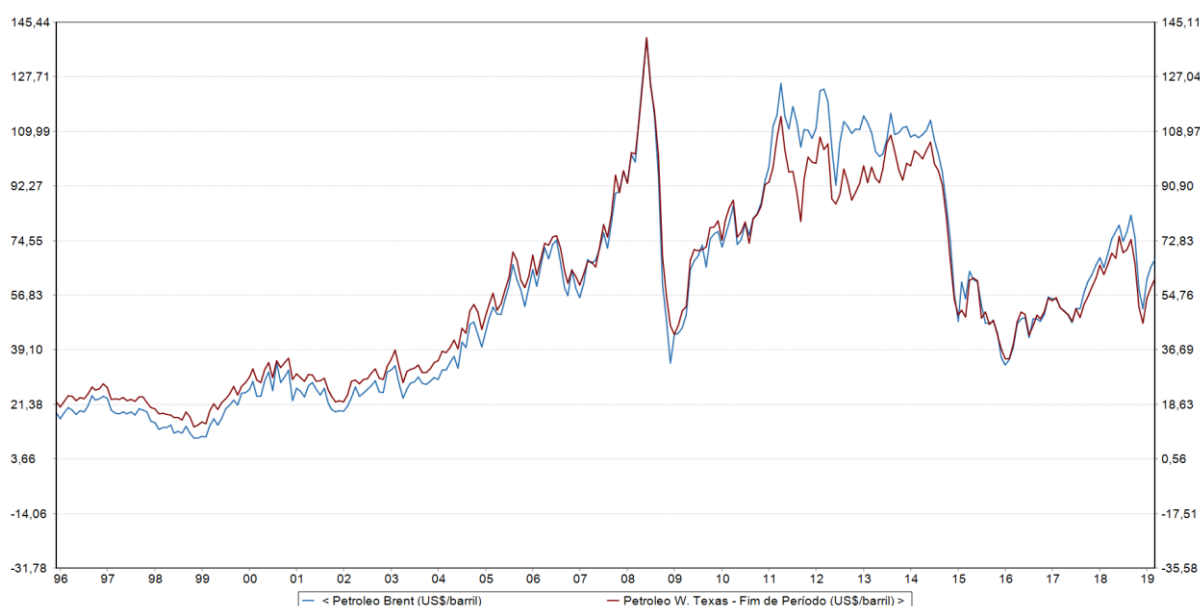
O petróleo doce-leve do Mar do Norte, comercializado na Bolsa de Londres, é denominado de Petróleo tipo Brent em virtude de ser proveniente, antigamente, da exploração do petróleo através de uma base da Shell, denominada Brent. O óleo tipo Brent, há décadas, serve como um grau de *benchmarking* internacional.

úteis), devido ao fato de os contratos derivativos de câmbio serem liquidado com base na PTAX divulgada para o dia útil anterior.

O Petróleo tipo West Texas Intermediate – WTI, por sua vez, recebe esse nome em função do fato de ser originário da principal região petrolífera dos Estados Unidos – o Oeste do Texas e, ser vendido por intermediários. O óleo tipo WTI é negociado na Bolsa de Nova York.

As diferenças entre os dois tipos do óleo vão além da área de exploração e comercialização se distinguindo principalmente por seus graus de leveza: o WTI é mais leve, portanto, mais fácil de ser refinado, o que lhe garante normalmente um preço superior ao do Brent. Entretanto, a leveza não é o único fator de influência nos preços, os fatores geopolíticos têm grande peso nas cotações e, muitas vezes, implicam em um maior preço do Brent em relação ao WTI, como podemos observar na Figura 7, nos momentos onde a linha azul está acima da linha vermelha.

Figura 7 - Preços petróleo Brent e petróleo WTI X tempo 12/1995 – 03/2019.



Fonte: elaboração própria, 2019, baseada em dados do *software* MacroDados®.

Para o presente estudo, utiliza-se a série histórica das cotações do Petróleo Brent para as análises. Utilizou-se a série temporal com dados da cotação de fechamento do Brent no último dia útil do mês de referência (cotação mensal) em dólares norte-americanos por barril (US\$/barril), obtida na base de dados do *software* MacroDados®.

4.2 TRATAMENTO DOS DADOS

Realizou-se resumos estatísticos para todas as séries temporais dos índices utilizados. Os resumos visam observar a dispersão dos valores das séries temporais, com a obtenção dos valores do coeficiente de assimetria, da média, da mediana, do coeficiente de curtose, de máximos e mínimos das séries temporais dos índices macroeconômicos.

Para o teste de normalidade das variáveis, utilizou-se o teste de Jarque-Bera, que consiste em validar a seguinte hipótese nula:

H_0 : a variável possui distribuição normal, hipótese alternativa

H_1 : a variável não possui distribuição normal

Para testar a hipótese nula, utiliza-se a estatística de Jarque-Bera, representada abaixo:

$$JB = \left(\frac{N}{6}\right) \cdot \left(S^2 + \frac{(k-3)^2}{4}\right) \quad (38)$$

onde:

JB é a estatística de Jarque-Bera;

N é o tamanho da amostragem;

S é o coeficiente de assimetria;

K é o coeficiente de curtose.

A equação (38), denominada estatística JB, é uma distribuição qui-quadrado com 2 graus de liberdade¹¹. Desse modo, se o valor da estatística do teste for maior do que o valor crítico da distribuição χ^2 com certo grau de significância, a hipótese nula é rejeitada.

Anteriormente ressaltou-se a não estacionariedade como um problema recorrente na análise de séries temporais. Devido a isso, calculou-se os retornos

¹¹ A probabilidade de distribuição χ^2 (qui-quadrado) não é simétrica, para aumentar o seu estado de simetria é necessário aumentar o seu grau de liberdade, portanto a relação entre simetria e grau de liberdade são diretamente proporcionais.

logarítmicos de todas as séries dos índices estudados. Em seguida realizou-se resumos estatísticos e testes de estacionariedade para as novas séries, compostas pelos retornos logarítmicos. As séries de retornos logarítmicos foram obtidas da seguinte forma:

$$\text{Retorno de } X_t = \ln\left(\frac{X_t}{X_{t-1}}\right) \quad (39)$$

A Tabela 3 demonstra os resultados dos resumos estatísticos das séries de cada índice macroeconômico estudado:

Tabela 3 – Resumo estatístico das séries temporais estudadas.

	IPCA	IBOV	Taxa de Câmbio	Brent
Média	2841,8729	38693,8505	2,2668	56,7327
Variância	1298730,461	565035052,5	0,6104	1122,4371
Moda	1630,176	12819,5	1,9213	23,33
Mediana	2669,38	41931	2,143	51,73
Mínimo	1244,23	4299	0,9725	10,32
Máximo	5103,69	89504	4,1353	140,42
Desvio padrão	1139,6186	23770,466	0,7813	33,5028
Assimetria	0,4235	0,0812	0,3745	0,4886
Curtose	2,0555	1,6436	2,4316	2,0528
Jarque-Bera	18,5773	21,5405	10,2027	21,3785
Probabilidade JB	0,0001	0,0000	0,0061	0,0000
Número de observações	277	277	277	277
Soma	787198,78	10718195,6	627,9133	15714,95

Fonte: elaboração própria, 2019, baseada em dados do software MacroDados®.

Percebe-se pela Tabela 3 que durante o período de estudo (dezembro de 1995 à dezembro de 2018), o preço do barril do Petróleo Brent oscilou entre US\$ 10,32 e US\$ 140,42, com mediana e média próximas a 55 dólares norte-americanos. O resumo estatístico para a série do preço do barril de petróleo Brent, apresentou também baixos valores de assimetria e de curtose, 0,4886 e 2,0528, respectivamente, e ainda um desvio padrão da ordem de 33 dólares.

Em paralelo, a taxa de câmbio em reais por dólares norte-americanos (R\$/US\$) apresentou cotação média no período de R\$/US\$ 2,27 oscilando entre os valores mínimo de 0,97 e máximo 4,14 reais por dólar norte-americano. Outrossim, a taxa de

câmbio apresentou um desvio padrão de 0,78 e os coeficientes de assimetria e curtose foram de 0,37 e 4,43, respectivamente.

Para o índice nacional de preço ao consumidor amplo, pela Tabela 3, têm-se uma média próxima à 2841,88, juntamente com coeficientes de assimetria e curtose de 0,42 e 2,05, respectivamente. Calculou-se um desvio padrão para o IPCA de 1139,62 com os pontos de máximo e mínimo em 5103,70 e 1244,23, respectivamente.

Por fim a Tabela 3 para o índice Bovespa em reais descreve oscilações entre 4299 e 89504 pontos, com a média e a mediana próximas de 40000 pontos. O IBOVESPA apresentou um desvio padrão de 23770,47, com coeficiente de assimetria praticamente nulo e coeficiente de curtose de 1,64.

Pelos dados analisados todos os índices apresentaram valores altos para seus desvios padrões se comparados com suas médias. Então pelos resultados dos testes de Jarque-Bera, rejeita-se, a um grau de significância de 10%, a hipótese nula de normalidade para as quatro séries dos índices.

Para os retornos mensais logarítmicos das séries temporais macroeconômicas obteve-se média e medianas com valores absolutos baixos, como observa-se na Tabela 4. Os desvios padrões, coeficientes de assimetria e coeficientes de curtose apresentaram comportamentos variados entre as séries. Enquanto a série de retornos do IPCA apresentou valores máximos, mínimos e desvio padrão baixos, as séries de retornos dos preços do Brent, do IBOVESPA e da taxa de câmbio apresentaram comportamentos mais voláteis, com desvios padrões consideravelmente mais elevados. Os retornos mensais do IBOVESPA apresentam o menor valor mínimo e a série da taxa de câmbio apresenta o maior valor máximo, com valores de -50,34% e 49,52%, respectivamente.

Tabela 4 – Resumo estatístico dos retornos mensais das séries macroeconômicas (Continua)

	IPCA	IBOV	Taxa de Câmbio	Brent
Média	0,005111751	0,010933585	0,00500862	0,003734666
Variância	1,54E-05	0,007157582	0,003114927	0,011242654
Mediana	0,004539863	0,013174781	0,004349738	0,012115668
Mínimo	-0,005110132	-0,503412553	-0,181546963	-0,454370668
Máximo	0,029755135	0,215478892	0,4951663	0,300880087
Desvio padrão	0,003921888	0,084602492	0,055811532	0,106031383

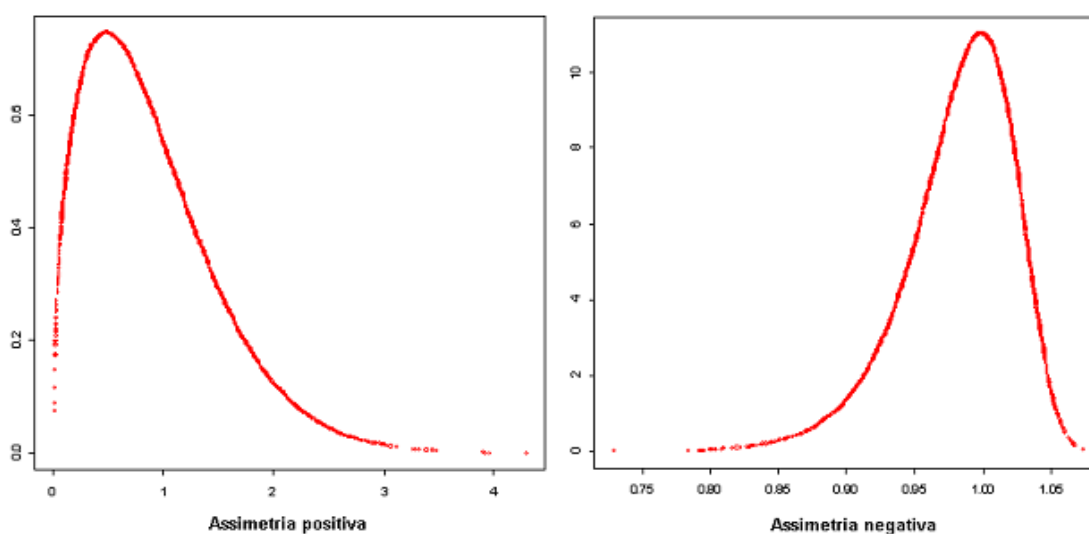
Tabela 4 – Resumo estatístico dos retornos mensais das séries macroeconômicas (Conclusão)

Assimetria	1,699129062	-1,150181834	2,787190079	-0,52762759
Curtose	9,887	7,9869	25,5652	4,5954
Jarque-Bera	678,2576638	346,8497131	6213,0126	42,07694355
Probabilidade JB	0	0	0	0
Observações	276	276	276	276
Soma	1,54E-05	3,017669461	1,38237952	1,030767743

Fonte: elaboração própria, 2019.

Da teoria sabe-se que o coeficiente de assimetria permite distinguir as distribuições assimétricas, assim um valor negativo indica que a cauda do lado esquerdo da função densidade de probabilidade é maior que a do lado direito. Um valor positivo do coeficiente indica que a cauda do lado direito é maior. Já para um valor nulo, a função densidade de probabilidade se assemelha a distribuição normal.

Figura 8 – Distribuição da função densidade de probabilidade para coeficientes de assimetria maior e menor que zero, respectivamente.



Fonte: PORAL ACTION. 2.5-Coeficiente de Assimetria. Disponível em: <<http://www.portalaaction.com.br/estatistica-basica/25-coeficiente-de-assimetria>>. Acesso em: 12 mai. 2019.

Da Tabela 4 nota-se que os coeficientes de assimetria para as séries de retornos do índice Bovespa e do preço do petróleo tipo Brent apresentam valores negativos, enquanto as demais séries apresentaram valores positivos para o coeficiente de assimetria.

Enquanto que o coeficiente de assimetria denota o deslocamento simétrico da função densidade de probabilidade, o coeficiente de Curtose determina o grau de achatamento da curva da distribuição de probabilidade e é medido em relação a distribuição normal de Gauss. O coeficiente de Curtose, juntamente com o achatamento da curva, afere o grau de concentração dos valores em torno do centro da distribuição. Todas as séries de retornos dos índices apresentaram elevados coeficientes de curtose, com destaque para os retornos da Taxa de Câmbio R\$/US\$, com coeficiente de 25,56.

Assim, com os resultados dos resumos estatísticos apresentados na Tabela 4, segundo os testes de JB, rejeita-se, com um nível de significância de 10%, a hipótese de normalidade para todas as séries de retornos de todos os quatro índices macroeconômicos temporais utilizados.

Observa-se que para as séries de retornos o número de observações é uma unidade menor que o número de observações para a respectiva série original, devido ao fato de não ser possível calcular o retorno para o primeiro valor da série.

A Tabela 5 apresenta os resultados dos testes de estacionariedade de Dickey-Fuller Aumentado para as quatro séries macroeconômicas estudadas. São demonstrados os valores da estatística de testes e seu respectivo valor p , também o número de defasagens utilizados. Como supracitado, o número de defasagens utilizado nos modelos foi definido pela opção “Defasagem automática” do *software* MacroDados®, que implica ao programa o uso do número de defasagens que resulte no menor critério de Schwarz.

Tabela 5 – Testes de estacionariedade de Dickey-Fuller Aumentado para as séries macroeconômicas.

Estacionariedade	Estatística t	Valor p	Defasagens
IPCA	2,7387	0,0066	1
IBOVESPA	-0,433	0,6651	0
Taxa de Câmbio R\$/US\$	-1,2	0,2311	0
Petróleo Brent	-2,047	0,0416	1

Fonte: elaboração própria, 2019.

Da Tabela 5 têm-se que para um nível de significância de 10%, não se pode rejeitar a hipótese de estacionariedade para as séries temporais do IPCA e do preço do petróleo do tipo Brent, pois $\text{valor } p < 0,1$. Por outro lado, para as séries temporais

do índice Bovespa e da taxa de câmbio Real/Dólar norte-americano, pode-se rejeitar a hipótese de estacionariedade (*valor p* > 0,1).

Seguindo a análise para as séries obtidas através dos retornos das séries das variáveis macroeconômicas, como esperado, a situação é única: não se pode rejeitar a estacionariedade para nenhuma das séries temporais analisadas ($p < 0,1$ para todas as séries), conforme observa-se na Tabela 6. Assim demonstra-se que todas as séries temporais analisadas (Índice Bovespa, IPCA, Taxa de Câmbio R\$/US\$ e Preço do Petróleo tipo Brent) são integradas de ordem um, portanto, estacionárias por diferenças.

Tabela 6 – Testes de estacionariedade de Dickey-Fuller aumentado para os retornos das séries macroeconômicas.

Estacionariedade	Estatística t	Valor p	Defasagens
IPCA	-7,528	0,0000	0
IBOVESPA	-15,83	0,0000	0
Taxa de Câmbio R\$/US\$	-16,09	0,0000	0
Petróleo Brent	-15,49	0,0000	0

Fonte: elaboração própria, 2019.

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Como supracitado, utilizou-se o teste de Engle-Granger para examinar a cointegração das séries temporais macroeconômicas estudadas com o preço do petróleo tipo Brent no mercado internacional. Nos testes, realizou-se duas regressões para cada par de séries temporais. Em uma das regressões, uma variável é dependente e a outra independente. Na segunda regressão a relação de dependência foi invertida¹². Aceita-se a hipótese nula de inexistência de cointegração apenas se os dois testes indicarem não dependência. Caso isso não se evidencie, deve-se rejeitar a hipótese nula e concluir que as séries são cointegradas e, portanto, a existência de uma relação de longo prazo entre elas.

Segundo os resultados ilustrados na Tabela 7, a um nível de significância de 10%, o preço do petróleo tipo Brent não apresentou cointegração com nenhuma das séries temporais analisadas. Como as séries não apresentaram cointegração, utilizou-se modelos vetoriais autoregressivos – VAR, para compreender o comportamento dos retornos e, principalmente, a relevância dos retornos do preço do petróleo tipo Brent nas séries macroeconômicas. Os modelos foram construídos para as séries dos retornos, pois como supra observado, as séries macroeconômicas analisadas não apresentaram comportamento estacionário.

Tabela 7 – Resultado dos testes de cointegração de Engle-Granger.

Série	Defasagens	Índice dependente		Brent dependente	
		Estatística t	Valor p	Estatística t	Valor p
IBOVESPA	10	-1,814	0,623	-2,395	0,332
IPCA	10	-0,017	0,988	-1,902	0,575
Taxa de Câmbio	10	-0,07	0,985	-2,489	0,299

Fonte: Elaboração própria, 2019.

Na construção dos modelos VAR, usou-se o número de defasagens que gera o menor critério de Akaike, através da opção “Usar critério de Akaike” do *software* MacroDados®. Em consequência, o modelo VAR para os retornos do preço do petróleo tipo Brent e do IBOVESPA necessitou de apenas uma defasagem, enquanto

¹² Regressão número 1: X dependente e Y independente;
Regressão número 2: X independente e Y dependente.

que o modelo VAR para o retorno do preço do petróleo tipo Brent e do IPCA acarretou em oito defasagens.

Com os modelos VAR, realizou-se testes de causalidade no sentido de Granger dos retornos dos preços de petróleo do tipo Brent nos retornos das variáveis macroeconômicas analisadas. Os testes buscavam a constatação de que os retornos passados do petróleo tipo Brent causam ou ajudam a prever as variações futuras/atuais das variáveis macroeconômicas.

O teste de causalidade de Granger visa testar a hipótese de que todos os coeficientes defasados da regressão somados resultam no valor nulo. Os resultados obtidos nos testes são apresentados na Tabela 8, a seguir:

Tabela 8 – Resultado dos testes de causalidade de Granger.

Variável	Valor p
IBOVESPA	0,0769
IPCA	0,0933
Taxa de Câmbio	0,0065

Fonte: Elaboração própria, 2019.

Assim, sob um nível de significância de 10%, pode-se afirmar que os retornos do preço do petróleo Brent causam, no sentido de Granger, os retornos do índice Bovespa, do índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA), e da taxa de câmbio. Outrossim, conclui-se que os valores passados dos retornos do Brent ajudam a compreender os retornos das variáveis macroeconômicas analisadas.

6 CONCLUSÃO

Inegavelmente, o petróleo é uma das matérias primas mais importantes para a indústria e para a economia mundial. O estudo aqui desenvolvido teve por objetivo analisar a existência de relações entre o preço do petróleo bruto tipo Brent, negociado internacionalmente e diversos índices da macroeconomia brasileira.

Após a realização do estudo e a avaliação dos resultados obtidos, nota-se que os objetivos propostos foram alcançados. Ressalta-se, no entanto, que os resultados apresentados são limitados, pois fez-se uso de *softwares* de licença gratuita, que não disponibilizam o uso completo de determinadas ferramentas.

De todo modo, por meio dos testes de causalidade, em um nível de significância de 10%, obteve-se sinais de uma relação de longo prazo entre o preço do barril do petróleo tipo Brent e o IBOVESPA, o IPCA e a taxa de câmbio Real/Dólar. Assim, concluiu-se que os retornos passados das séries do preço do petróleo tipo Brent ajudam a compreender os retornos atuais e a prever o possível comportamento futuro do índice Bovespa, do índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA) e da taxa de câmbio Real/Dólar.

É válido salientar que durante o intervalo de tempo analisado, os preços dos combustíveis no Brasil não flutuaram livremente devido ao governo Federal por meio da Petrobras ter exercido controles de preço dos combustíveis visando manter a inflação baixa. Esse controle de preços impacta direta e negativamente nos resultados obtidos nesse estudo, principalmente para o índice Bovespa¹³ e para o IPCA¹⁴.

Por fim, a partir do trabalho de pesquisa e desenvolvimento aqui realizado, muito em função das limitações do estudo, pôde-se observar a oportunidade de trabalhos futuros. Dentre eles, destaca-se a realização de uma análise com dados refinados, com uso de *softwares* mais adequados, que promovam a obtenção de valores mais concisos. Ainda, sugere-se o estabelecimento de modelos mais precisos

¹³ Devido ao fato de as ações da Petrobras serem uma das mais negociadas diariamente no mercado, e também serem presença forte na composição do índice Bovespa, sofreram influência direta com o controle de preços.

¹⁴ O IPCA possui uma parte considerável de seu *benchmarking* composta pelos preços dos combustíveis.

e a criação de projeções de curvas, para que se observe a previsão de indicadores da economia brasileira e, seja possível utilizar os dados como complemento para formulação de políticas econômicas que visem o crescimento econômico-financeiro do Brasil.

7 REFERÊNCIAS

- AKINLO, A.E. **Energy consumption and economic growth: Evidence from 11 Sub-Sahara African countries**. Department of Economics, Obafemi Awolowo University, Ile-Ife, Nigeria, 2008.
- ANP – Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. **Anuário estatístico brasileiro do petróleo, gás natural e biocombustíveis: 2013**. Rio de Janeiro: ANP, 2014.
- AMANO, R.A., VAN NORDEN, S. **Oil prices and the rise and fall of the US real exchange rate**. Journal of International Money and Finance. v. 17. p. 299-316, 1998.
- BEHIMIRI, N.B., MANSO, J.R.P. **The linkage between crude oil consumption and economic growth in Latin America: The panel framework investigations for multiple regions**. Department of Management and Economics, University of Beira Interior, Covilha, Portugal, 2014.
- BAYAR, Y., KILIC, C. **Effects of Oil and Natural Gas Prices on Industrial Production in the Eurozone Member Countries**. International Journal of Energy Economics and Policy. v. 4. n. 2. p. 238-247, 2014.
- BROCKWELL, P. J., DAVIS, R. **An Introduction to Time Series and Forecasting**. Springer-Verlag, New York, 1996.
- CUNADO, F., GRACIA, F. P. **Oil prices, economic activity and inflation: evidence for some Asian countries**. The Quarterly Review of Economics and Finance. v. 45. p. 65–83, 2005
- DICKEY, A.D., FULLER, A.W. **Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root**. Journal of the American Statistical Association. v. 74. p. 427–431, 1979.
- ENGLE, R. **Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation**. Econometrica. v. 50. p. 987-1007, 1982.

ESSO, L. J. **Threshold cointegration and causality relationship between energy use and growth in seven African countries.** CES, Universite Paris 1-Panthéon-Sorbonne, France, 2010..

GUJARATI, D. N. **Basic Econometric.** 4 ed. New York, The McGraw-Hill Companies, 2004.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Indicadores conjunturais da Indústria: Produção.** Séries relatórios metodológicos. v. 31, 2004.

LEE, C.C, CHANG, G.P. **Energy consumption and GDP revisited: A panel analysis of developed and developing countries.** Department of Applied Economics, National Chung Hsing University, Taichung, Taiwan, 2007.

RAMOS, R.F., PORTELINHA, M.A.M. **Uma análise da atual situação da Petrobras e a influência das crises sobre os níveis de produção.** Rio de Janeiro, Brasil: Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2015.

RAUTAVA, J. **The role of oil prices and the real exchange rate in Russia's economy-a cointegration approach.** Journal of Comparative Economics. v. 32. p. 315-327, 2014.

SALLES, A.A. **Notas de Aula - Análise de Regressão.** Rio de Janeiro, Brasil: Escola Politécnica, Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2010.

YANAN, H., WANG, S., LAI K. K. **Global economic activity and crude oil prices: A cointegration analysis.** Energy Economics Journal. v. 32. p. 868-876, 2010.

YERGIN, D. **The Prize: The Epic Quest for Oil, Money & Power.** 1 ed. New York, Free Press, 2010.

Sites consultados:

<http://epe.gov.br/pt/abcdenergia/matriz-energetica-e-eletrica> acesso 31/03 17:00hs

https://edisciplinas.usp.br/pluginfile.php/176834/mod_resource/content/1/Resumo%20Wooldridge%20-

[%20Introdu%C3%A7%C3%A3o%20%C3%A0s%20S%C3%A9ries%20Temporais.pdf](#)
f acesso 09/04 22:00hs

https://pt.wikipedia.org/wiki/S%C3%A9rie_temporal acesso 09/04 22hs

https://pt.wikipedia.org/wiki/Processo_estoc%C3%A1stico acesso 09/04 22hs

<http://ipeadata.gov.br/exibeserie.aspx?serid=38389> acesso 13/04 19hs

http://www.b3.com.br/pt_br/ acesso 13/04 19hs

<https://www.ibge.gov.br/> acesso 13/04 19hs

http://www.macrodados.com.br/ajuda/Econometria_Parte4.htm acesso 01/05 19hs

http://www.b3.com.br/pt_br/noticias/carteira-do-ibovespa.htm acesso 01/05 19hs

http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/produtos/indices/indices-amplos/indice-bovespa-ibovespa.htm acesso 01/05 19hs

<https://br.advfn.com/indice/ibovespa> acesso 12/05 15hs

<https://www.osmelhoresinvestimentos.com.br/bolsa-de-valores/acoes-do-indice-ibovespa/> acesso 12/05 15hs

<https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/oqueinflacao> acesso 12/05 15hs

https://ww2.ibge.gov.br/home/disseminacao/destaques/pdf/2013_08_27_srm_calculo_7ed.pdf acesso 12/05 15hs

<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/precos-e-custos/9256-indice-nacional-de-precos-ao-consumidor-amplo.html?=&t=series-historicas> acesso 12/05 16hs

<http://bvmf.bmfbovespa.com.br/indices/ResumoCarteiraQuadrimestre.aspx?Indice=IBOV&idioma=pt-br> acesso 20/05 21hs

https://www.bcb.gov.br/acessoinformacao/perguntasfrequentes-respostas/faq_taxacambio acesso 20/05 21hs

<https://www.grancursospresencial.com.br/novo/upload/A419092005194957.pdf>

acesso 20/05 21hs

<http://www.portalaction.com.br/estatistica-basica/25-coeficiente-de-assimetria> acesso

21/05 17hs

<https://www.youtube.com/watch?v=14Tks1IstOE> acesso 22/05 23hs

**ANEXO A – SÉRIE TEMPORAL DO ÍNDICE NACIONAL DE PREÇOS AO
CONSUMIDOR AMPLO**

IPCA	Mês/Ano	IPCA	Mês/Ano	IPCA	Mês/Ano	IPCA	Mês/Ano
1244,23	dez/95	1453,4	nov/98	1788,24	out/01	2351,82	set/04
1260,9	jan/96	1458,2	dez/98	1800,94	nov/01	2362,17	out/04
1273,89	fev/96	1468,41	jan/99	1812,65	dez/01	2378,47	nov/04
1278,35	mar/96	1483,83	fev/99	1822,08	jan/02	2398,92	dez/04
1294,46	abr/96	1500,15	mar/99	1828,64	fev/02	2412,83	jan/05
1310,25	mai/96	1508,55	abr/99	1839,61	mar/02	2427,07	fev/05
1325,84	jun/96	1513,08	mai/99	1854,33	abr/02	2441,87	mar/05
1340,56	jul/96	1515,95	jun/99	1858,22	mai/02	2463,11	abr/05
1346,46	ago/96	1532,47	jul/99	1866,02	jun/02	2475,18	mai/05
1348,48	set/96	1541,05	ago/99	1888,23	jul/02	2474,68	jun/05
1352,53	out/96	1545,83	set/99	1900,5	ago/02	2480,87	jul/05
1356,86	nov/96	1564,23	out/99	1914,18	set/02	2485,09	ago/05
1363,24	dez/96	1579,09	nov/99	1939,26	out/02	2493,79	set/05
1379,33	jan/97	1588,56	dez/99	1997,83	nov/02	2512,49	out/05
1386,23	fev/97	1598,41	jan/00	2039,78	dez/02	2526,31	nov/05
1393,3	mar/97	1600,49	fev/00	2085,68	jan/03	2535,4	dez/05
1405,56	abr/97	1604,01	mar/00	2118,43	fev/03	2550,36	jan/06
1411,32	mai/97	1610,75	abr/00	2144,49	mar/03	2560,82	fev/06
1418,94	jun/97	1610,91	mai/00	2165,29	abr/03	2571,83	mar/06
1422,06	jul/97	1614,62	jun/00	2178,5	mai/03	2577,23	abr/06
1421,78	ago/97	1640,62	jul/00	2175,23	jun/03	2579,81	mai/06
1422,63	set/97	1662,11	ago/00	2179,58	jul/03	2574,39	jun/06
1425,9	out/97	1665,93	set/00	2186,99	ago/03	2579,28	jul/06
1428,32	nov/97	1668,26	out/00	2204,05	set/03	2580,57	ago/06
1434,46	dez/97	1673,6	nov/00	2210,44	out/03	2585,99	set/06
1444,64	jan/98	1683,47	dez/00	2217,96	nov/03	2594,52	out/06
1451,29	fev/98	1693,07	jan/01	2229,49	dez/03	2602,56	nov/06
1456,22	mar/98	1700,86	fev/01	2246,43	jan/04	2615,05	dez/06
1459,71	abr/98	1707,32	mar/01	2260,13	fev/04	2626,56	jan/07
1467,01	mai/98	1717,22	abr/01	2270,75	mar/04	2638,12	fev/07
1467,3	jun/98	1724,26	mai/01	2279,15	abr/04	2647,88	mar/07
1465,54	jul/98	1733,23	jun/01	2290,77	mai/04	2654,5	abr/07
1458,07	ago/98	1756,28	jul/01	2307,03	jun/04	2661,93	mai/07
1454,86	set/98	1768,57	ago/01	2328,02	jul/04	2669,38	jun/07
1455,15	out/98	1773,52	set/01	2344,08	ago/04	2675,79	jul/07

IPCA	Mês/Ano	IPCA	Mês/Ano	IPCA	Mês/Ano	IPCA	Mês/Ano
2688,37	ago/07	3111,05	jul/10	3715,92	jun/13	4675,23	mai/16
2693,21	set/07	3112,29	ago/10	3717,03	jul/13	4691,59	jun/16
2701,29	out/07	3126,29	set/10	3725,95	ago/13	4715,99	jul/16
2711,55	nov/07	3149,74	out/10	3738,99	set/13	4736,74	ago/16
2731,62	dez/07	3175,88	nov/10	3760,3	out/13	4740,53	set/16
2746,37	jan/08	3195,89	dez/10	3780,61	nov/13	4752,86	out/16
2759,83	fev/08	3222,42	jan/11	3815,39	dez/13	4761,42	nov/16
2773,08	mar/08	3248,2	fev/11	3836,38	jan/14	4775,7	dez/16
2788,33	abr/08	3273,86	mar/11	3862,84	fev/14	4793,85	jan/17
2810,36	mai/08	3299,07	abr/11	3898,38	mar/14	4809,67	fev/17
2831,16	jun/08	3314,58	mai/11	3924,5	abr/14	4821,69	mar/17
2846,16	jul/08	3319,55	jun/11	3942,55	mai/14	4828,44	abr/17
2854,13	ago/08	3324,86	jul/11	3958,32	jun/14	4843,41	mai/17
2861,55	set/08	3337,16	ago/11	3958,72	jul/14	4832,27	jun/17
2874,43	out/08	3354,85	set/11	3968,62	ago/14	4843,87	jul/17
2884,78	nov/08	3369,28	out/11	3991,24	set/14	4853,07	ago/17
2892,86	dez/08	3386,8	nov/11	4008	out/14	4860,83	set/17
2906,74	jan/09	3403,73	dez/11	4028,44	nov/14	4881,25	out/17
2922,73	fev/09	3422,79	jan/12	4059,86	dez/14	4894,92	nov/17
2928,57	mar/09	3438,19	fev/12	4110,2	jan/15	4916,46	dez/17
2942,63	abr/09	3445,41	mar/12	4160,34	fev/15	4930,72	jan/18
2956,46	mai/09	3467,46	abr/12	4215,26	mar/15	4946,5	fev/18
2967,1	jun/09	3479,94	mai/12	4245,19	abr/15	4950,95	mar/18
2974,22	jul/09	3482,72	jun/12	4276,6	mai/15	4961,84	abr/18
2978,68	ago/09	3497,7	jul/12	4310,39	jun/15	4981,69	mai/18
2985,83	set/09	3512,04	ago/12	4337,11	jul/15	5044,46	jun/18
2994,19	out/09	3532,06	set/12	4346,65	ago/15	5061,11	jul/18
3006,47	nov/09	3552,9	out/12	4370,12	set/15	5056,56	ago/18
3017,59	dez/09	3574,22	nov/12	4405,95	out/15	5080,83	set/18
3040,22	jan/10	3602,46	dez/12	4450,45	nov/15	5103,69	out/18
3063,93	fev/10	3633,44	jan/13	4493,17	dez/15	5092,97	nov/18
3079,86	mar/10	3655,24	fev/13	4550,23	jan/16	5100,61	dez/18
3097,42	abr/10	3672,42	mar/13	4591,18	fev/16		
3110,74	mai/10	3692,62	abr/13	4610,92	mar/16		
3110,74	jun/10	3706,28	mai/13	4639,05	abr/16		

ANEXO A – SÉRIE TEMPORAL DO ÍNDICE BOVESPA

IBOVESP A	Mês/An o	IBOVESP A	Mês/An o	IBOVESP A	Mês/An o	IBOVESP A	Mês/An o
4299	dez/95	8631	nov/98	11364	out/01	23245	set/04
5151,5	jan/96	6784	dez/98	12931	nov/01	23052	out/04
4957,7	fev/96	8171	jan/99	13577	dez/01	25128	nov/04
4954,9	mar/96	8910	fev/99	12721	jan/02	26196	dez/04
5164,1	abr/96	10696	mar/99	14033	fev/02	24350	jan/05
5727,9	mai/96	11350	abr/99	13254	mar/02	28139	fev/05
6043,8	jun/96	11089	mai/99	13085	abr/02	26610	mar/05
6123,2	jul/96	11626	jun/99	12861	mai/02	24843	abr/05
6259,4	ago/96	10441	jul/99	11139	jun/02	25207	mai/05
6446,8	set/96	10564	ago/99	9890	jul/02	25051	jun/05
6533,1	out/96	11106	set/99	10382	ago/02	26042	jul/05
6666	nov/96	11700	out/99	8622	set/02	28044	ago/05
7039,9	dez/96	13778	nov/99	10167	out/02	31583	set/05
7964,6	jan/97	17091	dez/99	10508	nov/02	30193	out/05
8828,7	fev/97	16388	jan/00	11268	dez/02	31916	nov/05
9044	mar/97	17660	fev/00	10941	jan/03	33455	dez/05
9982	abr/97	17820	mar/00	10280	fev/03	38382	jan/06
11344	mai/97	15537	abr/00	11273	mar/03	38610	fev/06
12567	jun/97	14956	mai/00	12556	abr/03	37951	mar/06
12872	jul/97	16727	jun/00	13421	mai/03	40363	abr/06
10609	ago/97	16454	jul/00	12972	jun/03	36530	mai/06
11797	set/97	17346	ago/00	13571	jul/03	36630	jun/06
8986	out/97	15928	set/00	15174	ago/03	37077	jul/06
9394	nov/97	14867	out/00	16010	set/03	36232	ago/06
10196	dez/97	13287	nov/00	17982	out/03	36449	set/06
9720	jan/98	15259	dez/00	20183	nov/03	39262	out/06
10570	fev/98	17672	jan/01	22236	dez/03	41931	nov/06
11946	mar/98	15891	fev/01	21851	jan/04	44473	dez/06
11677	abr/98	14438	mar/01	21755	fev/04	44641	jan/07
9846	mai/98	14917	abr/01	22142	mar/04	43892	fev/07
9678	jun/98	14649	mai/01	19607	abr/04	45804	mar/07
10707	jul/98	14810	jun/01	19544	mai/04	48956	abr/07
6472	ago/98	13754	jul/01	21148	jun/04	52268	mai/07
6593	set/98	12840	ago/01	22336	jul/04	54392	jun/07
7047	out/98	10635	set/01	22803	ago/04	54182	jul/07

IBOVESP A	Mês/An o	IBOVESP A	Mês/An o	IBOVESP A	Mês/An o	IBOVESP A	Mês/An o
54637	ago/07	67515	jul/10	47457	jun/13	48471	mai/16
60465	set/07	65145	ago/10	48234	jul/13	51526	jun/16
65317	out/07	69429	set/10	50011	ago/13	57308	jul/16
63006	nov/07	70673	out/10	55210	set/13	57901	ago/16
63886	dez/07	67705	nov/10	54256	out/13	58367	set/16
59490	jan/08	69304	dez/10	52482	nov/13	64924	out/16
63489	fev/08	66574	jan/11	51507	dez/13	61906	nov/16
60968	mar/08	67383	fev/11	47638	jan/14	60227	dez/16
67868	abr/08	68586	mar/11	47094	fev/14	64670	jan/17
72592	mai/08	66132	abr/11	50414	mar/14	66662	fev/17
65017	jun/08	64620	mai/11	51626	abr/14	64984	mar/17
59505	jul/08	62403	jun/11	51239	mai/14	65403	abr/17
55680	ago/08	58823	jul/11	53168	jun/14	62711	mai/17
49541	set/08	56495	ago/11	55829	jul/14	62899	jun/17
37256	out/08	52324	set/11	61288	ago/14	65920	jul/17
36595	nov/08	58338	out/11	54115	set/14	70835	ago/17
37550	dez/08	56874	nov/11	54628	out/14	74293	set/17
39300	jan/09	56754	dez/11	54724	nov/14	74308	out/17
38183	fev/09	63072	jan/12	50007	dez/14	71970	nov/17
40925	mar/09	65811	fev/12	46907	jan/15	76402	dez/17
47289	abr/09	64510	mar/12	51583	fev/15	84912	jan/18
53197	mai/09	61820	abr/12	51150	mar/15	85353	fev/18
51465	jun/09	54490	mai/12	56229	abr/15	85365	mar/18
54765	jul/09	54354	jun/12	52760	mai/15	86115	abr/18
56488	ago/09	56097	jul/12	53080	jun/15	76753	mai/18
61517	set/09	57061	ago/12	50864	jul/15	72762	jun/18
61545	out/09	59175	set/12	46625	ago/15	79220	jul/18
67044	nov/09	57068	out/12	45059	set/15	76677	ago/18
68588	dez/09	57474	nov/12	45868	out/15	79342	set/18
65401	jan/10	60952	dez/12	45120	nov/15	87423	out/18
66503	fev/10	59761	jan/13	43349	dez/15	89504	nov/18
70371	mar/10	57424	fev/13	40405	jan/16	87887	dez/18
67529	abr/10	56352	mar/13	42793	fev/16		
63046	mai/10	55910	abr/13	50055	mar/16		
60935	jun/10	53506	mai/13	53910	abr/16		

ANEXO A – SÉRIE TEMPORAL DA TAXA DE CÂMBIO

Taxa de Câmbio	Mês/Ano	Taxa de Câmbio	Mês/Ano	Taxa de Câmbio	Mês/Ano	Taxa de Câmbio	Mês/Ano
0,9725	dez/95	1,2012	nov/98	2,7071	out/01	2,8586	set/04
0,9786	jan/96	1,2087	dez/98	2,5287	nov/01	2,8565	out/04
0,9842	fev/96	1,9832	jan/99	2,3204	dez/01	2,7307	nov/04
0,988	mar/96	2,0648	fev/99	2,4183	jan/02	2,6544	dez/04
0,9925	abr/96	1,722	mar/99	2,3482	fev/02	2,6248	jan/05
0,9984	mai/96	1,6607	abr/99	2,3236	mar/02	2,595	fev/05
1,0044	jun/96	1,724	mai/99	2,3625	abr/02	2,6662	mar/05
1,0112	jul/96	1,7695	jun/99	2,522	mai/02	2,5313	abr/05
1,0169	ago/96	1,7892	jul/99	2,8444	jun/02	2,4038	mai/05
1,0215	set/96	1,9159	ago/99	3,4285	jul/02	2,3504	jun/05
1,0276	out/96	1,9223	set/99	3,0223	ago/02	2,3905	jul/05
1,0332	nov/96	1,953	out/99	3,8949	set/02	2,3637	ago/05
1,0394	dez/96	1,9227	nov/99	3,645	out/02	2,2222	set/05
1,0461	jan/97	1,789	dez/99	3,6365	nov/02	2,2543	out/05
1,0515	fev/97	1,8024	jan/00	3,5333	dez/02	2,207	nov/05
1,0593	mar/97	1,7685	fev/00	3,5258	jan/03	2,3407	dez/05
1,0638	abr/97	1,7473	mar/00	3,5632	fev/03	2,216	jan/06
1,0717	mai/97	1,8067	abr/00	3,3531	mar/03	2,1355	fev/06
1,0769	jun/97	1,8266	mai/00	2,8898	abr/03	2,1724	mar/06
1,0834	jul/97	1,8	jun/00	2,9656	mai/03	2,0892	abr/06
1,0916	ago/97	1,7748	jul/00	2,872	jun/03	2,3005	mai/06
1,0964	set/97	1,8234	ago/00	2,9655	jul/03	2,1643	jun/06
1,1031	out/97	1,8437	set/00	2,9665	ago/03	2,1762	jul/06
1,1098	nov/97	1,909	out/00	2,9234	set/03	2,1388	ago/06
1,1164	dez/97	1,9596	nov/00	2,8562	out/03	2,1742	set/06
1,1237	jan/98	1,9554	dez/00	2,9494	nov/03	2,143	out/06
1,1304	fev/98	1,9711	jan/01	2,8892	dez/03	2,1668	nov/06
1,1374	mar/98	2,0452	fev/01	2,9409	jan/04	2,138	dez/06
1,1443	abr/98	2,1616	mar/01	2,9138	fev/04	2,1247	jan/07
1,1505	mai/98	2,1847	abr/01	2,9086	mar/04	2,1182	fev/07
1,1569	jun/98	2,36	mai/01	2,9447	abr/04	2,0504	mar/07
1,1634	jul/98	2,3049	jun/01	3,1291	mai/04	2,0339	abr/07
1,1769	ago/98	2,4313	jul/01	3,1075	jun/04	1,9289	mai/07
1,1856	set/98	2,5517	ago/01	3,0268	jul/04	1,9262	jun/07
1,1932	out/98	2,6713	set/01	2,9338	ago/04	1,8776	jul/07

Taxa de Câmbio	Mês/Ano	Taxa de Câmbio	Mês/Ano	Taxa de Câmbio	Mês/Ano	Taxa de Câmbio	Mês/Ano
1,962	ago/07	1,7572	jul/10	2,2156	jun/13	3,5951	mai/16
1,8389	set/07	1,756	ago/10	2,2903	jul/13	3,2098	jun/16
1,744	out/07	1,6942	set/10	2,3725	ago/13	3,239	jul/16
1,7837	nov/07	1,7014	out/10	2,23	set/13	3,2403	ago/16
1,7713	dez/07	1,7161	nov/10	2,2026	out/13	3,2462	set/16
1,7603	jan/08	1,6662	dez/10	2,3249	nov/13	3,1811	out/16
1,6833	fev/08	1,6734	jan/11	2,3426	dez/13	3,3967	nov/16
1,7491	mar/08	1,6612	fev/11	2,4263	jan/14	3,2591	dez/16
1,6872	abr/08	1,6287	mar/11	2,3334	fev/14	3,127	jan/17
1,6294	mai/08	1,5733	abr/11	2,263	mar/14	3,0993	fev/17
1,5919	jun/08	1,5799	mai/11	2,236	abr/14	3,1684	mar/17
1,5666	jul/08	1,5611	jun/11	2,239	mai/14	3,1984	abr/17
1,6344	ago/08	1,5563	jul/11	2,2025	jun/14	3,2437	mai/17
1,9143	set/08	1,5872	ago/11	2,2674	jul/14	3,3082	jun/17
2,1153	out/08	1,8544	set/11	2,2396	ago/14	3,1307	jul/17
2,3331	nov/08	1,6885	out/11	2,451	set/14	3,1471	ago/17
2,337	dez/08	1,8109	nov/11	2,4442	out/14	3,168	set/17
2,3162	jan/09	1,8758	dez/11	2,5601	nov/14	3,2769	out/17
2,3784	fev/09	1,7391	jan/12	2,6562	dez/14	3,2616	nov/17
2,3152	mar/09	1,7092	fev/12	2,6623	jan/15	3,308	dez/17
2,1783	abr/09	1,8221	mar/12	2,8782	fev/15	3,1624	jan/18
1,973	mai/09	1,8918	abr/12	3,208	mar/15	3,2449	fev/18
1,9516	jun/09	2,0223	mai/12	2,9936	abr/15	3,3238	mar/18
1,8726	jul/09	2,0213	jun/12	3,1788	mai/15	3,4811	abr/18
1,8864	ago/09	2,0499	jul/12	3,1026	jun/15	3,737	mai/18
1,7781	set/09	2,0372	ago/12	3,394	jul/15	3,8558	jun/18
1,744	out/09	2,0306	set/12	3,6467	ago/15	3,7549	jul/18
1,7505	nov/09	2,0313	out/12	3,9729	set/15	4,1353	ago/18
1,7412	dez/09	2,1074	nov/12	3,8589	out/15	4,0039	set/18
1,8748	jan/10	2,0435	dez/12	3,8506	nov/15	3,7177	out/18
1,811	fev/10	1,9883	jan/13	3,9048	dez/15	3,8633	nov/18
1,781	mar/10	1,9754	fev/13	4,0428	jan/16	3,8748	dez/18
1,7306	abr/10	2,0138	mar/13	3,9796	fev/16		
1,8167	mai/10	2,0017	abr/13	3,5589	mar/16		
1,8015	jun/10	2,1319	mai/13	3,4508	abr/16		

ANEXO A – SÉRIE TEMPORAL DO PREÇO DO PETRÓLEO TIPO BRENT

BRENT	Mês/Ano	BRENT	Mês/Ano	BRENT	Mês/Ano	BRENT	Mês/Ano
18,65	dez/95	10,32	nov/98	19,78	out/01	47,26	set/04
16,63	jan/96	10,44	dez/98	18,87	nov/01	48,02	out/04
18,8	fev/96	11,04	jan/99	19,29	dez/01	44,04	nov/04
20,33	mar/96	10,73	fev/99	19,13	jan/02	39,9	dez/04
19,5	abr/96	14,47	mar/99	20,69	fev/02	44,98	jan/05
18,1	mai/96	16,6	abr/99	23,5	mar/02	49,33	fev/05
19,28	jun/96	14,74	mai/99	26,95	abr/02	52,9	mar/05
19	jul/96	16,84	jun/99	23,93	mai/02	50,74	abr/05
20,98	ago/96	19,86	jul/99	24,92	jun/02	50,52	mai/05
24,15	set/96	21,15	ago/99	26,12	jul/02	55,35	jun/05
22,8	out/96	22,78	set/99	27,33	ago/02	59,79	jul/05
23,17	nov/96	21,14	out/99	29,02	set/02	66,81	ago/05
23,9	dez/96	25,08	nov/99	25,43	out/02	61,88	set/05
23,28	jan/97	25,1	dez/99	25,12	nov/02	58,5	out/05
19,44	fev/97	26,17	jan/00	31,98	dez/02	53,24	nov/05
18,53	mar/97	28,83	fev/00	32,5	jan/03	59,17	dez/05
18,25	abr/97	24,07	mar/00	33,85	fev/03	65,2	jan/06
18,99	mai/97	23,92	abr/00	28,06	mar/03	59,61	fev/06
18,22	jun/97	29,06	mai/00	23,31	abr/03	66,09	mar/06
18,94	jul/97	31,82	jun/00	26,44	mai/03	72,3	abr/06
17,98	ago/97	25,78	jul/00	28,17	jun/03	68,67	mai/06
19,96	set/97	34,83	ago/00	28,64	jul/03	73,27	jun/06
19,42	out/97	28,48	set/00	30,26	ago/03	74,61	jul/06
18,96	nov/97	30,25	out/00	28,23	set/03	67,3	ago/06
15,86	dez/97	32,44	nov/00	27,89	out/03	59,21	set/06
15,55	jan/98	22,5	dez/00	28,9	nov/03	56,66	out/06
13,3	fev/98	26,56	jan/01	30,15	dez/03	65,06	nov/06
13,83	mar/98	25,51	fev/01	29,52	jan/04	58,96	dez/06
13,74	abr/98	23,85	mar/01	32,53	fev/04	55,94	jan/07
14,68	mai/98	27,51	abr/01	32,41	mar/04	60,58	fev/07
12,04	jun/98	28,49	mai/01	35,02	abr/04	68,4	mar/07
12,61	jul/98	26,13	jun/01	37,04	mai/04	67,16	abr/07
12,04	ago/98	24,44	jul/01	33,04	jun/04	68,16	mai/07
14,33	set/98	26,68	ago/01	41,61	jul/04	71,92	jun/07
12,03	out/98	21,69	set/01	39,75	ago/04	77,11	jul/07

BRENT	Mês/Ano	BRENT	Mês/Ano	BRENT	Mês/Ano	BRENT	Mês/Ano
72,12	ago/07	80,22	jul/10	102,57	jun/13	49,16	mai/16
80,65	set/07	76,37	ago/10	107,25	jul/13	49,52	jun/16
89,85	out/07	81,74	set/10	115,83	ago/13	43,05	jul/16
90,43	nov/07	83,14	out/10	108,96	set/13	49,19	ago/16
97,08	dez/07	86,55	nov/10	109,46	out/13	49,06	set/16
93,24	jan/08	93,87	dez/10	111,1	nov/13	48,3	out/16
102,48	fev/08	98,63	jan/11	111,59	dez/13	50,47	nov/16
100,01	mar/08	111,48	fev/11	108,15	jan/14	56,13	dez/16
115,36	abr/08	115,16	mar/11	108,95	fev/14	55,7	jan/17
129,39	mai/08	125,47	abr/11	108,02	mar/14	55,59	fev/17
140,42	jun/08	114,76	mai/11	109,01	abr/14	52,83	mar/17
125,73	jul/08	110,82	jun/11	110,4	mai/14	51,73	abr/17
114,8	ago/08	118,03	jul/11	113,5	jun/14	50,31	mai/17
95,33	set/08	112,93	ago/11	107,07	jul/14	47,92	jun/17
60,52	out/08	104,82	set/11	102,43	ago/14	52,65	jul/17
48,75	nov/08	110,61	out/11	96,5	set/14	52,38	ago/17
34,68	dez/08	110,41	nov/11	86,25	out/14	57,54	set/17
44,05	jan/09	107,62	dez/11	74,4	nov/14	61,37	out/17
44,37	fev/09	111,03	jan/12	57,33	dez/14	63,57	nov/17
46,38	mar/09	123,16	fev/12	48,4	jan/15	66,6	dez/17
50,56	abr/09	123,67	mar/12	61,14	fev/15	69,05	jan/18
64,93	mai/09	119,76	abr/12	55,6	mar/15	65,78	fev/18
67,95	jun/09	104,55	mai/12	64,6	abr/15	70,27	mar/18
69,56	jul/09	92,53	jun/12	61,86	mai/15	75,17	abr/18
73	ago/09	106,34	jul/12	61,18	jun/15	77,59	mai/18
65,91	set/09	113,11	ago/12	53,52	jul/15	79,44	jun/18
75,07	out/09	111,53	set/12	47,75	ago/15	74,25	jul/18
76,69	nov/09	109,4	out/12	47,6	set/15	77,42	ago/18
77,56	dez/09	110,84	nov/12	48,39	out/15	82,72	set/18
72,54	jan/10	110,62	dez/12	44,69	nov/15	75,47	out/18
76,16	fev/10	114,93	jan/13	36,53	dez/15	58,71	nov/18
80,51	mar/10	112,72	fev/13	34,09	jan/16	52,28	dez/18
85,73	abr/10	109,51	mar/13	35,98	fev/16		
73,23	mai/10	103,47	abr/13	39,76	mar/16		
74,94	jun/10	101,93	mai/13	47,57	abr/16		